

Determinanty salda rachunku obrotów bieżących Polski¹

Wstęp

Od 1996 r. w Polsce odnotowywano deficyt rachunku obrotów bieżących, który w latach 1996–2011 kształtował się w przedziale od 2 do 7% PKB². Składały się na niego ujemne salda obrotów towarowych i dochodów z inwestycji oraz dodatnie salda usług i transferów bieżących. Od 2011 r. następowała poprawa salda rachunku obrotów bieżących, które w 2016 r. osiągnęło poziom bliski zeru. Była ona wynikiem spadku deficytu obrotów towarowych, wręcz uzyskania nadwyżki w tej kategorii w latach 2015–2016 oraz obserwowanego od 2010 r. systematycznego wzrostu dodatniego salda usług.

Odwotując się do tożsamości makroekonomicznych, warto zauważyć, że saldo rachunku obrotów bieżących jest różnicą oszczędności i inwestycji. W gospodarce zamkniętej oszczędności są równe inwestycjom krajowym, a saldo rachunku obrotów bieżących jest równe zeru. W przypadku międzynarodowej mobilności kapitału oszczędności i inwestycje mogą nawet w długim okresie różnić się co do wielkości, ponieważ kraje, mając możliwość korzystania z handlu międzyokresowego, odnotowują nierównowagi na rachunku obrotów bieżących (Obstfeld, Rogoff 1996, s. 161).

Państwa mające dodatnie salda rachunku obrotów bieżących, odnotowujące nadwyżki krajowych oszczędności nad inwestycjami, są eksporterami kapitału netto, akumulują aktywa zagraniczne w formie „tradycyjnych” rezerw czy, jak

* Dr Kamila Kuziemska-Pawlak – Departament Analiz Ekonomicznych, Narodowy Bank Polski; e-mail: kamila.kuziemska-pawlak@nbp.pl

¹ Artykuł powstał na podstawie rozprawy doktorskiej napisanej pod kierunkiem prof. dr. hab. Janusza Bilskiego, obronionej na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym Uniwersytetu Łódzkiego. Autorka dziękuje za uwagi dr. Wojciechowi Grabowskiemu, dr. hab. Michałowi Rubaszkowski, dr. Andrzejowi Torójowi oraz dwóm anonimowym recenzentom artykułu. Tekst wyraża stanowisko autorki i nie powinien być interpretowany jako stanowisko Narodowego Banku Polskiego.

² Roczne dane bilansu płatniczego są dostępne od 1994 r. W latach 1994–1995 odnotowywano nadwyżkę rachunku obrotów bieżących. Szerzej na temat zmian bilansu płatniczego Polski w okresie transformacji – zob. Rączkowski (1999).

w przypadku krajów-eksporterów ropy naftowej, kreując tzw. fundusze ropy naftowej (*oil funds*, por. ECB 2006)³. Za pomocą inwestycji krajowych i nadwyżek rachunku obrotów bieżących (często nazywanych inwestycjami zagranicznymi) państwo może wykorzystywać bieżącą produkcję do zwiększenia przyszłych dochodów, przy czym akumulacja majątku jest równa oszczędnościom, niezależnie od formy tej akumulacji – inwestycje w kraju lub za granicą (Montiel 2012, s. 43).

Celem artykułu jest próba empirycznej identyfikacji determinant relacji salda rachunku obrotów bieżących do PKB w Polsce. Zrozumienie czynników wpływających na tę relację jest ważne z kilku powodów.

Po pierwsze, trwały deficyt rachunku obrotów bieżących i będący jego konsekwencją wzrost ujemnej międzynarodowej pozycji inwestycyjnej netto (MPI) może być źródłem niskiej odporności kraju na szoki zewnętrzne i przyczyną gwałtownego odpływu kapitału, co z kolei wiąże się ze wzrostem rentowności krajowych dłużnych papierów wartościowych i spadkiem wartości waluty krajowej, rodząc potencjalne ryzyko kryzysu zadłużeniowego. W takim przypadku konieczne może się okazać utrzymywanie stóp procentowych na stosunkowo wysokim poziomie oraz zacieśnienie polityki fiskalnej, nadmiernie obniżające dynamikę popytu krajowego. Zagadnienie podtrzymywalności (*sustainability*) salda rachunku obrotów bieżących jest ważne zarówno dla państwa, w którym jest ono ujemne, jak i dla kraju, w którym jest ono dodatnie. Jeśli deficyt rachunku obrotów bieżących stanie się niemożliwy do utrzymania, wartość należności zagranicznych kraju nadwyżkowego względem państwa deficytowego może diametralnie spaść, generując problemy płynnościowe w kraju o dodatnim saldzie rachunku obrotów bieżących. W tym sensie problem ma charakter symetryczny.

Po drugie, deficyt/nadwyżka rachunku obrotów bieżących może być skutkiem nierównowagi w innych obszarach gospodarki, co pokazują doświadczenia państw peryferyjnych strefy euro (Grecji, Portugalii, Hiszpanii, Irlandii) przed 2008 r. W Grecji i Portugalii kształtowanie się bieżącej konsumpcji powyżej bieżącego dochodu wiązało się z oczekiwaniem wzrostu wydajności czynników produkcji w procesie realnej konwergencji oraz tanim kredytem zagranicznym (dzięki obniżonej premii za ryzyko), do którego gospodarki te uzyskały dostęp w związku z przystąpieniem do strefy euro. W Hiszpanii i Irlandii spadek nominalnych stóp procentowych w następstwie przyjęcia euro stymulował wzrost popytu na kredyt, prowadząc do bańki na rynku nieruchomości. Gwałtowny wzrost cen nieruchomości był połączony ze wzrostem zadłużenia gospodarstw domowych z tytułu kredytów hipotecznych oraz wzrostem kredytów dla firm z sektora budowlanego. Rezultatem spadku oszczędności (Grecja, Portugalia) oraz wzrostu inwestycji (Hiszpania, Irlandia) w peryferyjnych gospodarkach strefy euro był wzrost deficytu rachunku obrotów bieżących (por. np. Blanchard, Giavazzi 2002; Brissmis i in., 2010; Brzoza-Brzezina 2011). Na znaczenie relacji salda rachunku obrotów bieżących do PKB wskazuje analizowanie tego wskaźnika przez Komisję Euro-

³ Na ogół wyróżnia się dwa motywy akumulacji rezerw walutowych: przezornościowy (ubezpieczeniowy) oraz interwencyjny (merkantylistyczny) (Bogołębska 2013, s. 257).

pejską (KE). Nieprzestrzeganie procedury dotyczącej nadmiernego zakłócenia równowagi (*Excessive Imbalance Procedure* – EIP) może prowadzić do zawieszenia europejskich funduszy strukturalnych i inwestycyjnych. Z kolei na kraje strefy euro, które nie stosują się do zaleceń odnoszących się do procedury dotyczącej zakłóceń równowagi makroekonomicznej (*Macroeconomic Imbalance Procedure* – MIP), mogą zostać nałożone sankcje finansowe (por. KE 2017a; Torój 2017)⁴.

Po trzecie, deficyt rachunku obrotów bieżących może być konsekwencją niskiej konkurencyjności gospodarki. Polskę charakteryzuje wysoka konkurencyjność cenowo-kosztowa, która wynika z relatywnie niskiego poziomu cen oraz kosztów pracy⁵. Kaldor (1978) zauważył, że kraje charakteryzujące się wyższym wzrostem PKB i eksportu są jednocześnie państwami, w których szybciej wzrastają relatywne koszty jednostkowe (tj. państwami, których konkurencyjność kosztowa spada; por. np. Amable, Verspagen (1995); Carlin i in. (2001); Fagerberg (1996); Bierut, Kuziemska-Pawlak (2016), Bierut, Kuziemska-Pawlak (2017)). W długim okresie sukces na rynkach międzynarodowych zależy zatem w znacznym stopniu od konkurencyjności pozacenowej. Konkurencyjność pozacenowa Polski jest relatywnie niska. W szczególności „Globalny Raport Konkurencyjności 2016–2017” (*The Global Competitiveness Report 2016–2017*) Światowego Forum Gospodarczego (*World Economic Forum*) wskazuje na problemy Polski w zakresie innowacyjności, kapitału ludzkiego, rozwoju instytucjonalnego. Wobec braku możliwości łagodzenia słabości strukturalnych przez zmiany nominalnego kursu walutowego oraz dostosowania krajowej polityki pieniężnej w unii walutowej, znaczenie konkurencyjności pozacenowej wzrasta po wejściu kraju do strefy euro.

Na podstawie przeglądu literatury postawiono następującą główną hipotezę badawczą. Ważnymi determinantami salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce w latach 2000–2013 były: proces realnej konwergencji, polityka fiskalna oraz kurs walutowy⁶. Uszczegółowieniem hipotezy głównej są trzy hipotezy cząstkowe. Po pierwsze, wzrost relacji poziomu realnego PKB *per capita* w Polsce do poziomu realnego PKB *per capita* w Niemczech wpływał na spadek deficytu rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce. Po drugie, wzrost deficytu sektora instytucji rządowych i samorządowych w relacji do PKB zwiększał deficyt rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce. Po trzecie aprecjacja realnego efektywnego kursu złotego przyczyniała się do wzrostu deficytu rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce.

⁴ Wartości progowe w MIP dla salda rachunku obrotów bieżących (średnia z trzech lat) to +6/–4% PKB, a dla MPI to –35% PKB.

⁵ Zgodnie z wynikami przeprowadzanego przez OECD badania *International Comparison Program* w listopadzie 2017 r. poziom cen jednakowego koszyka dóbr i usług w Niemczech, Czechach, Słowacji i na Węgrzech był wyższy odpowiednio o 85%, 26%, 22% i 8% od poziomu cen w Polsce. Z kolei zgodnie z danymi Eurostatu w 2016 r. poziom godzinowych kosztów pracy (w EUR) w przemyśle, budownictwie i usługach (z wyłączeniem administracji publicznej, obrony narodowej i obowiązkowych ubezpieczeń społecznych) w Polsce wyniósł 8,6 wobec 8,3 na Węgrzech, 10,2 w Czechach, 10,4 w Słowacji (dane wstępne) oraz 33 w Niemczech.

⁶ Horyzont czasowy analizy jest wyznaczony dostępnością kwartalnych statystyk bilansu płatniczego na bazie transakcji zestawionych przez NBP na podstawie wytycznych IMF (1993).

Warto zauważyć, że w większości badań empirycznych na temat determinant salda rachunku obrotów bieżących estymacja parametrów strukturalnych jest oparta na danych panelowych i/lub przekrojowych dla kilkudziesięciu krajów (np. Debellei Faruqee (1996), Chinn i Prasad (2003), Lee i in. (2008), Phillips i in. (2013)). Badania, w których wykorzystywana jest ekonometria szeregów czasowych, są stosunkowo nieliczne (np. Brissimis i in., 2010). W świetle najlepszej wiedzy autorki w literaturze istnieje luka w obszarze badań na temat determinant salda rachunku obrotów bieżących *stricte* Polski. Rozważania przedstawione w niniejszym artykule stanowią próbę wypełnienia tej luki.

Artykuł składa się z trzech części. W części pierwszej przedstawiono ewolucję podejść do równowagi zewnętrznej (podejście elastycznościowe, absorpcyjne, monetarne oraz międzyokresowe) oraz dokonano przeglądu wybranych badań empirycznych poświęconych determinantom rachunku obrotów bieżących. W części drugiej przedstawiono wyniki własnego badania empirycznego czynników istotnie wpływających na saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce. Artykuł zamykają podsumowanie i bibliografia.

1. Przegląd literatury

1.1. Saldo rachunku obrotów bieżących w świetle teorii

Analiza teorii bilansu płatniczego pozwala wyróżnić kilka podejść do rachunku obrotów bieżących: elastycznościowe i absorpcyjne – wywodzące się z keynesizmu, monetarne – będące kontynuatorem nurtów klasycznego i neoklasycznego oraz międzyokresowe – nawiązujące do keynesizmu oraz nurtu neoklasycznego.

W okresie ograniczonych przepływów kapitałowych uwaga w zakresie równowagi zewnętrznej była skoncentrowana na saldzie handlowym. W latach 20. XX w. powstało podejście elastycznościowe, którego twórcami i popularyzatorami byli Marshall (1923), Robinson (1937) oraz Lerner (1944). Badano wpływ zmian cen towarów krajowych i zagranicznych na kształtowanie się salda handlowego. Instrumentem korygującym deficyt handlowy była dewaluacja waluty krajowej, której wpływ na saldo handlowe zależy od spełnienia warunku Marshalla–Lernera.

W latach 50. XX w. powstało podejście absorpcyjne, którego twórcą był Alexander (1952, 1959). Zgodnie z nim wzrost eksportu netto może nastąpić jedynie w przypadku relatywnego spadku absorpcji krajowej w stosunku do produkcji krajowej (Montiel 2012, s. 44). Dostosowania w obszarze handlu zagranicznego mają zatem wpływ na równowagę ogólną i nie powinny być analizowane w izolacji od reszty gospodarki. Podejście absorpcyjne można zatem uznać za odpowiedź na krytykę analizy dostosowań w sektorze handlu zagranicznego z perspektywy równowagi cząstkowej.

Wzrostowi międzynarodowych przepływów kapitałowych towarzyszyła stopniowa zmiana poglądów na temat równowagi zewnętrznej. Analizą zaczęto obej-

mować cały bilans płatniczy. W latach 60. XX w. powstało podejście monetarne, do którego rozwoju przyczynili się Polak (1957), Mundell (1962, 1968), Johnson (1968, 1975, 1977a, b) oraz Dornbusch (1973). W podejściu tym nierównowaga zewnętrzna występuje w przypadku niezrównoważenia się podaży pieniądza i popytu na pieniądź.

Krytyka Lucasa (1976) oraz nierównowagi rachunku obrotów bieżących będące następstwem nagłego wzrostu światowych cen ropy naftowej w latach 1973–1974 oraz 1979–1980 przyczyniły się do powstania międzyokresowego podejścia do rachunku obrotów bieżących, wywodzącego się z analizy mikroekonomicznej. Zyskało ono popularność we wczesnych latach 80. XX w. za sprawą prac m.in. Buitera (1981), Sachsa (1981), Obstfelda (1982), Svenssona i Razina (1983). Zgodnie z podejściem międzyokresowym, które jest rozwinięciem podejścia absorpcyjnego, saldo rachunku obrotów bieżących jest rezultatem uwzględniających oczekiwania decyzji podmiotów gospodarczych dotyczących oszczędności i inwestycji.

Na koniec warto zauważyć, że wraz z upływem czasu zmieniało się postrzeganie nierównowagi rachunku obrotów bieżących. W modelach statycznych nierównowagę rachunku obrotów bieżących uznawano za zjawisko niepożądane, wymagające podjęcia działań dostosowawczych. Natomiast w modelach dynamicznych, opartych na optymalizacji, uznaje się, że deficyt (nadwyżka) rachunku obrotów bieżących odzwierciedla transfer możliwości konsumpcyjnych w czasie i może być zjawiskiem korzystnym dla gospodarki. Handel międzyokresowy (*intertemporal trade*) umożliwia wygładzenie konsumpcji w czasie (*consumption smoothing*)⁷.

1.2. Saldo rachunku obrotów bieżących w świetle badań empirycznych

Badania empiryczne dotyczące determinant salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB zarówno gospodarek rozwiniętych, jak i rozwijających się są prowadzone od końca XX w. Liczne prace na ten temat powstały w Międzynarodowym Funduszu Walutowym (MFW). W szczególności warto zwrócić uwagę na pracę Lee i in. (2008), w której w ramach *Macroeconomic Balance Approach* (jednego z podejść Consultative Group on Exchange Rate Issues (CGER) MFW do oceny kursu walutowego) oszacowano, wykorzystując ekonometrię panelową, relację równowagi między saldami rachunku obrotów bieżących oraz zbiorem fundamentów dla 54 gospodarek i strefy euro w latach 1973–2004. Następczynią metodologii CGER jest, rozwinięta przez Departament Badań MFW, metodologia *External Balance Assessment* (EBA). Phillips i in. (2013) w ramach EBA dokonali analizy determinant sald rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB dla 49 gospodarek, tworzących około 90% światowego PKB, dla okresu 1986–2010. W porównaniu z podejściem CGER EBA kładzie większy nacisk na rozróżnienie

⁷ Rozbieżności między bieżącym dochodem i konsumpcją, poza dążeniem do wygładzenia poziomu konsumpcji w czasie, mogą być rezultatem dążenia do przesunięcia konsumpcji w czasie (*consumption tilting*) oraz dążenia do zwiększenia poziomu konsumpcji w czasie (*consumption augmenting*).

ekonomii pozytywnej i normatywnej rachunków obrotów bieżących i kursów walutowych oraz bierze pod uwagę większą liczbę czynników (w tym politykę i warunki cykliczne), które mogą wpływać na te zmienne (Phillips i in. 2013, s. 5). Inne przykładowe badania na temat salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB, powstałe w różnych ośrodkach naukowych na świecie, to Debelle i Faruqee (1996), Isard i in. (2001), Bussière i in. (2003), Chinn i Prasad (2003), Bussière i in. (2004), Aristovnik (2006), Rahman (2008), Ca’Zorzi i in. (2009), Cheung i in. (2010), Jaumotte i Sodsriwiboon (2010), Chinn i in. (2011), Gehringer (2013), Dybka i Rubaszek (2017), a w literaturze polskiej – Mackiewicz (2003), Siwiński (2003), Śliwiński (2011) oraz Czarny i Śledziwska (2013).

Warto zauważyć, że w badaniach rachunku obrotów bieżących wykorzystywane są głównie dane panelowe i przekrojowe. Badania na ten temat, w których wykorzystywana jest ekonometria szeregów czasowych, należą do mniejszości. W szczególności warto zwrócić uwagę na pracę Brissimisa i in. (2010), w której dokonano analizy empirycznej determinant salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB Grecji w latach 1960–2007. W tym okresie Grecja przekształciła się z państwa, w którym saldo rachunku obrotów bieżących było bliskie równowagi, w kraj o wysokim deficycie tego rachunku.

Przegląd światowych badań empirycznych pozwala wyróżnić główne determinanty salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB:

Poziom rozwoju gospodarczego. Zgodnie z hipotezą etapów rozwoju bilansu płatniczego w krajach o niskim poziomie dochodu *per capita* stopa zwrotu z kapitału jest wysoka, a stopa zwrotu z pracy (zasobu obfitego w porównaniu z zasobami kapitału) jest niska (ze względu na malejące przychody krańcowe). Wobec niskiego poziomu dochodu *per capita* stopa oszczędności jest najczęściej niska. Kraje importują kapitał zagraniczny i odnotowują deficyty rachunku obrotów bieżących. Wraz ze wzrostem dochodu *per capita* stopa zwrotu z kapitału powinna spadać (zgodnie z argumentem malejących przychodów krańcowych), a stopa oszczędności rosnąć, prowadząc do zmniejszenia deficytu rachunku obrotów bieżących. Dojrzałe gospodarki, charakteryzujące się wysokim poziomem dochodu *per capita*, będą wykazywały tendencję do wysokich stóp oszczędności, a wobec ograniczonych krajowych możliwości inwestycyjnych będą nabywały roszczenia finansowe wobec zagranicy, czyli będą odnotowywały nadwyżki rachunku obrotów bieżących (Montiel 2012, s. 50–51). Z badania Lee i in. (2008, s. 5–6) wynika, że saldo rachunku obrotów bieżących wzrasta wraz ze wzrostem PKB *per capita* PPP (odniesionego do poziomu w USA). Ponadto w przypadku państw rozwijających się saldo rachunku obrotów bieżących spada wraz ze wzrostem relatywnej (względem średniej dla partnerów handlowych) dynamiki realnego PKB. Zdaniem niektórych ekonomistów (np. Debelle, Faruqee 1996, s. 13–15), zależność między etapem rozwoju gospodarczego i saldem rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB może być nieliniowa.

Polityka fiskalna państwa. Zgodnie z równoważnością ricardowską (*Ricardian equivalence*), gdy rząd obniża podatki i zwiększa swój deficyt, konsumenci przewi-

dują, że w przyszłości nastąpi wzrost podatków, tak aby rząd mógł spłacić powstały dług publiczny. Konsumenci zwiększają zatem swoje oszczędności, aby skompensować spadek oszczędności rządowych. Przeciwnie, obniżenie przez rząd deficytu poprzez wzrost podatków (wzrost oszczędności rządowych) skłania sektor prywatny do zmniejszenia swoich oszczędności (Krugman, Obstfeld 2009, s. 300), czyli (w obu przypadkach) konsumpcja rządowa nie wpływa na saldo rachunku obrotów bieżących. Większość badań empirycznych (np. Brissimis i in. 2010, s. 21, 33; Phillips i in. 2013, s. 16, 59) odrzuca pełną równoważność ricardowską na rzecz hipotezy bliźniaczych deficytów (*twin deficits hypothesis*).

Struktura demograficzna społeczeństwa. Zgodnie z teorią cyklu życia podmioty dążą do maksymalizacji długookresowej funkcji użyteczności (*lifetime utility*). W tym celu oszczędzają w okresie aktywności zawodowej tak, aby przesunąć konsumpcję na okres emerytalny, w którym następuje spadek ich dochodu. Struktura demograficzna społeczeństwa jest zatem ważną determinantą stopy oszczędności. W szczególności społeczeństwa o dużym udziale ludności w wieku przedemerytalnym będą miały wysoką stopę oszczędności, a społeczeństwa o dużym udziale ludności w wieku emerytalnym będą miały niską stopę oszczędności (Williamson 1994, s. 193–194). Odnosząc się do badań empirycznych (np. Lee i in. 2008, s. 5), warto zauważyć, że wpływ relatywnego współczynnika obciążenia ludności w wieku produkcyjnym ludnością w wieku nieprodukcyjnym na saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB jest ujemny.

Kurs walutowy. Realna deprecjacja waluty krajowej zwiększa popyt zagregowany na dobra krajowe poprzez mechanizm przesunięcia wydatków. Obniżając relatywną cenę dóbr krajowych, realna deprecjacja waluty krajowej zachęca podmioty krajowe i zagraniczne do zwiększenia wydatków na dobra krajowe kosztem wydatków na dobra zagraniczne przy danym poziomie łącznych wydatków (Montiel 2012, s. 122). Nawiązując do badań empirycznych (np. Debelle, Faruquee 1996, s. 19, 21), warto dodać, że realna deprecjacja (aprecjacja) waluty krajowej, zgodnie z warunkiem Marshalla–Lernera, najczęściej powoduje wzrost (spadek) salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB, przy czym oszacowania parametrów niekiedy sugerują występowanie tzw. efektu krzywej *J* (por. np. Krugman, Obstfeld 2009, s. 448).

Niepewność związana z losowością przyszłych dochodów. Niepewność w odniesieniu do przyszłego dochodu zmniejsza bieżącą konsumpcję; zwiększa oszczędności przezornościowe (*precautionary saving*). Wzrost niepewności zwiększa oczekiwaną użyteczność krańcową danej wartości oczekiwanej konsumpcji, a zatem powoduje wzrost bodźca do oszczędzania (Romer 2006, s. 372). Niepewność może być napędzana przez zmienność zarówno sytuacji w gospodarce, jak i sytuacji na rynku finansowym. Na podstawie badań empirycznych (np. Phillips i in. 2013, s. 14–16, 59) trudno jednoznacznie stwierdzić, jaki jest wpływ niepewności/zmienności na saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB (zależność może być zarówno dodatnia, jak i ujemna).

Międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto. Poziom MPI może wpływać na saldo rachunku obrotów bieżących zarówno dodatnio, jak i ujemnie. Z jednej strony gospodarki mające wysoką MPI odnotowują wyższy napływ dochodów z inwestycji zagranicznych, co prowadzi do dodatniej zależności między MPI i saldem rachunku obrotów bieżących. Z drugiej strony gospodarki charakteryzujące się wysoką MPI mogą pozostawać wypłacalne, pomimo odnotowywania deficytów handlowych, czego rezultatem może być sytuacja, w której dodatniej MPI będzie towarzyszyć ujemne saldo rachunku obrotów bieżących. Z przeglądu badań empirycznych (np. Lee i in. 2008, s. 5; Phillips i in. 2013, s. 12, 59) wynika dodatnia zależność między początkową/opóźnioną MPI w relacji do PKB i saldem rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB⁸.

2. Analiza empiryczna

2.1. Dane i specyfikacja

Przedmiotem zainteresowania jest saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce w latach 2000–2013 (por. rysunek 1). Rozważono szeroki wachlarz zmiennych z nim powiązanych, które sugeruje wyżej opisana literatura. W celu estymacji parametrów modelu ekonometrycznego zastosowano strategię „od ogółu do szczegółu”. Kolejno były usuwane zmienne mające nieistotny wpływ na saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB. W artykule zostanie przedstawiona ostateczna wersja równania. Wszystkie zmienne w nim występujące są istotne na poziomie 0,1. Zmiennymi powiązаныmi z saldem rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB są: relatywny (względem Niemiec) realny PKB *per capita* w Polsce, relacja wyniku sektora instytucji rządowych i samorządowych (przychody–wydatki) do PKB w Polsce, realny efektywny kurs złotego, relacja

⁸ W kontekście MPI warto nawiązać do stworzonej przez Dunninga (1981) koncepcji ścieżki rozwoju inwestycji (*Investment Development Path* – IDP), zgodnie z którą stan zagranicznych inwestycji w kraju oraz krajowych inwestycji za granicą wiąże się z etapem rozwoju gospodarczego. Ścieżka rozwoju inwestycji obejmuje pięć faz. W fazie pierwszej pozycja inwestycji wypływających netto (*Net Outward Investment Position* – NOIP), będąca różnicą stanu wychodzących i przychodzących zagranicznych inwestycji bezpośrednich (ZIB), przyjmuje wartości ujemne (początkowo bliskie zeru, a następnie stopniowo zwiększające się). W fazie drugiej (charakteryzującej się rosnącym napływem ZIB oraz niskim, choć wyższym niż w fazie pierwszej, poziomem inwestycji wychodzących) wartość NOIP nadal zmniejsza się, przy czym pod koniec tej fazy dynamika tego spadku spowalnia w wyniku wzrostu wychodzących ZIB. W fazie trzeciej NOIP wzrasta (choć nadal przyjmuje wartości ujemne) w wyniku przyspieszenia wzrostu wychodzących oraz stopniowego spowolnienia przychodzących ZIB. W fazie czwartej, która (podobnie jak kolejna) jest charakterystyczna dla gospodarek najwyżej rozwiniętych, stan inwestycji wychodzących rośnie szybciej niż przychodzących, a NOIP osiąga wartości dodatnie. Gospodarka staje się eksporterem kapitału netto. W fazie piątej następuje wzrost zarówno przychodzących, jak i wychodzących ZIB, a NOIP początkowo spada, a następnie oscyluje wokół zera (Gorynia i in. 2010, s. 67–68; Kłysik-Uryszek 2013, s. 189–191).

sumy eksportu i importu towarów do PKB w Polsce, indeks giełdowy VIX (Chicago Board Options Exchange – CBOE), napływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich do Polski w relacji do PKB, roczna dynamika realnego PKB w Polsce, opóźniona zmienna objaśniana⁹. Tabela 2 przedstawia główne statystyki opisowe dla poszczególnych zmiennych.

Proponowane równanie długookresowe (równowagowe) jest następujące:

$$ca_t/yn_t100 - \beta_0 - \beta_1 ypc_{t-4}/ypcf_{t-4}100 - \beta_2 fb_t/yn_t100 - \beta_3 reer_t - \beta_4 open_t/yn_t100 - \beta_5 vix_t - \beta_6 zib_t/yn_t100 - \beta_7 ygr_t - \beta_8 ca_{t-4}/yn_{t-4}100 = \xi_t \quad (1)$$

gdzie ξ_t to składnik losowy.

Do estymacji parametrów modelu ekonometrycznego wykorzystano dane statystyczne publikowane przez NBP, Eurostat i CBOE (por. tabela 1). Mają one częstotliwość kwartalną i obejmują okres od I kwartału 2000 r. do IV kwartału 2013 r.

2.2. Testowanie stopnia zintegrowania zmiennych

W przypadku posługiwania się szeregami generowanymi przez procesy niestacjonarne istnieje możliwość uzyskania regresji pozornych (*spurious regression*). Istotą tego zjawiska jest to, że zmienne niestacjonarne, niezwiązane ze sobą w sensie przyczynowo-skutkowym, mogą stwarzać pozory statystycznie istotnej zależności, jeśli na ich podstawie zostanie zbudowany model (Welfe 2009, s. 370).

Tabela 3 przedstawia informacje dotyczące stopnia zintegrowania zmiennych. W analizie stacjonarności wykorzystano test, w którym hipoteza zerowa wskazuje na niestacjonarność szeregu czasowego – rozszerzony test Dickeya–Fullera (Dickey, Fuller 1981) oraz test, w którym hipoteza zerowa wskazuje na stacjonarność szeregu czasowego – test KPSS (Kwiatkowski i in. 1992). Test KPSS można traktować jako komplementarny względem testu ADF przy badaniu stopnia zintegrowania zmiennych. Warto podkreślić, że choć testy pierwiastka jednostkowego są popularne w literaturze, należy podchodzić do nich z dużą ostrożnością. Wyniki przeprowadzonej przez Rubaszka (2012, s. 67–69) symulacji Monte Carlo wskazują na niską moc testu ADF (zwłaszcza w przypadku persystentnych procesów) oraz na poważne zakłócenia poziomu istotności w przypadku testu KPSS.

Wyniki testów ADF i KPSS nie zawsze są jednoznaczne. W przypadku niektórych zmiennych trudno stwierdzić, czy są one stacjonarne, czy zintegrowane w stopniu pierwszym. Dlatego też przyjmowana jest strategia badania stacjonarności relacji między zmiennymi (stacjonarności składnika losowego, por. pkt. 2.5).

⁹ Odniesienie PKB *per capita* Polski do PKB *per capita* Niemiec wynika z tego, że Niemcy są dużą, stabilną gospodarką, reprezentatywną dla najwyżej rozwiniętych gospodarek UE.

2.3. Estymacja

Parametry równania 1 oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów na podstawie obserwacji z okresu 2000:1–2013:4 (por. tabela 4).

$$\begin{aligned} & ca_t/yn_t100 - 11,26 - 0,17ypc_{t-4}/ypcf_{t-4}100 - 0,24fb_t/yn_t100 + \\ & \quad (3,89) \quad (1,85) \quad (2,81) \\ & + 0,07reer_t + 0,11open_t/yn_t100 + 0,06vix_t + 0,24zib_t/yn_t100 + \quad (2) \\ & \quad (3,18) \quad (3,25) \quad (2,99) \quad (3,14) \\ & + 0,40ygr_t - 0,19ca_{t-4}/yn_{t-4}100 = \xi_t \\ & \quad (3,89) \quad (1,76) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,70, \text{SEE} = 1,07, n = 52.$$

Pod ocenami parametrów w nawiasach podano wartości statystyki *t*-Studenta, R^2 oznacza współczynnik determinacji, SEE jest błędem średnim równania, *n* to liczba obserwacji statystycznych po skorygowaniu o maksymalny rząd opóźnienia zmiennych.

Na poziomie istotności 0,1 należy odrzucić hipotezy zerowe o nieistotności zmiennych. W istocie empiryczne poziomy istotności, poza parametrami przy $ypc_{t-4}/ypcf_{t-4}100$ oraz $ca_{t-4}/yn_{t-4}100$, kształtują się poniżej 0,01. Odsetek wariacji salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB, którą udało się wyjaśnić w ramach modelu, wynosi 70%.

2.4. Interpretacja ekonomiczna

W reakcji na wzrost relacji realnego PKB *per capita* w Polsce do realnego PKB *per capita* w Niemczech o 1 pkt proc. w okresie *t* saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce rosło cztery kwartały później o 0,17 pkt proc. (mnożnik krótkookresowy). W wyniku wzrostu relacji realnego PKB *per capita* w Polsce do realnego PKB *per capita* w Niemczech o 1 pkt proc. w okresie *t* następował wzrost salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB, którego łączna wielkość w długim okresie wyniosła 0,21 pkt proc. (mnożnik długookresowy). Uzyskany wynik estymacji jest zgodny z hipotezą etapów rozwoju bilansu płatniczego. Dodatnia zależność wynika z tego, że procesowi konwergencji towarzyszą tymczasowo niższe oszczędności, a zatem wyższy deficyt rachunku obrotów bieżących.

Mnożnik krótkookresowy przy rocznej dynamice realnego PKB był równy –0,40. Z kolei mnożnik długookresowy przy tej zmiennej wynosił –0,49. Im wyższa dynamika realnego PKB, tym niższe saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB. Z perspektywy bilansu oszczędności i inwestycji kraj rozwijający się zgłębsza popyt na inwestycje, który częściowo jest zaspokajany przez napływ kapitału zagranicznego. Efektem niedoboru oszczędności krajowych względem potrzeb inwestycyjnych jest ujemne saldo rachunku obrotów bieżących. Z perspektywy salda handlowego wyższej dynamice produkcji krajowej towarzyszy wyższy import, a zatem niższe saldo rachunku obrotów bieżących.

W reakcji na wzrost wyniku sektora instytucji rządowych i samorządowych w relacji do PKB o 1 pkt proc. w okresie t saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB rosło w tym samym okresie o 0,24 pkt proc. W rezultacie wzrostu wyniku sektora instytucji rządowych i samorządowych w relacji do PKB o 1 pkt proc. w okresie t saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB zwiększyło się w długim okresie o 0,30 pkt proc. Prowadzona w analizowanym okresie w Polsce polityka fiskalna, wyrażona w specyfikacji modelu jako wynik sektora instytucji rządowych i samorządowych w relacji do PKB, zgodnie z hipotezą bliźniaczych deficytów, wpływała zatem dodatnio na relację salda rachunku obrotów bieżących do PKB.

Wzrost indeksu (aprecjacja) realnego efektywnego kursu złotego o 1 punkt w okresie t wpływał na spadek salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w momencie t o 0,07 pkt proc. oraz o 0,08 pkt proc. od momentu t do nieskończoności. Wzrost indeksu (aprecjacja) realnego efektywnego kursu waluty krajowej zwiększa siłę nabywczą (mierzoną wartością importu) dochodu podmiotów krajowych. Rezultatem wzrostu stopy konsumpcji (spadku stopy oszczędności) jest obniżenie salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB. Warto zauważyć, że handel zagraniczny między podmiotami powiązanymi oraz stosowanie cen transferowych mogą ograniczać wpływ kursu walutowego na saldo rachunku obrotów bieżących.

Mnożnik krótkookresowy przy zmiennej zdefiniowanej jako udział sumy eksportu i importu towarów w PKB był równy $-0,11$. Mnożnik długookresowy przy tej zmiennej wynosił natomiast $-0,13$. Zmienna ta została wykorzystana w analizie regresji jako aproksymanta potencjalnych barier dla handlu. Polska uczestniczy w regionalnych i globalnych łańcuchach wartości (*Global Value Chains – GVC*). Eksport podmiotów bezpośredniego inwestowania w Polsce jest importochłonny. Według statystyk OECD/WTO o wartości dodanej w handlu międzynarodowym – *Trade in Value Added (TiVA): December 2016* – udział zagranicznej wartości dodanej w eksporcie Polski wzrósł z 23,8% w 2000 r. do 32,3% w 2011 r.

W reakcji na wzrost indeksu VIX CBOE o 1 punkt w okresie t saldo rachunku obrotów bieżących Polski w relacji do PKB zmniejszało się o 0,06 pkt proc. w tym samym okresie. Mnożnik długookresowy przy tej zmiennej był natomiast równy $-0,07$. Ujemna zależność skłania do refleksji. Oczekiwano, że redukujące niepewność i obniżające zmienność na rynku finansowym luzowanie ilościowe (*quantitative easing*) FED i EBC, powodując napływ kapitału do gospodarek rozwijających się, zmniejszy w nich bodziec do oszczędzania. Tymczasem zgodnie z przeprowadzonym badaniem spadek niepewności zwiększał bodziec do oszczędzania, a zatem skłaniał podmioty do faworyzowania przyszłej (względem bieżącej) konsumpcji. Podobnie Brissimis i in. (2010, s. 21) wskazują, że niepewność makroekonomiczna (aproksymowana przez zmienność inflacji) ma ujemny wpływ na saldo rachunku obrotów bieżących poprzez redukcję oszczędności.

W rezultacie wzrostu ZIB w relacji do PKB w Polsce o 1 pkt proc. w okresie t saldo rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB spadało w tym samym

okresie o 0,24 pkt proc. Mnożnik długookresowy przy tej zmiennej wynosił natomiast $-0,29$. Napływ ZIB może wpływać na saldo rachunku obrotów bieżących poprzez wzrost importu podmiotów bezpośredniego inwestowania w krótkim okresie oraz poprzez odpływ dochodów z tytułu inwestycji zagranicznych w długim okresie.

2.5. Testowanie stacjonarności reszt

Do znalezienia długookresowej relacji kointegrującej w systemie jednorównaniowym można wykorzystać podwójną metodę Engle’a–Grangera. Wyznaczamy reszty z równania regresji i testujemy ich stacjonarność. Statystyka kointegracyjnego testu Dickeya–Fullera wynosi $-6,23$. Wartość krytyczna na poziomie istotności $0,05$ przy założeniu 5 zmiennych $I(1)$ jest równa $-4,42$. Statystyka testu jest zatem niższa od odpowiedniej wartości krytycznej, a zatem odrzucamy hipotezę zerową mówiącą o niestacjonarności szeregu reszt i uznajemy, że szereg reszt jest stacjonarny. Stacjonarność szeregu reszt oznacza, że oszacowania parametrów regresji są oszacowaniami długookresowej relacji kointegrującej.

2.6. Testy diagnostyczne dla reszt

Wartości krytyczne większości testów są wyliczone przy założeniu, że rozkład reszt jest normalny. Rozpoczynamy zatem testowanie modelu od weryfikacji normalności rozkładu reszt. Obliczona wartość sprawdzianu dla testu Jarque–Bera wynosi $4,020$. Wartość krytyczna dla poziomu istotności $0,05$ w rozkładzie χ^2 dla 2 stopni swobody jest równa $5,991$. Ponieważ $4,020 < 5,991$, można wnioskować, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o normalnym rozkładzie reszt szacowanego modelu dla poziomu istotności $0,05$.

Autokorelacja składnika losowego prowadzi do nieefektywności MNK jako estymatora parametrów strukturalnych i obciążoności estymatora wariancji składnika losowego, należy zatem przetestować jej ewentualną obecność. Ponieważ statystyka testu LM jest niższa od wartości krytycznej rozkładu χ^2 z 4 stopniami swobody, tj. $3,418 < 9,488$, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o braku autokorelacji składnika losowego.

Heteroskedastyczność składników losowych prowadzi do nieefektywności estymatorów MNK oraz obciążoności estymatorów błędów szacunku, należy zatem przetestować stałość wariancji składnika losowego. Ponieważ statystyka testowa nR^2 jest niższa od wartości krytycznej rozkładu χ^2 z 8 stopniami swobody, tj. $10,752 < 15,507$, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o homoskedastyczności reszt.

3. Implikacje dla polityki gospodarczej

Można podjąć próbę sformułowania kilku implikacji dla polityki gospodarczej. Po pierwsze, sposobem na trwałą wzrost salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB jest kontynuacja procesu realnej konwergencji gospodarki Polski do gospodarek wysoko rozwiniętych. W 2016 r. PKB PPS *per capita* Polski stanowił 64% PKB PPS *per capita* strefy euro-19 i 55% Niemiec. Potencjalnym sposobem na zmniejszenie dystansu Polski względem państw wysoko rozwiniętych jest wzrost konkurencyjności pozacenowej polskiej gospodarki (por. Bierut, Kuziemska-Pawlak 2016, Bierut, Kuziemska-Pawlak 2017). Jednym z wymiarów konkurencyjności pozacenowej jest konkurencyjność technologiczna, którą można zdefiniować jako zdolność do tworzenia innowacji.

Aproksymantami innowacyjności mogą być wydatki na badania i rozwój (miernik nakładów na innowacje; *input innovation indicator* – por. Van Hove 2010, s. 16) oraz liczba patentów (miernik efektu innowacji; *output innovation indicator*). Zgodnie ze wstępnymi danymi Eurostatu w 2016 r. nakłady wewnętrzne na działalność badawczo-rozwojową stanowiły 0,97% PKB w Polsce wobec 2,03% PKB w UE-28 i 2,12% PKB w strefie euro-19. Według szacunków Eurostatu w 2014 r. na milion mieszkańców przypadało w Polsce 16 aplikacji o patent do Europejskiego Biura Patentowego (European Patent Office – EPO) w porównaniu z 112 aplikacjami w UE-28 i 135 aplikacjami w strefie euro-19. W świetle powyższych danych wskazane jest – poza transferem zagranicznych technologii – tworzenie krajowych rozwiązań opartych na wiedzy, czemu sprzyjać może wzrost nakładów na działalność badawczo-rozwojową oraz zwiększenie współpracy między jednostkami badawczymi i przemysłem.

Po drugie, sposobem na wzrost salda rachunku obrotów bieżących jest zwiększenie restrykcyjności prowadzonej w Polsce polityki fiskalnej. Dług publiczny w Polsce jest niższy od przyjętego przez KE w ramach MIP poziomu referencyjnego 60% PKB. KE (2017b) wskazuje jednak na ryzyko wzrostu relacji długu publicznego do PKB w Polsce w średnim okresie. Warto dodać, że czynnikiem mającym negatywny wpływ na stabilność finansów publicznych będzie wprowadzone w 2017 r. obniżenie ustawowego wieku emerytalnego, które spowoduje wzrost wydatków związanych ze starzeniem się społeczeństwa. Uregulowaniami skutecznie dyscyplinującymi politykę fiskalną mogą być zapisany w Konstytucji Rzeczypospolitej Polskiej limit długu publicznego na poziomie 60% PKB oraz tzw. stabilizująca reguła wydatkowa.

Po trzecie, potencjalnym sposobem na wzrost salda rachunku obrotów bieżących jest niedopuszczanie przez władze monetarne do nadmiernej aprecjacji kursu złotego. Należy przy tym podkreślić, że Rada Polityki Pieniężnej NBP „realizuje strategię celu inflacyjnego w warunkach płynnego kursu walutowego. Reżim płynnego kursu nie wyklucza interwencji na rynku walutowym, gdy jest to niezbędne do zapewnienia stabilności makroekonomicznej i finansowej kraju” (NBP 2017, s. 6). Równowaga zewnętrzna jest niewątpliwie ważnym warunkiem utrzymania stabilności makroekonomicznej państwa.

Na koniec warto zauważyć, że kształtowanie się salda rachunku obrotów bieżących zależy od importochłonności eksportu. Gdy udział importu w produkcji na eksport jest wysoki, możliwości redukcji deficytu handlowego poprzez wzrost eksportu są ograniczone. Sposobem na wzrost salda rachunku obrotów bieżących jest zmniejszenie importochłonności eksportu podmiotów bezpośredniego inwestowania w Polsce poprzez stwarzanie warunków sprzyjających substytucji importu produkcją krajową.

Podsumowanie i wnioski

Analiza ewolucji teorii bilansu płatniczego pozwala wyróżnić kilka podejść do równowagi zewnętrznej. Można je podzielić na statyczne – wewnątrzokresowe (elastycznościowe, absorpcyjne i monetarne) oraz dynamiczne – międzyokresowe.

Z przeglądu badań empirycznych wynika, że czynnikami determinującymi relację salda rachunku obrotów bieżących do PKB są: poziom rozwoju gospodarczego, polityka fiskalna państwa, struktura demograficzna społeczeństwa, kurs walutowy, niepewność związana z losowością przyszłych dochodów oraz MPI.

Na podstawie przeglądu literatury oraz przeprowadzonego badania empirycznego można przewidywać, że czynnikami oddziałyującymi w kierunku spadku salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce w najbliższych latach będą: ekspansywna polityka fiskalna, aprecjacja realnego efektywnego kursu złotego oraz napływ ZIB. Z kolei w kierunku wzrostu salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB będzie oddziaływał proces realnej konwergencji.

Tekst wpłynął: 5 czerwca 2017 r.
(wersja poprawiona: 20 lutego 2018 r.)

Bibliografia

- Alexander S.S., *Effects of a Devaluation on a Trade Balance*, IMF Staff Papers, 1952, nr 2(2).
Alexander S.S., *Effects of Devaluation: a Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches*, „The American Economic Review” 1959, nr 49(1).
Amable B., Verspagen B., *The Role of Technology in Market Shares Dynamics*, „Applied Economics” 1995, nr 27.
Aristovnik A., *The Determinants and Excessiveness of Current Account Deficits in Eastern Europe and the Former Soviet Union*, William Davidson Institute Working Paper, 2006, nr 827.
Bardhan P.K., *Optimum Foreign Borrowing*, in: *Essays in the Theory of Optimal Economic Growth*, red. K. Shell, MIT Press, Cambridge, MA 1967.
Bierut B., Kuziemska-Pawlak K., *Competitiveness and Export Performance of CEE Countries*, NBP Working Papers, 2016, nr 248.

- Bierut B., Kuziemska-Pawlak K., *Competitiveness and Export Performance of CEE Countries*, „Eastern European Economics” 2017, nr 55(6).
- Blanchard O., Giavazzi F., *Current Account Deficits in the Euro Area. The End of the Feldstein Horioka Puzzle?*, MIT Working Paper, 2002, nr 03–05.
- Bogołębska J., *Nierównowagi globalne a stabilność międzynarodowego systemu walutowego. Analiza na przykładzie akumulacji rezerw walutowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2013.
- Brissimis S.N., Hondroyiannis G., Papazoglou Ch., Tsaveas N.T., Vasardani M.A., *Current Account Determinants and External Sustainability in Periods of Structural Change*, Bank of Greece Working Paper, 2010, nr 117.
- Bruno M., *Trade, Growth and Capital*, Working Paper, MIT Press, Cambridge 1970.
- Brzoza-Brzezina M., *Polska polityka pieniężna. Badania teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2011.
- Buiter W.H., *Time Preference and International Lending and Borrowing in an Overlapping – Generations Model*, „Journal of Political Economy” 1981, nr 4.
- Bussière M., Chortareas G., Driver R., *Current Accounts, Net Foreign Assets and the Implications of Cyclical Factors*, „Eastern Economic Journal”, Eastern Economic Association, 2003, nr 29(2).
- Bussière M., Fratzscher M., Müller G.J., *Current Account Dynamics in OECD and EU Acceding Countries – an Intertemporal Approach*, ECB Working Paper Series, 2004, nr 311.
- Ca’Zorzi M., Chudik A., Dieppe A., *Current Account Benchmarks for Central and Eastern Europe. A Desperate Search?*, ECB Working Paper Series, 2009, nr 995.
- Carlin W., Glyn A., Van Reenen J., *Export Market Performance of OECD Countries: an Empirical Examination of the Role of Cost Competitiveness*, „The Economic Journal” 2001, nr 111.
- Cheung C., Furceri D., Rusticelli E., *Structural and Cyclical Factors behind Current – Account Balances*, OECD Economics Department Working Papers, 2010, nr 775.
- Chinn M.D., Eichengreen B., Ito H., *A Forensic Analysis of Global Imbalances*, NBER Working Paper, 2011, nr 17513.
- Chinn M.D., Prasad E.S., *Medium – Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: an Empirical Exploration*, „Journal of International Economics” 2003, nr 59(1).
- Czarny E., Śledziwska K., *Analiza determinant bilansów obrotów bieżących państw członkowskich Unii Europejskiej w latach 1995–2011*, NBP, „Materiały i Studia” 2013, nr 299.
- Debelle G., Faruqee H., *What Determines the Current Account? A Cross – Sectional and Panel Approach*, IMF Working Paper, 1996, nr 58.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica” 1981, nr 49(4).
- Dornbusch R., *Expectations and Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy” 1973, nr 84.
- Dunning J.H., *Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach*, „Weltwirtschaftliches Archiv” 1981, nr 117(1).
- Dybka P., Rubaszek M., *What Determines the Current Account: Intratemporal versus Intertemporal Factors*, „Czech Journal of Economics and Finance” 2017, nr 67(1).
- ECB, *The Accumulation of Foreign Reserves*, Occasional Paper Series, 2006, nr 43.

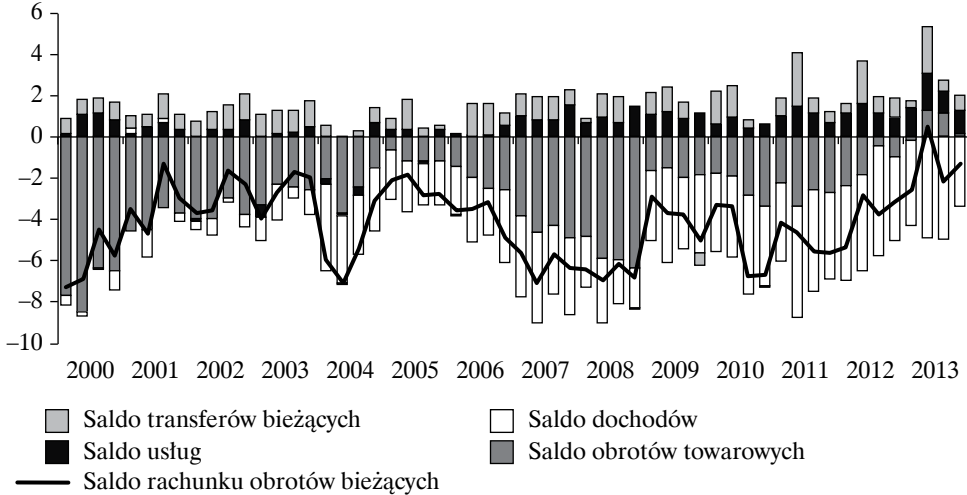
- Fagerberg J., *Technology and Competitiveness*, „Oxford Review of Economic Policy” 1996, nr 12(3).
- Fleming J.M., *Domestic Financial Policies under Fixed and Under Floating Exchange Rates*, International Monetary Fund Staff Papers, 1962, nr 9(3).
- Frenkel J.A., *No Single Currency Regime is Right for all Countries or at all Times*, NBER Working Paper Series, 1999, nr 7338.
- Gehring, *Another Look at the Determinants of Current Account Imbalances in the European Union: an Empirical Assessment*, FIW Working Paper, 2013, No. 105.
- Gorynia M., Nowak J., Wolniak R., *Investment Development Paths of Central European Countries: A Comparative Analysis*, „Argumenta Oeconomica” 2010, nr 24(1).
- IMF, *Balance of Payments Manual*, wyd. 5, Washington 1993.
- Isard P., Faruquee H., Kincaid G.R., Fetherston M., *Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessments*, IMF Occasional Paper, 2001, nr 209.
- Jaumotte F., Sodsriwiboon P., *Current Account Imbalances in the Southern Euro Area*, IMF Working Paper, 2010, nr 139.
- Johnson H.G., *Towards a General Theory of the Balance of Payments*, w: *Readings in International Economics*, red. R.E Caves, H.G. Johnson, Richard D. Irwin, Homewood IL 1968.
- Johnson H.G., *The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory, a Diagrammatic Analysis*, „The Manchester School” 1975, nr 43.
- Johnson H.G., *The Monetary Approach to Balance of Payments Theory and Policy: Explanation and Policy Implications*, „Economica”, New Series, 1977a, nr 175.
- Johnson H.G., *The Monetary Approach to the Balance of Payments – a Nontechnical Guide*, „Journal of International Economics” 1977b, nr 7(3).
- Kaldor N., *The Effect of Devaluations on Trade in Manufactures*, in: *Further Essays on Applied Economics*, Duckworth, London 1978.
- KE, *The Macroeconomic Imbalance Procedure Rationale, Process, Application: A Compendium*, Institutional Paper 2017, nr 039 (2017a).
- KE, *Country Report Poland 2017*, Commission Staff Working Document, SWD(2017) 86 final, 22.2.2017 (2017b).
- Kłysik-Uryszek A., *Ścieżka Rozwoju Inwestycji (Koncepcja IDP). Doświadczenia Polski*, „Przegląd Zachodniopomorski” 2013, nr 3.
- Krugman P.R., Obstfeld M., *International Economics. Theory & Policy*, wyd. 8, Pearson Addison Wesley, Boston 2009.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics” 1992, nr 54.
- Lane P.R., Milesi-Ferretti G.M., *External Adjustment and the Global Crisis*, IMF Working Paper, 2011, nr 197.
- Lane P.R., Milesi-Ferretti G.M., *Global Imbalances and External Adjustment after the Crisis*, IMF Working Paper, 2014, nr 151.
- Lee J., Milesi-Ferretti G.M., Ostry J., Prati A., Ricci L.A., *Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies*, IMF Occasional Paper, 2008, nr 261.
- Lerner A., *The Economics of Control*, Macmillan, London 1944.
- Lucas R.E., Jr, *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, „Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy” 1976, nr 1.
- Mackiewicz M., *Determinanty bilansu obrotów bieżących w krajach OECD – wnioski dla gospodarki polskiej*, „Ekonomista” 2003, nr 2.

- Marshall A., *Credit and Commerce*, Macmillan, London 1923.
- Montiel P.J., *Makroekonomia międzynarodowa*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2012.
- Mundell R.A., *The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability*, IMF Staff Papers, 1962, nr 9(1).
- Mundell R.A., *International Economics*, Macmillan, London 1968.
- NBP, *Założenia polityki pieniężnej na rok 2018*, Warszawa 2017.
- Obstfeld M., *Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen – Metzler Effect?*, „Quarterly Journal of Economics” 1982, nr 97(2).
- Obstfeld M., Rogoff K., *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA 1996.
- Obstfeld M., Rogoff K., *The Intertemporal Approach to the Current Account*, w: *Handbook of International Economics*, t. 3, red. G.M. Grossman, K. Rogoff, Elsevier Press, North – Holland, Amsterdam 1995.
- Phillips S. i in., *The External Balance Assessment (EBA) Methodology*, IMF Working Paper 2013, nr 272.
- Polak J.J., *The Two Monetary Approaches to the Balance of Payments: Keynesian and Johnsonian*, IMF Working Paper, 1957, nr 01/100.
- Rahman J., *Current Account Developments in New Member States of the European Union: Equilibrium, Excess, and EU-Phoria*, IMF Working Paper, 2008, nr 92.
- Rączkowski S., *Zmiany bilansu płatniczego Polski w okresie transformacji*, w: *Bilans płatniczy Polski. Wyzwania i zagrożenia*, red. U. Płowiec, W.M. Orłowski, Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa 1999.
- Robinson J., *Essays in the Theory of Employment*, Basic Blackwell, London 1937.
- Romer D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw – Hill/Irwin, New York 2006.
- Rubaszek M., *Modelowanie polskiej gospodarki z pakietem R*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2012.
- Sachs J.D., *The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s*, „Brookings Papers on Economic Activity” 1981, nr 12(1).
- Siwiński W., *Równowaga płatnicza a otwieranie gospodarek transformujących się*, w: *Od liberalizacji do integracji Polski z Unią Europejską. Mechanizmy i skutki gospodarcze*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.
- Svensson L.E.O., Razin A., *The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger – Laursen – Metzler Effect*, „Journal of Political Economy” 1983, nr 91(1).
- Śliwiński P., *Przepływy kapitału międzynarodowego a wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1994–2008*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2011.
- The Global Competitiveness Report 2016–2017*, red. K. Schwab, World Economic Forum, Geneva 2016.
- Torój A., *Managing External Macroeconomic Imbalances in the EU: the Welfare Cost of Scoreboard-Based Constraints*, „Economic Modelling” 2017, nr 61.
- Van Hove J., *Variety and Quality in Intra – European Manufacturing Trade: the Impact of Innovation and Technological Spillovers*, HUB Research Paper, 2009, nr 43.
- Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, wyd. IV, PWE, Warszawa 2009.
- Williamson J., Estimates of FEERs, in: *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, red. J. Williamson, Institute for International Economics, Washington 1994.
- World Economic Forum, *The Global Competitiveness Report 2016–2017*, 2016.

Załącznik

Rysunek 1

Saldo rachunku obrotów bieżących i jego składowe w Polsce (w % PKB)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP i Eurostatu.

Tabela 1

Opis zmiennych występujących w modelu ekonometrycznym

Zmienna	Opis	Źródło
<i>ca</i>	Saldo rachunku obrotów bieżących w Polsce (dane według BPM5), mln PLN	NBP
<i>yn</i>	Nominalny PKB w Polsce (dane według ESA 95), mln PLN	Eurostat
<i>ypc</i>	Realny PKB <i>per capita</i> w Polsce (dane według ESA 95), EUR	Eurostat
<i>ypcf</i>	Realny PKB <i>per capita</i> w Niemczech (dane według ESA 95), EUR	Eurostat
<i>fb</i>	Wynik sektora instytucji rządowych i samorządowych (<i>general government</i>) w Polsce (dane według ESA 95), mln PLN	Eurostat
<i>reer</i>	Realny (deflowany jednostkowymi kosztami pracy) efektywny (względem 37 partnerów handlowych) kurs złotego, zmienna niemianowana*	Eurostat
<i>open</i>	Suma eksportu towarów f.o.b. i importu towarów f.o.b. (dane według BPM5), mln PLN	NBP
<i>vix</i>	Indeks zmienności CBOE: VIX, zmienna niemianowana	CBOE
<i>zib</i>	Napływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich do Polski (dane według BPM5), mln PLN	NBP
<i>ygr</i>	Dynamika (<i>r/r</i>) realnego PKB w Polsce (dane według ESA 95), %	Eurostat

* Indeks jednopodstawowy (2005=100); wzrost indeksu oznacza umocnienie (aprecjacje) realnego efektywnego kursu złotego; miara konkurencyjności cenowo-kosztowej gospodarki (wzrost indeksu oznacza spadek konkurencyjności cenowo-kosztowej).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2
Wybrane statystyki opisowe (próba: I kw. 2001–IV kw. 2013)

Zmienna	Średnia	Mediana	Maksimum	Minimum	Odchylenie standardowe
<i>ca/yn100</i>	-4,0	-3,6	0,5	-7,1	1,8
<i>ypc(-4)/ypcf(-4)100</i>	24,5	24,1	32,0	19,7	3,1
<i>fb/yn100</i>	-4,8	-4,4	1,4	-13,0	2,8
<i>reer</i>	103,1	100,6	127,4	86,0	9,7
<i>open/yn100</i>	67,9	69,4	85,0	45,2	10,4
<i>vix</i>	21,2	19,7	58,6	11,0	8,8
<i>zib/yn100</i>	3,1	2,7	11,1	-3,2	2,5
<i>ygr</i>	3,6	3,8	7,6	-0,3	2,1
<i>ca(-4)/yn(-4)100</i>	-4,3	-3,9	-1,3	-7,3	1,7

Uwaga: próba rozpoczyna się w I kw. 2001 r., ponieważ wśród zmiennych objaśniających jest opóźniona o cztery kwartały zmienna objaśniana.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3
Wyniki testu pierwiastka jednostkowego ADF i testu stacjonarności KPSS

Zmienna	Metoda	Wartość statystyki		Decyzja
		poziom	pierwszy przyrost	
<i>ca/yn100</i>	ADF	-3,658 (-2,916)	-	I(0)
	KPSS	0,111 (0,463)	-	I(0)
<i>ypc/ypcf100</i>	ADF	2,691 (-1,948)	-3,975 (-2,924)	I(1)
	KPSS	0,136 (0,146)	-	I(0) – <i>trendostacjonarność</i>
<i>fb/yn100</i>	ADF	-2,767 (-2,921)	-4,142 (-1,947)	I(1)
	KPSS	0,162 (0,463)	-	I(0)
<i>reer</i>	ADF	-3,032 (-2,917)	-	I(0)
	KPSS	0,079 (0,146)	-	I(0) – <i>trendostacjonarność</i>
<i>open/yn100</i>	ADF	-3,061 (-3,500)	-2,816 (-1,948)	I(1)
	KPSS	0,151 (0,146)	0,205 (0,463)	I(1)
<i>vix</i>	ADF	-3,074 (-2,916)	-	I(0)
	KPSS	0,092 (0,463)	-	I(0)
<i>zib/yn100</i>	ADF	-5,511 (-2,916)	-	I(0)
	KPSS	0,183 (0,146)	0,309 (0,463)	I(1)
<i>ygr</i>	ADF	-2,505 (-2,916)	-7,566 (-1,947)	I(1)
	KPSS	0,143 (0,463)	-	I(0)

Uwaga: wartości w nawiasach oznaczają odpowiednio wartości krytyczne testu ADF oraz asymptotyczne wartości krytyczne testu KPSS dla poziomu istotności 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4
Wynik estymacji

Zmienna zależna: $ca/yn100$				
Metoda estymacji: MNK				
Próba skorygowana o maksymalny rząd opóźnienia regresorów: I kw. 2001–IV kw. 2013				
Liczba obserwacji: 52				
Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka t	Wartość p
c	11,257232	2,891155	3,893680	0,000339
$ypc(-4)/ypcf(-4)100$	0,174493	0,094173	1,852896	0,070768
$fb/yn100$	0,244955	0,087133	2,811289	0,007402
$reer$	-0,065749	0,020657	-3,182852	0,002709
$open/yn100$	-0,108183	0,033303	-3,248465	0,002255
vix	-0,058038	0,019406	-2,990790	0,004591
$zib/yn100$	-0,235931	0,075083	-3,142261	0,003033
ygr	-0,399992	0,102804	-3,890805	0,000342
$ca(-4)/yn(-4)100$	0,186082	0,105659	1,761161	0,085321
Wsp. determinacji R^2	0,702372			
Skorygowany wsp. R^2	0,646999			
Błąd średni równania	1,070672			
Statystyka F	12,684434			
Prob. (statystyka F)	0,000000			
Kointegracyjny test DF	-6,227448			

Źródło: opracowanie własne.

DETERMINANTY SALDA RACHUNKU OBROTÓW BIEŻĄCYCH POLSKI

Streszczenie

Celem artykułu jest próba empirycznej identyfikacji determinant salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB w Polsce. Na podstawie przedstawionego badania można sformułować następujące wnioski. Do wzrostu relacji salda rachunku obrotów bieżących do PKB przyczyniały się: proces realnej konwergencji oraz wzrost salda sektora instytucji rządowych i samorządowych w relacji do PKB w Polsce. Z kolei czynnikami wpływającymi na spadek salda rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB były: aprecjacja realnego efektywnego kursu złotego, wzrost napływu do Polski zagranicznych inwestycji

bezpośrednich w relacji do PKB, wzrost udziału sumy eksportu i importu towarów w PKB (aproksymanta otwartości handlu) oraz wzrost indeksu CBOE VIX. Paradoksalnie, wzrost niepewności (aproksymowanej przez indeks VIX) prawdopodobnie nie skłaniał do zwiększenia oszczędności przezornościowych.

Słowa kluczowe: bilans płatniczy, rachunek obrotów bieżących, Polska

JEL: C22, F32, F41

THE DETERMINANTS OF POLAND'S CURRENT ACCOUNT BALANCE

Summary

This paper tries to identify empirically the main determinants of the current account balance (CAB) to GDP ratio in Poland. It shows that an increase of the CAB to GDP ratio was supported by the process of real economic convergence and a rise in the general government balance to GDP ratio. In turn, an appreciation of the real effective exchange rate of the Polish zloty, an increase in the foreign direct investment inflow to Poland as a ratio to GDP, a rise in the share of sum of goods exports and imports in GDP (a proxy for trade openness) and an increase of the CBOE VIX index led to lower CAB to GDP ratio. Paradoxically, an increase of uncertainty (approximated by the VIX index) probably was not conducive to higher precautionary savings.

Key words: balance of payments, current account balance, Poland

JEL: C22, F32, F41

ДЕТЕРМИНАНТЫ САЛЬДО СЧЕТА ТЕКУЩИХ ОПЕРАЦИЙ ПОЛЬШИ

Резюме

Целью статьи является попытка эмпирической идентификации детерминант сальдо счета текущих операций по отношению к ВВП в Польше. На основе представленного исследования можно сформулировать следующие выводы. Росту величины соотношения сальдо счета текущих операций и ВВП способствовали: процесс реальной конвергенции и рост сальдо сектора правительственных институтов и институтов самоуправления по отношению к ВВП в Польше. В свою очередь, факторами, влияющими на понижение сальдо счета текущих операций по отношению к ВВП, были: повышение реального эффективного курса злотого, увеличение притока в Польшу прямых иностранных инвестиций по отношению к ВВП, рост доли суммы экспорта и импорта товаров в ВВП (свидетельство открытости торговли), а также рост индекса CBOE VIX. Парадоксально, но рост неуверенности (приблизительно вычисленный с помощью индекса VIX) вероятно не способствовал увеличению плановых сбережений.

Ключевые слова: платежный баланс, счет текущих операций, Польша

JEL: C22, F32, F41