

Wpływ wahań lokalnego kursu walutowego i cen surowców na bilans handlowy krajów ECOWAS

The impact of local exchange rate fluctuations and commodity prices on the trade balance of ECOWAS countries

Arkadiusz Chaim

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

ORCID: 0009-0005-4940-8079

Abstrakt

Artykuł stanowi próbę zidentyfikowania wpływu deprecjacji lokalnej waluty oraz wzrostu cen wybranych surowców na bilans handlowy w obrębie Wspólnoty Gospodarczej Państw Afryki Zachodniej (ECOWAS). Do tego celu zastosowano metodę regresji wielorakiej z opóźnieniami, w której zostały ujęte zmienne ilościowe oraz zerojedynkowe. Skonstruowany został zarówno model zbiorczy, jak modele wyodrębnione dla wybranych krajów należących obecnie bądź w przeszłości do ECOWAS. Do dwuetapowego wyboru zmiennych wykorzystano analizę grafów, natomiast modele zostały zweryfikowane pod kątem spełnienia założeń regresji liniowej. Rezultaty badania wykazały, że zmiany cen surowców w większym stopniu przekładają się na bilans handlowy niż wahania kursu walutowego, lecz obie te zależności mają charakter ujemnej korelacji. Negatywny wpływ tych czynników na bilans handlowy jest związany z wyższymi kosztami importu, a dodatkowo niekorzystna dla krajów ECOWAS struktura towarowa handlu. Nie stwierdzono występowania istotnych różnic w tym zakresie między obecnymi a byłymi członkami ugrupowania. Wskazuje to na ograniczone znaczenie czynników ekonomicznych w powstaniu Sojuszu Państw Sahelu, alternatywnej do ECOWAS regionalnej organizacji handlowej.

Korespondencja (Correspondence)

Arkadiusz Chaim

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Kolegium Gospodarki i Administracji

Publicznej

ul. Rakowicka 27

31-510 Kraków, Poland

e-mail: arkadiuszchaim@interia.pl

Informacja o artykule (Article info)

Otrzymano (Received): 16.02.2025

Przyjęto do druku (Accepted): 8.04.2025

Opublikowano (Published): 5.05.2025

Licencja (License)

© by Autor (Author). Udostępnione na podstawie Międzynarodowej Licencji Publicznej Creative Commons CC-BY-SA 4.0

Słowa kluczowe

ECOWAS, deprecjacja waluty, ceny surowców, handel

1. Wstęp

Utworzona w 1975 roku Wspólnota Gospodarcza Państw Afryki Zachodniej (ECOWAS) należy do najważniejszych organizacji międzynarodowych w Afryce

(Pawlak, Kita, 2014). W szczytowym momencie rozwoju terytorialnego w XXI wieku skupiała 15 państw, jednak kilka z nich opuściło ugrupowanie ze względu na fundamentalne rozbieżności dotyczące interesów geopolitycznych (Nenovsky, Bondi, 2024). Pierwotnie skoncentrowana głównie na aspektach ekonomicznych (Garlińska-Bielawska, 2022), z czasem poszerzyła swoją działalność również o wymiar polityczny, czego wyrazem było zaangażowanie w dyplomatyczne rozwiązywanie wybranych sporów regionalnych, np. kryzysu politycznego w Gambii w latach 2016–2017 (Nzally, 2022) czy ustanawianie misji pokojowych, m.in. na Wybrzeżu Kości Słoniowej (Popławski, Szeniańska, 2013). Do najistotniejszych inicjatyw gospodarczych podejmowanych w ramach tej organizacji należy zaliczyć powołanie unii celnej (Bijak-Kaszuba, 1998), a następnie próby wprowadzenia na obszarze ugrupowania wspólnej waluty (Mati, Covic, Ozdeser, 2023). Mimo że nie wszystkie państwa ECOWAS posługują się frankiem CFA XOF jako jednostką rozliczeniową, przed krajami członkowskimi postawione zostało zadanie wprowadzenia waluty ECO (odłożone obecnie w czasie przynajmniej do 2027 roku) (Ntongho, 2024). Zadanie to stanowi obecnie poważne wyzwanie nawet przy zredukowanym z powodu nasilonej w regionie tendencji do przewrotów politycznych składzie organizacji. Zawarty przez kraje członkowskie układ bezpieczeństwa zbiorowego zobowiązuje pozostałych uczestników ugrupowania do interwencji w przypadku wystąpienia w którymkolwiek z nich poważnych problemów wewnętrznych. Pierwotnie układ miał gwarantować stabilność polityczną i ekonomiczną krajom w nim uczestniczącym, jednak pojawiające się wobec organizacji zarzuty dotyczące hipokryzji oraz stronnictwa jego stosowania doprowadziły do zawieszenia kilku krajów członkowskich (Oluyemi, 2025), w których w latach 20. XXI wieku doszło do serii udanych przewrotów politycznych, a następnie ich wystąpienia z bloku (Kohnert, 2024).

W obrębie dotychczasowych badań wskazuje się na pozytywną rolę integracji ekonomicznej w oddziaływaniu na stan regionalnej koniunktury gospodarczej, chociaż do tej pory ECOWAS nie udało wypełnić kryteriów optymalnego obszaru walutowego (Mitrega-Niestrój, 2017). Jako przyczyny takiego stanu rzeczy wskazuje się m.in. niedostateczną komplementarność gospodarek czy niestabilność polityczną (Ambukita, 2018). Ożywienie handlu wewnętrznego na terenie krajów należących do ugrupowania ułatwia stopniowa liberalizacja handlu, odpowiednia jakość infrastruktury oraz stopień zaawansowania instytucji (Shuaibu, 2015). W latach 1990–2013 zaobserwowano także tendencję dotyczącą pozytywnego wpływu wymiany handlowej krajów członkowskich organizacji na ich wzrost gospodarczy (Iyoha, Okim, 2017). Szersze spojrzenie na tę problematykę jest konieczne, ponieważ literatura dotycząca tej tematyki w większości nie uwzględnia jeszcze najnowszych, lecz wyjątkowo istotnych procesów zachodzących na badanym obszarze, głównie o charakterze politycznym – istnieje potrzeba jej uaktualnienia.

Autor w przedstawionym kontekście stawia zatem następujące pytania badawcze: (1) Czy wśród krajów ECOWAS zmiana światowych cen wybranych surowców wpływa na ich bilans handlowy w większym stopniu niż deprecjacja kursu lokalnej waluty? (2) Czy występują zauważalne różnice odnośnie intensywności wpływu tych czynników na stan bilansu handlowego pomiędzy państwami wciąż należącymi do ECOWAS a krajami, które w 2024 roku wystąpiły z organizacji?

Jako rozwinięcie pytań badawczych wysunięte zostały następujące hipotezy: (1a) Wpływ zmian globalnych cen surowców na wartość bilansu handlowego krajów ECOWAS jest większy

niż wpływ wahań kursowych lokalnej waluty. (1b) Wzrost światowych cen surowców wiąże się z pogorszeniem bilansu handlowego państw ECOWAS. (1c) Deprecjacja lokalnej waluty wiąże się z poprawieniem bilansu handlowego krajów ECOWAS. (2) Między państwami, które opuściły ECOWAS w 2024 roku a krajami nadal pozostającymi w organizacji występują zauważalne różnice dotyczące intensywności zidentyfikowanych zależności. Narzędziem służącym weryfikacji postawionych hipotez badawczych będzie analiza regresji wielorakiej, w której jako zmienne objaśniające zostaną uwzględnione co najmniej dwa predyktory: kurs zachodnioafrykańskiego franka CFA oraz cena (ceny) kluczowych w gospodarce państw regionu surowców naturalnych. Zmienną objaśnianą stanowić będzie natomiast bilans handlowy wybranych krajów ECOWAS, z powodu obecności których w modelu zostaną również uwzględnione zmienne zerojedynkowe. Wyodrębnione zostaną też modele pomocnicze dla poszczególnych państw. Analizowane dane będą pochodziły bezpośrednio od organizacji międzynarodowych bądź bazowały na sporządzonych przez nie zestawieniach informacji opracowywanych przez krajowe instytucje. W celu umożliwienia porównywalności z prezentowanym w ujęciu kwartalnym bilansem handlowym wśród wyselekcjonowanych państw, dysponowane dane dotyczące kursu walutowego oraz cen surowców zostaną przedstawione w postaci kwartalnej jako średnia arytmetyczna miesięcznych. Rzadsza częstotliwość informacji mogłaby prowadzić do poważnych zaburzeń merytorycznych z powodu charakteru przedmiotu badań.

2. Specyfikacja zmiennych objaśniających modelu

Z uwagi na opisane wcześniej ograniczenia, w trakcie doboru państw ECOWAS do modelu regresji wzięto pod uwagę następujące czynniki:

Posługiwanie się zachodnioafrykańskim frankiem CFA – wspólna waluta znajduje się w obiegu 8 państw (Mohapi, 2021), natomiast pozostałe z nich dysponują narodowymi środkami płatniczymi, z własnymi bankami centralnymi i możliwościami emisji (Gurtner, 1999).

Reprezentacja wśród aktualnych i byłych członków organizacji – po zawieszeniu kilku krajów w ramach organizacji, część z nich zdecydowała się na całkowite wystąpienie z ECOWAS i utworzenie alternatywnej struktury międzynarodowej. W skład powstałego w 2023 roku Sojuszu Państw Sahelu weszły Mali, Burkina Faso oraz Niger. Gwinea wciąż pozostaje zawieszonym członkiem ECOWAS, jednak nie zdecydowała się na jej opuszczenie (Avoulete, 2022). Zweryfikowanie drugiej hipotezy wymaga uwzględnienia w modelu co najmniej jednego uczestnika każdego z tych rywalizujących ugrupowań.

Dostępność danych – mimo że odnośnie większości wyodrębnionych wstępnie w ten sposób krajów dane dotyczące bilansu handlowego są dostępne, konieczne było wykluczenie niewielkiej ich grupy z powodów m.in. niewłaściwych jednostek pomiarowych, braku systematyczności, a także występowania obserwacji odstających.

Na skutek zastosowania takich kryteriów selekcji, do modelu regresji wielorakiej dopuszczone zostały następujące państwa: Senegal i Benin (pozostające członkami ECOWAS) oraz Mali i Niger (współtworzące Sojusz Państw Sahelu). W tabeli 1 zestawiono wartości bilansu handlowego tych krajów z kilkudziesięciu ubiegłych kwartałów jako obserwacje zmiennej objaśnianej w modelu.

Tabela 1. Kwartalne wartości bilansu handlowego wybranych państw ECOWAS w latach 2018–2023
(w mld CFA XOF)

Kwartał	Senegal	Benin	Mali	Niger
Q3 2018	–191,63	–289,89	–224,20	–250,00
Q4 2018	–196,87	–359,79	–204,30	–185,00
Q1 2019	–136,73	–368,69	–166,00	–280,00
Q2 2019	–180,20	–231,95	–193,80	–279,00
Q3 2019	–214,47	–269,98	–256,60	–224,00
Q4 2019	–216,67	–255,84	–324,90	–384,00
Q1 2020	–157,33	–187,27	–266,40	–271,00
Q2 2020	–184,50	–203,66	–103,80	–474,00
Q3 2020	–173,57	–258,34	–154,20	–137,00
Q4 2020	–189,23	–284,82	–227,40	–339,00
Q1 2021	–104,77	–268,20	–265,10	–296,00
Q2 2021	–242,30	–324,54	–316,60	–280,00
Q3 2021	–235,13	–317,87	–228,60	–300,00
Q4 2021	–249,13	–328,57	–360,50	–308,00
Q1 2022	–232,90	–355,51	–165,00	–423,00
Q2 2022	–314,80	–368,80	–566,00	–468,00
Q3 2022	–363,17	–507,80	–508,70	–485,00
Q4 2022	–417,90	–544,26	–251,80	–768,00
Q1 2023	–252,33	–495,21	–295,70	–557,00
Q2 2023	–284,83	–442,78	–445,00	–491,00
Q3 2023	–372,10	–341,70	–332,70	–492,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Trading Economics.

Bilans handlowy wszystkich omawianych krajów przyjmował w badanych kwartałach wartości ujemne, co świadczy o nadwyżce ich importu nad eksportem, a tym samym o konsekwentnym deficycie handlowym. W celu weryfikacji postawionych hipotez badawczych, w modelu jako predyktory należy przyjąć lokalny kurs walutowy oraz co najmniej po jednej zmiennej objaśniającej odnoszącej się do cen surowców. Ze względu na kluczową rolę w rozliczeniach międzynarodowych i transakcjach zagranicznych, w modelu zostaną wykorzystane zależności kursowe franka CFA XOF w stosunku do dolara amerykańskiego. Z kolei aby wskazać zmienne objaśniające uwzględniające ceny globalnych surowców, posłużono się udziałem wybranych kategorii w wymianie handlowej badanych państw. Wyodrębniono zmienne, które występują w zauważalnym stopniu w eksporcie bądź imporcie każdego z tych krajów równocześnie – te kryteria wyboru spełniają złoto oraz ropa naftowa, łącznie z produktami jej rafinacji. Udziały zmiennych w wymianie handlowej w 2023 roku zostały przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Udziały wybranych surowców w wymianie handlowej wybranych państw ECOWAS w 2023 roku*

Państwo	Udział złota w całkowitym eksporcie (%)	Udział ropy naftowej w całkowitym eksporcie (%)	Udział produktów rafinacji ropy naftowej w całkowitym eksporcie (%)	Udział złota w całkowitym imporcie (%)	Udział ropy naftowej w całkowitym imporcie (%)	Udział produktów rafinacji ropy naftowej w całkowitym imporcie (%)
Senegal	18,7	0,3	14,7	0,0	6,3	13,7
Benin	39,7	0,0	2,1	0,1	0,0	7,2
Mali	94,5	0,0	0,3	1,8	0,0	29,8
Niger	31,7	4,8	6,7	0,0	0,0	3,1

*Według klasyfikacji HS4.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Obserwatorium Złożoności Ekonomicznej.

Wśród badanych państw znacznie większym znaczeniem w eksporcie ogółem wykazuje się złoto, natomiast w przypadku importu ważniejsze udziały przyjmują ropa naftowa i jej pochodne. Szczególnie zdominowana przez te surowce jest wymiana handlowa Mali, co ma dla tego państwa skrajnie niekorzystne konsekwencje z powodu najmniejszej dywersyfikacji towarowej – m.in. z powodu zaniechania rozwoju bardziej zaawansowanych i konkurencyjnych gałęzi gospodarki (Pitigala, López-Cálix, 2021).

Jako zmienne objaśniające w modelu regresji wielorakiej bilansu handlowego krajów ECOWAS obrano zatem: kurs USD/XOF, światowy kurs ropy naftowej (USD/baryłka) oraz globalną cenę złota (USD/uncja). Aby uwzględnić ich domniemany wpływ na kształtowanie wartości zmiennej objaśnianej, zasadne jest ujęcie odpowiednich opóźnień czasowych, optymalnie wynoszących minimum po kilka miesięcy w zależności od zmiennej. Niemniej jednak ograniczenie w tym zakresie stanowi wymuszona kwartalna częstotliwość danych, która uniemożliwia bardziej precyzyjne modyfikacje. Optymalne dopasowanie przesunięć było pierwszym etapem doboru zmiennych objaśniających, natomiast po ustaleniu najbardziej właściwych dla modelu wartości poszczególnych opóźnień należało także sprawdzić właściwą wartość informacyjną wyodrębnionych predyktorów. Do wyboru najbardziej adekwatnego przesunięcia, jako zmienną objaśnianą wykorzystywaną do wyboru optymalnej zmiennej objaśniającej, niebędącą elementem właściwego modelu regresji – nazywaną dalej techniczną zmienną objaśnianą – we wszystkich przypadkach zastosowano bilans handlowy Mali w odpowiednich kwartałach. Przy wyborze technicznej zmiennej objaśnianej kierowano się stopniem dopasowania bilansu handlowego do trendu liniowego w czasie oraz liczbą obserwacji odstających, jednak otrzymane rezultaty były zbliżone po podstawieniu danych dotyczących pozostałych badanych krajów. Tabela 3 zawiera zestawienie wartości kursu walutowego USD/XOF z uwzględnieniem kolejnych opóźnień, które zostaną potraktowane jako odrębne, potencjalne zmienne objaśniające.

Tabela 3. Zestawienie kwartalnych opóźnień kursu USD/XOF jako potencjalnych zmiennych objaśniających modelu regresji wielorakiej

Kwartał	Średni kwartalny kurs USD/XOF $t-1$	Średni kwartalny kurs USD/XOF $t-2$	Średni kwartalny kurs USD/XOF $t-3$
Q3 2018	566,53	527,27	558,27
Q4 2018	558,82	566,53	527,27
Q1 2019	572,21	558,82	566,53
Q2 2019	572,95	572,21	558,82
Q3 2019	579,40	572,95	572,21
Q4 2019	597,53	579,40	572,95
Q1 2020	586,70	597,53	579,40
Q2 2020	591,15	586,70	597,53
Q3 2020	589,34	591,15	586,70
Q4 2020	552,83	589,34	591,15
Q1 2021	543,83	552,83	589,34
Q2 2021	546,43	543,83	552,83
Q3 2021	540,17	546,43	543,83
Q4 2021	554,00	540,17	546,43
Q1 2022	570,50	554,00	540,17
Q2 2022	584,00	570,50	554,00
Q3 2022	616,16	584,00	570,50
Q4 2022	655,08	616,16	584,00
Q1 2023	633,58	655,08	616,16
Q2 2023	605,92	633,58	655,08
Q3 2023	609,51	605,92	633,58

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Trading Economics.

Metodą wyboru optymalnego opóźnienia kursu walutowego była analiza grafów, do czego niezbędne było zestawienie w postaci macierzowej wzajemnych współczynników korelacji opóźnień kursu zachodnioafrykańskiego franka CFA – w postaci macierzy R' , a także w postaci wektora R'_0 , współczynników korelacji opóźnień kursu zachodnioafrykańskiego franka CFA z bilansem handlowym Mali (Dudek, 2005). Rozpatrywane były opóźnienia o jeden, dwa oraz trzy kwartały, do których odnoszą się kolejne (od lewej) kolumny macierzy R' oraz kolejne (od góry) wiersze wektora R'_0 :

$$R' = \begin{pmatrix} 1 & 0,79493 & 0,54516 \\ \begin{smallmatrix} \square \\ \square \\ \square \end{smallmatrix} & 1 & 0,77234 \\ \begin{smallmatrix} \square \\ \square \\ \square \end{smallmatrix} & \begin{smallmatrix} \square \\ \square \\ \square \end{smallmatrix} & 1 \end{pmatrix}, \quad R'_0 = \begin{pmatrix} -0,24611 \\ -0,17629 \\ -0,17158 \end{pmatrix},$$

gdzie:
 R' – macierz korelacji kolejnych rozpatrywanych opóźnień kursu USD/XOF;
 R'_0 – wektor korelacji opóźnień kursowych z bilansem handlowym Mali.

Pożądaną są jak najsilniejsze korelacje między każdą potencjalną zmienną niezależną a techniczną zmienną zależną przy jednocześnie możliwie najmniejszych korelacjach między poszczególnymi potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi w celu wyeliminowania współliniowości. Pragnąc uzyskać jak największą precyzję (różnice między wariantami przesunięć mogą być bardzo niewielkie), przyjęto w tym wypadku poziom istotności $\alpha = 0,001$, dla którego wartość statystyki testowej z rozkładu t-Studenta przy $21 - 2 = 19$ stopniach swobody wynosi $t_{0,001} = 3,883$. Na jej podstawie obliczono wartość krytyczną $r^* = 0,665$, która służy do sporządzania macierzy zerojedynkowej R' (Świercz, Szostak 2024). Współczynnikiem korelacji z macierzy R' przypisano wartość 1, gdy były wyższe od obliczonej wartości krytycznej:

$$R^{\wedge'} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ \square & 1 & 1 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}.$$

Macierz zerojedynkowa została następnie wykorzystana do zbudowania grafu, na podstawie którego zostało wybrane najbardziej optymalne przesunięcie. Analogiczny schemat postępowania został zastosowany również w wypadku globalnych cen baryłki ropy naftowej oraz światowych cen uncji złota, których opóźnione wartości w badanym okresie umieszczono w tabeli 4.

Tabela 4. Zestawienie kwartalnych opóźnień światowych cen ropy naftowej i złota jako potencjalnych zmiennych objaśniających modelu regresji wielorakiej

Kwartał	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-1$	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-2$	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-3$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-1$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-2$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-3$
Q3 2018	74,49	66,95	61,47	1306,59	1328,90	1275,29
Q4 2018	75,48	74,49	66,95	1212,60	1306,59	1328,90
Q1 2019	67,37	75,48	74,49	1228,81	1212,60	1306,59
Q2 2019	63,27	67,37	75,48	1304,24	1228,81	1212,60
Q3 2019	68,34	63,27	67,37	1309,55	1304,24	1228,81
Q4 2019	61,86	68,34	63,27	1474,63	1309,55	1304,24
Q1 2020	62,65	61,86	68,34	1481,58	1474,63	1309,55
Q2 2020	50,53	62,65	61,86	1583,23	1481,58	1474,63
Q3 2020	31,43	50,53	62,65	1710,43	1583,23	1481,58
Q4 2020	42,72	31,43	50,53	1912,35	1710,43	1583,23
Q1 2021	44,52	42,72	31,43	1875,00	1912,35	1710,43
Q2 2021	60,57	44,52	42,72	1797,79	1875,00	1912,35
Q3 2021	68,63	60,57	44,52	1814,96	1797,79	1875,00
Q4 2021	73,00	68,63	60,57	1789,42	1814,96	1797,79
Q1 2022	79,58	73,00	68,63	1796,35	1789,42	1814,96

Kwartał	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-1$	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-2$	Średnia kwartalna cena ropy Brent (USD/baryłka) $t-3$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-1$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-2$	Średnia kwartalna cena złota (USD/uncja) $t-3$
Q2 2022	98,96	79,58	73,00	1873,38	1796,35	1789,42
Q3 2022	112,74	98,96	79,58	1873,98	1873,38	1796,35
Q4 2022	99,23	112,74	98,96	1726,03	1873,98	1873,38
Q1 2023	88,37	99,23	112,74	1729,02	1726,03	1873,98
Q2 2023	81,44	88,37	99,23	1888,33	1729,02	1726,03
Q3 2023	78,23	81,44	88,37	1978,27	1888,33	1729,02

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego.

W ten sam sposób skonstruowano także kolejne macierze dla potencjalnych opóźnień pozostałych zmiennych objaśniających:

$$R'' = \begin{pmatrix} 1 & 0,86010 & 0,62631 \\ \square & 1 & 0,85853 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}, \quad R''_0 = \begin{pmatrix} -0,63000 \\ -0,37640 \\ -0,26117 \end{pmatrix},$$

$$R''' = \begin{pmatrix} 1 & 0,93693 & 0,85163 \\ \square & 1 & 0,93828 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}, \quad R'''_0 = \begin{pmatrix} -0,47938 \\ -0,45851 \\ -0,42910 \end{pmatrix}$$

gdzie:

R'' i R''' – macierze korelacji rozpatrywanych opóźnień, kolejno: przeciętnych kwartalnych cen ropy naftowej oraz średnich kwartalnych cen złota;

R''_0 i R'''_0 – odpowiadające im wektory korelacji z bilansem handlowym Mali.

Wartość krytyczna r^* pozostaje w tym wypadku na tym samym poziomie. Tabele zerojedynkowe dla obu predyktorów kształtują się następująco:

$$R^{''''} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ \square & 1 & 1 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix},$$

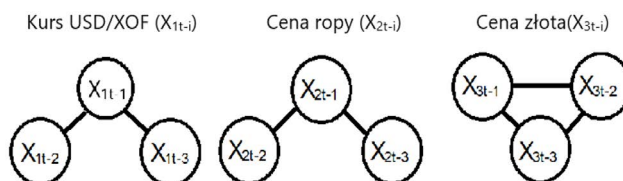
$$R^{'''''} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \square & 1 & 1 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}.$$

Kolejne kolumny oraz kolejne wiersze wyznaczonych macierzy zerojedynkowych R' , R'' i R''' odpowiadają rozpatrywanym opóźnieniom, kolejno: o 1 kwartał, 2 kwartały i 3 kwartały. Zasady konstrukcji grafów do analizy są następujące:

- wszystkie warianty opóźnień dla każdej badanej zmiennej objaśniającej muszą znaleźć się na skonstruowanym grafie – izolowane bądź złączone;
- jedności między badanymi opóźnieniami w wyznaczonych macierzach oznaczają połączenia między nimi, zera oznaczają braki połączeń;

- dla otrzymanych podgrafów spójnych wybiera się opóźnienia o największej liczbie połączeń – jeśli dotyczy to kilku z nich jednocześnie, wybiera się opóźnienia o największej korelacji z techniczną zmienną objaśnianą (Mróz, 2017);
- podgrafy izolowane są wybierane automatycznie.

Zgodnie z powyższymi zasadami, dokonano zestawienia w postaci grafów potencjalnych opóźnień, osobno dla wszystkich zmiennych objaśniających. Zmienne zostały oznaczone kolejno jako: x_1 – kurs USD/XOF; x_2 – cena ropy naftowej w dolarach amerykańskich za baryłkę; x_3 – cena złota w dolarach amerykańskich za uncję. Dodatkowy indeks t – i odnosi się natomiast do potencjalnych opóźnień kwartalnych tych zmiennych ($i = 1, 2, 3$). Na podstawie rozmieszczenia jedności w ramach macierzy R' , R'' oraz R''' , symbolizujących połączenia między odpowiednimi wierzchołkami, sporządzono grafy potencjalnych opóźnień zmiennych objaśniających. Wartości zerowe występujące w macierzach R' oraz R'' oznaczają, że między wierzchołkami reprezentującymi opóźnienia o dwa oraz trzy kwartały nie występują połączenia – w tym przypadku optymalnym wyborem są wierzchołki o największej liczbie powiązań, a więc te reprezentujące najmniejsze opóźnienie. Z kolei macierz R''' składa się z samych jedności, tak więc przedstawienie w ujęciu graficznym wartości informacyjnej poszczególnych opóźnień jest niewystarczające, ponieważ wszystkie wierzchołki grafu posiadają taką samą liczbę połączeń. Aby wyznaczyć najbardziej optymalne opóźnienie dla globalnych cen złota, należy odnieść się do obliczonych w ramach wektora R'''_0 współczynników korelacji, z których należy wybrać ten o najwyższej wartości bezwzględnej.



Rysunek 1. Grafy potencjalnych opóźnień zmiennych objaśniających

Źródło: opracowanie własne.

Z uwagi na największą liczbę połączeń, zasadne jest przyjęcie dla kursu USD/XOF oraz globalnych cen ropy naftowej opóźnień wynoszących kwartał. Decydującym czynnikiem w przypadku wyboru optymalnego opóźnienia dla światowych cen złota są możliwe najwyższe wartości korelacji z techniczną zmienną objaśnianą, ponieważ liczba połączeń nie jest w tym kontekście rozstrzygająca. Na tej podstawie, również w wypadku tej zmiennej objaśniającej, w modelu zostało przyjęte opóźnienie wynoszące kwartał.

Znając już wybrane wartości przesunięć, wynoszące we wszystkich przypadkach kwartał, można przystąpić do sprawdzenia właściwej wartości informacyjnej dla modelu przyjętych zmiennych objaśniających: x_{1t-1} – średniego kwartalnego kursu USD/XOF, x_{2t-1} – średniej kwartalnej ceny baryłki ropy naftowej oraz x_{3t-1} – średniej kwartalnej ceny uncji złota. Sporządzono zatem macierze:

$$R^{\square} = \begin{pmatrix} 1 & 0,53599 & 0,12097 \\ \square & 1 & 0,14246 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}, \quad R_0^{\square} = \begin{pmatrix} -0,24611 \\ -0,63000 \\ -0,47938 \end{pmatrix},$$

gdzie:

R – macierz korelacji poszczególnych zmiennych objaśniających;

R_0 – wektor korelacji predyktorów z techniczną zmienną objaśnianą (bilansem handlowym Mali).

Macierz zerojedynkowa zmiennych objaśniających, dla przyjętego poziomu istotności $\alpha = 0,001$ przyjmuje zatem postać:

$$R^{\wedge} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \square & 1 & 0 \\ \square & \square & 1 \end{pmatrix}.$$

Graf otrzymany na jej podstawie ma formę trzech izolowanych wierzchołków, ponieważ między żadnymi parami zmiennych nie występują jedności, oznaczające połączenia między wierzchołkami. Brak powiązań wskazuje, że każda ze zmiennych objaśniających może wносить istotną wartość informacyjną, co pozytywnie przekłada się na jakość właściwego modelu. Zgodnie z założeniami analizy grafów, należy dopuścić zmienne reprezentujące wszystkie wierzchołki izolowane.

Kurs USD/XOF (X_{1t-1}) Cena ropy (X_{2t-1}) Cena złota (X_{3t-1})



Rysunek 2. Wyniki analizy grafów dla zmiennych objaśniających modelu

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

Istnieją zatem merytoryczne przesłanki do zaakceptowania trzech opóźnionych o kwartał zmiennych objaśniających w ogólnym modelu regresji wielorakiej: kursu USD/XOF, globalnych cen ropy naftowej oraz globalnych cen złota. Z powodu uwzględnienia w modelu także jakościowej zmiennej objaśniającej w postaci czterech państw z odrębnymi bilansami handlowymi, niezbędne jest także dodanie trzech zmiennych zerojedynkowych (Taboga, 2021). Dla ogólnego modelu przyjęto oznaczenia zmiennych binarnych Nigru, Senegalu i Beninu jako odpowiednio: B_N , B_S , B_B – wybrano Mali jako kategorię referencyjną, a więc jej komponent zerojedynkowy nie został zawarty w równaniu regresji. Przyjęto, że model będzie miał postać liniową (Firlej, 2016), a jego parametry zostaną oszacowane metodą najmniejszych kwadratów. Założono także uwzględnienie wyrazu wolnego.

3. Postać ogólna modelu regresji wielorakiej bilansu handlowego krajów ECOWAS

W wyniku estymacji parametrów strukturalnych metodą najmniejszych kwadratów otrzymano następujące, ogólne równanie regresji wielorakiej:

$$y_t = 709,446 - 0,935 \cdot x_{It-1} - 2,819 \cdot x_{2t-1} - 0,148 \cdot x_{3t-1} - 87,319 \cdot B_N + 45,083 \cdot B_S - 54,674 \cdot B_B$$

Otrzymany w ten sposób model jest stosunkowo dobrze dopasowany do danych, co potwierdza wartość współczynnika determinacji na poziomie $R^2 = 0,679$ (Bitner, 2007). Wyjaśnianie około 68% całkowitej zmienności resztowej w kontekście specyfiki przedmiotu badań można uznać za zadowalające. Skorygowana wartość współczynnika nie odbiega od niego znacząco i wynosi $R^{2*} = 0,654$. Parametry te ujęto, wraz z błędem standardowym modelu, w tabeli 5.

Tabela 5. Podstawowe parametry ogólnego modelu regresji wielorakiej

Model	R	R^2	Skorygowane R^2	Błąd standardowy oszacowania	Statystyka Durbina-Watsona
1	0,824 ^a	0,679	0,654	71,80978	2,086

Źródło: opracowanie własne.

Zarówno cały model, jak i jego poszczególne zmienne są istotne statystycznie. Potwierdzają to wartość $F = 27,112$ i $p < 0,001$ (Firlej, 2017), a także wartości p przy poszczególnych zmiennych mniejsze niż 0,05, co zostało ujęte w tabelach 6 i 7.

Tabela 6. Istotność statystyczna ogólnego modelu regresji wielorakiej

Model		Suma kwadratów	df	Średni kwadrat	F	Istotność
1	Regresja	838 828,415	6	139 804,736	27,112	<,001 ^b
	Reszta	397 061,614	77	5156,644		
	Ogółem	1 235 890,029	83			

Źródło: opracowanie własne.

Spełnione zostało również założenie dotyczące braku występowania współliniowości między zmiennymi objaśniającymi, co potwierdzają odpowiednie wartości czynnika inflacji wariancji VIF < 10 (Kuś, Pawlik, 2016), przedstawione w tabeli 7.

Tabela 7. Właściwości parametrów zmiennych objaśniających ogólnego modelu regresji wielorakiej

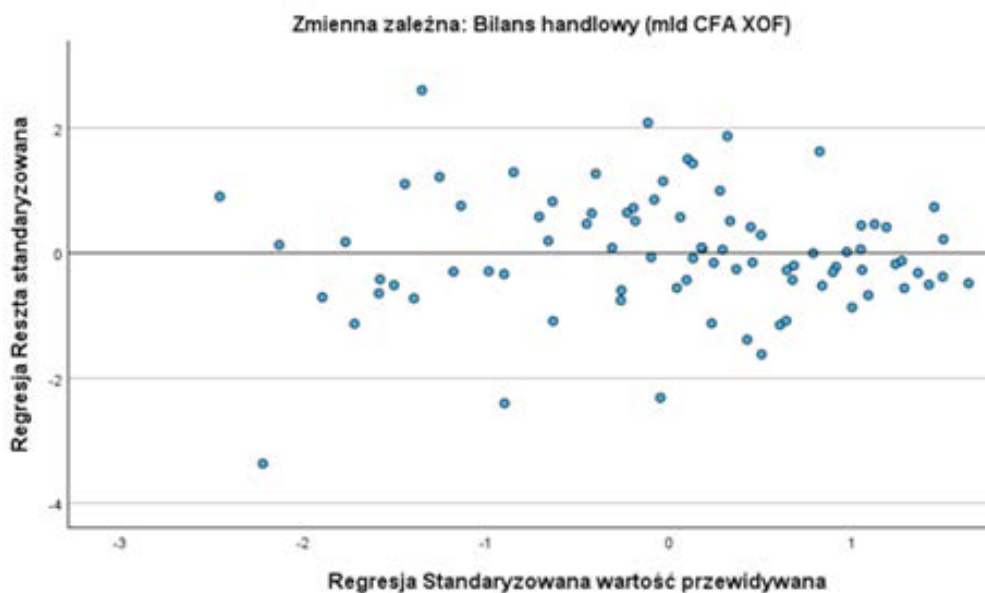
Model		Współczynniki niestandardyzowane		Współczynniki standaryzowane			Statystyki współliniowości	
		B	Błąd standardowy	Beta	t	Istotność	Tolerancja	VIF
1	(Stała)	709,446	173,638		4,086	<0,001	–	–
	Średni kwartalny kurs USD/XOF $t-1$	–0,935	0,317	–0,226	–2,952	0,004	0,711	1,407
	Średnia kwartalna cena ropy $t-1$	–2,819	0,486	–0,446	–5,800	<0,001	0,707	1,415
	Średnia kwartalna cena złota (USD/ uncja) $t-1$	–0,148	0,032	–0,0302	–4,616	<0,001	0,977	1,024
	Niger	–87,319	22,161	–0,312	–3,940	<0,001	0,667	1,500
	Senegal	45,083	22,161	0,161	2,034	0,045	0,667	1,500
	Benin	–54,674	22,161	–0,195	–2,467	0,016	0,667	1,500

Źródło: opracowanie własne.

Występowanie jednej reszty ekstremalnej, nieznacznie przekraczającej co do wartości bezwzględnej trzykrotność obliczonego błędu standardowego, nie zakłóca w większym stopniu założeń oraz jakości dopasowania modelu. Ponadto jej usunięcie byłoby utrudnione z uwagi na ujmowanie przez model kolejnych kwartałów. Ze względu na te czynniki, zdecydowano więc o pozostawieniu jej w modelu regresji.

O spełnieniu wybranych założeń modelu świadczą oszacowane wartości statystyk testowych oraz ich poziomy istotności dotyczące:

- normalnego rozkładu reszt – wartość testu Shapiro-Wilka wyniosła $SW = 0,972$ na poziomie istotności $0,064 > 0,05$, co potwierdzają również rezultaty testu Kołmogorowa-Smirnowa z poprawką Lillieforsa: $KS_L = 0,085$ dla $p = 0,199$. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu reszt (Chlebisz, Mierzejewski 2020; Wójcik 2014),
- braku autokorelacji reszt – statystyka Durбина-Watsona przyjęła wartość $d = 2,086$. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, dla wartości krytycznych $d_L = 1,496$ oraz $d_U = 1,801$ brak więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej odnośnie braku autokorelacji reszt (Mielcarek, 2014),
- homoskedastyczności reszt – ocena graficznej dystrybucji reszt nie stwarza przesłanek do odrzucenia hipotezy zerowej dotyczącej braku stałości wariancji reszt (Ampuła, 2015), co przedstawia rysunek 3.



Rysunek 3. Graficzna prezentacja rozrzutu reszt ogólnego modelu regresji wielorakiej

Źródło: opracowanie własne.

Z oszacowanego modelu wynika, że przy zachowaniu pozostałych zmiennych na tym samym poziomie, wzrost kursu USD/XOF o jednostkę spowoduje spadek bilansu handlowego w następnym kwartale średnio o 0,935 miliarda CFA XOF dla badanych krajów ECOWAS. Przy niezmiennym poziomie predyktorów, jeśli globalna cena ropy naftowej wzrośnie o 1 USD, w następnym kwartale bilans handlowy spadnie przeciętnie o 2,819 miliarda franków CFA zachodnich. Gdy natomiast dojdzie tylko do wzrostu światowej ceny złota o 1 USD, to kolejny kwartalny bilans handlowy spadnie średnio o 0,148 miliarda CFA XOF. Interpretacja wyrazu wolnego nie przedstawia większego znaczenia merytorycznego, ponieważ jednoczesna stagnacja wszystkich zmiennych objaśniających wydaje się mało prawdopodobna. Teoretycznie wyjaśnieniu podlegają również oszacowane parametry dla zmiennych binarnych, jednak w tym wypadku zostanie ono pominięte. W celu uzupełnienia otrzymanych informacji na temat zależności między cenami surowców, kursem walutowym a bilansem handlowym, sporządzone zostały także pomocnicze, odrębne modele regresji wielorakiej dla pojedynczych krajów, co umożliwi zweryfikowanie drugiej z badanych hipotez badawczych.

4. Uzupełniające modele regresji wielorakiej bilansu handlowego krajów ECOWAS

Aby umożliwić konwersję zbiorczych danych na pojedyncze modele regresji wielorakiej, konieczne było wprowadzenie kilku modyfikacji. W dodatkowych modelach wyłączono obecność zmiennych zerojedynkowych, które w tym wypadku nie niosłyby wartości informacyjnej. Zmianie uległa z oczywistych powodów liczba obserwacji, dlatego po oszacowaniu

modeli dokonano porównania ich ogólnej jakości. Zmiennym objaśniającym przypisano te same oznaczenia, natomiast jako zmienne zależne równań regresji wprowadzono kolejno bilanse handlowe Mali, Nigru, Senegalu i Beninu w analogicznych kwartałach lat 2018–2023, oznaczane odpowiednio jako: y_{Mt} , y_{Nt} , y_{St} , y_{Bt} . Po oszacowaniu, równania regresji prezentują się następująco:

$$\begin{aligned} y_{Mt} &= -43,593 + 0,595 \cdot x_{1t-1} - 3,876 \cdot x_{2t-1} - 0,186 \cdot x_{3t-1} \\ y_{Nt} &= 1749,046 - 2,796 \cdot x_{1t-1} - 2,033 \cdot x_{2t-1} - 0,208 \cdot x_{3t-1} \\ y_{St} &= 587,464 - 0,810 \cdot x_{1t-1} - 2,232 \cdot x_{2t-1} - 0,117 \cdot x_{3t-1} \\ y_{Bt} &= 447,957 - 0,727 \cdot x_{1t-1} - 3,134 \cdot x_{2t-1} - 0,083 \cdot x_{3t-1} \end{aligned}$$

W tabeli 8. zawarto natomiast najważniejsze współczynniki ich jakości statystycznej, którą należy zweryfikować przed sprawdzeniem założeń i interpretacją modeli narodowych.

Tabela 8. Porównanie jakości narodowych modeli regresji wielorakiej

Parametr	Mali	Niger	Senegal	Benin
Współczynnik determinacji R^2	0,569	0,772	0,803	0,699
Skorygowany współczynnik determinacji R^2	0,493	0,732	0,768	0,646
Wartość statystyki F	7,471	19,164	23,118	13,166
Ogólna istotność modelu	0,002	0,000	0,000	0,000
Istotność p zmiennej X_{1t-1}	0,427	0,001	0,028	0,173
Współczynnik niestandaryzowany β zmiennej X_{1t-1}	0,595	-2,796	-0,810	-0,727
Współczynnik standaryzowany β zmiennej X_{1t-1}	0,154	-0,572	-0,307	-0,225
Istotność p zmiennej X_{2t-1}	0,003	0,065	0,000	0,001
Współczynnik niestandaryzowany β zmiennej X_{2t-1}	-3,876	-2,033	-2,232	-3,134
Współczynnik standaryzowany β zmiennej X_{2t-1}	-0,655	-0,272	-0,552	-0,632
Istotność p zmiennej X_{3t-1}	0,022	0,007	0,003	0,129
Współczynnik niestandaryzowany β zmiennej X_{3t-1}	-0,186	-0,208	-0,117	-0,083
Współczynnik standaryzowany β zmiennej X_{3t-1}	-0,405	-0,357	-0,370	-0,215
Istotność p wyrazu wolnego	0,914	0,000	0,005	0,127

Źródło: opracowanie własne.

Najlepiej dopasowane pozostają modele dotyczące bilansu handlowego Senegalu i Nigru, chociaż pozostałe wykazują się tą właściwością w stopniu dopuszczalnym. Wszystkie modele są także istotne statystycznie, natomiast ze względów porównawczych, w przypadku parametrów dotyczących poszczególnych zmiennych można zaakceptować sporadyczne naruszenia ich

istotności statystycznej (kierując się zarazem ostrożnością podczas interpretacji modeli), przy VIF pozostających naturalnie na oziomie takim samym, jak w modelu ogólnym. Wśród danych nie występują natomiast reszty odstające, co należy ocenić pozytywnie. Niezbędne jest także sprawdzenie testów statystycznych, których realizacje przedstawiono w tabeli 9.

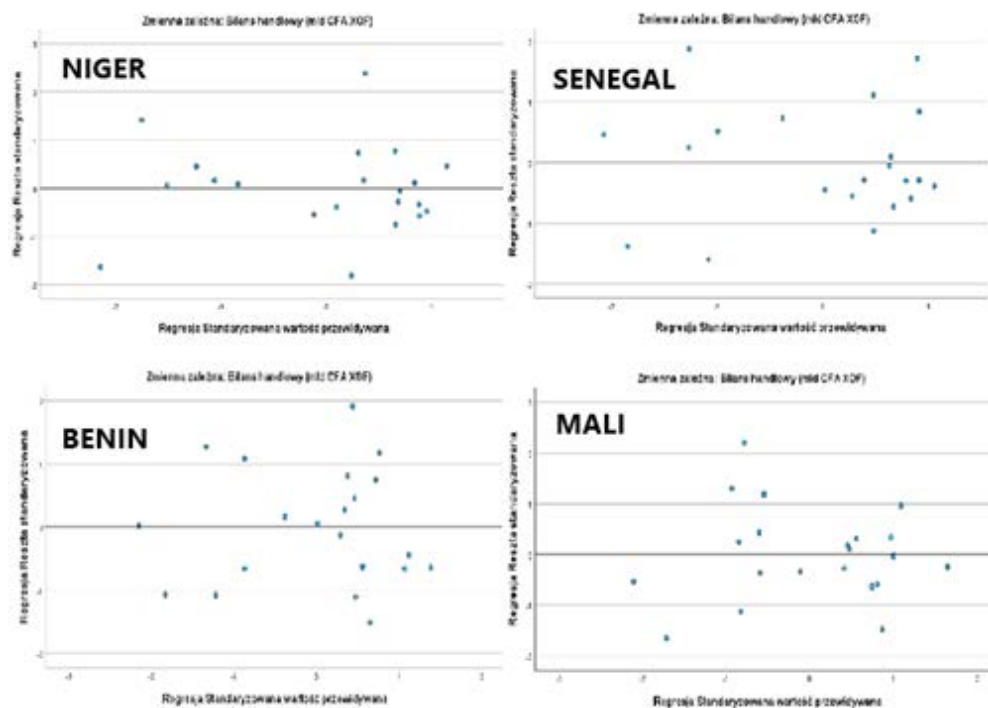
Tabela 9. Wyniki wybranych testów autokorelacji i normalności rozkładu reszt krajowych modeli regresji wielorakiej

Parametr	Mali	Niger	Senegal	Benin
Statystyka Shapiro-Wilka	0,972	0,950	0,972	0,968
Poziom istotności statystyki Shapiro-Wilka	0,787	0,339	0,773	0,683
Statystyka d (Durbina-Watsona)	2,480	3,188	2,450	1,174
Przedział krytyczny statystyki Durbina-Watsona	$4-d_U < d < 4-d_L$	$d > 4 - d_L$	$4-d_U < d < 4-d_L$	$d_L < d < d_U$

Źródło: opracowanie własne.

Chociaż wyniki testów normalności rozkładu reszt w przypadku wszystkich modeli świadczą o spełnieniu tego założenia na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, niemożliwe jest stwierdzenie bądź zaprzeczenie istnienia autokorelacji reszt w modelach bilansu handlowego Mali, Senegalu i Beninu za pomocą testu Durbina-Watsona (Foryś, Batóg, 2015), jednak z powodu względnie dobrych parametrów zostaną one dopuszczone. Na tym samym poziomie istotności należy natomiast odrzucić hipotezę zerową w przypadku Nigru, w kontekście którego statystyka pozwala stwierdzić autokorelację reszt. Z tego względu to państwo nie będzie uwzględniane w interpretacji. Rysunek 4 przedstawia rozproszenie reszt w modelach narodowych.

W wyniku analizy graficznej nie stwierdzono naruszenia założenia dotyczącego homoskedastyczności. Po zweryfikowaniu tych założeń (bądź dopuszczeniu modeli) zasadne jest przeprowadzenie interpretacji trzech oszacowanych równań regresji – Mali, Senegalu oraz Beninu. Modele dotyczące Senegalu i Beninu wskazują, że przy założeniu niezmienności pozostałych czynników, wzrost kursu USD/XOF wiąże się ze spadkiem ich bilansów handlowych w następnym kwartale – zależność ta ma podobny charakter, jak w przypadku modelu ogólnego. Model dotyczący Mali zakłada natomiast dodatni wpływ wzrostu kursu USD/XOF na bilans handlowy tego kraju w następnym kwartale, przy zachowaniu pozostałych czynników na tym samym poziomie.



Rysunek 4. Graficzna prezentacja rozrzutu reszt uzupełniających modeli regresji wielorakiej

Źródło: opracowanie własne.

Zarówno wzrost światowej ceny ropy naftowej, jak i globalnej ceny złota, przy założeniu braku zmian wśród pozostałych zmiennych objaśniających, wiążą się ze spadkiem bilansu handlowego w kolejnym kwartale. Zależność ta dotyczy w tym wypadku Mali, Senegalu oraz Beninu. Podobnie jak w przypadku modelu ogólnego, tym razem również wyrazy wolne nie będą interpretowane. Podczas wyciągania wniosków na podstawie modeli narodowych regresji wielorakiej należy zachować jednak względnie większą ostrożność, ponieważ mimo spełnienia założeń dotyczących dopasowania i ogólnej istotności statystycznej, a także braku bądź niemożności stwierdzenia naruszenia założeń homoskedastyczności, autokorelacji i rozkładu normalnego reszt, wybrane parametry dotyczące zmiennych objaśniających wykazują sporadycznie odstępstwa w zakresie istotności statystycznej. Odmienny w stosunku do pozostałych modeli charakter zależności między kursem walutowym a bilansem handlowym, w przypadku modelu bilansu handlowego Mali może być związany z wyraźnym naruszeniem kryterium istotności statystycznej zmiennej kursu walutowego. Niemniej jednak istnieją inne potencjalne przyczyny tego zjawiska – prawdopodobnie w głównej mierze odpowiadają za to różnice w strukturach wymiany handlowej analizowanych państw, z których Mali w największym stopniu jest uzależnione od eksportu surowców naturalnych, czy odmienne praktyki stosowania instrumentów polityki handlowej. Interpretacja modelu w przypadku tego państwa mogłaby wskazywać wypełnienie przesłanek klasycznego warunku Marshalla-Lernera, zwłaszcza z uwagi na potencjalnie wyższą elastyczność cenową eksportu względem kursu walutowego

w stosunku do pozostałych krajów, co wyjaśniałoby różnice w porównaniu z mechanizmem klasycznej teorii ekonomicznej. Wymaga to jednak szczegółowej weryfikacji założeń teoretycznych warunków, co może być przedmiotem dalszych, pogłębionych badań.

5. Podsumowanie

Oszacowane dla ogólnego modelu regresji wielorakiej współczynniki standaryzowane β wskazują, że globalne ceny surowców przekładają się w większym stopniu na zmianę bilansu handlowego krajów ECOWAS w następnym kwartale niż wahania lokalnego kursu walutowego. Wprowadzone w nim zmienne objaśniające wykazują natomiast ujemny charakter zależności między cenami surowców i kursem USD/XOF a wartością bilansu handlowego państw organizacji w następnym kwartale. Z tego powodu istnieją przesłanki do potwierdzenia wysuniętych hipotez badawczych (1a) oraz (1b), a także odrzucenia hipotezy (1c). Deprecjacja lokalnej waluty oraz wzrost cen surowców mogą wpływać na pogorszenie bilansu handlowego krajów ECOWAS z powodu relatywnie wyższych kosztów importu kluczowych towarów. Niekorzystna jest dla nich struktura towarowa wymiany handlowej, ponieważ przy stosunkowo mało zróżnicowanej, ekstensywnej strukturze eksportu, ich import jest najczęściej zdominowany przez bardziej przetworzone produkty, których nie mogą one samodzielnie wyprodukować z powodu ograniczonego dostępu do technologii (Mišević, 2022). Większe koszty importu znajdują więc odzwierciedlenie w osłabieniu krajowego bilansu handlowego, a także handlu wewnątrz ugrupowania (Ackah, Turkson, Opoku, 2013). Opracowane modele dla analizowanych krajów w zdecydowanej większości potwierdzają tendencje zaobserwowane w wyniku analizy modelu ogólnego, lecz porównanie otrzymanych w wyniku estymacji współczynników β nie pozwala upatrywać wśród tych państw większego zróżnicowania intensywności tych zależności ze względu na przynależność do ECOWAS bądź Sojuszu Państw Sahelu, można zatem odrzucić hipotezę (2). Zasoby naturalne uwzględnione w modelach jako zmienne objaśniające odgrywają kluczową rolę w gospodarkach omawianych państw, a więc stwierdzenie braku istnienia istotnych różnic między oddziaływaniem wahań ich cen w zależności od państwa prowadzącego wymianę handlową może skłaniać do wniosku, że opuszczenie ECOWAS w 2024 roku i utworzenie konkurencyjnego Sojuszu Państw Sahelu było jedynie w pośredni sposób związane z przyczynami ekonomicznymi (Surazu, Stefanović-Štambuk, 2023), które pełniły jedynie funkcję katalizatora ich przemian wewnętrznych. Porównywane odrębne modele bilansu handlowego dla poszczególnych państw spełniają większość założeń regresji wielorakiej i mogą być użyteczne, jednak należy mieć na uwadze sporadyczne naruszenia wybranych parametrów niektórych z nich. Ponadto ta tematyka może stanowić interesujący obszar dla przyszłych badań. Przedstawione rozważania stanowią uzupełnienie dotychczasowej wiedzy naukowej na temat personifikacji marki z wykorzystaniem chatbotów – obszaru, który wciąż pozostaje stosunkowo mało zbadany. W związku z tym, dalsze badania empiryczne oraz pogłębione analizy mogłyby przyczynić się do lepszego zrozumienia roli chatbotów w kształtowaniu tożsamości marki i ich wpływu na doświadczenia użytkowników. Rozwój tego nurtu badawczego może dostarczyć cennych wskazówek zarówno dla teorii marketingu, jak i dla praktyki biznesowej, szczególnie w kontekście strategii opartych na metodyce Agile.

Bibliografia

- Ackah, Ch., Turkson, F. E., Opoku, K. (2013). Measuring Trade Costs in Economic Community of West African States (ECOWAS). *Modern Economy*, 4(1), 63. DOI: 10.4236/me.2013.41007.
- Ambukita, E. (2018). Wspólnota Gospodarcza Państw Afryki Zachodniej jako przykład integracji gospodarczej w Afryce. *Studia i Prace WNEiZ US*, 53(2), 20. DOI: 10.18276/sip.2018.53/2-01.
- Ampuła, D. (2015). Wartości resztowe w procesie regresji. *Problemy Techniki Uzbrojenia*, 44, 86–87.
- Avoulete, K. (2022). Should ECOWAS rethink its approach to coups. *Foreign Policy Research Institute*, 3, 2.
- Bank Światowy, *Commodity markets* (2025). Dostępny w Internecie: <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets> [dostęp: 2025-02-22].
- Bijak-Kaszuba, M. (1998). Preferencyjne porozumienia handlowe a liberalizacja obrotów międzynarodowych. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica*, 146, 18.
- Bitner, A. (2007). Konstrukcja modelu regresji wielorakiej przy wycenie nieruchomości. *Acta Scientiarum Polonorum Administratio Locorum*, 6(4), 65.
- Chlebisz, A, Mierzejewski, M. (2020). Determinants of GDP growth in Scandinavian countries with special reference to scientific progress. *International Entrepreneurship Review*, 6(3), 28. DOI: 10.15678/IER.2020.0603.02.
- Dudek, H. (2005). Wykrywanie współliniowości za pomocą scentrowanych, niescentrowanych oraz uogólnionych czynników inflacji wariancji (Detecting of Collinearity by Using Centered, Noncentered and Generalized Variance Inflation Factors). *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. Taksonomia*, 12(1076), 8.
- Firlej, K. (2017). *Przemysł spożywczy w Polsce: nowa ścieżka rozwoju*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Firlej, K. A. (2016). *Programowanie rozwoju innowacyjności jako instrument podnoszenia konkurencyjności regionów w Polsce na tle Unii Europejskiej*. Kraków: Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Foryś, I., Batóg, B. (2015). Modelowanie aktywności nabywców mieszkań na rynku województwa zachodniopomorskiego. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 5(941), 41. DOI: 10.15678/ZNUEK.2015.0941.0503.
- Garlińska-Bielawska, J. (2022). Informal Cross-Border Trade in African Economic Communities – The Case of the ECOWAS and the WAEMU. *Studia Sieci Uniwersytetów Pogranicza*, 6, 63. DOI: 10.15290/sup.2022.06.05.
- Gurtner, F. J. (1999). The CFA Franc zones and the theory of optimum currency area. *Africa Spectrum*, 34.
- Iyoha, M., Okim, A. (2017). The impact of trade on economic growth in ECOWAS countries: Evidence from panel data. *CBN Journal of Applied Statistics*, 8(1), 45–46.
- Kohnert, D. (2024). *Navigating rivalries: prospects for coexistence between ECOWAS and AES in West Africa*. Hamburg Institute of African Affairs. DOI: 10.2139/ssrn.4902691.
- Kuś, A., Pawlik, M. (2016). Wykorzystanie modelu regresji wielorakiej do określenia czynników z obszaru płynności finansowej kształtujących efektywność w przedsiębiorstwach przemysłowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 82, 101. DOI: 10.18276/frfu.2016.4.82/1-08.

- Mati, S., Civcir, I., Ozdeser, H. (2023). ECOWAS common currency, a mirage or possibility? *Panaeconomics*, 70(2), 256. DOI: 10.2298/PAN191119015M.
- Mielcarek, J. (2014). Ekonometryczny model deficytu sektora instytucji rządowych i samorządowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 932(08), 59. DOI: 10.15678/ZNUEK.2014.0932.0804.
- Mišević, P. (2022). International Trade of ECOWAS Member Countries. *InterEULawEast: Journal for the International and European Law, Economics and Market Integrations*, 9(1), 118. DOI: 10.22598/iele.2022.9.1.5.
- Mitręga-Niestrój, K. (2017). Funkcjonowanie Strefy Franka CFA – wstęp do krytycznej analizy. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, Sectio H: Oeconomia*, 51(4), 254. DOI: 10.17951/h.2017.51.4.247.
- Mohapi, M. (2021). *The CFA franc zone: A modern reincarnation of a colonial relic*. The University of Cape Town.
- Mróz, M. (2017). Dobór zmiennych niezależnych w modelowaniu procesów logistycznych metodą analizy grafów. *Zeszyty Naukowe Akademii Sztuki Wojennej*, 142.
- Nenovsky, N., Bondi, G. (2024). A proposal for a common currency based on resources of the Alliance of Sahel States. Theoretical and practical issues. *BRICS Journal of Economics*, 5(3), 107. DOI: 10.3897/brics-econ.5.e133581.
- Ntongho, R. A. (2024). Why Institutions Matter for Eco Currency. *The African Review* 1(aop), 566. DOI: 10.1163/1821889x-bja10119.
- Nzally, J. H. (2022). *Understanding the Fall of Yahya Jammeh in the December 2016 Presidential Elections*. Obserwatorium Złożoności Ekonomicznej, *Historical country data* (2025). Dostępny w Internecie: <https://oec.world/en> [dostęp: 2025-02-22].
- Oluyemi, O. A. (2025). The Cold War Resurgence: A Discourse on the Rivalry between ECOWAS and AES in West Africa. *International Journal of Social Sciences and English Literature*, 9(1), 5. DOI: 10.55220/2576683x.v9.244.
- Pawlak, K., Kita, K. (2014). Skutki potencjalnej liberalizacji światowego handlu rolnego dla sektora rolnictwa żywnościowego Wspólnoty Gospodarczej Państw Afryki Zachodniej (ECOWAS). *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 32(2), 112.
- Pitigala, N., López-Cálix, J. (2021). *Designing Trade Policy Options for Export Diversification: The Cases of Mali, Chad, Niger and Guinea*. LAP LAMBERT Academic Publishing.
- Popławski, B., Szeniawska, K. (2013). *Społeczne aspekty uprawy kakao w Wybrzeżu Kości Słoniowej w kontekście zasad międzynarodowego handlu i konsumpcji*. Polska Akcja Humanitarna.
- Shuaibu, M. (2015). Trade liberalization and intra-regional trade: A case of selected ECOWAS countries. *African Development Review*, 27(1), 37. DOI: 10.1111/1467-8268.12120.
- Surazu, M. M., Stefanović-Štambuk, J. (2023). The Cause of Diplomatic Failure in the Sahel Region and the Rising Coups. *International Journal of Research and Innovation in Social Science*, 7(12), 1006. DOI: 10.47772/IJRISS.2023.7012076.
- Świercz, W., Szostak R. (2024). Modelowanie Ekonometryczne Kapitału Inwestorów Indywidualnych Na Rynku Głównym GPW. W: Stanimir, A. (red.). *Współczesne problemy społeczno-ekonomiczne w ujęciu analitycznym* (s. 155). Wrocław University of Economics and Business.

- Taboga, M. (2021). "Dummy variable", Lectures on probability theory and mathematical statistics. *Kindle Direct Publishing Online appendix*. Dostępny w Internecie: <https://www.statlect.com/fundamentals-of-statistics/dummy-variable> [dostęp: 2025-02-22].
- Trading Economics, *Trade and markets indicators* (2025). Dostępny w Internecie: <https://tradingeconomics.com/> [dostęp: 2025-02-22].
- Wójcik, A. (2014). Modele wektorowo-autoregresyjne jako odpowiedź na krytykę strukturalnych wielorównaniowych modeli ekonometrycznych. *Studia Ekonomiczne*, 193, 120.

Abstract

The article is an attempt to identify the impact of depreciation of the local currency and growth of the prices of selected commodities on the trade balance inside the Economic Community of West African States (ECOWAS). For this purpose, multiple regression method with lags was used, which included quantitative and dummy variables. Both the general model and the isolated models were constructed for the selected countries belonging currently or in the past to the ECOWAS. For the two-stage selection of variables, graph analysis was used, whereas the models were checked in terms of meeting the assumptions of linear regression. The results showed that the changes of commodity prices influence the trade balance to a higher degree than the fluctuations of commodity prices, although both of these relationships have a form of negative correlation. The negative influence of these factors on the balance of trade is related to higher import costs, deepened by the unfavourable commodity structure of trade in the ECOWAS countries. Furthermore, there appear to be no significant differences in this matter between current and former organisation members. This indicates a limited significance of the economic factors in creation of The Alliance of Sahel States, the alternative regional organisation to ECOWAS.

Keywords

ECOWAS, currency depreciation, commodity prices, trade