

KINGA KOZAK

Politechnika Lubelska
Wydział Zarządzania
e-mail: s95190@pollub.edu.pl

NATALIA KUREK

Politechnika Lubelska
Wydział Zarządzania
e-mail: s95196@pollub.edu.pl

Determinanty i modelowanie długu publicznego w krajach Bałkanów Zachodnich

Streszczenie. Celem artykułu jest określenie zależności między produktem krajowym brutto (PKB), inflacją, stopą bezrobocia, przekazami pieniężnymi od osób fizycznych i bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi a długiem publicznym państw Bałkanów Zachodnich na podstawie modelu regresyjnego stworzonego poprzez zastosowanie metody najmniejszych kwadratów (MNK). Oceniono także dobroć dopasowania modelu, czyli stopień, do którego wartości wynikające z modelu były zgodne z poziomem zadłużenia obserwowanym w latach 2007–2023. Uzyskane rezultaty wskazują, że oddziaływanie wybranych czynników było różne w każdym z analizowanych krajów. We wszystkich państwach poza Serbią najbardziej wyraźny wpływ na wzrost długu publicznego miały przekazy pieniężne od osób fizycznych. W przypadku Serbii czynnikiem najmocniej skorelowanym ze zmienną objaśnianą okazała się inflacja. Biorąc pod uwagę niewielkie błędy uzyskanych szacunków, można stwierdzić, że zastosowany model jest adekwatny i może być wykorzystywany do prognozowania długu publicznego w innych krajach.

Słowa kluczowe: Bałkany Zachodnie, dług publiczny, metoda najmniejszych kwadratów, model regresji liniowej, predykcja

<https://doi.org/10.58683/dnswsb.2065>

1. Wprowadzenie

Pojęcie długu publicznego występuje niemal we wszystkich publikacjach zajmujących się zagadnieniem finansów publicznych. Definicja długu publicznego wyjaśnia, że jest to zobowiązanie organów rządowych oraz władz lokalnych danego

kraju powstałe za sprawą zaciągnięcia w przeszłości wszelkich zobowiązań finansowych. Zaciąganie przez władze państwa zobowiązań, których konsekwencją jest dług publiczny, wynika z wystąpienia nie zrównoważonego budżetu, określanego deficytem budżetowym, który oznacza, że wydatki przewyższają dochody w budżecie państwa. Sytuacja taka ma miejsce, gdy władze nie ograniczają wydatków i równocześnie podwyższeniu nie ulegają obciążenia podatkowe (Laskowski, 2010). Powiększający się dług publiczny niesie ze sobą negatywne skutki w postaci m.in. nagłego osłabienia waluty krajowej, podniesienia średniej rynkowej stopy procentowej kraju, niekorzystnej zmiany salda w bilansie handlowym, efektu wypierania. Określenie oddziaływania, jakie dług publiczny ma na dany kraj, to kwestia złożona, niejednoznaczna. Państwo może zniwelować nadmierne zadłużenie w przypadku wystąpienia inflacji lub wzrostu gospodarczego albo poprzez bankructwo, albo po prostu poprzez spłatę swojego długu publicznego (Malewska, 2020). Warto również zauważyć, że istnienie długu publicznego jest wszechobecne w państwach, które charakteryzują się wysoko i średnio rozwiniętą gospodarką (Górniewicz, 2012).

Dług publiczny wpływa znacznie na rozwój gospodarczy państwa. To za jego sprawą organy rządowe są w stanie zrealizować założone dla danego kraju długoterminowe cele rozwojowe. Niezwykle ważne jest, aby dług ten był zarządzany w odpowiedni sposób. W przypadku nieodpowiedniego zarządzania, które skutkuje nadmiernym poziomem długu, państwo zwiększa opodatkowanie swoich obywateli, które miałyby posłużyć do spłaty odsetek i zadłużenia. To prowadzi do ograniczenia dochodów, którymi rozporządzają obywatele, co z kolei negatywnie oddziałuje zarówno na gospodarkę, jak i na populację kraju. Co więcej, środki finansowe, które mogłyby być lokowane w produktywnych inwestycjach, takich jak opieka zdrowotna, edukacja czy rozwój infrastruktury, również zostają wykorzystane do spłaty zadłużenia kraju. Konieczne jest zwrócenie uwagi, iż obsługa długu publicznego jest niemałym wyzwaniem dla znacznej części państw na świecie (Bilalli, 2024).

Niepokojącym zjawiskiem jest powiększający się od wielu lat dług na Bałkanach Zachodnich. Istotne zatem jest zbadanie, które czynniki i w jakim stopniu mogą wpływać na dług publiczny w krajach rozwijających się, a takimi są właśnie państwa należące do regionu Bałkanów Zachodnich.

Celem niniejszego artykułu jest ocena oddziaływania takich czynników, jak produkt krajowy brutto (PKB), wysokość inflacji, stopy bezrobocia, przekazów pieniężnych od osób fizycznych oraz bezpośrednich inwestycji zagranicznych na dług publiczny państw wchodzących w skład Bałkanów Zachodnich. Badanie przeprowadzone zostanie na podstawie pięciu krajów z tego regionu, a mianowicie: Albanii, Macedonii Północnej, Bośni i Hercegowiny, Serbii oraz Czarnogóry. Nale-

ży do niego również Kosowo, jednakże z uwagi na to, że niektóre kraje nie uznają tego państwa za suwerenne, nie będzie ono uwzględniane w części empirycznej artykułu. Ponadto, w artykule zbadane zostanie to, czy dane zaprognozowane za pomocą zastosowanego do analizy modelu są w stanie odwzorować w rzetelny i precyzyjny sposób dane rzeczywiste dotyczące kształtowania się długu publicznego w poszczególnych latach. Do badania wybrano okres od roku 2007 do roku 2023, ze względu na dostępność danych pochodzących ze strony Banku Światowego (ang. *World Bank Group*) oraz Międzynarodowego Funduszu Walutowego (ang. *International Monetary Fund*). Z uwagi na pewne ograniczenia nie istniała możliwość przeanalizowania danych dotyczących wcześniejszych okresów przed kryzysem finansowym. Dane przedstawiono w ujęciu rocznym.

2. Sytuacja gospodarcza państw Bałkanów Zachodnich

Dla każdego kraju zastosowanie mogą mieć nieco inne krajowe regulacje prawne dotyczące gospodarowania długiem publicznym. W przypadku krajów należących do regionu Bałkanów Zachodnich warto zauważyć, że jedynym krajem, który nie przyjął ustawy o długu publicznym ani ustawy o pożyczkach, jest Czarnogóra. Skoro więc Czarnogóra nie posiada szczególnej ustawy, która porządkowałaby kwestie odnoszące się do długu publicznego, dług ten jest uregulowany w ustawie o budżecie i odpowiedzialności fiskalnej. Wskazana ustawa przyjmuje także dług, który stanowi jedynie dług Rządu Narodowego – mowa o „długu państwowym” – a ponadto przyjmuje prawo do przejęcia długu od innych podmiotów. Należy jednak zaznaczyć, że dany kraj ma możliwość dokonania tego wyłącznie za pomocą ustanowienia szczególnego prawa albo poprzez przepisanie go do uchwały budżetowej przyjmowanej na określony rok (Trenovski & Mijovic-Spasova, 2018).

Ogólnoświatowy kryzys finansowy, który miał swój początek w 2008 roku, doprowadził do ujawnienia ukrytych słabości fiskalnych wielu rozwijających się krajów europejskich, w tym w regionie Bałkanów Zachodnich (Koczan, 2015).

Warto wyjaśnić, że biorąc pod uwagę kwestie gospodarcze, państwa zaliczane do regionu Bałkanów Zachodnich określa się jako małe państwa, posiadające niewielkie zasoby gospodarcze i cechujące się ograniczonym potencjałem. W odniesieniu do krajów należących do Unii Europejskiej (UE) państwa Bałkanów Zachodnich charakteryzują się stosunkowo niewielkimi dochodami, rynkami, a także znacznie mniejszą liczbą ludności (Endrődi-Kovács et al., 2022).

Na skutek gwałtownego spadku napływu kapitału doszło do recesji gospodarczej i spowolnienia ożywienia gospodarczego w państwach bałkańskich. Fakt ten spowodował, że częściowy wzrost dochodów, który miał miejsce w latach rozkwitu

na początku XXI wieku, okazał się jedynie tymczasowy i przygotował grunt pod spore deficyty tychże krajów (Koczan, 2015).

W strukturze długu Serbii w tamtym okresie przeważało zadłużenie zewnętrzne. W dużej mierze było to zadłużenie przejęte po dawnej Jugosławii. W kolejnych okresach, po transformacji ustrojowej, która w Serbii miała miejsce w 2000 roku, można było zaobserwować zmniejszenie udziału długu publicznego w PKB, co było konsekwencją lepszej sytuacji gospodarczej. Dług uległ obniżeniu przede wszystkim za sprawą umorzenia zadłużenia zarówno wobec Klubu Paryskiego, jak i Londyńskiego. Przyczyniło się do tego również zredukowanie wielkości pożyczek, co wynikało z tego, iż deficyt budżetowy pokrywany był głównie z dochodów, które pochodziły z prywatyzacji przedsiębiorstw państwowych (Novović, Lukić & Marjanović, 2023).

Część zadłużenia dawnej Jugosławii, do czego zobowiązywało członkostwo, wzięła na siebie również Macedonia, po tym jak w roku 1991 stała się niepodległą. W przypadku Macedonii po osiągnięciu suwerenności do roku 2002 dług publiczny osiągał dosyć wyważony poziom, gdyż stanowił około 40% PKB. We wskazanym okresie rząd Macedonii dążył przede wszystkim do obniżenia udziału długu zewnętrznego w zamian za wzrost długu krajowego, co miało pozwolić na polepszenie struktury zadłużenia oraz uzyskanie środków obciążonych niższym ryzykiem i kosztem. Rok przed kryzysem finansowym polityka fiskalna koncentrowała się na pobudzaniu wzrostu gospodarczego, stymulując zarówno poziom popytu, jak i podaży, co pozwoliło na zdobycie dosyć wysokich dochodów w budżecie państwa. Dzięki temu w roku 2007 znacznemu obniżeniu uległ udział długu publicznego w PKB, do poziomu wyraźnie mniejszego niż próg państw należących do UE. W związku z tym zadłużenie publiczne Macedonii w 2008 roku, a więc w okresie kryzysu finansowego, okazało się najniższe od momentu, w którym Republika Macedonii stała się suwerenna (Nikoloski & Nedanovski, 2017).

W konsekwencji kryzysu finansowego Bałkany Zachodnie doświadczyły niskich, a w niektórych przypadkach nawet ujemnych wskaźników wzrostu gospodarczego oraz potężnego wzrostu stopy bezrobocia. Ujawniona została również spora liczba słabości fiskalnych tych krajów, a także cykliczność wpływu dochodów podatkowych do budżetów w latach poprzedzających kryzys (Radonjić et al., 2020). Obniżenie się dochodów podatkowych było szczególnie zauważalne w przypadku podatków od towarów i usług, a także handlu międzynarodowego i transakcji, które obejmują większą część dochodów na Bałkanach Zachodnich niż w UE-15 lub nowych państwach członkowskich. Wiele z nich postanowiło ograniczyć wydatki czy też podnieść stawki podatkowe (Koczan, 2015). Na przykład Serbia ograniczyła swoje wydatki kapitałowe. Ponadto od drugiej połowy 2012 roku zwiększeniu uległy niektóre ze stawek podatkowych, w tym stawka

VAT z poziomu 18% do 20%, stawka podatku dochodowego z poziomu 10% do 15%, a także stawki podatków akcyzowych. Działania te miały na celu uniknięcie kryzysu dotyczącego zadłużenia.

Dodatkowym czynnikiem mającym negatywny wpływ na dług publiczny Serbii, powodującym jego wzrost, obok wyraźnego braku równowagi fiskalnej oraz mało stabilnych instytucji finansowych, była klęska żywiołowa w postaci powodzi w roku 2014. Z tego względu rząd Serbii na koniec 2014 roku przystąpił do konsolidacji fiskalnej (Novović, Lukić & Marjanović, 2023). Z kolei Albania wdrożyła bodziec fiskalny, który został częściowo sfinansowany poprzez prywatyzację systemu dystrybucji energii elektrycznej (Koczan, 2015). Kolejnym skutkiem kryzysu było obniżenie poziomu dochodów. Nie miało to jednak przełożenia na wysokość pensji i emerytur w sektorze publicznym, które stanowią znaczną część wydatków rządowych w tym regionie (ponad 25%), gdyż nadal pozostawały one dość wysokie (Radonjić et al., 2020). W rezultacie te obowiązkowe wydatki były zdecydowanie wyższe na Bałkanach Zachodnich, w szczególności w Albanii, Czarnogórze i Macedonii, w porównaniu do UE-15 lub nowych państw członkowskich, co poważnie ogranicza elastyczność budżetu, podczas gdy inne państwa bałkańskie, takie jak Bośnia i Hercegowina czy Czarnogóra, mają niższy poziom obowiązkowych wydatków oraz posiadają mniej narzędzi politycznych z powodu braku niezależnej polityki pieniężnej i kursowej (Koczan, 2015).

Należy zauważyć, iż w państwach, w których stosowanie niezależnej polityki pieniężnej ma znacznie ograniczony zakres, dlatego że ich walutą jest euro bądź euro ma szerokie wykorzystanie w gospodarkach tych krajów, niezmiennie istotne znaczenie ma polityka fiskalna. W krajach Bałkanów Zachodnich jedynie Serbia oraz Albania charakteryzują się płynnymi kursami walutowymi, tj. rynek posiada dużą swobodę w ustalaniu poziomu kursu walutowego bez częstych i znacznych interwencji banku centralnego, ponadto kursy walutowe w tych państwach w ograniczonym stopniu skorelowane są z euro. W kolejnym z państw regionu Bałkanów Zachodnich, a mianowicie w Macedonii Północnej, używany jest de facto stały kurs walutowy. Jeśli chodzi o Bośnię i Hercegowinę, to jej waluta wykazuje znaczną zależność od euro. Natomiast w Czarnogórze obowiązującą walutą krajową jest właśnie euro (Heimberger et al., 2024).

Tym samym rządy w regionie zmuszone były do tego, aby intensywniej wykorzystywać posiadane zasoby fiskalne do zarządzania kryzysem. Działanie to narażało bezpośrednio rezerwy fiskalne wszystkich sześciu krajów tego regionu i powodowało wykładniczy wzrost długu publicznego w każdym z nich. Przywrócenie tempa wzrostu gospodarczego sprzed kryzysu stało się niemożliwe dla większości krajów bałkańskich i bezpośrednio zagrażało stabilności długu publicznego oraz stabilności makroekonomicznej tychże krajów. W związku z tym wszystkie

rzędy skoncentrowały się na konsolidacji fiskalnej w latach po kryzysie, dążąc do przywrócenia długu publicznego na zrównoważonym poziomie (Radonjić et al., 2020). Podczas gdy Bałkany cechowały się dobrą pozycją fiskalną, wydatki kapitałowe, których gwałtowny wzrost miał miejsce w latach rozkwitu do 2008 roku, były jednak stosunkowo łatwiejsze do ograniczenia i dlatego udało się je dość szybko obniżyć (Koczan, 2015).

Ze względu na skutki kryzysu wiele krajów, np. Czarnogóra, Albania i Serbia, zdecydowało się wprowadzić reguły fiskalne. Równocześnie konsolidacja została zaimplementowana zarówno pod względem dochodów, jak i wydatków rządowych. Przykładowo Albania zreformowała swój system podatkowy po to, aby zwiększyć dochody podatkowe, ponieważ udział wydatków rządowych w PKB tego kraju nie był szczególnie duży. Zupełnie odmienne zastosowanie konsolidacji fiskalnej miało miejsce w przypadku Serbii, która wprowadziła ten plan po to, by rząd mógł kontrolować wydatki budżetu państwa. Kraj ten borykał się z zawyżonymi wydatkami sektora publicznego i emeryturami, które nadmiernie obciążały jego budżet. Konsolidacja fiskalna przyczyniała się do zmniejszenia deficytu w krótkim czasie, jednak dalsza jej adaptacja jest nieunikniona ze względu na potrzebę stabilizacji dynamiki zadłużenia we wszystkich krajach Bałkanów Zachodnich. Ponadto powolny wzrost gospodarczy w znacznym stopniu przekłada się na obniżenie dynamiki zadłużenia regionu, ponieważ najbardziej wpływa na sytuację fiskalną tych krajów (Radonjić et al., 2020).

Efekty uboczne tegoż kryzysu dotknęły w sposób bezpośredni i pośredni kraje Bałkanów Zachodnich, które były bardzo podatne na wstrząsy zewnętrzne. W połączeniu z tymi wstrząsami, mającymi związek z zacieśnieniem na rynkach kredytowych i spadkiem konsumpcji, Bałkany Zachodnie musiały stawić czoła wielu znaczącym spadkom w dotychczas produktywnych sektorach gospodarek. Nastąpiło załamanie się relacji biznesowych z partnerami handlowymi i inwestycyjnymi w Europie Zachodniej. Wraz ze spadkami cen ważnych towarów, takich jak metale, znacznie osłabły w kilku sektorach wyniki eksportu, co negatywnie wpłynęło na produkcję przemysłową (Shera, Shahini & Dosti, 2015). Zatem do głównych problemów, z którymi musi zmagać się region, zaliczyć można niski poziom produktywności, który stanowi odzwierciedlenie niskiej stopy inwestycji, słabych instytucji finansowych i trudnego środowiska biznesowego (Radonjić et al., 2020). Czynniki te w bardzo dużym stopniu wpłynęły na zahamowanie wzrostu PKB, który był widoczny w krajach w tym regionie w 2009 roku (Shera, Shahini & Dosti, 2015).

W przeszłości polityka fiskalna krajów zachodnich Bałkanów podczas występowania recesji wiązała się ze znacznie przewyższającymi normę wydatkami oraz z niedoborami (Heimberger et al., 2024). Po działaniach mających na celu

ograniczenie konsekwencji kryzysu gospodarczego państwa należące do regionu Bałkanów Zachodnich próbowały uzyskać balans pomiędzy środkami polityki fiskalnej a działaniami wspomagającymi ożywienie gospodarcze i zagwarantowanie równowagi fiskalnej. Część państw Bałkanów Zachodnich w ostatnim okresie dokonała optymalizacji sytuacji fiskalnej, co pozwoliło na lokowanie środków finansowych w programach pomocy publicznej oraz podjęcie działań fiskalnych. Czynności te okazały się konieczne w dobie kryzysu COVID-19 (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

W ostatnim okresie dotychczasowy sposób prowadzenia polityki fiskalnej uległ zmianie, na którą wpłynął właśnie wybuch pandemii COVID-19 oraz inwazja Rosji na Ukrainę. Wydarzenia te miały istotne oddziaływanie na finanse publiczne w znacznej części państw świata, również w regionie Bałkanów Zachodnich (Heimberger et al., 2024). Ważne jest zauważenie, że pandemia miała wyraźnie negatywny wpływ na turystykę we wszystkich państwach. Dla Albanii ta gałąź gospodarki ma szczególne znaczenie. Zmniejszenie napływu turystów z zagranicy do Albanii w tamtym okresie aż o ponad 60% wpłynęło na dwa istotne sektory tego kraju, a mianowicie transport oraz usługi, a co za tym idzie, oddziaływało również na PKB. Z tego względu, że przed pandemią, w 2019 roku, Albanie dotknęło trzęsienie ziemi, które niosło ze sobą wiele katastrofalnych dla gospodarki konsekwencji, tempo wzrostu PKB uległo obniżeniu w odniesieniu do IV kwartału roku 2019 przy wartości poniżej zera (Leka, 2020).

Za sprawą tych zjawisk na Bałkanach Zachodnich nastąpił znaczny — o wiele większy niż w okresie światowego kryzysu finansowego z 2008 roku — wzrost długu publicznego oraz kosztów związanych z jego zaciąganiem, a ponadto drastyczny spadek PKB. W rezultacie nadrzędnym celem było dążenie do jego obniżenia (Heimberger et al., 2024). Bank Narodowy podczas pandemii powinien w swoich działaniach zmierzać do zmniejszenia wysokości stopy procentowej, co miałoby sprzyjać aktywności gospodarczej i zasobom finansowym jednostki. Jednakże w przypadku Albanii nie było możliwości wprowadzenia tego zamierzenia w życie, ponieważ stopa procentowa w tym kraju już przed pandemią była na niewielkim poziomie, wynosiła 0,5% (Leka, 2020).

Z uwagi na to, że polityka fiskalna odgrywa fundamentalną rolę, na skutek pandemii wszystkie państwa należące do omawianego regionu zastosowały konieczne działania, dzięki którym konsekwencje kryzysu miały mieć łagodniejszy wydźwięk. Na efektywność podjętych środków ma wpływ to, jakie jest ich dopasowanie do określonej sytuacji w każdym z państw Bałkanów Zachodnich. Należy zwrócić uwagę, iż jeśli nastąpi zwiększona konieczność zaciągania zobowiązań, to w konsekwencji tego późniejsze odsetki od tych pożyczek również ulegną podwyższeniu w omawianym regionie, mając na względzie pogłębiony deficyt bu-

dżetowy oraz dług publiczny, a także mniejszą dostępność zasobów na rynkach finansowych (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

Kraje Bałkanów Zachodnich, aby zmniejszyć negatywne konsekwencje tego zjawiska, stosowały inne niż dotychczas szczególne wydatki, na które pozyskiwały środki, zaciągając pożyczki, czego skutkiem było zwiększenie poziomu zadłużenia publicznego. Nadmierne zadłużanie nawet w celach polityki rozwojowej może być jednak bardzo szkodliwe i może nieść za sobą wiele istotnych niepowodzeń strategicznych, zwłaszcza w postaci ciągłego i zbyt intensywnego pożyczania. Biorąc pod uwagę fakt, że zarówno gospodarka światowa, jak i gospodarki Bałkanów Zachodnich przeżywają znaczny kryzys, a poziom długu publicznego znajduje się na rekordowo wysokich poziomach i stale rośnie na przestrzeni ostatnich lat, można stwierdzić, że są one w bezpośrednim niebezpieczeństwie (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

W chwili obecnej zauważyć można, że dług w każdym kraju Bałkanów Zachodnich jest wyższy niż przed globalnym kryzysem finansowym. Analogiczna sytuacja ma miejsce również w przypadku premii za ryzyko. Dokonując porównania wzrostu długu publicznego w latach 2008–2019 między analizowanymi krajami, widoczne jest, że Albania oraz Bośnia i Hercegowina cechowały się umiarkowanym wzrostem PKB, a Macedonia Północna i Serbia odnotowały wzrost o około 25%. Czarnogóra była w o wiele gorszej sytuacji i musiała mierzyć się z największym kryzysem długu publicznego. Mimo że dług netto Czarnogóry zmniejszył się w 2019 roku na skutek sprzedaży emisji euroobligacji, to jednak środki te zostały zdeponowane, a następnie w całości wykorzystane do obsługi długu państwowego zapadającego w 2020 roku. Kraje takie jak Albania, Bośnia i Hercegowina oraz Serbia, wchodząc w kryzys pandemiczny, były w dobrej sytuacji fiskalnej, gdyż wcześniej w latach 2018–2019 przy znacznym wzroście gospodarczym udało im się zmniejszyć dług publiczny. Macedonii Północnej udało się utrzymać swój dług na poziomie tylko nieznacznie przewyższającym wartość z roku 2018 (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

W przypadku Albanii natomiast, dzięki udanej konsolidacji fiskalnej oraz ostrożniejszemu zarządzaniu finansami, udało się zmniejszyć udział długu publicznego (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021). Mając na uwadze, że poziom długu publicznego obliczany jest w stosunku do PKB, to wzrost PKB bezpośrednio przyczynił się do obniżenia poziomu zadłużenia w Albanii. Zmiana co do wartości kursu ALL/euro także pozytywnie wpłynęła na poziom zadłużenia, ponieważ największa jego część przypada na euro. Dług publiczny w Albanii od 2016 roku przyjmuje tendencję spadkową, a od 2014 roku podobna tendencja zauważalna jest także w przypadku deficytu budżetowego. Można zatem stwierdzić, że sytuacja długu publicznego jest korzystna i wynika nie tylko ze spadku jego poziomu, ale

także ze spadku stóp procentowych (Bajrami, 2020). Choć dług publiczny Albanii spada, to jej zobowiązania warunkowe zaciągnięte w ramach partnerstw publiczno-prywatnych rosną. Jeśli chodzi o Bośnię i Hercegowinę, to jej dług publiczny jest dość stabilny (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

Zupełnie inne tendencje można zauważyć natomiast w przypadku gospodarki Czarnogóry, która jest bardzo specyficzna pod tym względem. Mimo sporej podatności na zagrożenia często szybko się odradza, zaciągając przy tym ogromne pożyczki aż do granic płynności, w celu spłaty dochodów przeznaczonych na obsługę długu. Czarnogóra odnotowała duże wahania długu publicznego, który na początku obecnego stulecia był dosyć wysoki, natomiast w latach 2007–2008, poprzedzających światowy kryzys gospodarczy, znacząco spadł. W latach po wystąpieniu COVID-19 jego poziom znowu drastycznie poszybował w górę. Ostatnimi czasy jednym z głównych tematów w Czarnogórze jest przeprowadzenie restrukturyzacji długu zaciągniętego na budowę autostrady, której wykonawcą jest chiński inwestor. Chęć zmiany warunków spłaty spowodowana jest tym, że Czarnogóra, podobnie jak inne kraje Bałkanów Zachodnich, posiada ograniczony dostęp do funduszy europejskich, a jej zapotrzebowanie na inwestycje w infrastrukturę jest duże. Nie podlega zatem wątpliwości, że chińskie projekty postrzegane są przez nią jako wyjątkowe szanse do rozwoju (Kisin, Mašović & Ignjatović, 2021).

Rozwój gospodarek Bałkanów Zachodnich następuje w znacznie wolniejszym tempie niż w przypadku krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Państwa bałkańskie oferują podatnikom stosunkowo niskie stawki podatkowe, jednak sam proces ich przygotowania i płacenia trwa zbyt długo, a w dodatku jest on dosyć skomplikowany. Inną zaletą może być tania siła robocza, ale jej wydajność to zaledwie ok. 40% średniej UE. Jeśli chodzi natomiast o bezrobocie, to kraje bałkańskie odnotowały jego spadek, ale tylko ze względu na znaczne migracje. Poziom korupcji Bałkanów Zachodnich znacząco przewyższa średnią unijną. Prawa własności nie są tam wystarczająco chronione, a sądy nie są niezależne. Taka sytuacja niewątpliwie zniechęca zagranicznych inwestorów oraz przekłada się na zahamowanie wzrostu i rozwoju gospodarczego w tym regionie. Państwem, które w szczególności musi zmagać się z problemem korupcji, jest Kosowo. Już przed uzyskaniem niepodległości w 2008 roku korupcja była tam widoczna, jednak jej poziom był niewspółmierny do obecnego. Na ten moment uznawana jest za jeden z trzech głównych problemów Kosowa, tuż obok bezrobocia i ubóstwa, co w znacznej mierze odzwierciedla trudną sytuację gospodarczą kraju. Poziom korupcji jest tam na tyle znaczący, że uważany jest przez rząd Kosowa za wewnętrzne zagrożenie dla bezpieczeństwa w państwie (Brady, 2016).

Istotny jest fakt, iż przez pięć krajów należących do UE nie zatwierdziło państwowości Kosowa. Obliguje to Kosowo do unormowania relacji z Serbią. Kosowo

wciąż nie zostało w sposób klarowny zintegrowane z UE, w przeciwieństwie do pozostałych państw należących do omawianego regionu Bałkanów Zachodnich, w przypadku których ta integracja jest wyraźna. Sytuacja ta ma miejsce właśnie dlatego, że pozostałe pięć państw nie potwierdza statusu państwowości Kosowa, a dwa z nich bardzo intensywnie się temu sprzeciwiają. Co więcej Kosowo, ze względu na zdarzenia polityczne wewnątrz kraju, gospodarkę o dość niskiej wydajności, brak wymiany gospodarczej oraz wyraźnie słabe więzi polityczne i gospodarcze z innymi państwami, zaczęło tracić możliwość partnerstwa handlowego ze znaczną liczbą tych państw, dla których Kosowo jest krajem suwerennym. Dodatkowo, istotnym faktem jest to, że Serbia ze swoim agresywnym, zdecydowanym podejściem, za którym stoi Rosja, wyraźnie ją popierając, podejmuje działania dążące do podważenia legitymacji Kosowa, unieważnienia jego autorytetu państwowego w jak najszerszym zakresie na scenie międzynarodowej (Cakolli, 2020).

Ogólnie rzecz biorąc, kraje Bałkanów Zachodnich mają stałe trudności z samodzielnym posuwaniem się naprzód i potrzebują zewnętrznego wsparcia, aby móc się dalej rozwijać. Dotychczas UE udzieliła znaczącej pomocy finansowej tym krajom za pomocą Instrumentów Pomocy Przedakcesyjnej, a także poprzez skonstruowanie wytycznych dotyczących przeprowadzenia niezbędnych reform (Endrődi-Kovács et al., 2022).

3. Metody badawcze

Z racji tego, że artykuł jest pracą empiryczną, duże znaczenie dla wartości rezultatów analizy mają wykorzystywane metody badawcze, a także zbiory danych. Dokonując analizy, w niniejszej publikacji postawiono następujące hipotezy badawcze:

H1: wybrane do badania dane makroekonomiczne, takie jak wskaźnik PKB, stopa inflacji, przekazy pieniężne od osób fizycznych oraz bezpośrednie inwestycje zagraniczne, są właściwymi determinantami, kształtującymi dług publiczny państw zachodnich Bałkanów;

H2: model pozwala na uzyskanie danych prognozowanych o dużej dokładności względem danych rzeczywistych.

Hipotezy badawcze będzie można potwierdzić lub im zaprzeczyć, dokonując analizy regresji liniowej przy wykorzystaniu metody najmniejszych kwadratów. Pozwoli to na utworzenie modelu oraz wyliczenie współczynników determinacji,

które umożliwią zbadanie stopnia zależności między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi.

Metoda najmniejszych kwadratów (MNK) polega z reguły na dopasowaniu modelu liniowego do danych pomiarowych. Prekursorami tej metody na początku XIX wieku było dwóch matematyków, Francuz Adrien Marie Legendre oraz Niemiec Carl Friedrich Gauss (Puchalski, 2022).

MNK zaliczana jest do najmniej skomplikowanych wersji modelu liniowego, a co za tym idzie, niewątpliwie atutem tej metody jest jej zrozumiałość (Tataczak, 2021). Przy klasycznej MNK należy uwzględnić i zrealizować cały zestaw założeń, które odnoszą się m.in. do rozkładu składników losowych danego modelu. Estymator omawianej metody przy wskazanych warunkach charakteryzuje się oczekiwanymi cechami: jest rzetelny, spójny i najbardziej trafny w grupie nieobciążonych estymatorów liniowych. Jednakże z tego względu, iż składniki losowe są niewykrywalne, istnieje wiele przeszkód w kontrolowaniu odnoszących się do nich założeń (Grześkowiak, 2008).

Kolejnym ważnym aspektem jest dopasowanie liniowej charakterystyki, opisanej przy użyciu linii prostej w kartezjańskim układzie współrzędnych, która prezentuje się następująco (Puchalski, 2022):

$$y = ax + b \quad (1)$$

gdzie:

x – zmienna niezależna,

a – współczynnik kierunkowy prostej,

b – wyraz wolny, co ma najczęściej zastosowanie w praktyce metrologicznej, gdy dokonywany jest pomiar wybranych punktów parametru fizycznego.

Wobec tego stosowanie MNK pozwala na wyznaczanie takich parametrów prostej, które są najlepiej dopasowane do punktów pomiarowych, i jest to regresja prosta, tj. y względem x , gdzie za pomocą x oznaczana jest względna niezależna.

Sięgając do MNK w celu oszacowania parametrów modelu ekonometrycznego przyjmującego postać (Grześkowiak, 2008):

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_k x_k + \mathcal{E} \quad (2)$$

gdzie:

y – zmienna objaśniana,

$x_1, x_2, \dots, x_k$ – zmienne objaśniające,

$a_0, a_1, a_2, \dots, a_k$ – parametry strukturalne,

$\mathcal{E}$ – składniki losowe,

konieczne jest zastosowanie założeń dotyczących struktury stochastycznej modelu. Typowy zestaw założeń dotyczących składników losowych wygląda następująco (Grześkowiak, 2008):

1. Wartość oczekiwana równa się zero: $E(\varepsilon_i)$ dla każdego i . Dlatego też zgodnie z tym założeniem zakłócenia reprezentowane przez składniki losowe mają zdolność do wzajemnej redukcji.
2. Wariancja jest stała: $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$ dla każdego i .

Konieczne jest wskazanie, że w charakteryzowanej MNK współczynniki α_j , które są estymatorami nieznanymi parametrów α_j ($j = 0, 1, 2, \dots, k$), selekcjonuje się w taki sposób, żeby suma kwadratów odchyłeń szacowanych wartości zmiennej zależnej $\hat{y}$ od jej rzeczywistych wartości y była na jak najniższym poziomie. Obrazuje to poniższy wzór (Gładysz & Mercik, 2007):

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min \quad (3)$$

Skonstruowany na podstawie powyższych wytycznych model można wykorzystywać przy tworzeniu prognoz (Gładysz & Mercik, 2007).

Predykcja lub prognozowanie — może być definiowane jako naukowa metoda przewidywania tego, jak będą kształtować się przyszłe procesy i zdarzenia. Podczas procesu predykcji formułowany jest sąd w odniesieniu do przyszłych stanów zjawisk i zdarzeń nazywany prognozą (Ampuła, 2012).

Jednym z rodzajów predykcji ekonometrycznej jest prognoza punktowa, którą wyjaśnić można jako prognozę zależną wartości oczekiwanej zmiennej egzogenicznej y dla zdefiniowanych wartości zmiennych objaśnianych $x_0 = (x_{01}, x_{02}, \dots, x_{0k})$, bazując na utworzonym równaniu regresji. Otrzymuje się wtedy równanie o postaci (Gładysz & Mercik, 2007):

$$\hat{y}_0 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{01} + \alpha_2 x_{02} + \dots + \alpha_k x_{0k} \quad (4)$$

Omawiając prognozowanie ekonometryczne, konieczne jest wyróżnienie typów mierników służących do oceny tego, jak precyzyjne i adekwatne są dokonywane prognozy. Podstawowe dwa takie mierniki to (Tatańczak, 2021):

- błędy *ex post* — określają adekwatność utworzonych prognoz poprzez wskazanie odchyłeń wartości faktycznej określonego zjawiska od jego predykcji;

- błędy *ex ante* — służą do wskazania akceptowalności dokonanych prognoz poprzez określenie przewidywanego odchylenia rzeczywistej wartości konkretnego zjawiska od jego predykcji.

Miarą, która pozwala na określenie stopnia dopasowania modelu do danych rzeczywistych, jest błąd standardowy składnika stochastycznego równania regresji $S\varepsilon$. Przyjmuje on postać (Gładysz & Mercik, 2007):

$$S\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n-k-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n-k-1}} \quad (5)$$

y_t — oznacza faktyczną wartość zmiennej egzogenicznej,

$\hat{y}_t$ — oznacza ustaloną wartość, bazując na modelu zmiennej egzogenicznej,

$e_t = y_t - \hat{y}_t$ — ma zastosowanie przy wyliczaniu reszt modelu.

Istotne jest stwierdzenie, że model tym dokładniej przedstawia stan faktyczny, im mniejszą wartość przyjmuje $S\varepsilon$.

Aby określić dokładność dopasowania wartości teoretycznych do danych badawczych, należy posłużyć się współczynnikiem określającym, w jakiej części dany model jest w stanie wyjaśnić zmienność predyktora. Współczynnik ten nazywany jest współczynnikiem determinacji R-kwadrat (R^2) i może zostać wyliczony za pomocą jednego z dwóch równoważnych wzorów. Pierwszy ze wzorów można doprowadzić do następującej postaci (Nowakowski, 2011):

$$R^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{e^T e}{y^T y - n\bar{y}^2} = 1 - \frac{y^T y - a^T X^T y}{y^T y - n\bar{y}^2} \quad (6)$$

gdzie:

n — liczba prognoz,

$\hat{y}_t$ — przewidywana wartość zmiennej objaśnianej,

y_t — rzeczywista wartość zmiennej objaśnianej,

$\bar{y}$ — średnia rzeczywista wartość zmiennej objaśnianej,

$e^T e$ — wektor reszt.

Drugi wzór na R^2 można zapisać w postaci różnicy, używając przy tym dodatkowo współczynnika zbieżności (Gładysz & Mercik, 2007):

$$R^2 = 1 - \phi^2 \quad (7)$$

gdzie:

ϕ^2 – współczynnik zbieżności.

Natomiast obliczenie współczynnika zbieżności ϕ^2 jest możliwe dzięki zastosowaniu poniższego wzoru (Gładysz & Mercik, 2007):

$$\phi^2 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (8)$$

Omawiany współczynnik R^2 w przypadku modelu liniowego, w którym występuje wyraz wolny, przybiera wartości z przedziału od 0 do 1 (Nowakowski, 2011). Należy dodać, że najczęściej współczynnik ten przedstawiany jest w ujęciu procentowym (Tataczak, 2021). Jeśli współczynnik determinacji osiąga poziom 1, jest to równoznaczne z tym, że model jest w stanie w stu procentach wytłumaczyć każde z wahań zmiennej objaśniającej, jeżeli natomiast współczynnik ten przyjmuje wartości w okolicach zera, świadczy to o tym, że użyteczność modelu jest na niskim poziomie bądź model ten jest w ogóle nieprzydatny. Ważne jest podkreślenie, że dla modeli, które są wyznaczane w oparciu o znaczne ilościowo próby, zazwyczaj wskazane jest, aby współczynnik R^2 był przynajmniej równy 0,9. W takim przypadku model określany jest jako wyjątkowo dobry, jest on w stanie wytłumaczyć więcej niż 90% odchyleń zmiennej objaśnianej (Nowakowski, 2011). Można przyjąć, że akceptowalnym poziomem granicznym współczynnika determinacji jest wartość zbliżona do 0,6 (Gładysz & Mercik, 2007).

Z kolei w celu określenia stopnia „proporcjonalnych” zależności między wartościami dwóch zmiennych należy użyć współczynnika korelacji. Najpopularniejszym jest tzw. współczynnik korelacji r -Pearsona, zwany również jako współczynnik korelacji liniowej (Wilkowski, 2009). Przyjmuje on wartości z przedziału $-1 \leq r_{xy} \leq 1$, gdzie zależność korelacyjna cech jest tym silniejsza, im osiągnięta wartość współczynnika znajduje się bliżej 1 lub (-1) . Przy zbliżaniu się do 0 siła korelacji słabnie. Wzór, za pomocą którego obliczany jest ten współczynnik, ma postać (Ręklewski, 2020):

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 (y_i - \bar{y})^2}} \quad (9)$$

4. Wyniki analizy

Jak już zaznaczono wcześniej, na wysokość długu wpływa wiele czynników. Niektóre z nich wpływają pozytywnie, inne natomiast negatywnie. Jedne czynniki będą kształtowały poziom badanej zmiennej objaśnianej z mniejszą intensywnością, a inne ze znacznie wyraźniejszą. Poniżej przedstawiony zostanie model długu publicznego, który ma zobrazować nasilenie oddziaływania wymienionych we wprowadzeniu determinant, takich jak: wzrost PKB, inflacja, stopa bezrobocia, przekazy pieniężne, bezpośrednie inwestycje.

Model długu publicznego przyjmuje następującą postać:

$$\text{dług publiczny} = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_5 \cdot X_5 + \varepsilon \quad (10)$$

Objaśnienia:

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ – współczynniki określające wpływ poszczególnych zmiennych,

X_1 – wzrost PKB,

X_2 – inflacja,

X_3 – stopa bezrobocia,

X_4 – przekazy pieniężne osób fizycznych,

X_5 – bezpośrednie inwestycje zagraniczne.

Tabela 1. Model długu publicznego dla Albanii

	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p	
const	0,756665	0,141558	5,345	0,0002	***
Wzrost PKB	-0,0357811	0,188910	-0,1894	0,8532	
Inflacja	-1,20216	0,339525	-3,541	0,0046	***
Stopa bezrobocia	-1,83335	0,719094	-2,550	0,0270	**
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	2,22555	0,622043	3,578	0,0043	***
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	0,192105	0,210808	0,9113	0,3817	
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,660059	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej		0,074004	
Suma kwadratów reszt	0,017924	Błąd standardowy reszt		0,040366	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,795449	Skorygowany R-kwadrat		0,702472	
F(5, 11)	8,555280	Wartość p dla testu F		0,001605	

Źródło: Opracowanie własne

$$\text{dług publiczny} = 0,757 - 0,036X_1 - 1,202X_2 - 1,833X_3 + 2,225X_4 + 0,192X_5$$

W przypadku Albanii, jak wskazuje tabela 1, współczynnik determinacji ukształtował się na poziomie niemalże 80%, co oznacza, że zmienne objaśniające są w stanie w blisko 80% wytłumaczyć zmienność zmiennej objaśnianej, którą jest dług publiczny, co może wskazywać na całkiem dobre dopasowanie modelu. W tym przypadku skorygowany R-kwadrat przyjął nieco niższy poziom, co oznacza, że pewne zmienne objaśniane, w postaci nadmienianych już wcześniej w niniejszej pracy czynników, mogą nie wносить wyraźnie istotnych wartości do skonstruowanego modelu. Mając na uwadze takie czynniki jak inflacja, przekazy pieniężne osób fizycznych oraz stopa bezrobocia, można dostrzec, że *p-value* osiągnęło wartość poniżej 5%. Na tej podstawie można stwierdzić, że owe czynniki w prezentowanym modelu są statystycznie istotne i mają wyraźne oddziaływanie na dług publiczny Albanii. W przypadku inflacji jej współczynnik wyniósł $-1,202$, a wzrost o 1 p.p. przyczynia się do spadku długu publicznego w modelu o ponad 1 jednostkę. Natomiast współczynnik stopy bezrobocia wyniósł $-1,833$, co mówi o tym, że jej wzrost o 1 p.p. powoduje obniżenie zadłużenia tego kraju o niemalże 2 jednostki. Dodatni współczynnik przy przekazach pieniężnych wskazuje za to na wzrost długu publicznego. Wartość współczynnika wyniosła $2,226$, co oznacza, że wzrost przekazów pieniężnych o 1 p.p. wpływa na to, że dług rośnie o ponad 2 jednostki. W przypadku dwóch pozostałych zmiennych objaśniających, a mianowicie wzrostu PKB i bezpośrednich inwestycji zagranicznych, nie można mówić o znacznym ich wpływie na zadłużenie publiczne Albanii, ponieważ wartość *p* przy obu tych czynnikach jest znacznie wyższa od 0,05, czyli od przyjętego poziomu istotności.

Tabela 2. Model długu publicznego dla Macedonii Północnej

	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p	
const	0,699897	0,189374	3,696	0,0035	***
Wzrost PKB	-0,253684	0,252721	-1,004	0,3370	
Inflacja	0,0223034	0,454211	0,04910	0,9617	
Stopa bezrobocia	-3,44190	0,961992	-3,578	0,0043	***
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	2,70322	0,832159	3,248	0,0078	***
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	-0,0436080	0,282015	-0,1546	0,8799	
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,372471	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,108685		

Suma kwadratów reszt	0,032077	Błąd standardowy reszt	0,054001
Wsp. determ. R-kwadrat	0,830278	Skorygowany R-kwadrat	0,753132
F(5, 11)	10,76240	Wartość <i>p</i> dla testu F	0,000606

Źródło: Opracowanie własne

$$\text{dług publiczny} = 0,699 - 0,254X_1 + 0,022X_2 - 3,442X_3 + 2,703X_4 - 0,047X_5$$

Z tabeli 2 wynika, że wartość współczynnika determinacji R-kwadrat w modelu dla Macedonii Północnej ukształtowała się na poziomie 83%, zatem można stwierdzić, że wybrane do badania zmienne objaśniające w 83% tłumaczą poziom zadłużenia publicznego w Macedonii Północnej, natomiast pozostałe 17% jest konsekwencją innych czynników bądź przypadkowych odchyleń. Świadczy to o dość adekwatnym dopasowaniu modelu. Wartość skorygowanego R-kwadrat osiągnęła niższy poziom, a mianowicie 75%, oznacza to, że niektóre zmienne w zastosowanym modelu mogą nie mieć znaczącego wkładu w wyjaśnienie zmienności przyjętej zmiennej zależnej. W przypadku stopy bezrobocia oraz przekazów pieniężnych od osób fizycznych, tabela 2 ukazuje, że wartość *p* była znacznie niższa niż poziom istotności 5%. Wskazuje to, że te dwa wykorzystane do modelu czynniki są statystycznie istotne, a ich wpływ na wysokość długu publicznego w Macedonii Północnej jest znaczny. Wartość współczynnika w modelu przy stopie bezrobocia wyniosła –3,442, co mówi o tym, że wzrost stopy bezrobocia o 1 p.p. prowadzi do spadku zadłużenia publicznego o ponad 3 jednostki. Natomiast przy przekazach pieniężnych od osób fizycznych wysokość współczynnika w modelu była równa 2,703, co oznacza, że wzrost wskazanych przekazów pieniężnych o 1 p.p. powoduje wzrost długu Macedonii Północnej o niemalże 3 jednostki. Koncentrując się w tabeli 2 na pozostałych czynnikach, można dostrzec, że *p-value* w dużym stopniu przekraczało stosowany poziom istotności. W związku z tym ich oddziaływanie na wysokość zmiennej objaśnianej jest niższe.

Tabela 3. Model długu publicznego dla Bośni i Hercegowiny

	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>	
const	–0,0282381	0,196354	–0,1438	0,8882	
Wzrost PKB	–0,00677457	0,262036	–0,02585	0,9798	
Inflacja	–0,594403	0,470952	–1,262	0,2330	
Stopa bezrobocia	1,24852	0,997448	1,252	0,2366	
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	1,90383	0,862830	2,206	0,0495	**
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	0,00591171	0,292410	0,02022	0,9842	

Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,375176	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,072317
Suma kwadratów reszt	0,034486	Błąd standardowy reszt	0,055992
Wsp. determ. R-kwadrat	0,587870	Skorygowany R-kwadrat	0,400538
F(5, 11)	3,138122	Wartość p dla testu F	0,052969

Źródło: Opracowanie własne

$$\text{dług publiczny} = -0,028 - 0,007X_1 - 0,594X_2 + 1,249X_3 + 1,904X_4 - 0,006X_5$$

Dla modelu zbudowanego dla Bośni i Hercegowiny współczynnik determinacji R-kwadrat przyjął wartość równą blisko 59%. Można to zinterpretować, że model tłumaczy w ok. 59% zmienności wielkości zadłużenia publicznego tego kraju Bałkanów Zachodnich. Taki poziom R-kwadrat może wskazywać na średnie dopasowanie modelu. Skorygowany R-kwadrat w tym modelu był wyraźnie niższy niż R-kwadrat, ponieważ przyjmuje poziom ok. 40%. Świadczy to o tym, że pewne zmienne zastosowane przy tworzeniu modelu mogą być nieistotne. Jak wynika z tabeli 3, wartość p jedynie dla jednego z badanych czynników ma znaczący wpływ na dług publiczny Bośni i Hercegowiny i jest statystycznie istotna. Mowa tu o przekazach pieniężnych od osób fizycznych, dla których p -value osiągnęło poziom 0,0495. Jak widać, jest to wartość wyraźnie zbliżona do przyjętego poziomu istotności 5%. Wartość współczynnika w modelu dla tej zmiennej objaśniającej wyniosła 1,904, co może być tłumaczone w następujący sposób: zwiększenie wysokości przekazów pieniężnych od osób fizycznych o 1 p.p. prowadzi do zwiększenia długu publicznego o niemalże 2 jednostki. Pozostałe cztery czynniki mają wartości p znacznie odbiegające od poziomu istotności. W rezultacie można stwierdzić, że nie mają one istotnego wpływu na zadłużenie publiczne w tym kraju. Najwyższe p -value można zaobserwować dla bezpośrednich inwestycji zagranicznych.

Tabela 4. Model długu publicznego dla Serbii

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -Studenta	Wartość p	
const	1,14163	0,237036	4,816	0,0005	***
Wzrost PKB	-0,655569	0,915360	-0,7162	0,4888	
Inflacja	-1,59492	0,550402	-2,898	0,0145	**
Stopa bezrobocia	-0,247176	0,493713	-0,5006	0,6265	
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	-4,48572	2,79492	-1,605	0,1368	
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	-1,99839	1,41844	-1,409	0,1865	
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,512353	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,119732		

Suma kwadratów reszt	0,089071	Błąd standardowy reszt	0,089985
Wsp. determ. R-kwadrat	0,611675	Skorygowany R-kwadrat	0,435164
F(5, 11)	3,465362	Wartość <i>p</i> dla testu F	0,039955

Źródło: Opracowanie własne

$$\text{dług publiczny} = 1,142 - 0,656X_1 - 1,595X_2 - 0,247X_3 - 4,486X_4 - 1,998X_5$$

W przypadku Serbii współczynnik determinacji R-kwadrat osiągnął poziom niewiele ponad 61%. Taka wartość tego współczynnika może wskazywać na to, że model został dopasowany w średnim stopniu. Ponadto skorygowane R-kwadrat akurat w przypadku tego państwa osiągnęło dosyć niski poziom, gdyż jedynie ok. 44%, co więcej, niższy niż R-kwadrat. W sytuacji gdy występuje taka różnica między R-kwadrat a skorygowanym R-kwadrat, można interpretować, że niektóre zmienne w modelu nie są istotne. Tabela 4 wskazuje, że inflacja jest jedynym czynnikiem, dla którego *p-value* wyniosło 0,0145, a więc przyjęło poziom poniżej poziomu istotności 0,05. W związku z tym ta zmienna objaśniająca jest istotna statystycznie i ma znaczący wpływ na kształtowanie się długu publicznego w Serbii. Współczynnik w modelu przy tej zmiennej wyniósł –1,595. Oznacza to, że wzrost inflacji o 1 p.p. przyczynia się do obniżenia się długu publicznego o blisko 2 jednostki. Reszta zmiennych objaśniających wykorzystywanych do skonstruowania modelu osiągnęła wartość *p* istotnie powyżej ustalonego poziomu istotności, więc można powiedzieć, że te czynniki nie ukazały znaczącego wpływu na zadłużenie tego kraju. Najwyższe *p-value* jest w przypadku stopy bezrobocia, gdyż osiąga aż 0,6265.

Tabela 5. Model długu publicznego dla Czarnogóry

	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>	
const	1,25919	0,271126	4,644	0,0007	***
Wzrost PKB	–1,07243	0,361821	–2,964	0,0129	**
Inflacja	–1,80787	0,650293	–2,780	0,0179	**
Stopa bezrobocia	–6,31886	1,37728	–4,588	0,0008	***
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	4,96898	1,19140	4,171	0,0016	***
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	0,212658	0,403761	0,5267	0,6089	
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,623176	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej		0,188285	
Suma kwadratów reszt	0,065751	Błąd standardowy reszt		0,077314	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,884082	Skorygowany R-kwadrat		0,831392	
F(5, 11)	16,77897	Wartość <i>p</i> dla testu F		0,000080	

Źródło: Opracowanie własne

$$\text{dług publiczny} = 1,259 - 1,072X_1 - 1,808X_2 - 6,319X_3 + 4,969X_4 + 0,213X_5$$

W modelu skonstruowanym dla Czarnogóry współczynnik determinacji R-kwadrat ukształtował się na poziomie ponad 88%, co świadczy o tym, że model został dobrze dopasowany. Wysokość skorygowanego R-kwadrat w tym przypadku wynosiła ok. 83% i informuje to o tym, że pewne zmienne w modelu mogą nie wносить dużej wartości. W tym przypadku, jak wynika z tabeli 5, aż cztery czynniki są istotne statystycznie, ponieważ wartość p w ich przypadku wynosiła znacznie mniej niż poziom istotności 5%. Bazując na tym, można wywnioskować, że wzrost PKB, inflacja, stopa bezrobocia oraz przekazy pieniężne od osób fizycznych wykazują wyraźne oddziaływanie na wysokość długu publicznego w Czarnogórze. Wartość współczynnika w modelu dla wzrostu PKB wynosiła $-1,072$, co mówi o tym, że wzrost PKB o 1 punkt procentowy prowadzi do zmniejszenia się długu o ponad 1 jednostkę. Współczynnik dla inflacji przyjął poziom $-1,808$, co oznacza, że wzrost inflacji o 1 p.p. powoduje spadek zadłużenia publicznego o prawie 2 jednostki. W przypadku stopy bezrobocia współczynnik osiągnął wartość $-6,319$, co świadczy o tym, że wzrost stopy bezrobocia o 1 p.p. przyczynia się do obniżenia długu o ponad 6 jednostek. Natomiast współczynnik w omawianym modelu przy przekazach pieniężnych osób fizycznych osiągnął dodatnią wartość $4,969$, zatem wzrost tychże przekazów o 1 p.p. prowadzi do wzrostu zadłużenia publicznego w Czarnogórze o blisko 5 jednostek. Jedynie dla bezpośrednich inwestycji zagranicznych p -value było wyższe niż poziom istotności, dlatego można zauważyć, że nie mają one istotnego wpływu na kształtowanie się długu publicznego akurat w tym kraju.

Tabela 6. Tablica korelacji dla badanych zmiennych

Wyszczególnienie	Albania	Macedonia Północna	Bośnia i Hercegowina	Serbia	Czarnogóra
	Dług (% PKB)				
Dług (% PKB)	1	1	1	1	1
Wzrost PKB	-0,147043	0,039744	-0,26521	-0,20396	-0,30074
Inflacja	-0,470780	0,121479	-0,4904	-0,61638	-0,28005
Stopa bezrobocia	-0,278816	-0,67776	0,312177	-0,05894	-0,45264
Przekazy pieniężne osób fizycznych (% PKB)	0,715709	0,728041	0,561001	-0,26973	0,740781
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	-0,55669	-0,64367	-0,30674	-0,43646	-0,58537

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 6 przedstawia korelacje między zmienną objaśnianą, czyli długiem publicznym, a wymienionymi zmiennymi objaśnianymi w badanym regionie Bałkanów Zachodnich. Wynika z niej, że w przypadku Albanii, Macedonii Północnej, Bośni i Hercegowiny oraz Czarnogóry najwyższy wpływ na kształtowanie się zadłużenia państwa miały przekazy pieniężne od osób fizycznych. Wraz z ich wzrostem zwiększeniu ulegał również dług publiczny. Jedynie w przypadku Serbii największe oddziaływanie na zmienną objaśnianą miała inflacja. Wzrost tego czynnika prowadził do obniżania się zadłużenia we wskazanym państwie.

Tabela 7. Prognoza długu publicznego dla Albanii

Rok	Dług (% PKB)	Prognoza	Błąd standardowy	95% przedział ufności
2007	0,536000	0,525440	0,0487174	(0,418214, 0,632666)
2008	0,551000	0,519637	0,0478571	(0,414304, 0,624970)
2009	0,597000	0,599162	0,0526465	(0,483287, 0,715036)
2010	0,577000	0,650148	0,0436099	(0,554163, 0,746132)
2011	0,594000	0,623438	0,0455729	(0,523133, 0,723744)
2012	0,621000	0,650676	0,0460553	(0,549309, 0,752043)
2013	0,704000	0,660580	0,0453479	(0,560770, 0,760390)
2014	0,720000	0,716587	0,0431761	(0,621557, 0,811617)
2015	0,737000	0,705811	0,0438937	(0,609201, 0,802420)
2016	0,733000	0,689160	0,0449424	(0,590243, 0,788078)
2017	0,719000	0,692713	0,0427808	(0,598553, 0,786873)
2018	0,695000	0,699865	0,0442770	(0,602412, 0,797318)
2019	0,674000	0,722678	0,0462916	(0,620791, 0,824566)
2020	0,758000	0,737972	0,0522709	(0,622924, 0,853019)
2021	0,752000	0,744109	0,0501882	(0,633645, 0,854572)
2022	0,655000	0,648381	0,0518070	(0,534354, 0,762407)
2023	0,598000	0,634645	0,0469687	(0,531268, 0,738023)

Średni błąd predykcji	ME = 1,4368e-16
Pierwiastek błędu średniokwadratowego	RMSE = 0,032471
Średni błąd absolutny	MAE = 0,026425
Średni błąd procentowy	MPE = -0,23231
Średni absolutny błąd procentowy	MAPE = 4,1

Źródło: Opracowanie własne

W tabeli 7 przedstawiono wyniki modelu prognozy długu publicznego dla Albanii. Średni błąd predykcji (ME) przyjął wartość w okolicach 0, co oznacza, że model nie wykazuje żadnego istotnego przesunięcia prognozy w stosunku do rzeczywistych wartości. Jednocześnie wartości błędów bezwzględnych (RMSE, MAE) pozostają na niskim poziomie. MAE wyniósł 0,026, co oznacza, że przeciętne odchylenie

prognozy od wartości rzeczywistej wynosi 2,6 p.p. długu publicznego w relacji do PKB. Wskazuje to na dobrą precyzję modelu w przewidywaniu zmiennej. RMSE przyjął wartość 0,032 i jest wyższy niż MAE. Oznacza to, że niektóre pojedyncze błędy są większe od średniego poziomu błędu, ale ich wpływ nie jest drastyczny. RMSE poniżej 5 p.p. wskazuje, że model jest bardzo dokładny i nie występują duże wahania błędów pomiędzy prognozami a rzeczywistymi danymi. Dobre odwzorowanie historycznych tendencji potwierdza również błąd standardowy, który w całym badanym okresie nie przekracza 0,05.

Tabela 8. Prognoza długu publicznego dla Macedonii Północnej

Rok	Dług (% PKB)	Prognoza	Błąd standardowy	95% przedział ufności
2007	0,235000	0,148792	0,0651733	(0,00534621, 0,292237)
2008	0,206000	0,262918	0,0640225	(0,122006, 0,403831)
2009	0,237000	0,238766	0,0704295	(0,0837513, 0,393780)
2010	0,243000	0,281869	0,0583406	(0,153462, 0,410275)
2011	0,277000	0,308808	0,0609667	(0,174622, 0,442995)
2012	0,337000	0,355269	0,0616120	(0,219662, 0,490876)
2013	0,340000	0,342498	0,0606656	(0,208974, 0,476022)
2014	0,380000	0,387256	0,0577603	(0,260126, 0,514385)
2015	0,381000	0,391477	0,0587202	(0,262235, 0,520719)
2016	0,398000	0,377846	0,0601231	(0,245516, 0,510176)
2017	0,394000	0,420411	0,0572315	(0,294446, 0,546377)
2018	0,404000	0,449661	0,0592331	(0,319290, 0,580032)
2019	0,404000	0,451678	0,0619281	(0,315375, 0,587981)
2020	0,508000	0,458170	0,0699271	(0,304262, 0,612079)
2021	0,527000	0,459642	0,0671408	(0,311866, 0,607418)
2022	0,516000	0,527811	0,0693064	(0,375268, 0,680353)
2023	0,545000	0,469130	0,0628340	(0,330833, 0,607426)

Średni błąd predykcji	ME = 9,143e-17
Pierwiastek błędu średniokwadr.	RMSE = 0,043439
Średni błąd absolutny	MAE = 0,035226
Średni błąd procentowy	MPE = -1,2062
Średni absolutny błąd procentowy	MAPE = 10,413

Źródło: Opracowanie własne

Jak wynika z prognozy długu publicznego dla Macedonii Północnej przedstawionego w tabeli 8, ME wyniósł blisko 0, co może wskazywać na niewystępowanie stałych odchyłeń między prognozami a danymi faktycznymi. Biorąc pod uwagę wartości RMSE i MAE, można zauważyć, że ukształtowały się one na niewielkim poziomie. MAE równy 0,035 mówi o tym, że średnia różnica między prognozami

a faktycznymi wartościami zadłużenia państwa w stosunku do PKB wynosi 3,5 p.p. MAE wykazał niższą wartość niż RMSE. W związku z tym średni poziom błędu jest niższy od pewnych pojedynczych błędów prognozy. Ze względu na tak niskie wartości MAE i RSME model można określić jako precyzyjny, na co wskazuje także zbliżona wartość błędu standardowego we wszystkich okresach.

Tabela 9. Prognoza długu publicznego dla Bośni i Hercegowiny

Rok	Dług (% PKB)	Prognoza	Błąd standardowy	95% przedział ufności
2007	0,187000	0,296412	0,0675754	(0,147679, 0,445144)
2008	0,310000	0,257398	0,0663821	(0,111291, 0,403504)
2009	0,364000	0,330195	0,0730253	(0,169468, 0,490923)
2010	0,422000	0,406141	0,0604909	(0,273002, 0,539281)
2011	0,410000	0,412161	0,0632137	(0,273029, 0,551294)
2012	0,436000	0,432053	0,0638828	(0,291447, 0,572658)
2013	0,438000	0,436220	0,0629015	(0,297775, 0,574665)
2014	0,472000	0,427605	0,0598891	(0,295790, 0,559420)
2015	0,464000	0,403935	0,0608844	(0,269929, 0,537941)
2016	0,449000	0,403792	0,0623391	(0,266585, 0,541000)
2017	0,386000	0,363888	0,0593408	(0,233280, 0,494497)
2018	0,349000	0,349854	0,0614162	(0,214678, 0,485030)
2019	0,332000	0,358808	0,0642106	(0,217481, 0,500134)
2020	0,371000	0,437886	0,0725044	(0,278305, 0,597467)
2021	0,356000	0,420631	0,0696155	(0,267408, 0,573854)
2022	0,310000	0,334606	0,0718609	(0,176441, 0,492770)
2023	0,322000	0,306415	0,0651498	(0,163021, 0,449809)

Średni błąd predykcji	ME = -7,8369e-17
Pierwiastek błędu średniokwadr.	RMSE = 0,04504
Średni błąd absolutny	MAE = 0,034748
Średni błąd procentowy	MPE = -2,1861
Średni absolutny błąd procentowy	MAPE = 10,929

Źródło: Opracowanie własne

Model prognozy długu publicznego w tabeli 9 dotyczy Bośni i Hercegowiny. ME przy tym modelu znajduje się na poziomie bardzo bliskim 0, co sugeruje, że nie ma systematycznego błędu i model jest dobrze dopasowany. MAE wyniósł 0,035, zatem zaprognozowane wartości długu różniły się średnio o 3,5 p.p. od tych realnych, co świadczy o dużej precyzyjności modelu. Niewiele większą wartość, bo 0,045, przyjął RMSE. Jego poziom również potwierdza dopasowanie modelu i świadczy o generowaniu wyników bliskich rzeczywistej wartości zmiennej. Błąd

standardowy w całym badanym okresie jest porównywalny, dlatego też prognozę można uznać za stabilną.

Tabela 10. Prognoza długu publicznego dla Serbii

Rok	Dług (% PKB)	Prognoza	Błąd standardowy	95% przedział ufności
2007	0,312000	0,370621	0,110518	(0,127373, 0,613869)
2008	0,306000	0,433256	0,105806	(0,200378, 0,666134)
2009	0,339000	0,424068	0,112564	(0,176316, 0,671819)
2010	0,398000	0,483675	0,106851	(0,248496, 0,718853)
2011	0,437000	0,367957	0,117881	(0,108502, 0,627412)
2012	0,539000	0,559086	0,106483	(0,324718, 0,793454)
2013	0,564000	0,521807	0,100126	(0,301431, 0,742183)
2014	0,662000	0,653804	0,102022	(0,429254, 0,878353)
2015	0,699000	0,587794	0,0965121	(0,375373, 0,800216)
2016	0,674000	0,614533	0,0969892	(0,401061, 0,828005)
2017	0,575000	0,566807	0,0941576	(0,359568, 0,774047)
2018	0,533000	0,516493	0,0992601	(0,298023, 0,734963)
2019	0,517000	0,544006	0,0989921	(0,326126, 0,761886)
2020	0,569000	0,665207	0,110788	(0,421364, 0,909050)
2021	0,562000	0,549350	0,103445	(0,321669, 0,777032)
2022	0,535000	0,391382	0,106844	(0,156219, 0,626545)
2023	0,489000	0,460155	0,106975	(0,224704, 0,695605)

Średni błąd predykcji	ME = 9,4695e-17
Pierwiastek błędu średniokwadr.	RMSE = 0,072384
Średni błąd absolutny	MAE = 0,058814
Średni błąd procentowy	MPE = -2,5934
Średni absolutny błąd procentowy	MAPE = 13,036

Źródło: Opracowanie własne

W przypadku Serbii ME ukształtował się na poziomie równym niemalże 0. Mówi to o tym, że nie istnieje regularne odchylenie prognoz w stosunku do rzeczywistych danych. Zarówno RMSE, jak i MAE przyjął niskie wartości, co przedstawia tabela 10. Wartość RMSE wyniosła 0,072, co oznacza, że przeciętna rozbieżność danych prognozowanych dotyczących długu publicznego od tych faktycznych jest równa 7,2 p.p. MAE natomiast wyniósł blisko 0,059. Tak niski poziom RMSE i MAE świadczy o tym, że błędy prognozy są nieznaczne i model efektywnie oddaje dane rzeczywiste, o czym mówi również zbliżona wartość błędu standardowego w każdym z analizowanych lat.

Tabela 11. Prognoza długu publicznego dla Czarnogóry

Rok	Dług (% PKB)	Prognoza	Błąd standardowy	95% przedział ufności
2007	0,318000	0,218235	0,0933085	(0,0128639, 0,423605)
2008	0,342000	0,310086	0,0916609	(0,108342, 0,511831)
2009	0,437000	0,490856	0,100834	(0,268922, 0,712790)
2010	0,450000	0,521957	0,0835262	(0,338117, 0,705797)
2011	0,486000	0,493321	0,0872860	(0,301206, 0,685436)
2012	0,569000	0,612199	0,0882099	(0,418051, 0,806348)
2013	0,587000	0,570883	0,0868549	(0,379717, 0,762049)
2014	0,634000	0,719696	0,0826954	(0,537685, 0,901707)
2015	0,688000	0,696035	0,0840697	(0,510999, 0,881071)
2016	0,664000	0,671451	0,0860782	(0,481994, 0,860908)
2017	0,662000	0,707442	0,0819382	(0,527097, 0,887786)
2018	0,719000	0,747400	0,0848040	(0,560747, 0,934052)
2019	0,788000	0,794149	0,0886625	(0,599004, 0,989293)
2020	1,07300	0,945256	0,100115	(0,724905, 1,16561)
2021	0,856000	0,729992	0,0961255	(0,518421, 0,941563)
2022	0,706000	0,705860	0,0992260	(0,487466, 0,924255)
2023	0,615000	0,659183	0,0899594	(0,461184, 0,857182)
Średni błąd predykcji			ME = 4,2286e-16	
Pierwiastek błędu średniokwadr.			RMSE = 0,062191	
Średni błąd absolutny			MAE = 0,047257	
Średni błąd procentowy			MPE = -0,11193	
Średni absolutny błąd procentowy			MAPE = 8,3585	

Źródło: Opracowanie własne

Biorąc pod uwagę prognozę długu publicznego Czarnogóry ukazaną w tabeli 11, można zaobserwować, że ME przyjął wartość zbliżoną do 0. Zatem model nie przedstawia trwałego przesunięcia danych prognozowanych względem obserwowanych wartości długu publicznego w omawianym państwie. RMSE ukształtował się na niewielkim poziomie, tak samo MAE. Wartość MAE bliska 0,047 świadczy o tym, że odchylenie prognoz długu od wartości faktycznych, które zadłużenie przyjmowało na przestrzeni lat 2007–2023, wynosi 4,7 p.p. Mówi to o znacznej dokładności predykcji. Ich stabilność potwierdzają również standardowe błędy prognozy na poziomie bardzo podobnym w każdym z badanych okresów.

5. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu była ocena wpływu wskazanych w powyższej części czynników na zadłużenie krajów Bałkanów Zachodnich. Podsumowując wyniki analizy dotyczące długu publicznego dla pięciu państw należących do regionu Bałkanów Zachodnich, można zauważyć, że w przypadku Albanii, Macedonii Północnej, Bośni i Hercegowiny oraz Czarnogóry największy wpływ na zadłużenie wykazywały przekazy pieniężne od osób fizycznych. Wniosek ten wynika zarówno z przedstawionego modelu długu publicznego, który wykazał niski poziom *p-value* w każdym z tych państw dla wskazanego czynnika, jak i z zaprezentowanej tablicy korelacji. Współzależność między tą zmienną objaśniającą a zmienną objaśnianą dla tych państw jest najsilniejsza, a jej dodatnia wartość świadczy o wzroście długu publicznego wraz ze wzrostem tego czynnika. Jedynym krajem, w którym zauważyć można inną tendencję, jest Serbia. W tym państwie wartość *p*, tak samo jak tablica korelacji, wskazują na to, że to inflacja miała największy wpływ na zadłużenie państwowe. Wzrost inflacji prowadzi do pogłębiania się długu tego kraju, co jest zgodne z obserwowanymi tendencjami gospodarczymi, gdyż wyższa inflacja wiąże się z większymi wpływami do budżetu pochodzącymi z podatków, a także zmniejszeniem realnej wartości długu. W związku z powyższym hipoteza H1 spełniona jest tylko częściowo, ponieważ nie we wszystkich badanych państwach pełen zestaw wskazanych czynników, tzn. PKB, inflacja, stopa bezrobocia, przekazy pieniężne od osób fizycznych oraz bezpośrednie inwestycje zagraniczne, wpłynął w takim samym stopniu na zadłużenie. W każdym z tych krajów tylko niektóre czynniki wykorzystane w modelu wykazały oddziaływanie na zmienną objaśnianą.

Skonstruowany model długu publicznego, ze względu na bardzo dobre dopasowanie kształtujących go czynników, pozwala na trafną prognozę obciążoną minimalnym błędem. Średni ME przy prognozach, w każdym analizowanym państwie, wynosił praktycznie 0. Model jest zatem neutralny i nie ma tendencji do szczególnego zaniżania lub zawyżania prognoz. RMSE oraz MAE również wskazują na niski poziom błędów i wysoką precyzję prognoz. Prawidłowym będzie zatem stwierdzenie, że postawiona hipoteza H2 jest prawdziwa, a przedstawione prognozy w minimalnym stopniu odbiegają od rzeczywistych wartości długu publicznego na przestrzeni lat 2007–2023.

Badany okres podczas analizy został podzielony również na mniejsze przedziały czasowe (6-letnie), aczkolwiek wyniki analizy kształtowały się na bardzo zbliżonym poziomie do tych otrzymanych dla całego badanego okresu, w związku z tym ograniczono się do przedstawienia prognozy na przestrzeni wszystkich lat.

Potwierdzeniem dla wyników analizy są rezultaty badań prowadzonych przez innych autorów, którzy również utrzymywali, że na wzrost zadłużenia zagranicz-

nego w znacznym stopniu wpłynęły inwestycje oraz inflacja. Ponadto zauważyli oni, iż istotne oddziaływanie na zwiększenie długu wykazuje także wzrost populacji w tych państwach (Dauti & Voka, 2022).

Zarządzanie długiem publicznym jest bardzo ważne, ponieważ ma on ogromny wpływ na funkcjonowanie każdego państwa. W przypadku krajów należących do Bałkanów Zachodnich istotne jest zachowanie zrównoważonej polityki fiskalnej i uwzględnianie zarówno bieżących potrzeb budżetowych państwa, jak i przyszłych zobowiązań. Kluczowymi elementami, które mogą pomóc w stabilizacji długu publicznego, są m.in. reformy strukturalne, optymalizacja wydatków publicznych oraz działania stymulujące wzrost gospodarczy.

Bibliografia

- Ampuła, D. (2012). Proces predykcji zdarzeń i zjawisk. *Problemy Techniki Uzbrojenia*, 41(122), 65–78.
- Bajrami, E. (2020). The impact of public debt on economic growth in Albania. *The Romanian Economic Journal*, 23(77), 101–116.
- Brady, S.A. (2016). Anti-corruption justice and collaboration in Kosovo: Challenges and recommendations. *U4 Anti-Corruption Brief*, Chr. Michelsen Institute, U4 Brief, 2016:7.
- Cakolli, E. (2020). *Kosovo: Between universal non-recognition and "derecognitions"*. Konrad Adenauer Stiftung (KAS).
- Dauti, B., & Voka, I. (2022). External Debt and Economic Growth in the Western Balkan Countries, with special focus to Albania, Kosovo and North Macedonia in the course of the pandemic COVID-19. *WSEAS Transactions On Business And Economics*, 19, 1303–1317.
- Endrődi-Kovács, V., Galambos, A., Jovanović, B., & Šiljak, D. (2022). *The economic situation of the Western Balkans: An untapped potential?* Institute for Foreign Affairs and Trade.
- Gładysz, B., & Mercik, J. (2007). *Modelowanie ekonometryczne. Studium przypadku* (wyd. 2). Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej.
- Górniewicz, G. (2012). *Dług publiczny: Historia, terażniejszość, przyczyny i perspektywy*. Oficyna Wydawnicza Mirosław Wrocławski.
- Grześkowiak, A. (2008). Połączenie klasycznego i nieklasycznego podejścia w celu wykrywania niejednorodności wariancji składników losowych modelu ekonometrycznego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 27, *Ekonometria*, 22, 45–55.
- Heimberger, P., Jovanović, B., Madzarevic-Sujster, S., Piontek, T., & Tevdovski, D. (2024). Fiscal governance in the Western Balkans: An analysis of fiscal rules, fiscal councils, and medium-term budgetary frameworks. *wiiw Research Report* 478.
- Bilalli, D. (2024). Determining the Threshold of Public Debt in the Western Balkan Countries. *Trends in Economics, Finance and Management Journal*, 6(2), 81–91.
- International Monetary Fund. (n.d.). *International Monetary Fund homepage*. <https://www.imf.org/en/Home>
- Kisin, J., Mašović, A., & Ignjatović, J. (2021). Growing public debt as a result of the COVID-19 pandemic in the Western Balkans region: The case of North Macedonia and Serbia. *Poslovna Ekonomija*, 15(2), 66–85. <https://doi.org/10.5937/poseko20-35315>
- Koczan, Z. (2015). *Fiscal deficit and public debt in the Western Balkans: 15 years of economic transition*. IMF. <https://doi.org/10.5089/9781513566399.001>

- Laskowski, P. (2010). Państwowy dług publiczny jako czynnik mający istotne znaczenie dla gospodarki budżetowej samorządu terytorialnego w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 111.
- Leka, B. (2020). An overview of the pandemic impact in the economy of Albania. *The Romanian Economic Journal*, 23(77), 85–100.
- Malewska, A. (2020). Dług publiczny a potęga państwa. *Horyzonty Polityki*, 10(33). <https://doi.org/10.35765/HP.2019.1033.06>
- Nikoloski, A., & Nedanovski, P. (2017). *Public debt dynamics and possibilities for its projection — The case of the Republic of Macedonia*. Dubrovački međunarodni ekonomski susreti (DIEM), Dubrovnik.
- Novović, M., Lukić, A., & Marjanović, N. (2023). Public debt of the Republic of Serbia in the new millennium: Analysis of the situation and future trends. *Ekonomski Signali*, 18(2), 13–32. <https://doi.org/10.5937/ekonsig2302013N>
- Nowakowski, E.W. (2011). *Podstawy ekonometrii z elementami algebry liniowej*. Wszechnica Polska — Szkoła Wyższa Towarzystwa Wiedzy Powszechnej.
- Puchalski, J. (2022). Uogólniona metoda najmniejszych kwadratów. *Metrologia i Probiernictwo: Biuletyn Głównego Urzędu Miar*, 1(28), 45–56.
- Radonjić, M., Đurašinić, J., Radović, M., & Cerović Smolović, J. (2020). Public debt dynamics in the Western Balkans: Do social expenditures and economic growth matter? *Revija za socijalnu politiku*, 27(1), 1–20.
- Ręklewski, M. (2020). *Statystyka opisowa. Teoria i przykłady*. Państwowa Uczelnia Zawodowa we Wrocławiu.
- Shera, A., Shahini, L., & Dosti, B. (2015). Financial crisis effect on public debt in Western Balkans countries. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 5(1).
- Tataczak, A. (2021). *Ekonometria*. 20. Innovatio Press.
- Trenovski, B., & Mijovic-Spasova, T. (2018). *Public debt in Southeast Europe: Why to enable public participation?* Balkan Monitoring Public Finances.
- Wilkowski, A. (2009). O współczynniku korelacji. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Ekonometria*, 26.
- World Bank. (n.d.). *World Bank Open Data*. <https://data.worldbank.org>

Determinants and Modelling of Public Debt in the Western Balkan Countries

Abstract. The aim of the article is to determine the impact of the Gross Domestic Product (GDP), inflation, the unemployment rate, personal remittances and foreign direct investments on the public debt of the Western Balkan countries using a regression model obtained by applying the least squares method (LSM). An assessment was also made of the goodness of fit, i.e. the degree to which values of debt predicted by the model were similar to those actually observed between 2007 and 2023. The results indicate that the impact of the explanatory variables was different in each of the analyzed countries. Taking into account the correlation coefficients, personal remittances were found to have the biggest impact on the increase in public debt in all countries except Serbia, where inflation was the factor most strongly correlated with the response variable. Given the fact that mean estimation errors were negligible, it can be concluded that the resulting model is adequate and can be used to forecast public debt in other countries.

Keywords: Western Balkans, public debt, least squares method, linear regression model, prediction