 https://doi.org/10.31743/ppe.20411

Piotr Misztal
Uniwersytet Radomski im. Kazimierza Pułaskiego; e-mail: p.misztal@urad.edu.pl
https://orcid.org/0000-0003-2609-3439

Zależności między tempem zmian konsumpcji, inflacją i wzrostem gospodarczym w krajach Unii Europejskiej w latach 2017–2022

Relationships Between Changes in Consumption, Inflation, and Economic Growth in European Union Countries, 2017–2022

Streszczenie

Celem artykułu jest identyfikacja i ocena zależności między dynamiką konsumpcji gospodarstw domowych, inflacją oraz dynamiką produktu krajowego brutto (PKB) w 27 państwach Unii Europejskiej (UE) w latach 2017–2022. Badanie przeprowadzono na podstawie rocznych danych Eurostatu, tworzących zbilansowany panel obejmujący 162 obserwacje typu kraj–rok. Zastosowano analizę korelacji, testy przyczynowości w sensie Grangera, regresję dla danych połączonych estymowaną klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (pooled OLS) oraz analizę skupień opartą na współczynnikach oszacowanych w regresjach dla poszczególnych państw. Uzyskane wyniki wskazują na silną dodatnią współzależność między dynamiką konsumpcji a dynamiką PKB. W modelu pooled OLS współczynnik przy dynamice konsumpcji jest dodatni i statystycznie istotny (β_1 = 1,1376; p = 0,025), natomiast współczynnik przy inflacji mierzonej wskaźnikiem HICP jest ujemny (β_2 = −0,0087; p = 0,001). W przypadku 19 z 27 państw opóźnione wartości dynamiki konsumpcji zwiększają zdolność predykcyjną modeli objaśniających dynamikę PKB przy poziomie istotności 5%. Rezultatów testów Grangera nie należy jednak utożsamiać z identyfikacją przyczynowości strukturalnej, zwłaszcza ze względu na niewielką liczbę obserwacji w wymiarze czasowym oraz możliwość występowania endogeniczności między analizowanymi zmiennymi. Analiza skupień wskazuje ponadto na heterogeniczność relacji między konsumpcją, inflacją i dynamiką PKB w poszczególnych państwach, nie dostarczając jednak podstaw do jednoznacznego wyodrębnienia grup o charakterze geograficznym. Wyniki badania należy zatem interpretować przede wszystkim jako charakterystykę współzależności między analizowanymi zmiennymi w państwach UE w okresie obejmującym pandemię COVID-19 oraz gwałtowny wzrost inflacji po 2021 r.

Słowa kluczowe: wzrost gospodarczy, konsumpcja, inflacja, Unia Europejska

Summary

The purpose of this article is to identify and assess the relationships between household consumption growth, inflation, and gross domestic product (GDP) growth in the 27 member states

e-ISSN: 2720-6734

of the European Union (EU) from 2017 to 2022. The study was conducted using annual Eurostat data, forming a balanced panel comprising 162 country-year observations. The analysis included correlation analysis, Granger causality tests, pooled OLS regression, and cluster analysis based on coefficients estimated in country-specific regressions. The results indicate a strong positive relationship between consumption growth and GDP growth. In the pooled OLS model, the coefficient for consumption growth is positive and statistically significant ($\beta_1 = 1.1376$; $p = 0.025$), while the coefficient for inflation measured by the HICP is negative ($\beta_2 = -0.0087$; $p = 0.001$). For 19 out of 27 countries, lagged consumption growth rates enhance the predictive power of models explaining GDP growth at a 5% significance level. However, the results of the Granger tests should not be equated with the identification of structural causality, mainly due to the small number of observations over time and the possibility of endogeneity among the analyzed variables. Cluster analysis also points to heterogeneity in the relationships between consumption, inflation, and GDP growth across individual countries, though it does not provide a basis for unambiguously identifying geographic clusters. The results of the study should therefore be interpreted primarily as a characterization of the interdependencies among the analyzed variables in EU countries during the period of the COVID-19 pandemic and the sharp rise in inflation after 2021.

Keywords: economic growth, consumption, inflation, European Union

Wprowadzenie

Konsumpcja gospodarstw domowych jest jednym ze składników produktu krajowego brutto (PKB), obok inwestycji, wydatków publicznych i eksportu netto. Z tego powodu silna współzależność między konsumpcją a PKB ma częściowo charakter rachunkowy i sama w sobie nie stanowi dowodu relacji przyczynowej. Celem opracowania jest zatem ocena współzależności między tempem zmian konsumpcji, inflacją i tempem zmian PKB w państwach członkowskich Unii Europejskiej (UE) w latach 2017–2022. Okres ten obejmuje trzy odmienne fazy makroekonomiczne: lata poprzedzające pandemię, załamanie aktywności w 2020 r. oraz odbicie po pandemii połączone z silnym wzrostem inflacji w latach 2021–2022. W tym sensie badanie uzupełnia literaturę przez porównanie tych zależności w jednolitej próbie wszystkich 27 państw UE. Wykorzystano roczne dane Eurostatu; łączna próba obejmuje 162 obserwacje kraj–rok. Ze względu na zastosowane metody wyniki są interpretowane jako współzależności i zależności predykcyjne, a nie jako identyfikacja efektów przyczynowych.

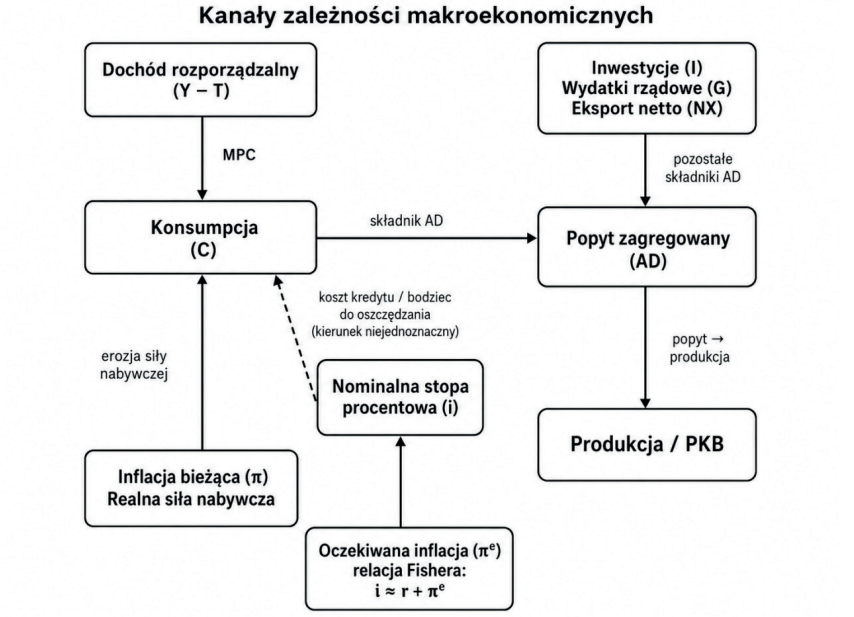
W ujęciu keynesowskim konsumpcja zależy od bieżącego dochodu rozporządzalnego oraz krańcowej skłonności do konsumpcji (Keynes, 1936; Samuelson i Nordhaus, 2010). Hipoteza dochodu permanentnego Friedmana (1957) i hipoteza cyklu życia Modiglianiego (1966) podkreślają natomiast rolę oczekiwanego dochodu, majątku i wygładzania konsumpcji w czasie. Oznacza to, że reakcja wydatków gospodarstw domowych na szoki cenowe nie musi być

jednokierunkowa: zależy m.in. od oczekiwań, struktury majątku, dostępu do kredytu i polityki pieniężnej.

Inflacja może oddziaływać na konsumpcję kilkoma kanałami. Wzrost poziomu cen obniża realną siłę nabywczą dochodów i aktywów nominalnych, ale oczekiwana inflacja może jednocześnie zmieniać moment zakupu dóbr trwałych. Relacja Fishera dotyczy związku między nominalną stopą procentową, realną stopą procentową i oczekiwaną inflacją: w przybliżeniu $i \approx r + \pi^e$ (Fisher, 1930). Nie oznacza ona mechanicznie, że bieżąca inflacja zawsze zwiększa lub zmniejsza konsumpcję. Kierunek reakcji zależy m.in. od odpowiedzi nominalnych stóp procentowych, oczekiwań inflacyjnych i sytuacji finansowej gospodarstw domowych.

Rysunek 1 porządkuje najważniejsze kanały łączące inflację, konsumpcję i aktywność gospodarczą. Relacja Fishera jest przedstawiona jako zależność między oczekiwaną inflacją a stopą nominalną, a nie jako bezpośredni kanał od inflacji do konsumpcji.

Rysunek 1. Kanały zależności między inflacją, konsumpcją i aktywnością gospodarczą



Źródło: opracowanie własne na podstawie Keynes, 1936; Fisher, 1930; Friedman, 1957; Modigliani, 1966.

W powyższym schemacie konsumpcja zależy przede wszystkim od dochodu rozporządzalnego i skłonności gospodarstw domowych do wydatków.

Konsumpcja wraz z inwestycjami (I), wydatkami publicznymi (G) i eksportem netto (NX) współtworzy popyt zagregowany. Inflacja może ograniczać realną siłę nabywczą, natomiast oczekiwana inflacja pozostaje powiązana z nominalną stopą procentową poprzez relację Fishera. Wpływ zmian stóp procentowych na konsumpcję nie jest jednoznaczny, ponieważ zależy od pozycji dłużnika lub wierzyciela, struktury oprocentowania oraz reakcji polityki pieniężnej. Schemat ma charakter koncepcyjny i nie przesądza znaku wszystkich zależności empirycznych.

1. Wyniki badań empirycznych

Związek między konsumpcją a aktywnością gospodarczą jest silny zarówno z powodów ekonomicznych, jak i rachunkowych. Al Rasasi i in. (2021), analizując Arabię Saudyjską w latach 1980–2017 z wykorzystaniem kointegracji i testu Grangera, wskazali na dodatnią relację długookresową między konsumpcją gospodarstw domowych a wzrostem gospodarczym; wzrost wydatków konsumpcyjnych o 1% wiązał się w ich modelu ze wzrostem gospodarczym o około 0,7%. Wyniku tego nie należy jednak automatycznie przenosić na państwa UE, ponieważ dotyczy innej gospodarki, okresu i specyfikacji.

Kharroubi i Kohlscheen (2017) pokazują z kolei, że ekspansje napędzane konsumpcją mogą być słabsze i mniej trwałe niż ekspansje oparte na innych składnikach popytu, zwłaszcza gdy towarzyszy im szybki wzrost kredytu i zadłużenia. Wskazuje to, że wysoki udział konsumpcji w krótkookresowym wzroście nie przesądza o trwałości wzrostu w średnim i długim okresie. Badania Sidek i Asutaya (2021) – dotyczące wydatków publicznych – dodatkowo przypominają, że na dynamikę PKB wpływają również inwestycje, wydatki publiczne oraz jakość instytucji; zmienne te nie są bezpośrednio modelowane w części empirycznej niniejszego opracowania.

Literatura dotycząca inflacji i wzrostu wskazuje na nieliniowość tej relacji. Bruno i Easterly (1998) stwierdzili wyraźne spadki wzrostu w epizodach bardzo wysokiej inflacji, definiowanych w ich badaniu jako inflacja przekraczająca 40% rocznie, a po zakończeniu takich epizodów obserwowali silne odbicie. Khan i Senhadji (2001) oszacowali progi, powyżej których inflacja istotnie spowalnia wzrost, na około 1–3% dla krajów uprzemysłowionych i 11–12% dla krajów rozwijających się. Progi te są wynikami konkretnych badań i nie są w niniejszym artykule przyjmowane jako własna klasyfikacja reżimów inflacyjnych.

Risso i Sánchez Carrera (2009) dla Meksyku znaleźli ujemną relację długookresową między inflacją a wzrostem oraz próg około 9%, po przekroczeniu

którego inflacja istotnie spowalniała wzrost; jednocześnie nie stwierdzili kierunkowej przyczynowości Grangera między analizowanymi szeregami. Gylfason i Herbertsson (2001), wykorzystując szeroki panel międzynarodowy, wskazali na kilka możliwych kanałów negatywnej relacji między inflacją a wzrostem, m.in. przez oszczędności, realne stopy procentowe, rozwój finansowy i efektywność produkcji.

Wpływ inflacji na samą konsumpcję jest mniej jednoznaczny. Bachmann i in. (2015) analizowali oczekiwania inflacyjne i deklarowaną gotowość amerykańskich gospodarstw domowych do zakupu dóbr trwałych. Poza okresem zerowych stóp procentowych związek był zwykle niewielki lub statystycznie nieistotny, natomiast w okresie ograniczenia zerową granicą wyższe oczekiwania inflacyjne wiązały się z niższą gotowością do zakupów. Wynik ten pokazuje, że nie można z góry zakładać, iż oczekiwana inflacja zawsze przyspiesza konsumpcję.

Olusola i in. (2022), na podstawie danych dla Ghany z lat 1990–2020, wykorzystali kointegrację Engle'a–Grangera, model korekty błędem i OLS. Autorzy wskazali na ujemny długookresowy związek inflacji z prywatnymi wydatkami konsumpcyjnymi. Jest to jednak badanie jednej gospodarki rozwijającej się, dlatego jego wyniki stanowią punkt odniesienia, a nie bezpośrednią podstawę do wnioskowania o UE.

Dla analizowanego okresu szczególnie istotne są badania europejskie dotyczące szoku cenowego po 2021 r. Komisja Europejska (European Commission, 2022) wskazywała, że szybki wzrost cen energii i żywności silnie obniżał realną siłę nabywczą gospodarstw domowych i pogarszał nastroje konsumentów, choć w 2022 r. konsumpcję usług wspierało ponowne otwarcie gospodarek po pandemii. Bobasu i Gareis (2022) pokazują dla strefy euro, że wzrost cen energii stanowił istotne obciążenie dla konsumpcji, przy jednoczesnym odbiciu usług i słabszej dynamice części kategorii dóbr. Bobasu i in. (2023) podkreślają ponadto heterogeniczny wpływ wzrostu cen na gospodarstwa domowe, zwłaszcza ze względu na różne udziały energii i żywności w koszykach konsumpcyjnych oraz różne możliwości finansowego buforowania szoku.

Synteza literatury prowadzi zatem do dwóch wniosków. Po pierwsze, konsumpcja jest ważnym składnikiem popytu i silnie współzmienia się z PKB, ale ze względu na tożsamość rachunkową PKB oraz możliwą dwukierunkowość zależności ostrożność wymaga unikania prostych wniosków przyczynowych. Po drugie, skutki inflacji dla konsumpcji i wzrostu zależą od jej poziomu, oczekiwań, struktury szoku, polityki gospodarczej i cech gospodarstw domowych. Te różnice uzasadniają porównanie państw UE w okresie 2017–2022, ale nie

pozwalają bez dodatkowej identyfikacji stwierdzić, że inflacja zmienia przyczynowy „wpływ" konsumpcji na PKB.

2. Założenia modelu

Punktem wyjścia w niniejszej analizie jest rozróżnienie podażowych i popytowych determinant aktywności gospodarczej. W ujęciu podażowym standardowa funkcja produkcji Cobba–Douglasa może zostać zapisana jako:

$$Y = A\,K\hat{}\alpha\,L\hat{}(1-\alpha) \tag{1}$$

gdzie:
Y – realna produkcja (PKB);
A – całkowita produktywność czynników produkcji (TFP);
K – kapitał;
L – praca;
$\alpha \in (0,1)$ – udział kapitału.

Po zlogarytmowaniu i zróżniczkowaniu względem czasu otrzymuje się standardową dekompozycję tempa wzrostu:

$$gY = gA + \alpha gK + (1-\alpha)gL \tag{2}$$

gdzie:
gY, gA, gK i gL – tempo zmian produkcji, TFP, kapitału i pracy.

Równanie (2) pokazuje, że konsumpcja nie jest jedynym czynniem związanym ze wzrostem gospodarczym; w analizie empirycznej pominięcie produktywności, kapitału i pracy stanowi ograniczenie specyfikacji.

Od strony popytowej keynesowską funkcję konsumpcji można zapisać jako:

$$C = C_0 + c(Y - T) \tag{3}$$

gdzie:
C_0 – konsumpcja autonomiczna;
c – krańcowa skłonność do konsumpcji (MPC);
T – podatki.

Popyt zagregowany jest sumą czterech składników:

$$AD = C + I + G + NX \tag{4}$$

gdzie:
I – inwestycje;
G – wydatki publiczne;
NX – eksport netto.

W przeciwieństwie do wcześniejszej wersji modelu nie przyjmuje się, że stałe I i G „znikają" z równania popytu zagregowanego. Nawet jeśli w krótkim okresie są traktowane jako egzogeniczne, pozostają częścią poziomu AD.

Relację między stopami procentowymi a oczekiwaną inflacją przedstawia przybliżone równanie Fishera:

$$i \approx r + \pi^e \tag{5}$$

gdzie:
i – nominalna stopa procentowa;
r – realna stopa procentowa;
π^e – oczekiwana stopa inflacji.

Równanie (5) nie narzuca bezpośrednio znaku reakcji konsumpcji na inflację. Reakcja ta zależy od zachowania stóp nominalnych, oczekiwań, dostępu do kredytu i sytuacji majątkowej gospodarstw domowych.

Zmienne empiryczne odnoszą się do dynamiki, a nie do poziomów PKB i konsumpcji *per capita*. Dla kraju i w roku t tempo zmian PKB oznaczono jako $gY_{it} = Y_{it}/Y_{i,t-1}$, a tempo zmian konsumpcji jako $gC_{it} = C_{it}/C_{i,t-1}$. Wartość 1 oznacza brak zmiany względem roku poprzedniego, wartość powyżej 1 – wzrost, a poniżej 1 – spadek. HICP jest roczną stopą inflacji wyrażoną w procentach.

Estymacja przedstawiona w tabeli 5 (zob. s. 21) jest regresją łączoną OLS (pooled OLS) na obserwacjach kraj–rok. Specyfikację empiryczną zapisano jako:

$$gY_{it} = \alpha + \beta_1 gC_{it} + \beta_2 HICP_{it} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

gdzie:
α – wyraz wolny;

β_1 – warunkowa zależność między tempem zmian konsumpcji a tempem zmian PKB;
β_2 – warunkowa zależność między HICP a tempem zmian PKB;
ε_{it} – składnik losowy.

Współczynniki β_1 i β_2 nie są interpretowane jako efekty przyczynowe, ponieważ model nie rozwiązuje problemu endogeniczności konsumpcji, nie zawiera pełnego zestawu zmiennych kontrolnych ani efektów czasowych.

Dla poszczególnych państw oszacowano analogiczne regresje OLS, a uzyskane współczynniki β_1 i β_2 wykorzystano następnie w hierarchicznej analizie skupień. Ze względu na zaledwie sześć obserwacji rocznych przypadających na kraj wyniki regresji krajowych i oparta na nich analiza skupień mają charakter eksploracyjny.

3. Wyniki analizy ekonometrycznej

W analizie wykorzystano roczne tempo zmian PKB i konsumpcji zapisane w postaci indeksów t/t–1 oraz roczną stopę inflacji HICP. Dla indeksów dynamiki wartość 1 oznacza brak zmiany względem roku poprzedniego. W latach 2017–2019 w większości państw obserwowano dodatnią dynamikę PKB i konsumpcji, w 2020 r. nastąpiło pandemiczne załamanie aktywności, a w latach 2021–2022 odbicie. Inflacja HICP była relatywnie niska przed 2021 r., natomiast w 2022 r. wyraźnie wzrosła, szczególnie w krajach bałtyckich oraz części Europy Środkowo-Wschodniej. Wspólne szoki pandemiczne i energetyczno-cenowe są ważnym tłem interpretacji wyników.

Średni indeks tempa zmian PKB w badanej próbie wyniósł 1,0609 (odchylenie standardowe 0,0584), co odpowiada przeciętnie dodatniej dynamice względem roku poprzedniego. Średni indeks tempa zmian konsumpcji wyniósł 1,1155 (odchylenie standardowe 0,0884). HICP miał średnią 3,2574%, przy znacznie większym zróżnicowaniu wartości od –1,3% do 19,4%. Statystyki te opisują łącznie 162 obserwacje kraj–rok.

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe zmiennych modelu

Zmienna	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Tempo zmian PKB (t/t–1)	1,060926	0,90000	1,21000	0,058403
HICP (%)	3,257407	–1,30000	19,40000	3,834022

Zmienna	Średnia	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Tempo zmian konsumpcji (t/t–1)	1,115528	0,94010	1,45712	0,088357

Źródło: opracowanie własne.

W dalszej części obliczono współczynniki korelacji między parami zmiennych. W większości państw zależność między tempem zmian PKB a tempem zmian konsumpcji jest silnie dodatnia, choć występują wyjątki. Wysokie są również korelacje z HICP w wielu krajach. Nie należy jednak interpretować ich jako efektów przyczynowych: konsumpcja jest składnikiem PKB, a ponadto w latach 2020–2022 na wszystkie zmienne jednocześnie oddziaływały wspólne szoki makroekonomiczne. Korelacje mają zatem przede wszystkim charakter opisowy.

Tabela 2. Współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi modelu (6)

Kraj	Tempo zmian PKB – HICP	Tempo zmian PKB – tempo zmian konsumpcji	HICP – tempo zmian konsumpcji
Belgia	0,94	0,96	0,91
Bułgaria	0,97	0,99	0,98
Czechy	0,87	0,73	0,64
Dania	0,96	0,96	0,94
Niemcy	0,99	0,99	0,98
Estonia	0,81	0,87	0,95
Irlandia	0,94	0,98	0,96
Grecja	0,97	0,97	0,97
Hiszpania	0,98	0,98	0,99
Francja	0,98	0,99	0,99
Chorwacja	0,94	0,99	0,96
Włochy	0,98	0,97	0,98
Cypr	0,97	0,99	0,98
Łotwa	0,87	0,97	0,91
Litwa	0,81	0,99	0,85
Luksemburg	0,95	0,99	0,97
Węgry	0,88	0,98	0,96
Malta	0,88	0,99	0,96
Holandia	0,97	0,99	0,98
Austria	0,98	0,99	0,99
Polska	0,93	0,99	0,97
Portugalia	0,98	0,99	0,99
Rumunia	0,91	0,98	0,95
Słowenia	0,94	0,99	0,97

Kraj	Tempo zmian PKB – HICP	Tempo zmian PKB – tempo zmian konsumpcji	HICP – tempo zmian konsumpcji
Słowacja	0,96	0,99	0,98
Finlandia	0,97	0,99	0,99
Szwecja	0,93	0,97	0,95

Źródło: opracowanie własne.

Następnie przeprowadzono test przyczynowości Grangera (Granger 1969). Test sprawdza, czy opóźnione wartości jednej zmiennej poprawiają prognozę drugiej zmiennej ponad informację zawartą w jej własnej historii. Nie jest to test przyczynowości strukturalnej. Przy poziomie istotności 5% w 19 z 27 państw opóźnione wartości tempa zmian konsumpcji były istotne dla prognozowania tempa zmian PKB. Ze względu na bardzo krótki szereg roczny (2017–2022) wyniki te należy traktować jako eksploracyjne.

Tabela 3. Wyniki testu Grangera pomiędzy tempem zmian konsumpcji a tempem zmian PKB w krajach UE

Kraj	Tempo zmian konsumpcji → tempo zmian PKB p-value	Tempo zmian konsumpcji → tempo zmian PKB (5%)	Tempo zmian PKB → tempo zmian konsumpcji p-value	Tempo zmian PKB → tempo zmian konsumpcji (5%)
Belgia	0,049	tak	0,301	nie
Bułgaria	0,034	tak	0,117	nie
Czechy	0,058	nie	0,186	nie
Dania	0,044	tak	0,052	nie
Niemcy	0,040	tak	0,180	nie
Estonia	0,025	tak	0,091	nie
Irlandia	0,065	nie	0,112	nie
Grecja	0,053	nie	0,095	nie
Hiszpania	0,031	tak	0,210	nie
Francja	0,048	tak	0,109	nie
Chorwacja	0,029	tak	0,099	nie
Włochy	0,062	nie	0,210	nie
Cypr	0,056	nie	0,120	nie
Łotwa	0,037	tak	0,140	nie
Litwa	0,042	tak	0,133	nie
Luksemburg	0,051	nie	0,170	nie
Węgry	0,033	tak	0,095	nie
Malta	0,047	tak	0,149	nie
Holandia	0,059	nie	0,220	nie
Austria	0,041	tak	0,081	nie
Polska	0,028	tak	0,071	nie

Kraj	Tempo zmian konsumpcji → tempo zmian PKB p-value	Tempo zmian konsumpcji → tempo zmian PKB (5%)	Tempo zmian PKB → tempo zmian konsumpcji p-value	Tempo zmian PKB → tempo zmian konsumpcji (5%)
Portugalia	0,039	tak	0,126	nie
Rumunia	0,035	tak	0,102	nie
Słowenia	0,045	tak	0,132	nie
Słowacja	0,036	tak	0,089	nie
Finlandia	0,054	nie	0,141	nie
Szwecja	0,049	tak	0,118	nie

Źródło: opracowanie własne.

W żadnym z badanych krajów nie uzyskano przy poziomie 5% wyniku wskazującego, że opóźnione tempo zmian PKB poprawia prognozę tempa zmian konsumpcji. W zestawieniu z wynikami dla kierunku przeciwnego wskazuje to na asymetrię predykcyjną w badanej krótkiej próbie, ale nie stanowi dowodu, że zmiany konsumpcji są przyczyną zmian PKB.

W większości krajów nie stwierdzono istotnej zależności Grangera między HICP a tempem zmian PKB. Dla kierunku HICP → tempo zmian PKB wynik istotny na poziomie 5% wystąpił w siedmiu państwach: Bułgarii, Estonii, Chorwacji, Litwie, Węgrzech, Polsce i Rumunii. Dla kierunku tempo zmian PKB → HICP wynik istotny wystąpił w Irlandii i na Łotwie. Także te wyniki mają charakter predykcyjny i powinny być interpretowane ostrożnie z uwagi na długość szeregu.

Tabela 4. Wyniki testu Grangera pomiędzy inflacją HICP a tempem zmian PKB w krajach UE

Kraj	HICP → tempo zmian PKB p-value	HICP → tempo zmian PKB (5%)	Tempo zmian PKB → HICP p-value	Tempo zmian PKB → HICP (5%)
Belgia	0,42	nie	0,63	nie
Bułgaria	0,04	tak	0,11	nie
Czechy	0,07	nie	0,51	nie
Dania	0,31	nie	0,29	nie
Niemcy	0,12	nie	0,37	nie
Estonia	0,02	tak	0,17	nie
Irlandia	0,33	nie	0,05	tak
Grecja	0,09	nie	0,22	nie
Hiszpania	0,11	nie	0,09	nie
Francja	0,25	nie	0,14	nie
Chorwacja	0,03	tak	0,07	nie
Włochy	0,06	nie	0,18	nie
Cypr	0,44	nie	0,41	nie
Łotwa	0,09	nie	0,03	tak
Litwa	0,01	tak	0,23	nie

Kraj	HICP → tempo zmian PKB p-value	HICP → tempo zmian PKB (5%)	Tempo zmian PKB → HICP p-value	Tempo zmian PKB → HICP (5%)
Luksemburg	0,18	nie	0,34	nie
Węgry	0,04	tak	0,12	nie
Malta	0,21	nie	0,29	nie
Holandia	0,15	nie	0,44	nie
Austria	0,37	nie	0,40	nie
Polska	0,02	tak	0,09	nie
Portugalia	0,12	nie	0,13	nie
Rumunia	0,01	tak	0,28	nie
Słowenia	0,08	nie	0,22	nie
Słowacja	0,10	nie	0,07	nie
Finlandia	0,41	nie	0,31	nie
Szwecja	0,11	nie	0,18	nie

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki regresji łączonej OLS modelu (6) wskazują na $R^2 = 0{,}972$. Wysoka wartość R^2 nie jest sama w sobie dowodem wysokiej jakości identyfikacji, ponieważ tempo zmian konsumpcji jest silnie powiązane z tempem zmian PKB, a model nie obejmuje wszystkich istotnych determinant wzrostu. Współczynnik $\beta_1 = 1{,}1376$ ($p = 0{,}025$) oznacza, że wzrost indeksu tempa zmian konsumpcji o 0,01, odpowiadający w przybliżeniu wzrostowi dynamiki konsumpcji o 1 pkt proc., jest związany ze wzrostem indeksu tempa zmian PKB o około 0,0114, przy stałym HICP. Współczynnik $\beta_2 = -0{,}0087$ ($p = 0{,}001$) oznacza, że wzrost HICP o 1 pkt proc. jest związany ze spadkiem indeksu tempa zmian PKB o około 0,0087, przy stałym tempie zmian konsumpcji. Model jako całość jest statystycznie istotny według testu F.

Tabela 5. Wyniki regresji łączonej OLS modelu (6)

Zmienna zależna: tempo zmian PKB (gY):		R-squared: 0,972
Model: pooled OLS:		Adj. R-squared: 0,971
F-statystyka:		2756
Prawd. (F-statystyka):		2.11e-135
Log-Prawdopod.:		379,92
AIC:		−753,8
Df Reszt:		159
BIC:		−744,5
Błąd stand.:		t P>|t| [0,025 0,975]
Stała:	0,0248	P-value 0,021
Tempo zmian konsumpcji (gC):	1,1376	P-value 0,025
HICP:	−0,0087	P-value 0,001
Durbin-Watson:		1,985
Prob(Omnibus):		0,020
Jarque -Bera (JB):		9,335
Prawdopobieństwo (JB):		0,0094
Kurtoza:		3,925

Uwaga metodologiczna: OLS (ordinary least squares) dobiera współczynniki przez minimalizację sumy kwadratów reszt. W tabeli 5 zastosowano regresję łączoną dla 162 obserwacji kraj–rok. Model nie zawiera efektów stałych kraju ani efektów czasowych, dlatego współczynniki są interpretowane jako warunkowe współzależności, a nie efekty przyczynowe.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki wskazują na statystycznie istotną dodatnią współzależność między tempem zmian konsumpcji i tempem zmian PKB oraz ujemną współzależność między HICP i tempem zmian PKB w regresji łączonej. Nie uzasadniają jednak stwierdzenia, że są to „kluczowe czynniki" przyczynowo wyjaśniające zmiany PKB. Wysokie R^2 może częściowo wynikać z rachunkowego związku konsumpcji z PKB i ze wspólnych szoków czasowych.

Tabela 6. Wyniki regresji modelu (6) metodą OLS dla państw członkowskich UE

Kraj	α (stała)	β_1 (tempo zmian konsumpcji)	β_2 (HICP)
Belgia	0,845	1,402	−0,0015
Bułgaria	0,948	0,160	0,0106
Czechy	0,978	−0,261	0,0078
Dania	0,912	0,804	0,0067
Niemcy	0,925	0,420	0,0023
Estonia	0,890	0,610	0,0124
Irlandia	0,935	0,780	0,0089
Grecja	0,870	0,350	0,0045
Hiszpania	0,900	0,560	0,0060
Francja	0,910	0,600	0,0055

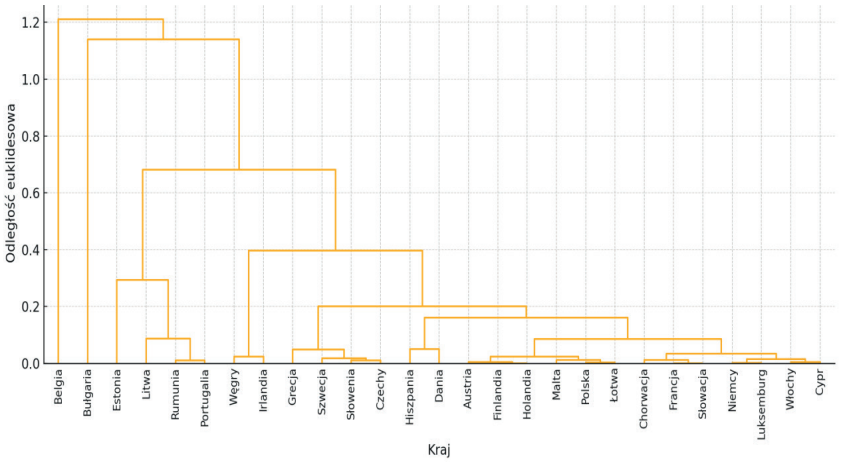
Kraj	α (stała)	β_1 (tempo zmian konsumpcji)	β_2 (HICP)
Chorwacja	0,885	0,490	0,0071
Włochy	0,860	0,430	0,0060
Cypr	0,900	0,520	0,0078
Łotwa	0,895	0,580	0,0083
Litwa	0,900	0,600	0,0090
Luksemburg	0,920	0,650	0,0075
Węgry	0,880	0,570	0,0102
Malta	0,930	0,700	0,0068
Holandia	0,910	0,620	0,0070
Austria	0,900	0,590	0,0065
Polska	0,890	0,600	0,0095
Portugalia	0,880	0,530	0,0062
Rumunia	0,870	0,610	0,0100
Słowenia	0,890	0,560	0,0070
Słowacja	0,885	0,580	0,0080
Finlandia	0,900	0,540	0,0058
Szwecja	0,910	0,570	0,0063

Źródło: opracowanie własne.

W regresjach krajowych współczynnik β_1 przy tempie zmian konsumpcji jest dodatni w 26 z 27 państw, natomiast β_2 przy HICP jest dodatni w 26 z 27 państw. Rozbieżność znaku β_2 względem regresji łączonej podkreśla wrażliwość wyników na poziom agregacji i specyfikację. Ponieważ każda regresja krajowa opiera się jedynie na sześciu obserwacjach rocznych, wartości współczynników należy traktować wyłącznie jako miary opisowe wykorzystywane w dalszej analizie skupień, a nie jako stabilne szacunki parametrów strukturalnych.

Aby porównać podobieństwo oszacowanych współczynników między państwami, przeprowadzono hierarchiczną analizę skupień z wykorzystaniem par (β_1, β_2) z regresji krajowych. Zastosowano metodę Warda i odległość euklidesową. Dendrogram (rysunek 2) pokazuje podobieństwo wartości współczynników, a nie „wrażliwość gospodarki" w sensie przyczynowym. Ponieważ analiza opiera się na dwóch współczynnikach oszacowanych z bardzo krótkich szeregów, ma charakter eksploracyjny.

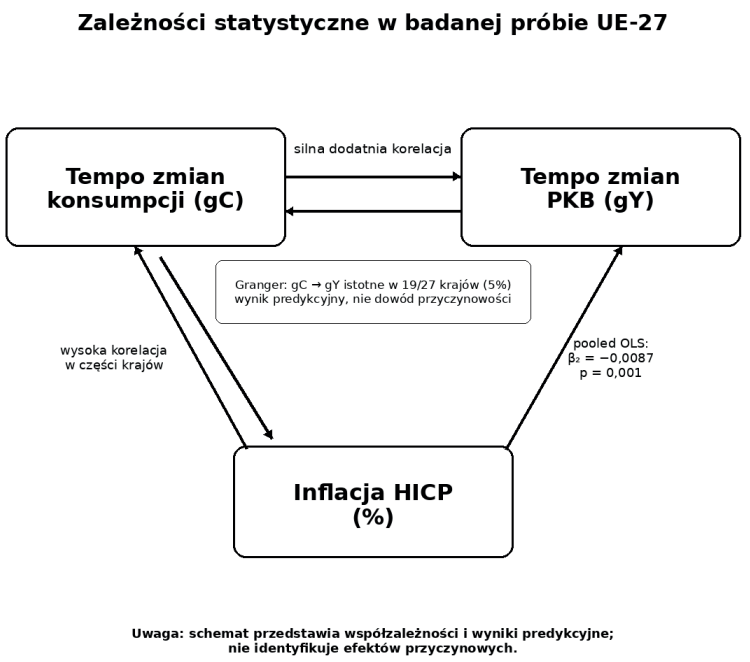
Rysunek 2. Dendrogram uwzględniający współczynniki β_1 i β_2



Źródło: opracowanie własne.

Dendrogram wskazuje, że Belgia łączy się z pozostałymi państwami dopiero przy najwyższym poziomie odległości, a Bułgaria jest kolejną relatywnie odmienną obserwacją. Nie oznacza to jednak, że Belgia „nie należy do żadnego klastra"; w hierarchicznej analizie skupień każde państwo jest częścią drzewa, a liczba klastrów zależy od przyjętego poziomu odcięcia. Wynik należy interpretować jako informację o podobieństwie oszacowanych współczynników, a nie jako klasyfikację regionów gospodarczych. Rysunek 3 syntetyzuje najważniejsze zależności statystyczne obserwowane w badanej próbie.

Rysunek 3. Zależności statystyczne między inflacją, tempem zmian konsumpcji i tempem zmian PKB w UE



Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników analizy.

W badanej próbie tempo zmian konsumpcji jest silnie dodatnio skorelowane z tempem zmian PKB. Test Grangera wskazuje, że w 19 z 27 państw opóźnione wartości tempa zmian konsumpcji poprawiają prognozę tempa zmian PKB przy poziomie istotności 5%, jednak z uwagi na krótką próbę i charakter testu wynik ten nie jest dowodem przyczynowości. Regresja łączona OLS pokazuje ujemny współczynnik przy HICP ($\beta_2 = -0{,}0087$; $p = 0{,}001$), podczas gdy regresje krajowe dają w większości dodatnie współczynniki przy HICP. Ta niejednorodność potwierdza, że wyniki są wrażliwe na specyfikację i poziom agregacji.

Wnioski

Przeprowadzona analiza wskazuje na silną dodatnią współzależność między tempem zmian konsumpcji gospodarstw domowych a tempem zmian PKB w państwach UE w latach 2017–2022. W regresji łączonej OLS współczynnik

przy tempie zmian konsumpcji jest dodatni i statystycznie istotny ($\beta_1 = 1{,}1376$; $p = 0{,}025$), a współczynnik przy HICP jest ujemny i istotny statystycznie ($\beta_2 = -0{,}0087$; $p = 0{,}001$). Wyniki te opisują zależności warunkowe w badanej próbie i nie powinny być interpretowane jako oszacowanie przyczynowego wpływu konsumpcji lub inflacji na wzrost.

Testy Grangera wskazują na asymetrię predykcyjną: w 19 z 27 państw opóźnione wartości tempa zmian konsumpcji poprawiają prognozę tempa zmian PKB przy poziomie istotności 5%, natomiast w kierunku odwrotnym nie odnotowano istotnych wyników. Termin „przyczynowość Grangera" ma jednak znaczenie techniczne i nie oznacza przyczynowości strukturalnej. Dodatkowo bardzo krótki wymiar czasowy próby ogranicza moc tych testów.

Wyniki dotyczące inflacji są mniej jednorodne. W regresji łączonej HICP wiąże się ujemnie z tempem zmian PKB, natomiast w większości regresji krajowych współczynnik przy HICP jest dodatni. Analiza skupień oparta na współczynnikach krajowych wskazuje na zróżnicowanie między państwami, ale nie uzasadnia stabilnego podziału geograficznego ani wniosków o „odporności" poszczególnych regionów na inflację.

Najważniejsze ograniczenia badania wynikają z endogeniczności konsumpcji jako składnika PKB, pominięcia podstawowych zmiennych kontrolnych (m.in. inwestycji, wydatków publicznych, zatrudnienia i produktywności), braku efektów czasowych w regresji łączonej oraz krótkiego szeregu rocznego. Ponadto HICP nie rozróżnia inflacji bazowej od zmian cen energii i żywności, a regresje krajowe są oparte na niewielkiej liczbie obserwacji. Ograniczenia te przemawiają za ostrożną, opisową interpretacją uzyskanych wyników.

Dalsze badania powinny wykorzystywać dłuższe szeregi o wyższej częstotliwości, modele z efektami krajowymi i czasowymi, odpowiednie zmienne kontrolne oraz strategie ograniczające problem endogeniczności. Uzasadnione byłoby również zbadanie interakcji między dynamiką konsumpcji a inflacją lub modeli progowych/reżimowych, jeżeli celem ma być bezpośrednia ocena, czy poziom lub zmienność inflacji zmienia siłę związku między konsumpcją a wzrostem gospodarczym.

Bibliografia

Al Rasasi, M., Alzahrani, Y., Alassaf, M. (2021). On the causal relationship between household consumption and economic growth in Saudi Arabia. *Business and Economic Research*, *11*(2), 165–177. https://doi.org/10.5296/ber.v11i2.18386

Bachmann, R., Berg, T. O., Sims, E. R. (2015). Inflation expectations and readiness to spend: Cross-sectional evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, *7*(1), 1–35. https://doi.org/10.1257/pol.20130292

Bobasu, A., Gareis, J. (2022). The impact of higher energy prices on services and goods consumption in the euro area. *ECB Economic Bulletin*, 8, 60–63.

Bobasu, A., di Nino, V., Osbat, C. (2023). The impact of the recent inflation surge across households. *ECB Economic Bulletin*, 3, 99–117.

Bruno, M., Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, *41*(1), 3–26. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00063-9

European Commission. (2022). *European economic forecast: Autumn 2022*. Institutional Paper 187. Publications Office of the European Union.

Fisher, I. (1930). *The theory of interest: As determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Macmillan.

Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. Princeton University Press.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, *37*(3), 424–438. https://doi.org/10.2307/1912791

Gylfason, T., Herbertsson, T. T. (2001). Does inflation matter for growth? *Japan and the World Economy*, *13*(4), 405–428. https://doi.org/10.1016/S0922-1425(01)00073-1

Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.

Khan, M. S., Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, *48*(1), 1–21.

Kharroubi, E., Kohlscheen, E. (2017). Consumption-led expansions. *BIS Quarterly Review*, March, 25–37.

Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, *33*(2), 160–217.

Olusola, B. E., Chimezie, M. E., Shuuya, S. M., Addeh, G. Y. A. (2022). The impact of inflation rate on private consumption expenditure and economic growth—Evidence from Ghana. *Open Journal of Business and Management*, 10, 1601–1646. https://doi.org/10.4236/ojbm.2022.104084

Risso, W. A., Sánchez Carrera, E. J. (2009). Inflation and Mexican economic growth: Long-run relation and threshold effects. *Journal of Financial Economic Policy*, *1*(3), 246–263. https://doi.org/10.1108/17576380911041728

Samuelson, P. A., Nordhaus, W. D. (2010). *Economics* (wyd. 19). McGraw-Hill Irwin.

Sidek, N. Z. M., Asutay, M. (2021). Do government expenditures and institutions drive growth? Evidence from developed and developing economies. *Studies in Economics and Finance*, *38*(2), 400–440. https://doi.org/10.1108/SEF-10-2019-0412