

Podobieństwo cykli koniunkturalnych w wybranych ugrupowaniach integracyjnych

Bartosz Totleben^a

Streszczenie. Badania cykli koniunkturalnych pozwalają na diagnozę stanu gospodarki i sporządzanie precyzyjnych predykcji kluczowych zmiennych makroekonomicznych, a także ułatwiają planowanie i prowadzenie polityki monetarno-fiskalnej. Poza tym umożliwiają ocenę poziomu integracji w ugrupowaniach integracyjnych i określenie potencjalnego wpływu szoków egzogenicznych na gospodarkę danego kraju. Tradycyjne metody określania stopnia podobieństwa cykli koniunkturalnych opierają się głównie na korelacji lub synchronizacji punktów zwrotnych. Celem badania omawianego w artykule jest ocena stopnia podobieństwa cykli koniunkturalnych za pomocą autorskiej metody, która łączy dekompozycję szeregów czasowych z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta i analizę morfologii cyklu (obejmującą czas jego trwania, amplitudę i przesunięcie fazowe). Takie podejście umożliwia wielowymiarową ocenę, uwzględniającą zarówno zbieżność w czasie, jak i charakterystykę wahań, co pozwala na dokładniejsze porównywanie krajów i ugrupowań integracyjnych. W artykule zostały wskazane mocne strony zaproponowanej metody i jej potencjalne ograniczenia.

Badanie dotyczyło cykli koniunkturalnych (wyznaczonych na podstawie wahania PKB per capita) 12 wybranych ugrupowań integracyjnych. Obejmowało lata 1991–2022; opierało się na danych Banku Światowego pobranych z DataBanku. Z analizy wynika, że największym podobieństwem charakteryzują się gospodarki należące do Środkowoamerykańskiego Wspólnego Rynku (Central American Common Market) i Unii Europejskiej, a najmniejszym – kraje zrzeszone w ramach Umowy o Handlu Azji i Pacyfiku (Asia-Pacific Trade Agreement).

Słowa kluczowe: podobieństwo cykli koniunkturalnych, ugrupowania integracyjne, filtr Hodricka-Prescotta

JEL: E30, E32, O57

The similarity of business cycles in selected integration groupings

Abstract. Business cycle research allows for diagnosing the state of the economy, making precise predictions of key macroeconomic variables and it facilitates the planning and execution of monetary and fiscal policies. Furthermore, this type of research helps to evaluate the level of integration within integration groupings and to determine the potential impact of exogenous shocks on a country's economy. The aim of the research discussed in the article is to assess the degree of business cycle similarity by means of a new method, which combines time series decomposition using the Hodrick-Prescott filter with an analysis of cycle

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Instytut Ekonomii, Katedra Makroekonomii i Badań nad Rozwojem, Polska / Poznań University of Economics and Business, Institute of Economics, Department of Macroeconomics and Development Studies, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3187-2285>. E-mail: bartosz.totleben@ue.poznan.pl.

morphology (including its duration, amplitude and phase shift). This approach enables a multidimensional assessment, which takes into account both temporal alignment and the characteristics of cycle fluctuations, thereby allowing more precise comparisons between countries and integration groupings. The paper highlights the strengths and potential weaknesses of the presented research method.

The research concerned the business cycles (measured based on the fluctuations in GDP per capita) of 12 selected leading integration groupings. The study spans the period from 1991 to 2022 and grows on empirical data from the World Bank DataBank. The analysis shows that the highest similarity of business cycles was observed among the economies of the Central American Common Market and the European Union, while the lowest among the Asia-Pacific Trade Agreement countries.

Keywords: similarity of business cycles, integration groupings, Hodrick-Prescott filter

1. Wprowadzenie

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele definicji cyklu koniunkturalnego. Jedną z najczęściej przytaczanych jest definicja zaproponowana przez Burnsa i Mitchella (1946, s. 3): „cykl koniunkturalny jest fluktuacją w zagregowanej działalności gospodarczej narodów (...), składa się z ekspansji występujących mniej więcej w tym samym czasie w wielu działaniach gospodarczych, po których następują podobnie ogólne recesje, depresje i ożywienia; sekwencja ta jest powtarzalna, ale nie okresowa”. Na najbardziej ogólnym poziomie podaje się podręcznikową definicję, zgodnie z którą na cykl koniunkturalny składają się „ruchy w górę i w dół produktu, cen, stóp procentowych i poziomu zatrudnienia” (Samuelson i Nordhaus, 1998, s. 294), lub – jeszcze mniej precyzyjnie – stwierdza się, że „są to wahania między okresem recesji a fazą ekspansji” (Krugman i Wells, 2014, s. 12).

W badaniu omawianym w artykule cykl koniunkturalny jest rozumiany jako odchylenie od długookresowego trendu PKB per capita. Zgodnie z tym podejściem fluktuacje gospodarcze są wynikiem optymalnych reakcji podmiotów na szoki realne (Lucas, 1975), a cykl interpretuje się jako odchylenie od ścieżki równowagi długookresowej (Lucas, 1977). Przyjęcie PKB per capita jako jedyne miernika wykorzystywanego w dalszej analizie jest zgodne z ustaleniami, które przedstawili np. Carrion-i-Silvestre i in. (2005).

Badanie przebiegu cykli koniunkturalnych, w tym identyfikacja ich poszczególnych faz oraz ich dynamiki, pozwala na formułowanie wniosków zarówno na gruncie teoretycznym, jak i praktycznym. Jedną z podstawowych korzyści płynących z prowadzenia takich badań jest możliwość oceny nie tylko aktualnego stanu gospodarki, lecz także stabilności jej rozwoju w dłuższym horyzoncie czasowym (de Groot i Franses, 2008). Tego typu analizy umożliwiają bardziej precyzyjną predykcję kierunku i tempa zmian kluczowych zmiennych makroekonomicznych, takich jak PKB, PKB per capita, stopa bezrobocia czy stopa inwestycji. Ma to kluczowe znaczenie w kontekście

długoterminowego planowania poziomu produkcji i zatrudnienia (Graves, 2011). Te informacje są pomocne również w podejmowaniu trafniejszych – lub co najmniej obarczonych mniejszym ryzykiem – decyzji inwestycyjnych zarówno w przedsiębiorstwach, jak i na rynkach kapitałowych (Dzikevičius i Vetrov, 2013; van Vilet i Blitz, 2011). Znajomość przebiegu cyklu koniunkturalnego pozwala także na identyfikację krótko- i długookresowych determinant wzrostu gospodarczego i samego cyklu (Nkwoma, 2014). Decydenci zajmujący się polityką gospodarczą powinni brać pod uwagę specyfikę cyklu koniunkturalnego, realizując m.in. funkcję stabilizacyjną polityki fiskalnej (Lee i Sung, 2007) i monetarnej (Kim, 2003).

Standardowe badanie przebiegu cyklu koniunkturalnego dostarcza informacji o sytuacji gospodarczej w danym kraju. Istnieje jednak możliwość rozszerzenia badania na grupy krajów, np. z wykorzystaniem analizy synchronizacji, zbieżności i podobieństwa cykli koniunkturalnych różnych krajów. Tego typu badania wykorzystuje się do określenia poziomu globalizacji i powiązań między gospodarkami (Kose i in., 2003) oraz identyfikowania mechanizmów i kanałów wpływu zmian zachodzących w jednym kraju na gospodarkę innego. Takie analizy pozwalają także na ocenę podatności danego kraju na konsekwencje negatywnego szoku makroekonomicznego, który wystąpił poza jego granicami (Cantor i Mark, 1988), jak również na ocenę potencjalnej asymetryczności szoku w zależności od uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych (Miranda-Pinto i in., 2023). W przypadku ugrupowań integracyjnych rezultaty tych badań mogą być wykorzystywane do opracowywania wspólnych strategii, prowadzenia działań koordynacyjnych w zakresie polityki gospodarczej, a także oceny zależności zachodzących między poziomem integracji a podobieństwem cykli (Abbott i in., 2008; Borowiec, 2020; De Grauwe i Ji, 2017).

O ile na gruncie teoretycznym przebieg zarówno całego cyklu koniunkturalnego, jak i jego poszczególnych faz jest przedstawiany w zbliżony sposób, o tyle jego empiryczna weryfikacja jest zadaniem nietrywialnym. Zarova (2018) wyróżnia trzy główne grupy metod identyfikacji cyklu koniunkturalnego w szeregach czasowych zmiennych makroekonomicznych, głównie PKB. Pierwsza opiera się na transformacji pierwotnego szeregu czasowego w szereg czasowy z binarną zmienną losową (ang. *binary random variable*), która odpowiada punktom zwrotnym cyklu koniunkturalnego. Innymi słowy, poszukiwane są lokalne maksima/minima szeregu czasowego (np. Harding i Pagan, 2002), a czas trwania pojedynczego cyklu zależy od odległości pomiędzy lokalnymi maksimami/minimami. W tym przypadku największy nacisk kładzie się zatem na identyfikowanie punktów zwrotnych, a nie modelowanie przebiegu cyklicznych odchyłeń od długookresowego trendu stochastycznego. W drugiej grupie metod na początku wydziela się w szereg czasowym komponent trendu i komponent cykliczny. Następnie wyklucza się komponent trendu, dokonuje się transformacji szeregu do postaci stacjonarnej i modeluje się go przy użyciu autoregresyjnego

zintegrowanego modelu średniej ruchomej (AutoRegressive Integrated Moving Average – ARIMA). Alternatywnie, oczyszczony z trendu szereg czasowy jest poddawany transformacji do szeregu Fouriera lub modelowany za pomocą regresji wieloczynnikowej. W ten sposób otrzymuje się przebieg cyklicznych wahań wokół trendu. Trzecia grupa jest oparta na metodzie spektralnej analizy gęstości (ang. *spectral density analysis*) szeregu czasowego, w tym głównie z wykorzystaniem filtrów pasmowo-przepustowych. Pozwala na rozłączną analizę trendu w szeregu czasowym i komponentu cyklicznego.

Celem badania omawianego w artykule jest ocena stopnia podobieństwa cykli koniunkturalnych za pomocą autorskiej metody, która łączy dekompozycję szeregów czasowych z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta i analizę morfologii cyklu (obejmującą czas jego trwania, amplitudę i przesunięcie fazowe). Tradycyjnie stosowane metody opierają się głównie na korelacji lub synchronizacji punktów zwrotnych, ale wskazane wyżej podobieństwo jest pojęciem szerszym od synchronizacji, ponieważ oprócz zbieżności bierze pod uwagę wybrane wskaźniki morfologii cyklu.

2. Metoda badania

W analizach empirycznych posłużono się autorską metodą, należącą do grupy metod wykorzystujących filtry pasmowo-przepustowe. Grupy metod opartych na modyfikacji szeregu czasowego w szereg z binarną zmienną losową oraz metod modelowania z wykorzystaniem ARIMA zostały odrzucone. Pierwsza, z powodu braku szacowania równania komponentu cyklicznego, nie pozwala na wyznaczenie podobieństwa cykli, co de facto uniemożliwia precyzyjne opisanie morfologii cyklu koniunkturalnego i przeprowadzenie analiz porównawczych. Druga wykazuje potencjalnie mniejszą odporność na duże zmiany średniej dynamiki w dłuższym czasie, a także większy wpływ szoków makroekonomicznych (np. kryzysu finansowego lub wybuchu pandemii COVID-19) na otrzymane rezultaty. Nie jest też odporna na obserwacje odstające, szczególnie na początku i końcu analizowanego szeregu czasowego, a także na brak stacjonarności.

Wybór metody wykorzystującej filtry pasmowo-przepustowe nie tylko pozwala wyznaczyć komponent cykliczny, lecz także – dzięki kolejnemu zastosowaniu filtracji – oddzielić wahania charakterystyczne dla cyklu koniunkturalnego od bardzo intensywnych wahań spowodowanych szokami. W analizach tego typu często wykorzystuje się filtry Christiano-Fitzgeralda i Hodricka-Prescotta. Jak wskazują Zarnowitz i Ozyildirim (2002), ich zastosowanie pozwala na odcięcie wysokich (szumu) i niskich (trendu stochastycznego) częstotliwości zmian, ale filtr Christiano-Fitzgeralda jest mniej dokładny przy niewielkich zakresach zmian w badanym szeregu. Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (Organisation for Economic Co-operation and

Development – OECD) wskazuje możliwe zastosowania obu sposobów filtracji. Badacze z OECD podkreślają, że użycie filtra Hodricka-Prescotta jest zasadne, gdy analiza ma na celu wczesne, jednoznaczne i stabilne sygnalizowanie punktów zwrotnych, a filtr Christiano-Fitzgeralda sprawdza się lepiej, gdy chodzi o możliwość uzupełnienia modelu o kolejne, nowsze dane bez istotnej zmiany rezultatów (Nilsson i Gyomai, 2011). Ze względu na wymienione argumenty OECD wykorzystuje w badaniach filtr Hodricka-Prescotta m.in. do wyznaczania wyprzedzających wskaźników koniunktury (Yamada, 2011). Co istotne, zastosowanie opisanych metod pozwala na stosunkowo precyzyjne opisywanie cyklu koniunkturalnego na podstawie danych historycznych, ale oszacowania w czasie rzeczywistym nadal są obarczone wysokim poziomem błędu (Orphanides i van Norden, 2002).

Proponowana procedura badawcza obejmuje cztery etapy: filtrację (dekompozycję) danych, wyznaczenie komponentu wahań koniunkturalnych, analizę morfologii cykli koniunkturalnych i wyznaczenie wskaźników podobieństwa cykli. W pierwszym etapie dokonano filtracji danych empirycznych rozumianej jako ich przekształcenie prowadzące do wyodrębnienia (dekompozycji) pewnych składowych procesu (Bruzda, 2008). W omawianym przypadku otrzymano – zgodnie z często spotykanym podejściem – trend i komponent cykliczny (wahania cykliczne). Było to możliwe dzięki użyciu filtra Hodricka-Prescotta¹, który jest również wykorzystywany do usuwania krótkookresowych fluktuacji związanych m.in. z cyklami koniunkturalnymi, co pozwala na wyodrębnienie trendów długookresowych. Ten model został wyrażony następującym wzorem (Hodrick i Prescott, 1997):

$$y_t = T_t + r_t$$
$$\hat{r}_t = c_t + e_t,$$

gdzie:

y_t – badany szereg czasowy,

T_t – trend,

r_t – składowe o częstotliwości wyższej niż trend,

$\hat{r}_t$ – szereg zdetrendyzowany,

c_t – składowa cykliczna,

e_t – składowe o częstotliwości większej od komponentu cyklicznego.

Trend szacuje się poprzez minimalizację następującego wyrażenia:

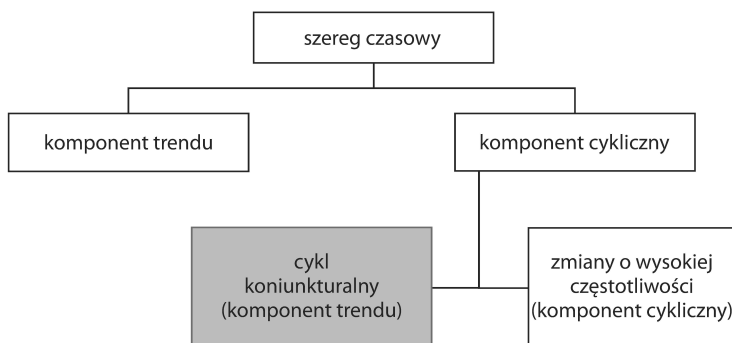
¹ Dekompozycja szeregów czasowych z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta w celu przeprowadzenia analizy cyklu koniunkturalnego została przedstawiona m.in. przez Singletona (1988) oraz Cogleya i Nasona (1995a). Listę innych metod identyfikacji cykli koniunkturalnych podają Škare i Stjepanović (2016).

$$\min_{T_1, \dots, T_T} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2 + \alpha \sum_{t=2}^{T-1} (T_{t+1} - 2T_t + T_{t-1})^2 \right),$$

gdzie α jest dodatnim parametrem wygładzającym trend².

W drugim etapie badania otrzymany składnik wahań cyklicznych ponownie przepuszczono przez filtr Hodricka-Prescotta. Pozwoliło to na wyodrębnienie faktycznych wahań koniunkturalnych (składnik trendu, dalej: zmienna *cykl*) i zmian o wysokiej częstotliwości (składnik wahań cyklicznych). Te etapy przedstawiono na schemacie.

Schemat. Procedura wyznaczania cyklu koniunkturalnego



Źródło: opracowanie własne.

Zastosowanie dwukrotnej filtracji może okazać się uzasadnione w sytuacji, gdy celem badania jest uzyskanie bardziej wygładzonego i stabilnego komponentu cyklicznego, wolnego od zakłóceń o bardzo wysokiej częstotliwości (Nilsson i Gyomai, 2011). W omawianym badaniu pierwsza filtracja pozwoliła na klasyczne oddzielenie trendu długookresowego od cyklu, a druga – zastosowana do komponentu cyklicznego – umożliwiła dalsze oczyszczenie tego sygnału z nieregularnych fluktuacji³, które mogą wynikać np. z incydentalnych, a nawet jednorazowych szoków makroekonomicznych (*czarnych łabędzi*⁴). Takie podejście może być traktowane jako

² Ze względu na analizę danych rocznych, zgodnie z propozycją Ravna i Uhliga (2002), wybrano $\alpha = 6,25$.

³ Choć filtr Hodricka-Prescotta stosuje się powszechnie do dekompozycji szeregów czasowych, to jego wielokrotne użycie może się wiązać z pewnymi ograniczeniami. Jest wrażliwy na wartości brzegowe, co może prowadzić do zniekształceń na początku i końcu próby, a także generować sztuczne cykle i zniekształcać właściwości dynamiczne danych (Cogley i Nason, 1995b; Hamilton, 2018; Harvey i Jaeger, 1993). Podwójna filtracja – mimo że uzasadniona możliwością uzyskania bardziej stabilnego komponentu cyklicznego – może te efekty zwielokrotnić, co należy wziąć pod uwagę, interpretując wyniki.

⁴ *Czarny łabędź* to termin zaproponowany przez Taleba (2007) do opisu rzadkich i nieprzewidywalnych zdarzeń o kluczowym znaczeniu dla gospodarki i społeczeństwa, takich jak kryzys azjatycki z 1997 r., ataki terrorystyczne z 11 września 2001 r., globalny kryzys finansowy w latach 2007–2009 i pandemia COVID-19.

przybliżenie filtracji pasmowo-przepustowej, pozwalającej na wyodrębnienie cyklu w określonym paśmie częstotliwości. Dzięki temu uzyskany komponent jest bardziej przydatny w procesie analizy morfologii cyklu koniunkturalnego i porównywania krajów lub ich grup.

W trzecim etapie badania przeprowadzono analizę morfologii cykli koniunkturalnych poszczególnych krajów należących do wybranych ugrupowań integracyjnych. Jako zmienną opisującą cykl przyjęto wartość realnego PKB per capita (dane pobrano z bazy DataBank Banku Światowego; <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>). Najpierw przeprowadzono standaryzację (zmienna s_cykl) otrzymanego komponentu wahań koniunkturalnych⁵ zgodnie ze wzorem:

$$s_cykl_{i,t} = \frac{cykl_{i,t} - \overline{cykl}_i}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^N (cykl_{i,t} - \overline{cykl}_i)^2}{N-1}}},$$

gdzie:

i – kraj,

t – czas,

N – liczba analizowanych lat.

Następnie wyznaczono czas trwania każdego cyklu (zmienna $czas$), rozumianego jako odległość (w latach) między lokalnymi minimami funkcji s_cykl , i amplitudy zmian (zmienna amp_i), definiowane jako odległości między maksymalną a minimalną wartością funkcji s_cykl_i w danym cyklu.

W czwartym etapie zbadano, jak kształtuje się podobieństwo cykli koniunkturalnych poszczególnych krajów do cyklu referencyjnej grupy krajów. W analizie przyjęto średnie wartości dla wszystkich zidentyfikowanych cykli koniunkturalnych w i -tym kraju, oznaczone odpowiednio jako $\overline{czas}_i$ i $\overline{amp}_i$. Następnie wyznaczono podobieństwo czasu trwania ($czas_{ku}$)⁶ i amplitudy (amp_{ku}) między krajem a grupą referencyjną, zgodnie ze wzorami:

$$czas_{ku} = \frac{\min(\overline{czas}_i, \overline{czas}_j)}{\max(\overline{czas}_i, \overline{czas}_j)},$$

⁵ Standaryzacja pozwala na porównanie w czasie i przestrzeni komponentu wahań cyklicznych i zastosowanie go w opisaną dalej metodzie. Posługiwanie się wartościami bezwzględными (niepoddanymi standaryzacji) jest możliwe, ale mogłoby skutkować obciążeniem otrzymanych rezultatów wielkością gospodarki.

⁶ Indeks ku oznacza porównanie kraj – ugrupowanie.

$$amp_{ku} = \frac{\min(\overline{amp}_i, \overline{amp}_j)}{\max(\overline{amp}_i, \overline{amp}_j)},$$

gdzie j to grupa referencyjna.

W kolejnych krokach wyznaczono przesunięcie fazowe ($faza_{ku}$), rozumiane jako średnia odległość między lokalnymi maksimami funkcji s_cykl dla kraju i grupy referencyjnej (zmienna $faza$), zgodnie ze wzorem:

$$faza_{ku} = 1 - \left| \frac{faza}{czas} \right|.$$

Wszystkie wyznaczone wskaźniki przyjmują wartości z przedziału $<0, 1>$, mogą być zatem interpretowane jako miara podobieństwa cyklu koniunkturalnego kraju do cyklu koniunkturalnego grupy referencyjnej w wybranym zakresie, np. czasu trwania, amplitudy lub przesunięcia fazowego. W związku z tym wskaźnik łącznego podobieństwa cyklu koniunkturalnego kraju i grupy referencyjnej ($\theta_{i,ku}$) jest iloczynem wyznaczonych podobieństw:

$$\theta_{i,ku} = czas_{ku} \cdot amp_{ku} \cdot faza_{ku}.$$

Z kolei ocena podobieństwa cykli koniunkturalnych w całej grupie referencyjnej (θ_j) została wyznaczona jako średnia ważona wskaźników podobieństwa poszczególnych krajów względem grupy. Wagi (ω_i) odpowiadają udziałowi PKB per capita danego kraju w sumie PKB per capita wszystkich krajów w grupie referencyjnej, co jest wyrażone wzorem:

$$\theta_j = \sum_{i=1}^M \theta_{i,ku} \cdot \omega_i,$$

gdzie:

M – liczba krajów w grupie referencyjnej,

$$\omega_i = \frac{PKB \text{ per capita}_i}{\sum_{i=1}^M PKB \text{ per capita}_i},$$

$$\sum_{i=1}^M \omega_i = 1.$$

W analizie wykorzystano podejście, zgodnie z którym agregacja zmiennych składowych odbywa się z zastosowaniem metod parametrycznych, a identyfikacja punktów zwrotnych lub analiza cyklu – z zastosowaniem metod nieparametrycznych.

W klasyfikacji zaproponowanej przez Bruna i Otranta (2004)⁷ należy ono do metod bezpośrednich mieszanych.

Opisaną procedurę zastosowano do oszacowania wskaźników podobieństwa cykli koniunkturalnych wybranych krajów, a jako grupy referencyjne przyjęto główne regionalne ugrupowania integracyjne liczące co najmniej pięciu członków⁸. Analizie poddano 12 ugrupowań:

- strefa wolnego handlu działająca w ramach Stowarzyszenia Narodów Azji Południowo-Wschodniej (ASEAN Free Trade Area – AFTA);
- Umowa o Handlu Azji i Pacyfiku (Asia-Pacific Trade Agreement – APTA);
- Środkowoamerykański Wspólny Rynek (Central American Common Market – CACM);
- Karaibska Wspólnota i Wspólny Rynek (Caribbean Community and Common Market – CARICOM);
- Wspólnota Gospodarcza i Walutowa Państw Afryki Środkowej (Economic and Monetary Community of Central Africa – CEMAC);
- Wspólnota Niepodległych Państw (Commonwealth of Independent States – CIS);
- Wspólny Rynek Afryki Wschodniej i Południowej (Common Market for Eastern and Southern Africa – COMESA);
- Organizacja Współpracy Gospodarczej (Economic Cooperation Organization – ECO);
- Wspólnota Gospodarcza Państw Afryki Zachodniej (Economic Community of West African States – ECOWAS);
- Unia Europejska (European Union – EU);
- Stowarzyszenie Integracji Latinoamerykańskiej (Latin American Integration Association – LAIA);
- Wspólnota Rozwoju Afryki Południowej (Southern African Development Community – SADC).

Listę ugrupowań wraz z wykazem krajów członkowskich i wartością PKB per capita w 2022 r. zamieszczono w aneksie.

⁷ Bruno i Otranto (2004) wyróżniają pięć głównych grup metod identyfikacji cyklu koniunkturalnego: pośrednie nieparametryczne – identyfikacja punktów zwrotnych w poszczególnych zmiennych i ich nieparametryczna agregacja, pośrednie mieszane – identyfikacja punktów zwrotnych z zastosowaniem metod parametrycznych z nieparametryczną agregacją, bezpośrednie nieparametryczne – najpierw agregacja zmiennych, a potem nieparametryczna identyfikacja cyklu, bezpośrednie mieszane – agregacja parametryczna, a identyfikacja nieparametryczna, w pełni parametryczne – zarówno agregacja, jak i identyfikacja cyklu z użyciem sformalizowanych modeli statystycznych.

⁸ Z uwagi na kryterium minimalnej liczby stowarzyszonych krajów w badaniu nie uwzględniono dwóch ważnych ugrupowań: Wspólnego Rynku Południa (Mercado Común del Sur – Mercosur) i Północnoamerykańskiego Układu o Wolnym Handlu (North American Free Trade Agreement – NAFTA). Prowadzenie badania podobieństwa cykli (przy odpowiednio czterech i trzech stowarzyszonych krajach) mogłoby się okazać zasadne z poznawczego punktu widzenia, jednak wnioskowanie byłoby utrudnione. Z uwagi na brak danych z analizy wykluczono także Radę Współpracy Zatoki Perskiej (Gulf Cooperation Council – GCC).

Dla każdego wymienionego ugrupowania obliczono PKB per capita w każdym roku analizowanego okresu (lata 1991–2022), a następnie – dwukrotnie posługując się filtrem Hodricka-Prescotta – wyznaczono wartości *cykl* i *s_cykl* (tak samo jak dla poszczególnych krajów). Przygotowane w ten sposób szeregi czasowe wahań koniunkturalnych poddano analizie podobieństwa.

3. Wyniki badania

Wielkości wahań koniunkturalnych przedstawiono na wykresie (s. 52–53).

W trakcie analizy zaobserwowano po pierwsze wysoką zbieżność cykli, rozumianą jako występowanie lokalnych minimów i maksimów w podobnym czasie, np. dla takich ugrupowań, jak: AFTA, CACM, CARICOM, EU, LAIA. Po drugie odnotowano dużą niespójność w czasie, czyli sytuację, w której cykl dla całego ugrupowania oscyluje wokół lokalnego minimum (maksimum), a cykl niektórych krajów jest blisko lokalnego maksimum (minimum), np. CEMAC, ECO, ECOWAS.

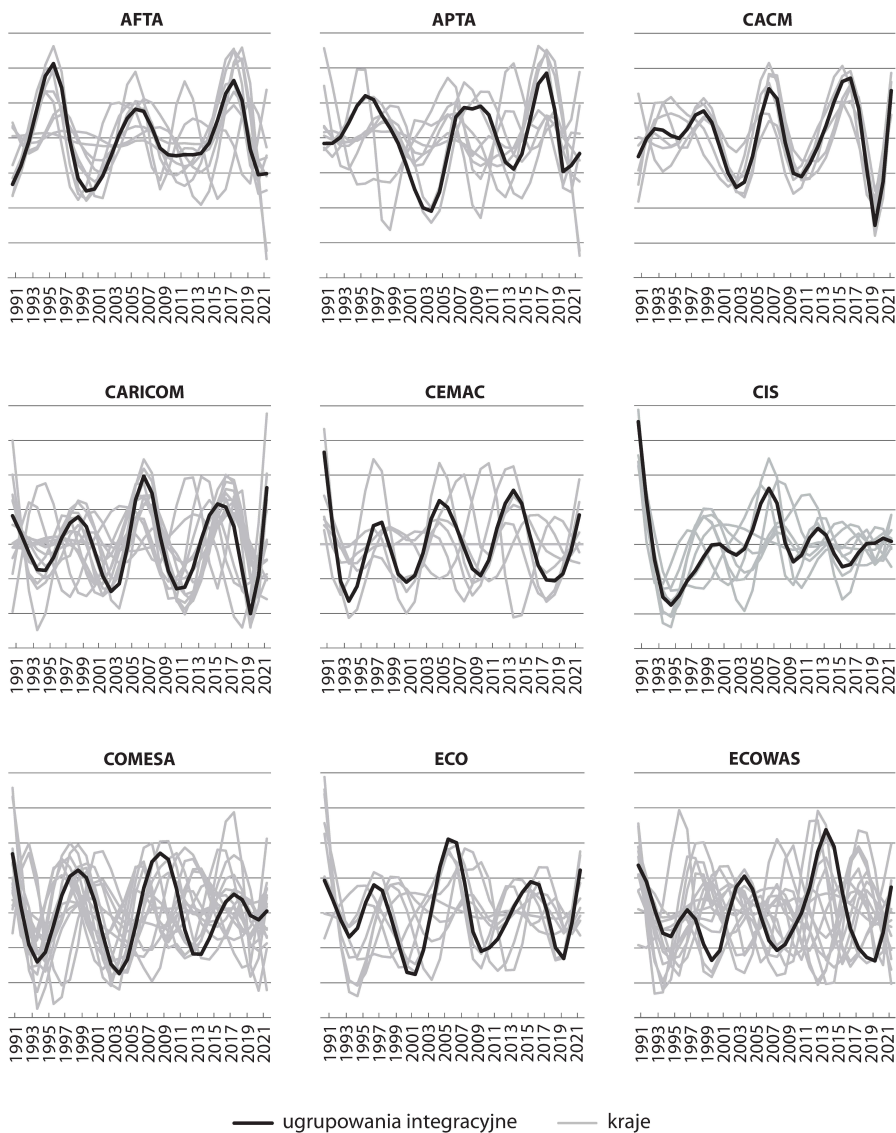
W całej analizowanej grupie ugrupowań integracyjnych średnia długość pojedynczego cyklu (*czas*) wynosiła 8 lat, z odchyleniem standardowym na poziomie 1,95 roku. Najmniejsze różnice w długości poszczególnych cykli zaobserwowano w przypadku następujących ugrupowań:

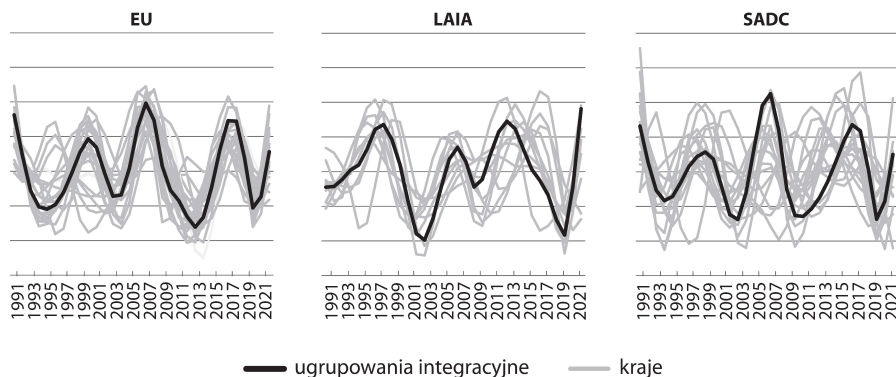
- SADC (średni czas trwania: 8,67, odchylenie standardowe: 0,58, współczynnik zmienności: 6,66%);
 - CARICOM (odpowiednio: 8,33, 0,58 i 6,93%);
 - APTA (5,33, 0,58 i 10,83%);
- a największe:
- AFTA (7,00, 4,58 i 65,47%);
 - ECOWAS (8,33, 3,51 i 42,14%);
 - LAIA (8,50, 3,54 i 41,59%).

AFTA jest wyraźną obserwacją odstającą. Wynika to z faktu, że dwa lokalne minima wystąpiły bardzo blisko siebie (w latach 2011 i 2013), co zwiększyło liczbę zidentyfikowanych cykli oraz skróciło ich średnią długość.

Co istotne, interpretowanie wartości w komponencie cyklicznym jest możliwe, ponieważ zmienna ta podlegała standaryzacji. Z tego powodu możliwa była także ocena amplitudy zmian w cyklu koniunkturalnym (wyrażona w odchyleniach standardowych komponentu cyklicznego), a także porównywanie jej zarówno w ramach analizy pojedynczego kraju lub ugrupowania integracyjnego, jak i pomiędzy krajami i ugrupowaniami. Najbardziej zbliżone odchylenia zaobserwowano w CACM, a największe różnice – w ECOWAS.

Wykres. Cykle koniunkturalne w analizowanych ugrupowaniach integracyjnych i poszczególnych krajach



Wykres. Cykle koniunkturalne w analizowanych ugrupowaniach integracyjnych i poszczególnych krajach (dok.)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego.

W kolejnym kroku wyznaczono wskaźniki podobieństwa cykli koniunkturalnych wewnątrz analizowanych ugrupowań integracyjnych. Obliczono ważne podobieństwo (wagę stanowił średni PKB per capita w badanym okresie) czasu trwania cyklu ugrupowania i każdego kraju, ważne podobieństwo amplitudy cyklu ugrupowania i każdego kraju oraz średnie ważne przesunięcie fazowe cyklu każdego kraju w porównaniu z cyklem ugrupowania. Następnie dla każdego kraju określono – jako iloczyn wskaźników poddanych standaryzacji: czasu, amplitudy i przesunięcia fazowego – podobieństwo jego cyklu do cyklu ugrupowania. Finalnie obliczono wartości wskaźnika podobieństwa wewnątrz ugrupowania. Wyniki analiz zawarto w tablicy.

Tablica. Podobieństwo cykli koniunkturalnych

Ugrupowania	Średnia ważona			Podobieństwo kraj – ugrupowanie (θ_j)		Podobieństwo wewnątrz ugrupowania (θ_j)
	$czas_{ku}$	amp_{ku}	$faza_{ku}$	najmniejsze	największe	
AFTA	0,801	0,702	0,908	Laos (0,05)	Tajlandia (0,89)	0,515
APTA	0,833	0,892	0,422	Laos (0,02)	Chiny (0,66)	0,308
CACM	0,959	0,954	0,987	Nikaragua (0,73)	Kostaryka (0,98)	0,904
				Saint Vincent		
CARICOM	0,910	0,892	0,918	Gujana (0,41)	i Grenadyny (0,92)	0,750
CEMAC	0,930	0,881	0,948	Republika Środkowo-afrykańska (0,58)	Kamerun (0,84)	0,777
CIS	0,891	0,768	0,901	Białoruś (0,34)	Rosja (0,94)	0,630
COMESA	0,812	0,897	0,919	Rwanda (0,20)	Mauritius (0,83)	0,667
ECO	0,871	0,860	0,871	Tadżykistan (0,35)	Turcja (0,85)	0,658
ECOWAS	0,893	0,885	0,791	Mali (0,35)	Togo (0,88)	0,628
EU	0,910	0,924	0,922	Austria (0,51)	Holandia (0,92)	0,783
LAIA	0,806	0,865	0,732	Paragwaj (0,25)	Chile (0,82)	0,523
					Republika Południowej Afryki (0,88)	
SADC	0,903	0,920	0,846	Tanzania (0,44)		0,707

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Banku Światowego.

Najwyższym stopniem podobieństwa wśród analizowanych ugrupowań integracyjnych charakteryzował się CACM (90,4%). Największe podobieństwo kraj – ugrupowanie zaobserwowano w Kostaryce (98%, przy udziale PKB per capita kraju w PKB per capita ugrupowania wynoszącym 31,78%), a najmniejsze – w Nikaragui (73%, przy udziale PKB wynoszącym 5,52%). Pozostałe kraje wchodzące w skład ugrupowania charakteryzowały się wskaźnikiem podobieństwa na poziomie powyżej 80%.

Na drugim miejscu uplasowała się EU. Tutaj największym podobieństwem charakteryzowała się Holandia (91,85%), a najmniejszym – Austria (51,02%). Dla porównania, podobieństwo cyklu Polski i EU wynosiło w badanym okresie 85,38% (w tym podobieństwo czasu trwania cyklu wynosiło 96,15%, podobieństwo amplitudy – 96,20%, a przesunięcie fazowe – 92,31%).

Najmniejszy stopień podobieństwa odnotowano w APTA (30,81%). Największe podobieństwo cyklu kraju do cyklu ugrupowania zaobserwowano tam w Chinach (66,50%), a najmniejsze – w Laosie (1,75%). Wskaźnik podobieństwa dla całego ugrupowania był niski, ponieważ kraj o najwyższym PKB per capita, czyli Korea Południowa, charakteryzował się niewielkim podobieństwem do cyklu całego ugrupowania (25,84%).

Wykazane w analizowanych ugrupowaniach integracyjnych podobieństwa na umiarkowanym poziomie wskazują, że cykle koniunkturalne nie upodabniają się do siebie ani szybko, ani w pełni. Może to świadczyć o tym, że – pomimo deklaracji, że to handel i inne zjawiska ekonomiczne stanowią główne powody powoływania ugrupowań integracyjnych – kwestie polityczne i geopolityczne nabierają większego znaczenia.

Otrzymane wyniki oraz ich interpretacja wskazują zarówno na mocne strony zaproponowanej metody, jak i jej potencjalne ograniczenia. Do mocnych stron można zaliczyć:

- stosunkowo łatwy sposób wyznaczania cykli i opisu ich morfologii (potrzebne dane znajdują się w wielu bazach);
- możliwość zastosowania opisanej procedury do różnych analiz podobieństwa lub synchronizacji cykli koniunkturalnych (np. obliczenia podobieństwa pojedynczego kraju do grupy krajów referencyjnych, podobieństwa pomiędzy dwoma krajami lub dwoma ugrupowaniami integracyjnymi);
- możliwość zastosowania innej zmiennej jako podstawy obliczeń (np. PKB, PKB na zatrudnionego, produkcja przemysłowa, stopa bezrobocia) oraz innego interwału danych (występuje jedynie konieczność dostosowania parametru wygładzania α w trakcie stosowania filtra Hodricka-Prescotta).

Poza tym zaproponowana metoda jest odporna na liczbę krajów znajdujących się w grupie referencyjnej – w prezentowanym badaniu korelacja pomiędzy liczbą krajów w ugrupowaniu a wyznaczonym wskaźnikiem podobieństwa cykli wynosiła zaledwie 0,182.

Z kolei największym ograniczeniem zaprezentowanej metody jest jej potencjalna wrażliwość na obecność w ugrupowaniu kraju dominującego pod względem PKB per capita – wykorzystanie średnich ważonych powoduje wykazywanie wysokiego podobieństwa tego kraju oraz całego ugrupowania, co finalnie może zawyżać lub zaniżać wartości parametru synchronizacji wewnątrz ugrupowania. Ponadto wykorzystanie podwójnej filtracji z użyciem filtra Hodricka-Prescotta sprawia, że wzrasta ryzyko identyfikacji sztucznych cykli, które wynikają z konstrukcji tego narzędzia, a nie z faktycznych fluktuacji w gospodarce. W przypadku analizy przedstawionej w artykule to zjawisko nie występowało jednak często.

4. Podsumowanie

W artykule została przedstawiona autorska metoda określania stopnia podobieństwa cykli koniunkturalnych, która łączy dekompozycję szeregów czasowych z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta i analizę morfologii cyklu (obejmującą czas jego trwania, amplitudę i przesunięcie fazowe). W odróżnieniu od klasycznych podejść – opartych głównie na korelacji lub synchronizacji punktów zwrotnych – zaproponowana metoda pozwala na wielowymiarową ocenę podobieństwa, uwzględniającą zarówno zbieżność w czasie, jak i charakterystykę wahań. Zaletą tej metody jest możliwość uchwycenia różnic w dynamice cykli, co pozwala na dokonywanie bardziej precyzyjnych porównań między krajami i ugrupowaniami integracyjnymi. Podjęto próbę zastosowania przedstawionej metody badawczej do określenia podobieństwa cyklu koniunkturalnego 12 wybranych ugrupowań integracyjnych.

W toku wywodu zaprezentowano procedurę oceny podobieństwa cykli koniunkturalnych, która składała się z czterech etapów. W dwóch pierwszych przeprowadzono filtrację (dekompozycję) szeregu czasowego PKB per capita tak, aby wyodrębnić składnik cykliczny z analizowanego szeregu. W tym celu zastosowano podwójną filtrację z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta, co pozwoliło nie tylko na wyznaczenie komponentu wahań koniunkturalnych, lecz także na oddzielenie zmian o bardzo wysokiej intensywności. Następnie przeprowadzono analizę morfologii cykli koniunkturalnych – dla każdego cyklu każdego kraju wyznaczono: czas jego trwania, amplitudę i przesunięcie fazowe względem cyklu ugrupowania integracyjnego, do którego analizowany kraj należy. Finalnie wyznaczono wskaźniki podobieństwa dla całych ugrupowań integracyjnych i określono stopień podobieństwa każdego kraju do ugrupowania integracyjnego.

Wśród mocnych stron proponowanej metody należy wymienić stosunkową łatwość wyznaczania cykli i przeprowadzania analizy ich morfologii oraz możliwość zastosowania tej procedury w wielu typach analiz (np. podobieństwa cykli dwóch i większej liczby krajów lub dwóch i większej liczby grup krajów), a także dla dowolnego

interwału danych (miesięczne, kwartalne, roczne itp.). Największym ograniczeniem metody jest jej wysoka wrażliwość na obecność w ugrupowaniu kraju dominującego pod względem PKB per capita.

Wykazano, że największą synchronizacją charakteryzują się gospodarki należące do: CACM, UE i CAMAC, a najmniejszą – do APTA, AFTA i LAIA.

Przedstawiona analiza może stać się przyczynkiem do dalszych, pogłębionych badań. Ich proponowane kierunki to: porównanie opisanej metody z innymi popularnymi procedurami (szczególnie w zakresie identyfikacji cykli koniunkturalnych) oraz empiryczna analiza wrażliwości podwójnej filtracji z użyciem filtra Hodricka-Pre-scotta na występowanie obserwacji odstających i zmiany parametru wygładzającego.

Podziękowania

Autor składa podziękowania dr Agnieszce Kukułce za konsultacje ekonometryczne.

Bibliografia

- Abbott, A., Easaw, J., Xing, T. (2008). Trade Integration and Business Cycle Convergence: Is the Relation Robust across Time and Space? *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(2), 403–417. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2008.00539.x>.
- Borowiec, J. (2020). The convergence and synchronization of business cycles in the European Union and the European Monetary Union. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics and Business*, 64(3), 7–20. <https://doi.org/10.15611/pn.2020.3.01>.
- Bruno, G., Otranto, E. (2004). *Dating the Italian Business Cycle: A Comparison of Procedures* (ISAE Working Papers, No. 41). Italian National Institute of Statistics.
- Bruzda, J. (2008). *Procesy nieliniowe i zależności długookresowe w ekonomii. Analiza kointegracji nieliniowej*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Burns, A. F., Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles* (t. 2). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/measuring-business-cycles>.
- Cantor, R., Mark, N. C. (1988). The International Transmission of Real Business Cycles. *International Economic Review*, 29(3), 493–507. <https://doi.org/10.2307/2526794>.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., del Barrio-Castro, T., López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 8(2), 159–175. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2005.00158.x>.
- Cogley, T., Nason, J. M. (1995a). Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models. *The American Economic Review*, 85(3), 492–511. <https://www.sfu.ca/~kkasa/cogley.pdf>.
- Cogley, T., Nason, J. M. (1995b). Effects of the Hodrick- Prescott filter on trend and difference stationary time series: Implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19(1–2), 253–278. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(93\)00781-X](https://doi.org/10.1016/0165-1889(93)00781-X).

- Czarny, E., Folfas, P. (2015). Ugrupowania integracyjne – etap czy bariera globalizacji? Porównawcza analiza wewnętrznej orientacji handlu. *Krakow Review of Economics and Management. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, (9), 27–42. <https://doi.org/10.15678/ZNUEK.2015.0945.0902>.
- De Grauwe, P., Ji, Y. (2017). The International Synchronisation of Business Cycles: the Role of Animal Spirits. *Open Economies Review*, 28(3), 383–412. <https://doi.org/10.1007/s11079-017-9434-3>.
- Dzikevičius, A., Vetrov, J. (2013). Investment portfolio management using the business cycle approach. *Business: Theory and Practice*, 14(1), 57–63. <https://doi.org/10.3846/btp.2013.07>.
- Graves, S. C. (2011). Uncertainty and Production Planning. W: K. Kempf, P. Keskinocak, R. Uzsoy (red.), *Planning Production and Inventories in the Extended Enterprise: t. 1. A State of the Art Handbook* (s. 83–101). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-6485-4_5.
- de Groot, B., Frances, P. H. (2008). Stability through cycles. *Technological Forecasting and Social Change*, 75(3), 301–311. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2007.07.004>.
- Hamilton, J. D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *The Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831–843. https://doi.org/10.1162/rest_a_00706.
- Harding, D., Pagan, A. (2002). Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00108-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00108-8).
- Harvey, A. C., Jaeger, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080302>.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16. <https://doi.org/10.2307/2953682>.
- Kim, S. (2003). Monetary Policy Rules and Business Cycles. *The Scandinavian Journal of Economics*, 105(2), 221–245. <https://doi.org/10.1111/1467-9442.t01-1-00006>.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., Terrones, M. E. (2003). How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles? *The American Economic Review*, 93(2), 57–62. <https://doi.org/10.1257/000282803321946804>.
- Krugman, P., Wells, R. (2014). *Makroekonomia*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Lee, Y., Sung, T. (2007). Fiscal Policy, Business Cycles and Economic Stabilisation: Evidence from Industrialised and Developing Countries. *Fiscal Studies*, 28(4), 437–462. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2007.00063.x>.
- Lucas, R. E. Jr. (1975). An Equilibrium Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 83(6), 1113–1144. <https://doi.org/10.1086/260386>.
- Lucas, R. E. Jr. (1977). Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7–29. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(77\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(77)90002-1).
- Miranda-Pinto, J., Silva, A., Young, E. (2023). Business cycle asymmetry and input-output structure: The role of firm-to-firm networks. *Journal of Monetary Economics*, 137, 1–20. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2023.05.014>.
- Nilsson, R., Gyomai, G. (2011). *Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters* (OECD Statistics Working Papers No. 2011/04). <https://doi.org/10.1787/5kg9srt7f8g0-en>.

- Nkwoma, I. J. (2014). *Business Cycle Variability and Growth Linkage* (Monash Economics Discussion Papers No. 38/14). https://www.monash.edu/__data/assets/pdf_file/0012/925698/business_cycle_variability_and_growth_linkage.pdf.
- Orphanides, A., van Norden, S. (2002). The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569–583.
- Ravn, M. O., Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–376. <https://home.uchicago.edu/~huhlig/papers/uhlig.ravn.res.2002.pdf>.
- Samuelson, P. A., Nordhaus, W. D. (1998). *Ekonomia* (t. 1). Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Singleton, K. J. (1988). Econometric issues in the analysis of equilibrium business cycle models. *Journal of Monetary Economics*, 21(2–3), 361–386. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90036-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(88)90036-0).
- Škare, M., Stjepanović, S. (2016). Measuring Business Cycles: A Review. *Contemporary Economics*, 10(1), 83–94. <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.200>.
- Taleb, N. N. (2007). *The Black Swan: The Impact of the Highly Improbable*. Random House.
- van Vilet, P., Blitz, D. (2011). Dynamic strategic asset allocation: Risk and return across the business cycle. *Journal of Asset Management*, 12(5), 360–375. <https://doi.org/10.1057/jam.2011.12>.
- Yamada, H. (2011). A Note on Band-Pass Filters Based on the Hodrick-Prescott Filter and the OECD System of Composite Leading Indicators. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, (2), 105–109. <https://doi.org/10.1787/jbcm-a-v2011-2-en>.
- Zarnowitz, V., Ozyildirim, A. (2002). *Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles* (NBER Working Paper No. 8736). <https://doi.org/10.3386/w8736>.
- Zarova, E. (2018). Statistical Methodology for Evaluating Business Cycles with the Conditions of Their Synchronization and Harmonization. W: T. Göksel (red.), *Statistics – Growing Data Sets and Growing Demand for Statistics* (s. 27–47). InTech. <https://doi.org/10.5772/intechopen.75580>.

Aneks

Zestawienie ugrupowań integracyjnych objętych badaniami

Nazwa ugrupowania	Skrócona nazwa	Kraje członkowskie (rok przystąpienia)	PKB per capita w 2022 r. (ceny stałe w USD z 2015 r.)
Strefa wolnego handlu działająca w ramach Stowarzyszenia Narodów Azji Południowo-Wschodniej (ASEAN Free Trade Area)	AFTA	Brunei (1984), Filipiny (1967), Indonezja (1967), Kambodża (1999), Laos (1997), Maleszja (1967), Mjanmar (1997), Singapur (1967), Tajlandia (1967), Wietnam (1995)	4761,52
Umowa o Handlu Azji i Pacyfiku (Asia-Pacific Trade Agreement)	APTA	Bangladesz (1976), Chiny (2001), Indie (1975), Kazachstan (2007), Korea Południowa (1967), Laos (1977), Mongolia (1975), Sri Lanka (1967)	6978,25
Środkowoamerykański Wspólny Rynek (Central American Common Market)	CACM	Gwatemala (1960), Honduras (1960), Kostaryka (1960), Nikaragua (1960), Panama (1960), Salvador (1960)	5587,40
Karaibską Wspólnotą i Wspólny Rynek (Caribbean Community and Common Market)	CARICOM	Antigua i Barbuda (1973), Bahamy (1983), Barbados (1968), Belize (1974), Dominika (1978), Grenada (1974), Gujana (1970), Haiti (2002), Jamajka (1973), Montserrat, Saint Kitts i Nevis (1974), Saint Lucia (1979), Saint Vincent i Grenadyny (1981), Surinam (1995), Trynidad i Tobago (1968)	6393,99
Wspólnota Gospodarcza i Walutowa Państw Afryki Środkowej (Economic and Monetary Community of Central Africa)	CEMAC	Czad (1994), Gabon (1985), Gwinea Równikowa (1985), Kamerun (1994), Kongo (Brazzaville; 1999), Republika Środkowoafrykańska (1999)	1428,88
Wspólnota Niepodległych Państw (Commonwealth of Independent States)	CIS	Armenia (1993), Azerbejdżan (1991), Białoruś (1991), Kazachstan (1991), Kirgistan (1991), Moldawia (1991), Rosja (1991), Tadżykistan (1991), Uzbekistan (1991)	8220,98
Wspólny Rynek Afryki Wschodniej i Południowej (Common Market for Eastern and Southern Africa)	COMESA	Burundi (1991), Demokratyczna Republika Konga (1997), Dżibuti (1992), Egipt (1998), Eswatini (1991), Etiopia (1998), Kenia (1991), Komory (1997), Libia (1997), Madagaskar (2000), Malawi (1991), Mauritius (1991), Rwanda (1991), Seszele (1991), Sudan (1996), Uganda (1991), Zambia (1991), Zimbabwe (1991)	1646,87
Organizacja Współpracy Gospodarczej (Economic Cooperation Organization)	ECO	Afganistan (2011), Azerbejdżan (1992), Iran (1985), Kazachstan (1992), Kirgistan (1992), Pakistan (1985), Tadżykistan (1992), Turcja (1985), Turkmenistan (1992), Uzbekistan (1992)	5006,57 ^a
Wspólnota Gospodarcza Państw Afryki Zachodniej (Economic Community of West African States)	ECOWAS	Benin (1975), Burkina Faso (1975), Gambia (1975), Ghana (1975), Gwinea (1975), Gwinea Bissau (1975), Liberia (1975), Mali (1975), Niger (1975), Nigeria (1975), Republika Zielonego Przylądka (1975), Senegal (1975), Sierra Leone (1975), Togo (1975), Wybrzeże Kości Słoniowej (1975)	1880,13

a Bez Afganistanu i Turkmenistanu (brak danych).

Zestawienie ugrupowań integracyjnych objętych badaniami (dok.)

Nazwa ugrupowania	Skrócona nazwa	Kraje członkowskie (rok przystąpienia)	PKB per capita w 2022 r. (ceny stałe w USD z 2015 r.)
Unia Europejska (European Union)	EU	Austria (1995), Belgia (1951), Bułgaria (2007), Chorwacja (2013), Cypr (2004), Czechy (2004), Dania (1973), Estonia (2004), Finlandia (1995), Francja (1951), Grecja (1981), Hiszpania (1986), Holandia (1951), Irlandia (1973), Litwa (2004), Luksemburg (1951), Łotwa (2004), Malta (2004), Niemcy (1951), Polska (2004), Portugalia (1986), Rumunia (2007), Słowacja (2004), Słowenia (2004), Szwecja (1995), Węgry (2004), Włochy (1951)	33961,76
Stowarzyszenie Integracji Łatynoamerykańskiej (Latin American Integration Association)	LAIA	Argentyna (1980), Boliwia (1960), Brazylia (1980), Chile (1960), Ekwador (1960), Kolumbia (1960), Kuba (1999), Meksyk (1980), Paragwaj (1960), Peru (1960), Urugwaj (1960), Wenezuela (1960)	9059,26 ^b
Wspólnota Rozwoju Afryki Południowej (Southern African Development Community)	SADC	Angola (1997), Botswana (1997), Demokratyczna Republika Konga (1997), Eswatini (1997), Komory (1997), Lesotho (1997), Madagaskar (2003), Malawi (1997), Mauritius (1997), Mozambik (1997), Namibia (1990), Seszele (1997), Republika Południowej Afryki (1994), Tanzania (1992), Zambia (1997), Zimbabwe (1991)	1805,58

b Bez Kuby i Wenezueli (brak danych).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Regional Trade Agreements Database Światowej Organizacji Handlu (<https://rtais.wto.org>) i Banku Światowego. Listę ugrupowań podano za: Czarny i Folfas (2015).