

PAWEŁ SEKUŁA

pawel.sekula@uni.lodz.pl

Uniwersytet Łódzki. Wydział Zarządzania

ul. J. Matejki 22/26, 90-237 Łódź, Polska

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-1959-8378>

*Test przyczynowości w sensie Grangera między stopami zwrotu
z akcji, zmianami koniunktury gospodarczej i wskaźnikami
sentymetu ekonomicznego – badania na rynku polskim*

Testing for Granger Causality Between Stock Return, Economic Fluctuations and Sentiment Indicators:
Evidence from Poland

Keywords: economic fluctuation; stock return; sentiment indicators; Granger causality

Słowa kluczowe: zmiany koniunktury gospodarczej; stopy zwrotu na rynku akcji; wskaźniki sentymetu ekonomicznego; przyczynowość w sensie Grangera

JEL: G10; G17; O11

Propozycja cytowania: Sekuła, P. (2019). Test przyczynowości w sensie Grangera między stopami zwrotu z akcji, zmianami koniunktury gospodarczej i wskaźnikami sentymetu ekonomicznego – badania na rynku polskim. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, sectio H – Oeconomia*, Vol. 53, No. 4.

Abstract

Purpose of the article: This paper empirically investigates the interdependencies between stock return, economic fluctuations and sentiment indicators.

Research methods: The research used a bivariate VAR model and Granger causality tests are performed. Quarterly data covering the period from September 2001 to December 2018 are used.

Main findings: The empirical results indicated a one-way causality from economic fluctuations to sentiment indicators and from stock return to sentiment indicators. The tests did not confirm the causal relationship between economic fluctuations and stock return.

Abstrakt

Cel artykułu: W opracowaniu przedstawiono empiryczne badanie zależności między stopami zwrotu na rynku akcji, zmianami koniunktury gospodarczej i wskaźnikami sentymentu ekonomicznego.

Metody badawcze: W badaniu wykorzystano dwuwymiarowy model VAR i przeprowadzono testy przyczynowości Grangera. Wykorzystano dane kwartalne obejmujące okres od września 2001 r. do grudnia 2018 r.

Główne wnioski: Wyniki empiryczne wskazały na jednokierunkową przyczynowość od wahań koniunktury gospodarczej do wskaźników sentymentu ekonomicznego oraz od zwrotów na rynku akcji do wskaźników sentymentu ekonomicznego. Testy nie potwierdziły związku przyczynowego między wahaniami koniunktury gospodarczej a zwrotami na rynku akcji.

Wprowadzenie

Zależności między zmianami koniunktury gospodarczej a kształtowaniem się cen akcji na giełdach znajdują się w kręgu zainteresowań inwestorów i decydentów polityki ekonomicznej od wielu lat. Jest to jeden z głównych problemów, niezwykle ważny, jeśli chodzi o zarządzanie aktywami na rynkach i prowadzenie polityki pieniężnej przez banki centralne (Harvey, 1989, s. 38–45). Istotna jest również analiza przydatności wyprzedzających wskaźników koniunktury w prognozowaniu finansowym i prowadzeniu polityki ekonomicznej (Armah i Swanson, 2011, s. 43–60). Dlatego za cel niniejszej pracy przyjęto analizę relacji przyczynowych między stopami zwrotu z akcji, zmianami koniunktury gospodarczej i wskaźnikami sentymentu ekonomicznego, przeprowadzoną w warunkach rynku polskiego.

W zrealizowanych badaniach przeważa pogląd o przydatności wskaźników sentymentu ekonomicznego i indeksów rynku akcji w predykcji zmian koniunktury gospodarczej, lecz wyniki analiz w wielu przypadkach nie są jednoznaczne. Atje i Jovanovic (1993, s. 632–640) uznali, że aktywność rynku akcji jest pomocna w objaśnianiu wzrostu ekonomicznego per capita. Przeciwnego zdania był jednak Harris (1997, s. 139–146), który – testując ten sam model, ale bez opóźnionych inwestycji – doszedł do wniosku, że rynki kapitałowe mają znacznie słabsze możliwości prognostyczne. W przypadku krajów nierozwiniętych wpływ w najlepszym przypadku okazywał się bardzo słaby, a w krajach rozwiniętych miał pewną moc objaśniającą. Analizując dane z lat 1980–2005 dla USA, wykazano, że indeksy zaufania konsumentów i przedsiębiorców oraz zmiany na rynku akcji istotnie odpowiadają za zmiany GDP (Afshar i Zomorrodian, 2007, s. 97–106). Pena i Rodriguez (2006, s. 889–916), badając rynki Kanady i USA, także doszli do wniosku, że występują systematyczne relacje między stanem cyklu biznesowego a oczekiwanymi zwrotami z akcji. Analizowano też relacje między rynkiem akcji i aktywnością ekonomiczną w warunkach recesji oraz zdolność rynku akcji do prognozowania spadku koniunktury ekonomicznej. Badając szeroki zakres rynków akcji i walut, odnotowano występowanie silnego efektu zarażania i tzw. ucieczki do jakości w czasie kryzysów, co znacząco ograniczało efekty międzynarodowej dywersyfikacji (Dua i Tuteja, 2016, s. 249–261). Badano różne aspekty obrotu giełdowego jako predyktora recesji w USA. Stwierdzono, że stopy zwrotu przewidują recesję do

dwóch kwartałów wcześniej, a płynność rynku – do trzech kwartałów; co więcej, recesję sygnalizuje niższa płynność na giełdach (Chatterjee, 2016, s. 370–386). Poza tym pojawiły się wyniki badań, które w pewnym stopniu podważyły siłę relacji między stopami zwrotu z akcji i GDP. Zdaniem Binswängera (2000, s. 379–387) koniunktura giełdowa nie zawsze wyprzedza zmiany w rzeczywistej gospodarce, upatrując przyczyn w bąblach cenowych i modach inwestycyjnych. Przeprowadzone szerokie badania między stopami zwrotu akcji a aktywnością gospodarczą wykazały występowanie związków empirycznych, lecz wyniki były silnie zróżnicowane między poszczególnymi państwami, szczególnie na rynkach dojrzałych i wschodzących (Tsouma, 2009, s. 668–685). Analizy dla państw grupy G-7 wykazały, że w latach 1991–2010 ceny akcji miały dużą moc prognostyczną dla GDP. Dotyczyło to jednak komponentów, które nie ulegały dynamicznym fluktuacjom (Croux i Reusens, 2013, s. 93–103).

W warunkach małych rynków europejskich testowano wskaźniki sentymentu ekonomicznego publikowane przez Komisję Europejską. Na ich podstawie zdiagnozowano, że w przypadku Portugalii sentyment negatywnie prognozuje zwroty z rynku akcji (Fernandes, Goncalves i Vieira, 2013, s. 253–267). Krchniva (2016, s. 283–290), badając m.in. dane z okresu 2000–2012 dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej, doszła do wniosku, że rynek akcji może być istotnym predyktorem rzeczywistej aktywności gospodarczej. Lycosa (2014, s. 343–355), prowadząc badania dla miesięcznych danych z lat 1996–2012, zaobserwował występowanie relacji przyczynowych między realnymi stopami zwrotu z akcji i realną aktywnością ekonomiczną, mierzoną indeksem produkcji przemysłowej. W sensie Grangera rynek akcji był przyczyną zmian koniunktury ekonomicznej w Czechach, Polsce i na Węgrzech, przy czym najsłabsze relacje przyczynowe odnotowano dla Polski. Stwierdzono ponadto, że siła prognostyczna rynków akcji spadała w okresach ożywienia gospodarczego. Brzeszczyński, Gajdka i Schabek (2009, s. 3–9), analizując dane dla lat 1996–2009, odnotowali wyraźny związek pomiędzy zmianami cen akcji na GPW a koniunkturą gospodarczą w Polsce mierzoną wskaźnikiem wzrostu produktu krajowego brutto. Ulrichs (2013, s. 169–204) zbadała przydatność zmiennych w prognozowaniu koniunktury gospodarczej w Polsce, analizując szereg danych o częstotliwości miesięcznej. Autorka wskazała indeks WIG jako jeden ze wskaźników wyprzedzających koniunkturę. Z kolei Gajdka i Pietraszewski (2014, s. 399–408) porównali związki między stopami zwrotu na rynku akcji i stopami wzrostu produktu krajowego brutto w krajach wysoko rozwiniętych i państwach Europy Środkowo-Wschodniej. W przypadku krajów rozwiniętych zaobserwowano występowanie korelacji negatywnej, natomiast dla Polski i państw Europy Centralnej – korelacji pozytywnej. Widz (2018, s. 451–461) badała przyczynowość w sensie Grangera między stopami zwrotu indeksów na GPW a tempem wzrostu realnego produktu krajowego brutto w Polsce. Analiza dotyczyła okresu 2003–2017 i danych kwartalnych, w przypadku których wyznaczano zmiany w okresach rok do roku. Autorka potwierdziła istnienie przyczynowości w kierunku od indeksów giełdowych do GDP, przy czym należy podkreślić, że istotne relacje wystąpiły tylko w jednym z czterech wariantów analizy.

Biorąc pod uwagę cel niniejszej pracy i dotychczas przeprowadzone analizy, zdecydowano się na postawienie trzech hipotez badawczych:

H1. Występują relacje przyczynowe w sensie Grangera między zmianami koniunktury ekonomicznej w Polsce a zmianami kursów akcji na GPW w Warszawie.

H2. Występują relacje przyczynowe w sensie Grangera między zmianami koniunktury ekonomicznej a zmianami wskaźników sentymentu ekonomicznego na rynku polskim.

H3. Występują relacje przyczynowe w sensie Grangera między zmianami kursów akcji na GPW w Warszawie a zmianami wskaźników sentymentu ekonomicznego na rynku polskim.

Próba badawcza i metoda badań

Badanie relacji przyczynowych między stopami zwrotu z akcji, zmianami koniunktury gospodarczej i wskaźnikami sentymentu ekonomicznego w warunkach rynku polskiego przeprowadzono przy wykorzystaniu siedmiu zmiennych. Za odpowiednik zmian koniunktury gospodarczej przyjęto realne zmiany produktu krajowego brutto. Stopy zwrotu akcji zmierzono indeksem WIG, który jest najszerzym akcyjnym indeksem GPW w Warszawie o charakterze dochodowym. Wskaźniki sentymentu ekonomicznego były reprezentowane przez cztery zmienne, które odpowiadały dwóm wskaźnikom publikowanym przez Główny Urząd Statystyczny (GUS) oraz dwóm podawanym przez Komisję Europejską (European Commission's Directorate-General for Economic and Financial Affairs). W analizie wykorzystano również indeks inflacji konsumenckiej, publikowany przez GUS. Dane, które były podstawą do przeprowadzenia badań, pochodzą z bazy CEIC. Szczegółową charakterystykę analizowanych zmiennych zamieszczono poniżej:

ΔM – zmienna sentymentu ekonomicznego; różnica przekształconych i zlogarytmowanych kwartalnych wartości wskaźnika produkcja – główny klimat tendencji biznesowej, publikowanego przez GUS.

ΔGES – zmienna sentymentu ekonomicznego; różnica przekształconych i zlogarytmowanych kwartalnych wartości wskaźnika tendencji biznesowej – ogólna sytuacja ekonomiczna, publikowanego przez GUS.

ΔESI – zmienna sentymentu ekonomicznego; różnica zlogarytmowanych kwartalnych wartości indeksu sentymentu ekonomicznego dla Polski, podawanego przez Komisję Europejską.

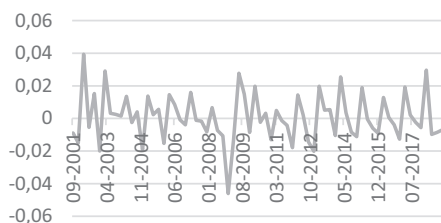
ΔCCI – zmienna sentymentu ekonomicznego; różnica przekształconych i zlogarytmowanych kwartalnych wartości wskaźnika zaufania konsumentów dla Polski, podawanego przez Komisję Europejską.

ΔGDP – zmienna koniunktury gospodarczej; różnica zlogarytmowanych kwartalnych realnych wartości indeksu GDP, wyznaczanego przez CEIC na podstawie danych GUS.

Δ WIG – zmienna odpowiadająca stopom zwrotu z akcji; logarytmiczne kwartalne stopy zwrotu indeksu WIG, publikowanego przez GPW w Warszawie.

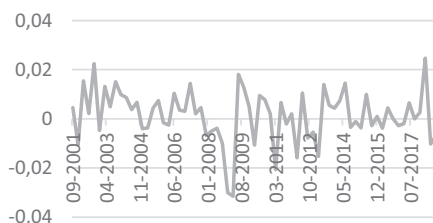
Δ CPI – zmienna charakteryzująca inflację; różnica zlogarytmowanych kwartalnych wartości zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych, podawanego przez GUS.

Graficzną postać szeregów czasowych badanych zmiennych przedstawiono na rysunkach 1–7.



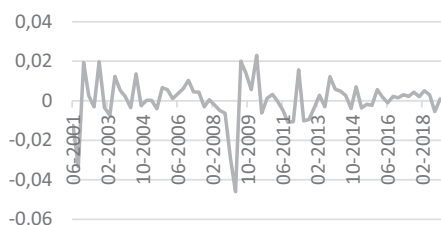
Rysunek 1. Wartości zmiennej ΔM

Źródło: opracowanie własne.



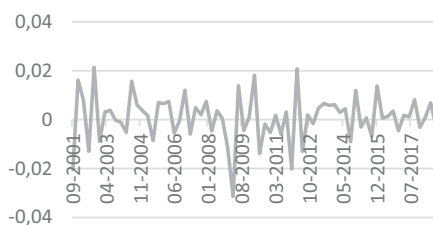
Rysunek 2. Wartości zmiennej ΔGES

Źródło: opracowanie własne.



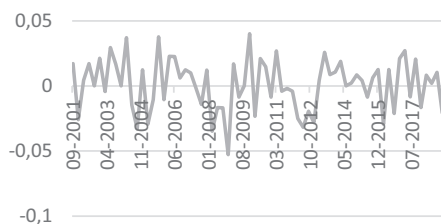
Rysunek 3. Wartości zmiennej ΔESI

Źródło: opracowanie własne.



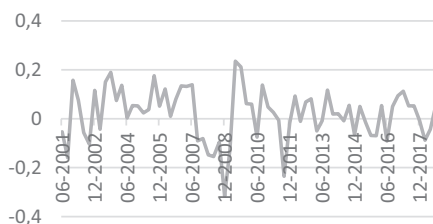
Rysunek 4. Wartości zmiennej ΔCCI

Źródło: opracowanie własne.



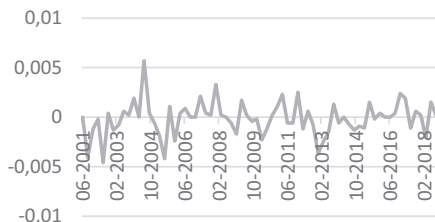
Rysunek 5. Wartości zmiennej ΔGDP

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 6. Wartości zmiennej ΔWIG

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 7. Wartości zmiennej ΔCPI

Źródło: opracowanie własne.

Analizie poddano szeregi czasowe zmiennych obejmujące okres od września 2001 r. do grudnia 2018 r. Badano dane, które były publikowane w odstępach kwartalnych. Okresowość danych wynikała z kwartalnej częstotliwości publikacji informacji o produkcie krajowym brutto. Początek okresu badawczego był zdeterminowany długością okresu publikacji danych. Pierwsze publikacje wskaźnika zaufania konsumentów, podawane przez Komisję Europejską, miały miejsce w 2001 r., dlatego data ta wyznaczyła początek okresu badań.

Badanie związków przyczynowych w sensie Grangera oraz ustalenie odpowiedniego modelu dla realizacji testu wymagało najpierw przeprowadzenia analizy stacjonarności zmiennych. Stacjonarność szeregów czasowych zbadano przy wykorzystaniu rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) oraz testu Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS). Test ADF weryfikuje hipotezę zerową, według której szereg jest niestacjonarny z powodu występowania pierwiastka jednostkowego. Jeśli obliczona wartość statystyki ADF jest mniejsza od wartości krytycznej, to odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej, zgodnie z którą szereg jest stacjonarny. W przypadku testu KPSS układ hipotez jest odwrotny: zgodnie z hipotezą zerową szereg jest stacjonarny, a zgodnie z hipotezą alternatywną szereg jest niestacjonarny.

Tabela 1. Testy stacjonarności szeregów czasowych analizowanych zmiennych (wrzesień 2001 r. – grudzień 2018 r.)

Zmienna	Test ADF		Test KPSS
	poziomy zmiennych		poziomy zmiennych
	statystyka testu	p	statystyka testu wartość krytyczna ($\alpha = 0,05$) 0,462
ΔM	-3,4116	0,0106	0,1126
ΔGES	-3,5299	0,0073	0,2165
ΔESI	-8,5232	0,0000	0,0504
ΔCCI	-12,7145	0,0030	0,0821
ΔGDP	-4,8719	0,0000	0,0690
ΔWIG	-6,1635	0,0000	0,1331
ΔCPI	-4,6948	0,0000	0,0805

Źródło: opracowanie własne.

Testy wykazały stacjonarność wszystkich badanych szeregów zmiennych. W przypadku testu ADF można było odrzucić hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego w przypadku każdej zmiennej, natomiast w teście KPSS nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności szeregów zmiennych.

Otrzymane wyniki stanowiły podstawę wyboru modelu do badania przyczynowości. Przyczynowość w sensie Grangera to zależność procesów generujących dane. Zmienna X jest przyczyną zmiennej Y wtedy, gdy włączenie do modelu prognozującego zmienną Y wartości przeszłych zmiennej X zwiększy trafność predykcji (Granger, 1969, s. 424–438). Test liniowej przyczynowości Grangera dla par

zmiennych zrealizowano przy wykorzystaniu modeli VAR dla wartości zmiennych. Model VAR dany był wzorem:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha y_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha x_i X_{t-i} + \varepsilon_{Yt},$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta x_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta y_i Y_{t-i} + \varepsilon_{Xt},$$

gdzie:

Y_t, X_t – badane zmienne,

α_0, β_0 – wyrazy wolne,

p – rząd opóźnienia dla zmiennych Y_t i X_t ,

$\alpha y_i, \alpha x_i, \beta x_i, \beta y_i$ – współczynniki określające zależności krótkoterminowe.

Oszacowano równania modelu VAR o jednakowej liczbie opóźnień p i wykorzystano test łącznej istotności opóźnień danej zmiennej w równaniu objaśniającym drugą zmienną. Brak zależności przyczynowej w sensie Grangera zmiennej X od zmiennej Y oznaczał w równaniu pierwszym hipotezę zerową, że $\alpha x_1 = \alpha x_2 = \dots = \alpha x_p = 0$. Brak przyczynowości od Y do X oznaczał w równaniu drugim, że hipoteza zerowa ma postać: $\beta y_1 = \beta y_2 = \dots = \beta y_p = 0$.

Wyniki badań

Analizując współzależności między zmianami koniunktury gospodarczej, stopami zwrotu na rynku akcji i wskaźnikami sentymentu ekonomicznego, przeprowadzono badania przy wykorzystaniu siedmiu zmiennych. Testy przyczynowości w sensie Grangera zrealizowano między parami zmiennych. Badanie miało na celu zidentyfikowanie relacji przyczynowych między zmianami koniunktury gospodarczej i koniunktury giełdowej, między zmianami koniunktury gospodarczej a zmianami wskaźników sentymentu ekonomicznego oraz między zmianami koniunktury giełdowej i zmianami sentymentu ekonomicznego.

Tabela 2. Wyniki testów przyczynowości dla modeli VAR

Przyczyna → Skutek	Wartość testu	Wartość p
$\Delta WIG \rightarrow \Delta GDP$	$F(4, 57) = 0,8855$	(0,4785)
$\Delta GDP \rightarrow \Delta WIG$	$F(4, 57) = 1,4874$	(0,2181)
$\Delta M \rightarrow \Delta GDP$	$F(8, 45) = 1,6523$	(0,1370)
$\Delta GDP \rightarrow \Delta M$	$F(8, 45) = 3,4234$	(0,0037)
$\Delta GES \rightarrow \Delta GDP$	$F(5, 54) = 0,5382$	(0,7464)
$\Delta GDP \rightarrow \Delta GES$	$F(5, 54) = 3,8002$	(0,0051)
$\Delta ESI \rightarrow \Delta GDP$	$F(12, 33) = 1,6304$	(0,1308)
$\Delta GDP \rightarrow \Delta ESI$	$F(12, 33) = 2,9137$	(0,0074)
$\Delta CCI \rightarrow \Delta GDP$	$F(4, 57) = 1,3301$	(0,2699)
$\Delta GDP \rightarrow \Delta CCI$	$F(4, 57) = 2,6185$	(0,0443)
$\Delta CPI \rightarrow \Delta GDP$	$F(18, 15) = 1,6057$	(0,1794)

Przyczyna → Skutek	Wartość testu	Wartość <i>p</i>
$\Delta GDP \rightarrow \Delta CPI$	$F(18, 15) = 1,2651$	(0,3259)
$\Delta M \rightarrow \Delta WIG$	$F(5, 54) = 0,2375$	(0,9442)
$\Delta WIG \rightarrow \Delta M$	$F(5, 54) = 2,4916$	(0,0421)
$\Delta GES \rightarrow \Delta WIG$	$F(5, 54) = 1,1063$	(0,3680)
$\Delta WIG \rightarrow \Delta GES$	$F(5, 54) = 3,1358$	(0,0148)
$\Delta ESI \rightarrow \Delta WIG$	$F(1, 66) = 2,0882$	(0,1532)
$\Delta WIG \rightarrow \Delta ESI$	$F(1, 66) = 12,4150$	(0,0008)
$\Delta CCI \rightarrow \Delta WIG$	$F(1, 66) = 1,1939$	(0,2785)
$\Delta WIG \rightarrow \Delta CCI$	$F(1, 66) = 6,3794$	(0,0140)
$\Delta CPI \rightarrow \Delta WIG$	$F(1, 66) = 0,1817$	(0,6713)
$\Delta WIG \rightarrow \Delta CPI$	$F(1, 66) = 0,3220$	(0,5723)

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie testów przyczynowości dla modeli VAR w przypadku 22 par zmiennych zbadano istotność relacji przyczyna – skutek. W przeprowadzonej analizie, w badanym okresie od września 2001 r. do grudnia 2018 r., odnotowano osiem relacji jednokierunkowych. Ponadto stwierdzono cztery relacje w parach ze zmienną ΔGDP i cztery ze zmienną ΔWIG .

Analizie poddano również relacje przyczynowe między zmianami koniunktury gospodarczej (ΔGDP) i zmianami kursów akcji na GPW w Warszawie (ΔWIG). W badaniu nie odnotowano jednak występowania istotnych statystycznie zależności między dynamiką zmian produktu krajowego brutto w Polsce a zmianami indeksu WIG, który jest odpowiednikiem szerokiego wskaźnika koniunktury rynku akcji. Wyniki nie potwierdziły tym samym dość powszechnego przekonania wielu uczestników rynku, że zmiany na rynkach akcji antycypują przyszłe zmiany w „realnej gospodarce” (Harvey, 1989, s. 38–45). W badanym okresie nie stwierdzono istotnych relacji przyczynowych, co wskazywałoby na dość ograniczoną przydatność zmian indeksów giełdowych GPW w predykcji zmian koniunktury ekonomicznej w Polsce.

W przypadku analizowanych wskaźników sentymentu ekonomicznego także można było zaobserwować w badanym okresie w warunkach polskiego rynku ich niską przydatność prognostyczną. Jako mierniki sentymentu ekonomicznego wykorzystano po dwa wskaźniki publikowane przez GUS i Komisję Europejską. Analizowano relacje przyczynowe dla wskaźników GUS informujących o tendencji w produkcji (ΔM) i ogólnej sytuacji ekonomicznej (ΔGES) oraz dla wskaźników Komisji Europejskiej dla Polski opisujących sentyment ekonomiczny (ΔESI) i zaufanie klientów (ΔCCI). W przeprowadzonym badaniu stwierdzono, że między wymienionymi wskaźnikami sentymentu ekonomicznego a dynamiką zmian produktu krajowego brutto wystąpiły cztery relacje przyczynowe jednokierunkowe. W każdym z czterech przypadków przyczyną w sensie Grangera była zmiana ΔGDP , a skutkiem – zmiana danego wskaźnika sentymentu ekonomicznego. Analogiczne wyniki otrzymano, analizując relacje między zmianami indeksu akcji na GPW i zmianami wskaźników sentymentu ekonomicznego. W tym przypadku też odnotowano cztery

jednokierunkowe relacje przyczynowe, w których Δ WIG była przyczyną, a skutkiem były zmiany wskaźników sentymentu.

Otrzymane wyniki okazały się inne niż oczekiwania inwestorów na wielu rynkach. Szeroko rozumiane wskaźniki sentymentu ekonomicznego często są traktowane jako wskaźniki wyprzedzające, czyli zapowiadające przyszłe zmiany w kondycji gospodarki (Armah i Swanson, 2011, s. 43–60). W badanym okresie w przypadku Polski wystąpiła sytuacja odwrotna – to Δ GDP była przyczyną zmian wskaźników sentymentu. Podobne obserwacje dla Δ WIG wskazały na małą przydatność wskaźników sentymentu ekonomicznego do prognozowania zmian na rynku akcji GPW. W badanym okresie to koniunktura giełdowa mogła być podstawą do szacowania przyszłych wartości wskaźników sentymentu.

Zakończenie

Przeprowadzona analiza wykazała, że w badanym okresie odnotowano osiem relacji, w których przyczynami w sensie Grangera były zmiana koniunktury gospodarczej i stopa zwrotu na rynku akcji, a skutkami – zmiany wskaźników sentymentu, tj. tendencji w produkcji, ogólnej sytuacji ekonomicznej, sentymentu ekonomicznego i zaufania klientów, co nie dało podstaw do odrzucenia hipotez badawczych H2 i H3.

Badania wskazały na małą przydatność wskaźników sentymentu jako predyktorów zmian koniunktury gospodarczej i koniunktury giełdowej w Polsce. Kierunki relacji przyczynowych były odwrotne niż obserwowane na rynkach rozwiniętych (Afshar i Zomorrodian, 2007, s. 97–106). Koresponduje to z badaniami, które podkreślają, że rynki wschodzące mają swoją specyfikę, a moc objaśniająca zmiennych wygląda inaczej niż na rynkach dojrzałych (Harris, 1997, s. 139–146; Tsouma, 2009, s. 668–685). Potwierdzono natomiast przydatność indeksu WIG jako wskaźnika wyprzedzającego (Ulrichs, 2013, s. 169–204), który był przyczyną dla wskaźników sentymentu. Otrzymano również wyniki zgodne z badaniami Lycosa (2014, s. 343–355), ponieważ wystąpiła relacja przyczynowa między stopami zwrotu z rynku akcji i zmianami produkcji reprezentowanymi w teście przez wskaźnik tendencji w produkcji.

Zrealizowane badania nie potwierdziły występowania istotnej relacji przyczynowej między zmianami koniunktury gospodarczej i stopami zwrotu na GPW. Skłoniło to do odrzucenia hipotezy badawczej H1. Wydaje się, że otrzymane wyniki należałoby przede wszystkim porównywać z badaniami Widz (2018, s. 451–461), które dotyczyły podobnego okresu i kwartalnej częstotliwości danych. Autorka stwierdziła występowanie przyczynowości w kierunku od indeksów giełdowych do GDP, których w teście nie potwierdzono. Należy jednak podkreślić pewne różnice w badaniach. Widz wykorzystwała dane kwartalne, lecz ich zmiany były wyznaczane rok do roku, w teście zaś wykorzystano zmiany kwartał obecny do kwartału wcześniejszego, czyli analizowano relacje między dynamiką zmian danych kwartalnych. Różnił się też

okres obliczeniowy – w teście był nieco dłuższy, zaczynał się wcześniej i kończył rok później. To może mieć znaczenie przy dość krótkich szeregach czasowych, które wtedy są bardziej podatne na bieżące wahania koniunkturalne (Binswanger, 2000, s. 379–387). Ponadto należy wspomnieć, że Widz przeprowadziła analizę w czterech wariantach i tylko w jednym odnotowała istotne relacje. Lycosa (2014, s. 343–355) zaś, badając rynki Europy Środkowo-Wschodniej, podkreślił, że najslabsze relacje przyczynowe odnotowano dla Polski. Z tego powodu wydaje się, że badania należałoby dalej kontynuować przy wykorzystaniu różnych wariantów analizy i wydłużeniu szeregu czasowego zmiennych.

Bibliografia

- Afshar, T., Zomorrodian, R. (2007). Stock Return, Consumer Confidence, Purchasing Manager's Index and Economic Fluctuations. *Journal of Business & Economics Research*, 5(8).
- Armah, N.A., Swanson, N.R. (2011). Some variables are more worthy than others: new diffusion index evidence on the monitoring of key economic indicators. *Applied Financial Economics*, 21(1–2).
doi:10.1080/09603107.2011.523188
- Atje, R., Jovanovic, B. (1993). Stock markets and development. *European Economic Review*, 37(2–3).
doi:10.1016/0014-2921(93)90053-D
- Binswanger, M. (2000). Stock returns and real activity: is there still a connection? *Applied Financial Economics*, 10(4). **doi:10.1080/09603100050031507**
- Brzeszczyński, J., Gajdka, J., Schabek, T. (2009). Koniunktura giełdowa a zmiany w realnej sferze gospodarki w Polsce. *Przegląd Organizacji*, (7–8).
- Chatterjee, U.K. (2016). Do stock market trading activities forecast recessions? *Economic Modelling*, 59.
doi:10.1016/j.econmod.2016.08.007
- Croux, Ch., Reusens, P. (2013). Do stock prices contain predictive power for the future economic activity? A Granger causality analysis in the frequency domain. *Journal of Macroeconomics*, 35.
doi:10.1016/j.jmacro.2012.10.001
- Dua, P., Tuteja, D. (2016). Financial crises and dynamic linkages across international stock and currency markets. *Economic Modelling*, 59. **doi:10.1016/j.econmod.2016.07.013**
- Fernandes, C.M.A., Goncalves, P.M.M.G., Vieira, E.F.S. (2013). Does Sentiment Matter for Stock Market Returns? Evidence from a Small European Market. *Journal of Behavioral Finance*, 14(4).
doi:10.1080/15427560.2013.848867
- Gajdka, J., Pietraszewski, P. (2014). Wzrost gospodarczy a ceny akcji. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (67).
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3). **doi:10.2307/1912791**
- Harris, R.D.F. (1997). Stock markets and development: A re-assessment. *European Economic Review*, 41(1). **doi:10.1016/S0014-2921(96)00021-9**
- Harvey, C.R. (1989). Forecasts of Economic Growth from the Bond and Stock Markets. *Financial Analysts Journal*, 45(5). **doi:10.2469/faj.v45.n5.38**
- Krchniva, K. (2016). Do Stock Markets Have Any Impact on Real Economic Activity? *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 64(1). **doi:10.11118/actaun201664010283**
- Lycosa, S. (2014). Growth-returns nexus: Evidence from three Central and Eastern European countries. *Economic Modelling*, 42. **doi:10.1016/j.econmod.2014.07.023**

- Pena, J.I., Rodriguez, R., (2006). On the Economic Link Between Asset Prices and Real Activity. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(5–6). doi:10.1111/j.1468-5957.2006.00659.x
- Tsouma, E. (2009). Stock returns and economic activity in mature and emerging markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2). doi:10.1016/j.qref.2008.02.002
- Ulrichs, M. (2013). Analiza wyprzedzających i jednoczesnych wskaźników gospodarczych. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, (91).
- Widz, E. (2018). Wahania koniunktury giełdowej a wahania koniunktury gospodarczej w Polsce – analiza przyczynowości w sensie Grangera. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (531). doi:10.15611/pn.2018.531.40