

PAWEŁ SEKUŁA

pasek@uni.lodz.pl

Nastroj inwestorów i stopy zwrotu WIG

Investor Sentiment and WIG Returns

Słowa kluczowe: nastrój inwestorów; stopa zwrotu z akcji; przyczynowość w sensie Grangera

Keywords: investor sentiment; stock returns; Granger causality

Kod JEL: G02; G11; G14

Wstęp

Zwolennicy hipotezy rynku efektywnego zakładali daleko idącą efektywność informacyjną w ustalaniu rynkowych cen akcji [Fama, 1970, s. 383–417]. Pojawiło się jednak szereg badań, w których podkreślano wpływ czynników psychologicznych powodujących nieadekwatne reakcje inwestorów. Nadmierną zmienność wywołaną nowymi informacjami i problemy w ustalaniu na rynku odpowiedniej ceny, uzasadnionej fundamentalnie, dowodzone już w latach 80. XX w. [Shiller, 1981, s. 421–436]. Badano też ograniczenia poznawcze inwestorów oraz podkreślano problemy w dokonywaniu właściwych ocen wynikające z nadmiernie wysokiej samooceny i przeceniania posiadanych informacji [Daniel, Hirshleifer, Subrahmanyam, 1998, s. 1839–1885]. Przedmiotem analizy były poza tym relacje nastrojów inwestorów z koniunkturą giełdową. Badano nastroje inwestorów indywidualnych i profesjonalnych, podkreślając odmienne zachowanie każdej z grup. Wskazywano na negatywne relacje między poziomem nastrojów a przyszłym zachowaniem kursów akcji [Fisher, Statman, 2000, s. 16–23], przedstawiano dowody wpływu nastrojów na wycenę aktywów i wskazywano, że

przyczyną błędnych wycen rynkowych jest sentyment inwestorów [Brown, Cliff, 2005, s. 405–440]. Analizowano również wpływ nastrojów na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu giełdowego. Przeprowadzone badania doprowadziły do wniosku, że prawdopodobieństwo takiego zdarzenia rośnie w perspektywie jednego roku i jest zależne od specyficznych czynników, takich jak skłonność do zachowań stadnych i skala udziału inwestorów instytucjonalnych [Zouaoui, Nouyriat, Beer, 2011, s. 723–747]. Przedmiotem analizy były także relacje między nastrojami na rynkach międzynarodowych i lokalnych oraz ich wpływ na koniunkturę giełdową. Podkreślano w tym przypadku rolę nastrojów regionalnych jako istotnego czynnika kształtowania się cen rynkowych [Bai, 2014, s. 259–290]. Podstawą badań były ponadto nastroje w publikacjach dziennikarskich. Testy, analizujące informacje w serwisie Reutersa, wykazały, że nastroje dziennikarskie lepiej pozwalają prognozować przyszłe zmiany DJIA niż zmienne makroekonomiczne [Uhl, 2014, s. 287–298].

Szerokie oddziaływanie nastrojów inwestorów na rynkowe stopy zwrotu skłoniło do przeprowadzenia stosownych testów w warunkach rynku polskiego. Za cel badania przyjęto analizę związku między indeksem nastrojów inwestorów a koniunkturą giełdową oraz próbę oceny możliwości wykorzystania indeksu nastrojów do prognozowania koniunktury giełdowej w warunkach GPW w Warszawie.

1. Próba badawcza

Analizując związek między nastrojami inwestorów i zmianą sytuacji na GPW w Warszawie, wykorzystano odpowiednie indeksy, które charakteryzowały badane obszary. Za zmienną opisującą nastroje przyjęto indeks publikowany przez Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych w Polsce. Stowarzyszenie od marca 2011 r. podaje Indeks Nastrojów Inwestorów (INI). Publikacja następuje co tydzień w czwartek i stanowi informację o procentowym udziale badanych inwestorów oczekujących zwyżki rynku akcji w kolejnych 6 miesiącach na GPW, o procentowym udziale inwestorów oczekujących spadków w okresie 6 miesięcy i o procentowym udziale inwestorów deklarujących się jako nastawieni neutralnie. INI ma charakter subiektywnej oceny i jest swoistą fotografią oczekiwań dominujących wśród uczestniczących w badaniu inwestorów. INI jest wzorowany na popularnym w Stanach Zjednoczonych Sentiment Survey, który od 1987 r. jest publikowany przez American Association of Individual Investors. Metodologia INI może budzić wątpliwości (np. otwarty dostęp do badania i ciągle zmieniająca się liczba respondentów), lecz z uwagi na brak alternatywnych mierników zdecydowano się na wykorzystanie indeksu w teście.

W badaniu uwzględniono jeden z elementów INI, analizowano zmiany udziału inwestorów oczekujących zwyżek na GPW. W pracy zmienną oznaczano jako HINI, co stanowiło podstawę do wyznaczenia procentowych zmian udziałów inwestorów zakładających zwyżki (dif). Szereg HINI(dif) został wyznaczony na podstawie opublikowanych INI w okresie od 19 maja 2011 r. do 15 grudnia 2016 r.

Za zmienną opisującą koniunkturę na rynku akcji na GPW w Warszawie przyjęto WIG, który jest najszerzym z publikowanych indeksów. Założono, że będzie to możliwe najlepsze przybliżenie dla oceny zmian cen akcji na rynku giełdowym. Okres analizy WIG zdeterminowany został zakresem danych indeksu INI i obejmował ten sam przedział czasowy. W przypadku WIG również wyznaczono procentowe zmiany indeksu w badanym okresie, uzyskując szereg WIG(dif).

Analizując zależność między indeksem nastrojów inwestorów i indeksem WIG, wyznaczono tygodniowe i miesięczne zmiany. Założono, że miesięczny okres ograniczy wpływ krótkoterminowych wahań na analizowane zmienne. W przypadku każdego z indeksów obliczono logarytmiczne stopy zwrotu.

$$WIG(dif)_t = \ln WIG_t - \ln WIG_{t-1}$$

$$HINI(dif)_t = \ln HINI_t - \ln HINI_{t-1}$$

gdzie:

t – data, na jaką była wyznaczana stopa zwrotu

$t-1$ – data poprzedzająca t w szeregu

Dzięki temu otrzymano po dwa szeregi czasowe: dla tygodniowego i miesięcznego okresu zmian indeksów.

2. Metoda badań

Badanie zależności między zmianami nastrojów inwestorów i indeksu WIG zrealizowano w dwóch wariantach. W pierwszym dokonano analizy regresji liniowej, a w drugim – analizy przyczynowości w sensie Grangera.

Analizę regresji liniowej wykorzystywano w badaniach przeprowadzonych na rynku amerykańskim [Fisher, Statman, 2000, s. 16–23]. Dla dokonania porównania zdecydowano się na zastosowanie analogicznej metody badawczej. Zaproponowano liniowy model, w którym zmienną objaśnianą był WIG(dif), a objaśniającą – HINI(dif).

$$WIG(dif)_t = \alpha + \beta HINI(dif)_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

$t = 1, 2, \dots, n$ – kolejne numery obserwacji

α, β – parametry modelu

ε – składnik losowy

Równanie estymowano zarówno dla tygodniowych, jak i miesięcznych przyrostów indeksów. W badaniu wykorzystano równania wyznaczane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) lub uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów

(UMNK). W analizie rezygnowano z KMNK na rzecz UMNK, jeśli występowała autokorelacja składnika losowego testowana statystyką Durbina-Watsona. Wówczas dla zwiększenia dokładności oszacowania model estymowano metodą UMNK Cochrane'a-Orcutta. Zdolności predykcyjne modeli liniowych były oceniane przy wykorzystaniu testu normalności rozkładu reszt Doornika-Hansena.

Drugi etap analizy stanowiło badanie przyczynowości zmiennych w sensie Grangera. Test również przeprowadzono w dwóch wariantach: dla tygodniowych i miesięcznych zmian indeksów. Najpierw weryfikowano stacjonarność analizowanych szeregów czasowych. Do weryfikacji wykorzystano rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF) oraz test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta, Shina (KPSS).

Test liniowy przyczynowości Grangera dla par zmiennych przeprowadzono przy wykorzystaniu równań modelu wektorowej autoregresji (VAR). Oszacowano dla każdej zmiennej równania modelu o jednakowej liczbie opóźnień k oraz zastosowano test łącznej istotności opóźnień danej zmiennej w równaniu objaśniającym drugą zmienną.

$$HINI(dif)_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} HINI(dif)_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} WIG(dif)_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$WIG(dif)_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} WIG(dif)_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} HINI(dif)_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

Jeżeli w pierwszym równaniu testowana $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$, to występował brak liniowej przyczynowości zmiennej $WIG(dif)$ do $HINI(dif)$. W równaniu drugim wnioskowanie było analogiczne, jeżeli $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2k} = 0$, to brak zależności przyczynowej w sensie Grangera $HINI(dif)$ do $WIG(dif)$ [Syczevska, 2014, s. 169–180]. Wyboru liczby opóźnień k modelu VAR dokonywano na podstawie analizy kryterium Akaike (AIC), Schwarza (BIC) i Hannana-Quinna (HQC).

Biorąc pod uwagę przebieg poszczególnych etapów analizy, zdecydowano się na postawienie dwóch hipotez badawczych.

H1: istnieje związek między zmianami poziomu indeksu nastrojów a zmianami wartości indeksu WIG.

H2: zmiany indeksu nastrojów mogą być podstawą do prognozowania zmian indeksu WIG.

3. Wyniki przeprowadzonego testu

W pierwszym etapie testu, badając związki między zmianami $HINI$ i WIG , wykorzystano analizę regresji liniowej. Szukano odpowiedzi na pytanie, czy istnieje istotny statystycznie związek między zmieniającymi się poziomami badanych indeksów. W tym celu zarówno dla zmian indeksów w okresach tygodniowych, jak i miesięcznych estymowano modele liniowe. Najpierw dokonano oszacowania parametrów modelu dla zmian indeksów w okresach tygodniowych.

Tab. 1. Związek między tygodniowymi zmianami WIG i indeksu sentymentu HINI

| | Współczynnik | Błąd standardowy | t-Studenta | Wartość p |
|--|--------------|------------------|------------|------------|
| const | 0,0005 | 0,0009 | 0,579 | 0,5627 |
| HINI(dif) | 0,0804 | 0,0088 | 9,132 | <0,0001*** |
| R-kwadrat = 0,2087 | | | | |
| Skorygowany R-kwadrat = 0,2059 | | | | |
| F test = (1, 284) = 83,4000 (p<0,0001) | | | | |
| Statystyka Durbina-Watsona = 2,0183 | | | | |
| Test Doornika-Hansena $\chi^2(2) = 15,2538$ (p=0,0005) | | | | |

***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku analizy zmian indeksów w okresach tygodniowych do estymacji parametrów modelu wykorzystano metodę UMNK. W przypadku estymacji metodą KMNK występowała autokorelacja składnika losowego, dlatego dla zwiększenia dokładności oszacowanego równania skorzystano z UMNK. Estymowany model posiadał istotny statystycznie dodatni parametr beta, ale współczynnik determinacji R-kwadrat był niezbyt wysoki. Oznaczało to, że według testu F występuje istotne objaśnianie zmienności zmiennej zależnej. Pozwalałoby to na interpretację o występowaniu niezbyt silnej dodatniej zależności między zmianami WIG i HINI, czyli tygodniowemu wzrostowi indeksu HINI powinien towarzyszyć dość umiarkowany wzrost indeksu WIG. Należy jednak podkreślić ograniczone możliwości predykcyjne modelu, ponieważ wartość testu normalności rozkładu reszt Doornika-Hansena pozwoliła na odrzucenie hipotezy zerowej o rozkładzie normalnym składnika losowego.

Analogiczny test przeprowadzono dla zmian indeksów w okresach miesięcznych. Analizy zależności dokonano przy wykorzystaniu metody UMNK. W tym przypadku również przy estymacji metodą KMNK występowała autokorelacja składnika losowego.

Tab. 2. Związek między miesięcznymi zmianami WIG i indeksu sentymentu HINI

| | Współczynnik | Błąd standardowy | t-Studenta | Wartość p |
|---|--------------|------------------|------------|------------|
| const | 0,0032 | 0,0029 | 1,095 | 0,2775 |
| HINI(dif) | 0,1485 | 0,0179 | 8,313 | <0,0001*** |
| R-kwadrat = 0,5283 | | | | |
| Skorygowany R-kwadrat = 0,5212 | | | | |
| F test = (1, 67) = 69,1078 (p<0,0001) | | | | |
| Statystyka Durbina-Watsona = 1,9942 | | | | |
| Test Doornika-Hansena $\chi^2(2) = 0,4591$ (p=0,7949) | | | | |

***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Źródło: opracowanie własne.

Model posiadał istotny statystycznie dodatni parametr beta, a współczynnik determinacji R-kwadrat był na poziomie 0,5283. Wskazywało to, że w badanym okresie miesięczne zmiany indeksu nastrojów w ponad 50% objaśniały zmiany in-

deksu WIG. Model wskazywał na dodatnią zależność między zmiennymi, przy czym był on zdecydowanie silniejszy niż w przypadku zmian tygodniowych indeksów.

Estymowane modele liniowe pokazały w badanym okresie występowanie istotnego dodatniego związku między zmiennymi. Wzrostowi indeksu nastrojów HINI towarzyszył wzrost WIG. Wprawdzie w przypadku tygodniowego okresu, dla którego wyznaczano zmiany indeksów, związek nie był zbyt silny, jednak w przypadku okresów miesięcznych był już dość wyraźny. Pozwalało to na przyjęcie hipotezy H1 o istotnych związkach między zmianami indeksów. W przypadku podobnych badań Fishera i Statmana wnioski były dość zbliżone. Wskazali oni dla rynku amerykańskiego na słabą dodatnią zależność między miesięcznymi zmianami nastrojów i kursami akcji, przy współczynniku skorygowanym R-kwadrat z przedziału 0,1–0,3 [Fisher, Statman, 2000, s. 16–23].

W drugim etapie testu przeprowadzono analizę zależności między zmianami HINI i WIG, testując liniową przyczynowość Grangera. Analiza także była zrealizowana w dwóch wariantach – dla zmian w okresach tygodniowych i miesięcznych. Testując przyczynowość w sensie Grangera, poszukiwano odpowiedzi na pytanie, który z indeksów jest przyczyną, a który skutkiem zmian. Pozwalałoby to na przyjęcie założenia o możliwości prognozowania zmian jednego z indeksów przy zmianie drugiego indeksu, będącego jego przyczyną.

Najpierw weryfikowano stacjonarność szeregów czasowych okresów tygodniowych, wykorzystując rozszerzoną wersję testu ADF. Test zrealizowano tylko w wariancie z wyrazem wolnym, ponieważ dotyczył przyrostów zmiennych. Na jego podstawie stwierdzono stacjonarność analizowanych szeregów czasowych. Badanie stacjonarności przeprowadzono również przy wykorzystaniu testu KPSS. Jego hipoteza zerowa zakłada stacjonarność. W badaniu statystyki testu KPSS nie były wyższe od wartości krytycznych dla przyjętych poziomów istotności, co wskazywało na stacjonarność zmiennych.

Tab. 3. Wyniki testu ADF i KPSS dla tygodniowych zmian WIG i HINI

| | WIG(dif) | HINI(dif) |
|--|-------------------|-------------------|
| Test ADF | | |
| Test z wyrazem wolnym | -10,8373 (0,0000) | -10,4702 (0,0000) |
| Test KPSS | | |
| Wartości krytyczne testu: 0,348 dla poziomu istotności 0,1; 0,462 dla poziomu istotności 0,05; 0,741 dla poziomu istotności 0,01 | | |
| Test z wyrazem wolnym | 0,0889 | 0,0197 |

W nawiasie wartość p odpowiedniej statystyki.

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku analizy dokonano wyboru optymalnej liczby k opóźnień modelu VAR. Wyznaczono wartości kryteriów AIC, BIC i HQC dla 10 opóźnień, a w tab. 4 przytoczono tylko początkowe wartości. Wybór liczby opóźnień $k=4$ zrealizowano na podstawie kryterium AIC [za: Syczewska, 2014, s. 169–180].

Tab. 4. Wybór liczby opóźnień modelu VAR dla tygodniowych zmian WIG i HINI

| Liczba opóźnień | AIC | BIC | HQC |
|-----------------|---------|---------|---------|
| 1 | -6,0277 | -5,9501 | -5,9966 |
| 2 | -6,0211 | -5,8916 | -5,9475 |
| 3 | -6,0202 | -5,8390 | -5,9475 |
| 4 | -6,0503 | -5,8173 | -5,9569 |

Źródło: opracowanie własne.

W ostatniej fazie badania analizowano przyczynowość w sensie Grangera. Testowano dwie kombinacje zmiennych: gdy WIG(dif) jest przyczyną, a HINI(dif) skutkiem oraz na odwrót – kiedy HINI(dif) jest przyczyną, a WIG(dif) skutkiem.

Tab. 5. Test liniowej przyczynowości w sensie Grangera dla tygodniowych zmian WIG i HINI

| Przyczyna → skutek | Wartość testu | Wartość p |
|----------------------|-------------------|-------------|
| WIG(dif) → HINI(dif) | F(4, 278)=10,9610 | (0,0000) |
| HINI(dif) → WIG(dif) | F(4, 278)=0,8159 | (0,5159) |

Źródło: opracowanie własne.

Analiza pokazała, że WIG(dif) jest przyczyną HINI(dif) w sensie Grangera, ponieważ hipotezę o braku przyczynowości między zmiennymi odrzucono. Wyniki liniowego testu Grangera wskazały ponadto, że zmiany indeksu nastrojów nie mogą być uznane za przyczynę dla zmian WIG. Oznacza to, że zmiana HINI nie poprawia prognoz zmian WIG. Wskazywałyoby to na odrzucenie hipotezy H2, która zakładała przydatność analizy zmian indeksu nastrojów w prognozowaniu zmian WIG. W teście zaobserwowano zjawisko odwrotne – to nie nastroje opisywane indeksem HINI kreowały zmiany WIG, lecz stan koniunktury giełdowej wpływał na optymizm inwestorów i poziom indeksu nastrojów.

Analogiczne testy przeprowadzono dla zmian WIG i HINI w okresach miesięcznych. Badano stacjonarność szeregów czasowych, wykorzystując testy ADF i KPSS. W przypadku testu ADF statystyki wyniosły odpowiednio: dla WIG(dif) -9,9112, a dla HINI(dif) -7,3636; w teście KPSS – dla WIG(dif) 0,1018, a dla HINI(dif) 0,0397. Zarówno w przypadku jednego, jak i drugiego testu stwierdzono stacjonarność zmiennych.

Następnie dokonano wyboru liczby opóźnień k dla potrzeb modelu VAR, kierując się przy wyborze wskazaniem kryterium AIC, $k=5$.

Ostatnią część badania obejmowała test liniowej przyczynowości w sensie Grangera, tym razem przeprowadzony dla miesięcznych zmian indeksów WIG i HINI.

Tab. 6. Test liniowej przyczynowości w sensie Grangera dla miesięcznych zmian WIG i HINI

| Przyczyna → skutek | Wartość testu | Wartość p |
|----------------------|-----------------|-------------|
| WIG(dif) → HINI(dif) | F(5, 56)=0,6735 | (0,6453) |
| HINI(dif) → WIG(dif) | F(5, 56)=1,8556 | (0,1169) |

Źródło: opracowanie własne.

Liniowy test Grangera wykazał, że w obu badanych kombinacjach nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o braku przyczynowości między zmiennymi. Biorąc pod uwagę okres 1 miesiąca dla wyliczenia przyrostów indeksów, nie można było przyjąć, że zmiana indeksu nastrojów jest przyczyną zmian WIG lub na odwrót, że zmiana indeksu akcji wpływa na zmianę nastrojów. Wydłużenie okresu, dla którego wyznaczano zmiany indeksów, spowodowało zanik przyczynowości, ponieważ w przypadku okresów tygodniowych WIG(dif) były przyczyną w sensie Grangera HINI(dif). Zrealizowany test nie potwierdził przydatności zmian indeksu nastrojów do prognozowania zmian WIG w badanym okresie ani dla okresów tygodniowych, ani miesięcznych.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza związku między zmianami indeksu nastrojów HINI i indeksu akcji WIG wskazała na pewne istotne statystycznie zależności. Pierwsza część badań polegała na estymowaniu liniowego modelu, w którym zmienną objaśnianą był WIG(dif), a zmienną objaśniającą – HINI(dif). Test zrealizowano w dwóch wariantach: dla zmian indeksów w okresach tygodniowych i miesięcznych. Wyniki pokazały w badanym okresie występowanie istotnego dodatniego związku między zmiennymi. Wzrostowi indeksu nastrojów odpowiadał wzrost indeksu giełdowego akcji. W wariacie zmian tygodniowych związek był słaby, natomiast zdecydowanie silniejszy okazał się w przypadku zmian miesięcznych. Pozwoliło to na przyjęcie hipotezy H1 o występowaniu istotnych związków między zmianami badanych indeksów, a wnioski z testu były zbieżne z obserwacjami na rynku amerykańskim [Fisher, Statman, 2000, s. 16–23].

W drugiej części badań analizowano przyczynowość zmiennych w sensie Grangera. Celem była ocena przydatności zmian indeksu nastrojów inwestorów do prognozowania zmian indeksu akcji WIG. W tym przypadku analiza również była dwuwariantowa: dla okresów tygodniowych i miesięcznych. Dla przyrostu indeksów w okresach miesięcznych nie potwierdzono przyczynowości między zmiennymi. W wariacie zmian indeksów w okresach tygodniowych stwierdzono natomiast, że WIG(dif) jest przyczyną HINI(dif) w sensie Grangera. Oznaczało to odrzucenie hipotezy H2 zakładającej użyteczność analizy zmian indeksu nastrojów w prognozowaniu zmian WIG. Wystąpiło zjawisko odwrotne do zakładanego – to zmiany stanu koniunktury giełdowej w jednym tygodniu wpływały na kształtowanie nastrojów inwestorów w kolejnym tygodniu. Nakazywałoby to odrzucić założenie, że bardzo dobre nastroje będą kreowały dalsze zwwyżki indeksu akcji lub że bardzo złe nastroje będą skutkowały dalszymi spadkami indeksu akcji. Wyniki takie skłaniają raczej do dalszych badań nad skutecznością kontrariańskich strategii inwestycyjnych, które traktowałyby indeksy nastrojów jako skuteczne narzędzie do wyznaczenia punktów momentum, gdzie skrajne wartości nastrojów wskazywałyby na okresowe szczyty lub dołki koniunktury giełdowej.

Bibliografia

- Bai Y., *Cross-border sentiment: An empirical analysis on EU stock markets*, "Applied Financial Economics" 2014, Vol. 24(4), DOI: <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.864035>.
- Brown G.W., Cliff M.T., *Investor Sentiment and Asset Valuation*, "Journal of Business" 2005, Vol. 78(2), DOI: <https://doi.org/10.1086/427633>.
- Daniel K., Hirshleifer D., Subrahmanyam A., *Investor Psychology and Security Market Under- and Over-reactions*, "Journal of Finance" 1998, Vol. 53(6), DOI: <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>.
- Fama E.F., *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, "Journal of Finance" 1970, Vol. 25(2), DOI: <https://doi.org/10.2307/2325486>.
- Fisher K.L., Statman M., *Investor Sentiment and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 2000, Vol. 56(2), DOI: <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n2.2340>.
- Shiller R.J., *Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?*, "American Economic Review" 1981, Vol. 71(3).
- Syczewska E.M., *Przyczynowość w sensie Grangera – wybrane metody*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 2014, nr 4.
- Uhl W., *Reuters Sentiment and Stock Returns*, "Journal of Behavioral Finance" 2014, Vol. 15(3), DOI: <https://doi.org/10.1080/15427560.2014.967852>.
- Zouaoui M., Nouyrigat G., Beer F., *How Does Investor Sentiment Affect Stock Market Crises? Evidence from Panel Data*, "Financial Review" 2011, Vol. 46(4), DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2011.00318.x>.

Investor Sentiment and WIG Returns

The article presents the analysis of the relations between the investor sentiment and the WIG returns on the weekly and monthly data in the period of 2011–2016. The study shows a positive, statistically significant relationship between the WIG changes and the investor sentiment index. The results obtained indicate that the WIG is the dominant variable, and the investor sentiment index depends on the WIG changes. Moreover, the Granger causality test suggests that the investor sentiment index is not the Granger cause for the WIG.

Nastój inwestorów i stopy zwrotu WIG

W artykule przedstawiono analizę zależności pomiędzy nastrojami inwestorów a stopą zwrotu WIG, na podstawie danych tygodniowych i miesięcznych, w okresie 2011–2016. Badania wykazują dodatni, statystycznie istotny związek między zmianami WIG a indeksem nastrojów inwestorów. Uzyskane wyniki wskazują, że WIG jest dominującą zmienną, a indeks nastrojów inwestorów zależy od zmian WIG. Test przyczynowości Grangera sugeruje ponadto, że indeks nastrojów inwestorów nie jest przyczyną w sensie Grangera dla WIG.