



Piotr Pietraszewski

Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonomii Przemysłu i Rynku Kapitałowego, ppietraszewski@uni.lodz.pl

Ceny akcji, produkt krajowy brutto i stopy procentowe: analiza współzależności dla Polski

Streszczenie: W artykule przedstawiono wyniki badania współzależności między zmianami głównego indeksu warszawskiej giełdy (WIG) a zmianami produktu krajowego brutto oraz długo- i krótkookresowych stóp procentowych w Polsce w latach 2001–2016. Analizę przeprowadzono na danych o kwartalnej częstotliwości, z użyciem metod z zakresu ekonometrii szeregów czasowych, pozwalających na uwzględnienie istnienia autokorelacji w szeregach badanych zmiennych. Wyniki badania sugerują, że stopy zwrotu z akcji sygnalizują z wyprzedzeniem dwóch kwartałów zmiany poziomu aktywności gospodarczej. Jednocześnie wyniki te wskazują na statystycznie istotne, stosunkowo słabe, negatywne powiązanie stóp wzrostu WIG z równoczesnymi zmianami stóp procentowych, przede wszystkim długookresowych. Rezultaty te pozostają zgodne z przytaczanymi argumentami teoretycznymi z obszaru finansów i ekonomii.

Słowa kluczowe: stopy zwrotu z akcji, produkt krajowy brutto, stopy procentowe, modele autoregresyjne

JEL: E44, G12, C31

1. Wprowadzenie

Kilka koncepcji teoretycznych w finansach i ekonomii implikuje istnienie pozytywnej relacji między stopami zwrotu na rynku akcji i zmianami aktywności gospodarczej w sferze realnej, mierzonej za pomocą zmian produktu krajowego brutto. Co więcej, teoria sugeruje, że przy założeniu efektywności rynku zmiany koniunktury giełdowej prognozują zmiany koniunktury gospodarczej. Z tego względu indeksy giełdowe zaliczane są często do wskaźników wyprzedzających (barometrów) koniunktury. Jednocześnie model wyceny, oparty na wartości bieżącej oczekiwanych dywidend, implikuje negatywny związek między stopami zwrotu z akcji a zmianami stóp procentowych. Od lat na świecie prowadzone są badania nad statystycznym powiązaniem notowań indeksów ze wskaźnikami opisującymi zmiany w realnej gospodarce. Głównym celem artykułu jest ustalenie, czy i jakie zależności dynamiczne istniały między głównym indeksem warszawskiej giełdy (WIG) a głównym miernikiem aktywności gospodarczej (PKB) oraz długo- i krótkookresowymi stopami procentowymi w latach 2001–2016. W oparciu o przytoczone argumenty stawiamy następujące hipotezy badawcze:

1. Zmiany indeksu WIG powinny sygnalizować z wyprzedzeniem zmiany koniunktury gospodarczej (PKB) w tym samym kierunku.
2. Można spodziewać się ujemnej zależności między stopami procentowymi a indeksem WIG w związku z ich rolą czynników dyskonta przy wycenie akcji.

W przeprowadzonej analizie wykorzystano modele ekonometryczne uwzględniające autokorelację w szeregach czasowych badanych zmiennych. Badania nad powiązaniem indeksów ze zmianami PKB były już przeprowadzane przez polskich badaczy w przeszłości, jednak dla krótszych przedziałów czasu i z użyciem prostych metod ilościowych (analiza graficzna szeregów czasowych, współczynniki korelacji).

Zestawienie argumentacji teoretycznej i przegląd wyników badań empirycznych są przedmiotem drugiego punktu artykułu. W punkcie trzecim przedstawiono dane wykorzystane w badaniu i dokonano analizy ich stacjonarności. Punkt czwarty poświęcony jest analizie współzależności. W punkcie piątym zaprezentowano wyniki analizy stabilności oszacowanych równań regresji. Artykuł kończy podsumowanie i wnioski.

2. Argumenty teoretyczne i przegląd badań

Zgodnie z podstawowym modelem wyceny akcji, opartym na wartości bieżącej, cena akcji odzwierciedla sumę zdyskontowanych oczekiwanych przez inwestorów przyszłych dywidend. Ze względu na proces dyskontowania oczekiwanych przepływów ich waga maleje w postępie geometrycznym wraz z oddalaniem się w czasie od momentu wyceny, sprawiając, że realny wpływ na cenę mają głów-

nie oczekiwania dotyczące najbliższej przyszłości. Zmiany aktywności gospodarczej znajdują odzwierciedlenie w zmianach cen akcji w tym samym kierunku, właśnie przez zmiany w oczekiwanym poziomie przyszłych dywidend. Przychody dla akcjonariuszy zależą bowiem od przepływów pieniężnych generowanych przez przedsiębiorstwa, te zaś są pochodną ogólnych warunków gospodarczych. Co więcej, zmiany tych ostatnich powinny być sygnalizowane przez giełdę z pewnym wyprzedzeniem. Zgodnie z hipotezą efektywności rynku wszelkie nowe informacje znajdują natychmiast odzwierciedlenie w cenach akcji. Takie zachowanie rynku akcji, w porównaniu z rozciągnięciem w czasie wszelkich zmian zachodzących w realnej sferze gospodarki, powoduje, że rynek akcji, według koncepcji „pasywnego informatora” (Morck, Shleifer, Vishny, 1990), spełnia rolę barometru przyszłej koniunktury gospodarczej.

Teoria ekonomii dostarcza z kolei wielu argumentów wskazujących, że rynek akcji nie tylko biernie odzwierciedla przyszły stan gospodarki, ale też – przez wpływ na decyzje uczestników życia gospodarczego – stymuluje realne procesy gospodarcze. Można tutaj wymienić kilka mechanizmów dotyczących tego typu zależności.

Jeden z nich polega na tym, że korzystna koniunktura giełdowa prowadzi do wzrostu inwestycji. Na przykład zgodnie z teorią Q-Tobina, rozwiniętą przez J. Tobina oraz W. Brainarda (Brainard, Tobin, 1968), wyższe ceny akcji powodują, że rynkowa wartość spółek coraz bardziej przekracza ich wartość odtworzeniową, na co menedżerowie reagują, podejmując dodatkowe inwestycje. W rezultacie zwiększa się popyt na inwestycje w skali całej gospodarki, który prowadzi do poprawy koniunktury gospodarczej. Według B. Malkiela (1999) rynek akcji wpływa na gospodarkę na trzy sposoby. Po pierwsze, wzrost cen akcji wywołuje tzw. efekt bogactwa, prowadzący bezpośrednio do wzrostu konsumpcji, a tym samym wzrostu dochodu narodowego. Po drugie, rosnące ceny akcji oznaczają spadek kosztu kapitału własnego przedsiębiorstw, skutkujący na przykład większą liczbą opłacalnych inwestycji oraz większą ilością pozyskanego kapitału w wyniku kolejnych emisji akcji. Mogą też przyciągać na giełdę nowe przedsiębiorstwa, które w ten sposób pozyskują kapitał na nowe inwestycje. Istotną rolę może spełniać również „efekt oczekiwań”, polegający na tym, że rosnące indeksy giełdowe przyczyniają się do poprawy oczekiwań biznesu oraz konsumentów, dotyczących perspektyw na przyszłość. Inny mechanizm pozytywnego oddziaływania między giełdą a gospodarką polega na zwiększaniu wiarygodności kredytowej spółek wraz ze wzrostem cen ich akcji, a w rezultacie na obniżce cen kredytów i zwiększeniu ich dostępności dla przedsiębiorstw („efekt kredytowy”).

Zgodnie z formułą wyceny akcji zmiany stóp procentowych znajdują odzwierciedlenie w zmianach cen akcji przez zmiany stóp dyskonta. Wzrost (spadek) stóp procentowych oznacza wyższe (niższe) stopy dyskonta, chociażby ze względów arbitrażowych, i tym samym niższe (wyższe) ceny akcji. Niemniej jednak stopy

procentowe wpływają też na poziom produkcji. Spadki stóp wywołują wzrosty inwestycji realnych oraz wydatków konsumpcyjnych (na przykład przez obniżenie kosztów kredytów) i tym samym przyszłego poziomu produktu. Dlatego zmiany stóp procentowych mogą oddziaływać na ceny akcji w dwojaki sposób: po pierwsze przez arbitraż lub efekt substytucyjny, po drugie zaś przez zmiany przyszłego poziomu produktu. Oba efekty działają w tym samym kierunku i w konsekwencji ceny akcji rosną w odpowiedzi na spadek stóp oraz spadają w reakcji na ich wzrost.

Związki między rynkiem akcji a koniunkturą gospodarczą oraz stopami procentowymi były przedmiotem wielu badań empirycznych. Płynące z nich wnioski nie są jednoznaczne, zarówno jeśli chodzi o kierunek, jak i siłę oddziaływań. Kwestią dyskusyjną pozostaje też odpowiedź na pytanie, czy negatywne powiązanie ze zmianami WIG dotyczy zarówno długookresowych, jak i krótkookresowych stóp procentowych.

W jednych z pierwszych badań dla amerykańskiego rynku akcji E. Fama (1981; 1990), R. Barro (1990) i W. Schwert (1990) znaleźli dowody na to, że przeszłe zmiany giełdowych cen akcji mają dużą moc objaśniającą dla stóp wzrostu inwestycji realnych, produkcji przemysłowej oraz produktu narodowego brutto. Kolejnych dowodów tego typu zależności dostarczają również N.F. Chen (1991), B.S. Lee (1992) i G. Galinger (1994). D. Domian i D. Louton (1997) dowodzą ponadto występowania w tych relacjach między giełdą a gospodarką pewnej asymetrii, polegającej na tym, że związki te są silniejsze w czasie recesji niż w okresach ożywienia koniunktury. Z drugiej strony badania C.R. Harveya (1989) dla USA dowodzą niewielkiego powiązania koniunktury gospodarczej z koniunkturą giełdową.

Zależności między cenami akcji a zmiennymi ekonomicznymi były też badane dla innych krajów. W pracy A. Peiro (1996) stwierdza się, że w przypadku trzech największych gospodarek europejskich (Niemcy, Francja, Wielka Brytania) stopy zwrotu na rynku akcji są w dużym stopniu objaśniane zarówno przez przyszłe zmiany produkcji przemysłowej (lub, w mniejszym stopniu, PKB), jak i bieżące zmiany stóp procentowych, przy czym zależność od zmian tych ostatnich okazuje się silniejsza niż w przypadku produkcji. Co więcej, moc objaśniająca przyszłych zmian produkcji dla stóp zwrotu z akcji w większości zanika, jeśli w równaniach regresji dla stóp zwrotu uwzględnia się równocześnie bieżące zmiany stóp procentowych. Kontrastuje to z wynikami dla USA, gdzie przyszła produkcja jest bardziej istotna niż zmiany stóp. Z kolei J.J. Choi, S. Hauser, K. Kopecy (1999), w oparciu o analizę kointegracji i estymację modeli korekty błędem, dowiedli istnienia silnych zależności między wcześniejszym zachowaniem giełdowych indeksów a zmianami produkcji przemysłowej we wszystkich krajach grupy G-7. Potwierdzenia tych wyników dla Niemiec, z użyciem podobnej metodologii i stopy wzrostu PKB zamiast produkcji przemysłowej, dostarcza A. Adamopoulos (2010). Do analogicznych wniosków doszli też F. Canova i G. De Nicolo (1995), dowodząc przy tym istnienia silnych związków między czterema europejskimi

krajami (Niemcy, Francja, Wielka Brytania, Włochy) oraz między Europą i USA. Podobne wyniki uzyskali również A. Nasseh i J. Strauss (2000), badając długo- i krótkookresowe powiązania między stopami zwrotu z akcji a krajową i zagraniczną aktywnością gospodarczą w obrębie sześciu krajów europejskich (oprócz wyżej wymienionych także Szwajcaria i Holandia). Znaleźni oni również dowody na to, że długoterminowe stopy procentowe są negatywnie powiązane z cenami akcji (zgodnie z ich rolą jako czynników dyskonta), natomiast stopy krótkookresowe powiązane są pozytywnie. Zdaniem autorów wynika to z faktu, że krótkookresowe stopy procentowe reprezentują bieżące zmiany koniunktury gospodarczej, rosnąc równoległe z jej ożywieniem i spadając wraz z ochłodzeniem. Z kolei na przykład C. Hassapis i S. Kalyvitis (2002), oprócz potwierdzenia dla wszystkich krajów grupy G-7 tradycyjnie testowanych prognostycznych własności stóp zwrotu z akcji w odniesieniu do przyszłych stóp wzrostu produkcji przemysłowej, wykazali również negatywne powiązanie bieżących zwrotów na rynku akcji z przeszłymi stopami wzrostu gospodarki. Zdaniem autorów zależność ta może wynikać na przykład z kontrektycznej polityki władz monetarnych i oczekiwań inwestorów dotyczących wzrostu (spadku) stóp procentowych w reakcji na „prze-grzanie” (spowolnienie) koniunktury gospodarczej (zob. również Park, 1997). Analogiczną relację dla USA zaobserwowali N. Laopodis i B. Sawhney (2002), przypisując ją zmianom krótkoterminowych stóp procentowych.

W literaturze można też znaleźć wyniki badań sugerujące, że dobra koniunktura gospodarcza oddziałuje pozytywnie na rynek akcji, a nie odwrotnie (zob. np. Vazakidis, Adamopoulos, 2009; Hanusek, Filer, 2000). Na przykład B. Sawhney, E. Anoruo i M. Feridun (2006) wykazali, że w USA w latach 1970–2003 wzrost PKB był przyczyną w sensie Grangera dla stóp zwrotu z akcji, przy jednoczesnym braku przyczynowości w odwrotnym kierunku. W tym samym okresie w Kanadzie relacje przyczynowe były obustronne. Autorzy ci dowodzą również obustronnych relacji przyczynowych między stopami zwrotu z akcji a zmianami krótko- i długoterminowych stóp procentowych.

Analizy związków między zachowaniem giełdowych indeksów a zmianami aktywności gospodarczej były podejmowane również w Polsce – na przykład w pracach B. Wyżnikiewicza (2000), J. Fundowicza (2003), E. Łona (2005), J. Fundowicza i B. Wyżnikiewicza (2006), J. Brzeszczańskiego, J. Gajdki, T. Schabka (2009). Autorzy ci posługują się prostymi metodami ilościowymi, formułując wnioski na podstawie graficznej analizy szeregów czasowych i obliczeń współczynników korelacji Pearsona. We wszystkich tych pracach stwierdza się istnienie pozytywnej korelacji między stopami wzrostu WIG a stopami wzrostu PKB lub produkcji przemysłowej. J. Stąpała (2012) i E. Widz (2016) dowodzą ponadto, że najwyższa korelacja między stopami zwrotu z indeksu WIG a stopami wzrostu PKB w latach, odpowiednio, 1998–2011 oraz 2003–2014 występowała w przypadku opóźnienia dynamiki PKB względem WIG o dwa kwartały.

3. Dane i analiza stacjonarności

W przeprowadzonym badaniu empirycznym posłużono się metodami z zakresu ekonometrycznej analizy szeregów czasowych, takimi jak testy pierwiastka jednostkowego oraz modele autoregresyjne z rozkładem opóźnień¹. Analizę przeprowadzono dla danych w ujęciu kwartalnym. W roli miernika aktywności gospodarczej użyto danych o PKB, pochodzących z bazy Eurostatu, zawierającej aktualne, zrewidowane szacunki GUS. Częstotliwość obliczania tej miary przez GUS determinuje częstotliwość danych użytych w badaniu – zastosowanie danych rocznych skutkowałoby zbyt małą liczbą obserwacji. Z danych o PKB usunięto czynnik sezonowy, stosując metodę TRAMO/SEATS, zalecaną przez Eurostat². Stan koniunktury giełdowej odzwierciedlony jest przez wartości indeksu WIG (dane z GPW). Informacje o poziomach długo- i krótkookresowych stóp procentowych pochodzą z bazy danych OECD³. Ponieważ szereg czasowy stóp długoterminowych rozpoczyna się w 2001 roku, badaniem objęto okres 2001Q1–2016Q4, łącznie 64 obserwacje. Dane o PKB, WIG i stopach procentowych w ujęciu nominalnym urealniono za pomocą wskaźnika CPI. Zgodnie z powszechnie stosowaną praktyką do badania użyto logarytmów PKB oraz WIG.

Pierwszym etapem analizy jest zbadanie wewnętrznej struktury dynamicznej szeregów wszystkich zmiennych. Jak wiadomo, większość zmiennych makroekonomicznych i finansowych charakteryzuje się niestacjonarnym przebiegiem. Zastosowanie takich zmiennych w równaniach regresji pociąga za sobą liczne konsekwencje dla własności estymatorów, prowadząc do problemu tzw. regresji pozornych⁴. W badaniach ekonomicznych od zmiennych wymaga się zwyczaj spełnienia warunków tzw. słabej stacjonarności, a analiza statystyczna prowadzona pod tym kątem w praktyce sprowadza się do testowania obecności trendu deterministycznego (niestacjonarność w średniej) oraz tzw. pierwiastka jednostkowego, czyli trendu stochastycznego (niestacjonarność w wariancji). Istotna jest identyfikacja właściwego typu niestacjonarności.

Oszacowano zatem linie trendu liniowego dla wszystkich badanych zmiennych, uzyskując w każdym przypadku istotne statystycznie współczynniki regresji dla zmiennej czasu. Nie stwierdzono natomiast istotności trendu wielomianowego w stopniu wyższym niż 1. W resztach każdego z czterech oszacowanych modeli stwierdzono jednak istnienie silnej autokorelacji zarówno pierwszego, jak i wyż-

¹ Podstawy teoretyczne i aplikacyjne tych metod można znaleźć w wielu podręcznikach do ekonometrii – zob. np. Charemza, Deadman, 1997; Koop, 2011; Maddala, 2006, Osińska, 2007.

² Szczegółowy opis tej procedury można znaleźć na stronach internetowych Eurostatu. Procedurę tę wykonano przy użyciu programu Gretl, w którym jest ona zautomatyzowana.

³ Zgodnie z charakterystyką OECD stopy długoterminowe to stopy rentowności dziesięcioletnich obligacji skarbowych, a stopy krótkookresowe to stopy rentowności bonów skarbowych lub oprocentowanie krótkoterminowych pożyczek między instytucjami finansowymi.

⁴ Możliwe jest wówczas otrzymanie modelu z obiecującymi wynikami testów diagnostycznych nawet wtedy, kiedy regresja nie ma merytorycznego sensu.

szych rządów. Wyniki tego badania podsumowuje tabela 1. W nawiasach kwadratowych podane są empiryczne poziomy istotności (*p-value*).

Tabela 1. Oszacowania trendu liniowego i rząd autokorelacji zmiennych

Zmienna X_t	Wyraz wolny	Zmienna czasowa	R^2	Reszty	
				DW	Rząd autokorelacji
$\ln PKB$	7,7850 [0,0000]	0,0097 [0,0000]	0,9693	0,0833	4
$\ln WIG$	5,4294 [0,0000]	0,0142 [0,0000]	0,4587	0,1375	2
$STIR$	0,0568 [0,0000]	-0,0008 [0,0000]	0,4317	0,1236	1
$LTIR$	0,0431 [0,0000]	-0,0003 [0,0001]	0,2172	0,3362	1

Objaśnienia: *LTIR* – długookresowe stopy procentowe, *STIR* – krótkookresowe stopy procentowe

Źródło: opracowanie własne

Istnienie autokorelacji w resztach modeli trendu stanowi przesłankę do testowania hipotezy pierwiastka jednostkowego. Wykorzystano dwa testy na istnienie pierwiastka jednostkowego: rozszerzony test Dickeya-Fullera (test ADF – Dickey, Fuller, 1981) oraz test Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS – Kwiatkowski i in., 1992). W teście ADF szacowane jest równanie regresji:

$$\Delta X_t = \alpha + \delta t + \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie X_t oznacza wartości szeregu czasowego badanej zmiennej oraz $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, t jest zmienną czasu, $\alpha, \delta, \phi, \beta_i$ to parametry równania regresji, a ε_t jest składnikiem losowym.

Wyboru maksymalnej długości opóźnienia p dokonano na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a przy zachowaniu istotności współczynnika regresji dla maksymalnego opóźnienia. Jeżeli w oszacowanym równaniu regresji zmienna czasowa i/lub wyraz wolny okazały się nieistotne statystycznie, reestymowano równanie z pominięciem tych elementów. Testowana jest hipoteza zerowa o występowaniu pierwiastka jednostkowego: $\phi = 0$ przeciwko hipotezie alternatywnej o jego braku: $\phi < 0$. Statystyka Dickeya-Fullera, sprawdzająca powyższe hipotezy, obliczana jest analogicznie jak statystyka t w teście t -Studenta, jednakże ma odmienny rozkład. W przypadku gdy test nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, przeprowadzany jest analogiczny test dla przyrostów wartości badanej zmiennej, w oparciu o wyniki estymacji równania regresji:

$$\Delta^2 X_t = \alpha + \delta t + \phi \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie $\Delta^2 X_t = \Delta X_t - \Delta X_{t-1}$.

W teście KPSS testowana jest hipoteza zerowa o stacjonarności szeregu czasowego przeciwko hipotezie alternatywnej, mówiącej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Test ten opiera się na założeniu, że szereg czasowy danej zmiennej można przedstawić jako sumę trzech elementów: trendu deterministycznego, δt , procesu błędzenia losowego, r_t oraz stacjonarnego składnika losowego ε_t , zgodnie z równaniem:

$$X_t = \delta t + r_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

przy czym $r_t = r_{t-1} + u_t$, gdzie $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$. Hipoteza zerowa o stacjonarności X_t jest równoważna założeniu, że wariancja σ_u^2 jest równa zero ($r_t = \text{const}$). W praktyce przeprowadza się regresję badanej zmiennej względem stałej i zmiennej czasu, następnie używając reszt z tej regresji, e_t , oblicza się wartość statystyki

testowej: $\eta = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / S_\varepsilon^2(l)$, gdzie $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ to sumy częściowe reszt dla

$t = 1, 2, \dots, T$, a $S_\varepsilon^2(l)$ jest oceną wariancji długookresowej składnika losowego ε_t , daną wzorem $S_\varepsilon^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l [1 - s(l+1)^{-1}] \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$. W powyż-

szych wzorach T oznacza liczbę obserwacji, a l to długość opóźnienia. W przeprowadzonym badaniu wartość l ustalono na podstawie ostatniej kolumny tabeli 1. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej test jest powtarzany dla przyrostów badanej zmiennej.

Wartości statystyk testowych i empiryczne poziomy istotności w obu opisanych testach przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego

Zmienna X_t	Testy dla poziomów zmiennej		Testy dla przyrostów zmiennej	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
$\ln PKB$	2,0733 [0,9914]	0,2750 [$< 0,01$]	3,0051 [0,0344]	0,1831 [$> 0,01$]
$\ln WIG$	-2,1482 [0,2259]	0,3173 [$< 0,01$]	-5,5506 [0,0000]	0,1287 [$> 0,01$]
$STIR$	-4,0129 [0,0001]	0,6418 [$< 0,01$]	–	0,0931 [$> 0,01$]
$LTIR$	-0,7701 [0,3787]	0,4653 [$< 0,01$]	-7,4305 [0,0000]	0,0585 [$> 0,01$]

Uwagi: w teście ADF hipoteza zerowa oznacza występowanie pierwiastka jednostkowego; w teście KPSS hipoteza zerowa oznacza stacjonarność zmiennej.

Źródło: opracowanie własne

W przypadku zmiennych $\ln PKB$, $\ln WIG$ i $LTIR$ wyniki obu testów są zbieżne. Szeregi czasowe tych zmiennych zawierają pierwiastek jednostkowy, a procedura różnicowania zmiennych doprowadza do stacjonarności. Inaczej mówiąc, zmienne

są zintegrowane w stopniu 1. W badaniach współzależności między zmiennymi wykorzystane będą zatem przyrosty tych zmiennych. W przypadku STIR wyniki nie są jednoznaczne. Test ADL wskazuje na stacjonarność szeregu tej zmiennej, a test KPSS na obecność pierwiastka jednostkowego, który można wyeliminować przez jej zróżnicowanie. Z tego względu w dalszych badaniach bezpieczniej będzie korzystać z przyrostów tej zmiennej w celu uniknięcia efektów jej niestacjonarności.

4. Badanie współzależności

Dla zbadania zależności dynamicznych między stopami wzrostu WIG i zmianami pozostałych zmiennych oszacowano najpierw równania regresji przyrostów $\ln WIG$ względem przyrostów jednej z pozostałych zmiennych oraz przyrostów pozostałych zmiennych względem przyrostów $\ln WIG$:

$$\Delta \ln WIG_t = \alpha_0 + \delta_0 t + \sum_{i=0}^p \beta_{0i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_{0i} \Delta \ln WIG_{t-i} + \varepsilon_{0t}, \quad (4)$$

$$\Delta \ln X_t = \alpha_1 + \delta_1 t + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta \ln WIG_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (5)$$

gdzie X_t oznacza jedną ze zmiennych: *PKB*, *STIR*, *LTIR*.

W równaniach (4) i (5) bieżące wartości danej zmiennej (zmiennej endogenicznej) objaśniane są zarówno przez jej własne opóźnienia, jak i bieżące oraz opóźnione wartości drugiej zmiennej (zmiennej egzogenicznej)⁵. Rzędy opóźnień autoregresyjnych zmiennych endogenicznych w poszczególnych równaniach (q) powinny być tak dobrane, aby uwzględnić autokorelację tych zmiennych i usunąć ją ze składników losowych. W punkcie wyjścia przyjęto wartości tych parametrów równe liczbom z ostatniej kolumny tabeli 1 pomniejszonym o 1 (ze względu na fakt, że równania regresji opierają się na przyrostach zmiennych, a nie ich poziomach). Maksymalne długości opóźnień zmiennych egzogenicznych (p) wyznaczano według kryterium informacyjnego Akaike'a, aczkolwiek inne wartości p były również sprawdzane. Dokonano następnie eliminacji nieistotnych zmiennych objaśniających przez wielokrotne szacowanie modelu, stosując sekwencyjną metodę selekcji *a posteriori*. W każdym kroku tej procedury usuwana jest zmienna o najniższej co do modułu wartości statystyki *t*-Studenta (najwyższym poziomie *p-value*). Eliminacja nieistotnych zmiennych nie powinna wywoływać autokorela-

⁵ Równania regresji tego typu nazywane są w literaturze ekonometrycznej modelem autoregresji z rozkładem opóźnień (ADL – *autoregressive distributed lag*).

cji w procesie resztowym. Oszacowania ostatecznych postaci równań regresji, zawierających tylko istotne zmienne objaśniające, przedstawiają się następująco:

$$\Delta \ln PKB_t = 0,0061 + 0,0318 \Delta \ln WIG_{t-2} + 0,3196 \Delta \ln PKB_{t-3}$$

$$\begin{matrix} [0,0001] & [0,0024] & [0,0072] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,3 \quad \bar{R}^2 = 0,28 \quad (6)$$

$$\Delta \ln LTIR_t = 0,0002 - 0,0176 \Delta \ln WIG_t \quad R^2 = 0,08 \quad \bar{R}^2 = 0,07 \quad (7)$$

$$\begin{matrix} [0,7748] & [0,024] \end{matrix}$$

$$\Delta \ln STIR_t = -0,0012 - 0,0159 \Delta \ln WIG_t \quad R^2 = 0,07 \quad \bar{R}^2 = 0,06 \quad (8)$$

$$\begin{matrix} [0,1175] & [0,0310] \end{matrix}$$

$$\Delta \ln WIG_t = 0,0517 - 4,0902 \Delta \ln PKB_{t-5} + 0,2945 \Delta \ln WIG_{t-1}$$

$$\begin{matrix} [0,0063] & [0,0041] & [0,0160] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,24 \quad \bar{R}^2 = 0,22 \quad (9)$$

$$\Delta \ln WIG_t = 0,0105 - 5,4750 \Delta \ln LTIR_t + 0,3592 \Delta \ln WIG_{t-1}$$

$$\begin{matrix} [0,4085] & [0,0068] & [0,0033] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,2 \quad \bar{R}^2 = 0,18 \quad (10)$$

$$\Delta \ln WIG_t = 0,0035 - 6,0262 \Delta \ln STIR_t + 0,3591 \Delta \ln WIG_{t-1}$$

$$\begin{matrix} [0,7868] & [0,0041] & [0,0030] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,22 \quad \bar{R}^2 = 0,19 \quad (11)$$

W nawiasach kwadratowych pod oszacowanymi współczynnikami regresji podano empiryczne poziomy istotności *p-value*. Przeprowadzona analiza wydaje się sugerować pewien konkretny schemat dynamicznych interakcji między koniunkturą na rynku akcji (stopy wzrostu WIG) a koniunkturą w realnej sferze gospodarki (stopy wzrostu PKB) i zmianami stóp procentowych. Po pierwsze, opóźnione o dwa kwartały stopy wzrostu WIG w istotny statystycznie sposób objaśniają bieżące zmiany PKB (równanie (6)). Innymi słowy, zmiany na rynku akcji wydają się antycypować z wyprzedzeniem dwóch kwartałów zmiany aktywności gospodarczej. Z drugiej strony na podstawie procentowych zmian PKB nie da przewidywać następujących po nich w horyzoncie czterech kwarta-

łów procentowych zmian WIG (równanie (9)), zgodnie z tym, czego oczekuje się dla efektywnych rynków kapitałowych. Istotny statystycznie ujemny współczynnik przy stopie wzrostu PKB opóźnionej o pięć kwartałów w równaniu dla stóp wzrostu WIG może być pochodną cyklicznego przebiegu obu zmiennych z wyraźnym przesunięciem fazowym i w konsekwencji nie musi podważać stwierdzonej wyżej reguły. Ponadto zależność taką obserwuje się również w badaniach dla innych krajów i interpretuje się ją zazwyczaj w ten sposób, że wysokie (niskie) stopy wzrostu aktywności gospodarczej zapowiadają przyszłe osłabienie (poprawę) koniunktury giełdowej, na przykład przez wpływ na oczekiwania inwestorów dotyczące przyszłego wzrostu (spadku) stóp procentowych (zob. np. Park, 1997; Hassapis, Kalayvitis, 2002; Laopodis, Sawhney, 2002).

Jednocześnie równania regresji (7), (8) oraz (10), (11) wskazują na pewne powiązanie statystyczne stóp wzrostu WIG z równoległymi w czasie zmianami stóp procentowych, zarówno długo-, jak i krótkookresowych. Współczynniki regresji dla zmiennych objaśniających we wszystkich tych równaniach są ujemne i istotne statystycznie przy zwyczajowo przyjmowanych poziomach istotności. W interakcjach między tymi zmiennymi nie stwierdzono natomiast żadnych przesunięć czasowych.

Oceniając siłę związków między zmianami indeksu giełdowego a zmianami PKB i stóp procentowych musimy wziąć pod uwagę niezbyt wysokie wartości skorygowanych współczynników determinacji \bar{R}^2 w oszacowanych równaniach regresji. Podobne wartości współczynników determinacji uzyskuje się jednak również w tego typu regresjach w badaniach dla innych krajów. Z drugiej strony istnieje też możliwość, iż ze względu na powiązanie tempa wzrostu PKB ze zmianami stóp procentowych, zdolność jednej z tych zmiennych w objaśnianiu zmian indeksu giełdowego w całości pokrywa zdolność objaśniającą drugiej zmiennej (zob. np. Peiro, 1996). Innymi słowy, ujmując łącznie obie zmienne jako regresory w równaniu objaśniającym zmiany WIG, możemy stwierdzić, że jedna z tych zmiennych nie jest statystycznie istotna.

W celu zbadania łącznej mocy objaśniającej obu zmiennych ekonomicznych – zmian stóp procentowych i zmian aktywności w sferze realnej – dla stóp zwrotu z akcji oszacowano równanie regresji, w którym stopy wzrostu WIG odniesiono do bieżących zmian stóp procentowych oraz przyszłych stóp wzrostu PKB. Na podstawie dotychczasowych wyników długość wyprzedzenia WIG w stosunku do PKB ustalono na dwa kwartały. Ze względu na wysoką korelację między długo- i krótkookresowymi stopami procentowymi oraz ryzyko współliniowości oszacowano odrębne równania regresji dla obu tych zmiennych w roli zmiennych objaśniających procentowe zmiany WIG. Ze względu na autokorelację do zbioru regresorów włączono także opóźnione o jeden kwartał zmiany WIG, co pozwala na eliminację autokorelacji w składnikach resztowych szacowanych równań. Oszacowania tych równań przedstawiają się następująco:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WIG_t = & -0,0295 + 4,1416 \Delta \ln PKB_{t+2} - \\ & - 4,5685 \Delta LTIR_t + 0,2766 \Delta \ln WIG_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

$$R^2 = 0,33 \quad \bar{R}^2 = 0,29 \quad F(2, 56) = 9,39 [p = 0,0003]$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln WIG_t = & -0,0306 + 3,7620 \Delta \ln PKB_{t+2} - \\ & - 4,1628 \Delta STIR_t + 0,2893 \Delta \ln WIG_{t-1} \end{aligned} \quad (13)$$

$$R^2 = 0,31 \quad \bar{R}^2 = 0,27 \quad F(2, 56) = 8,37 [p = 0,0007]$$

W nawiasach kwadratowych pod oszacowanymi współczynnikami regresji podano empiryczne poziomy istotności *p-value*. Obliczono także wartość statystyki *F* w teście Walda, w którym testowana jest hipoteza zerowa o łącznej nieistotności parametrów przy zmiennych $\Delta \ln PKB_{t+2}$ i $\Delta LTIR_t$ w pierwszym równaniu. Analogiczną wartość statystyki *F* policzono również dla drugiego równania dla zmiennych $\Delta \ln PKB_{t+2}$ i $\Delta STIR_t$. Zarówno przyszłe zmiany PKB, jak i bieżące zmiany stóp procentowych są istotne statystycznie w równaniu objaśniającym bieżące zmiany WIG. Zgodnie z oczekiwaniami zależność między przyszłymi zmianami PKB a bieżącymi zmianami WIG jest pozytywna, natomiast zależność między równoległymi w czasie zmianami stóp procentowych i zmianami indeksu giełdowego ma charakter negatywny. Jednocześnie należy stwierdzić, że zdolność obu zmiennych objaśniających w objaśnianiu zmienności kwartalnych zwrotów z indeksu jest ograniczona, o czym świadczą wartości współczynników determinacji w równaniach (12), (13) na poziomie około 0,3, tym bardziej, że wśród zmiennych objaśniających zwroty z WIG w danym kwartale znajdują się zwroty z poprzedniego kwartału (efekt autokorelacji).

Warto jeszcze zwrócić uwagę na różnice w empirycznych poziomach istotności dla zmiennych $\Delta LTIR_t$ i $\Delta STIR_t$. Oszacowane równania sugerują, że zmiany stóp długoterminowych są silniej powiązane statystycznie ze zmianami WIG, niż ma to miejsce w przypadku stóp krótkoterminowych. Szczegółowe badania wykazały ponadto, że zależność między zmianami WIG a zmianami długookresowych stóp procentowych jest bardziej stabilna ze względu na zmiany specyfikacji modelu niż w przypadku stóp krótkookresowych. Na przykład pominięcie w równaniu regresji opóźnionych zmian WIG powoduje, że zmiany stóp krótkookresowych tracą istotność statystyczną (na poziomie istotności 5%). Podobnego efektu nie zaobserwowano natomiast w przypadku stóp długookresowych. Nie należy jednak wyciągać z tego faktu zbyt daleko idących wniosków, ponieważ pominięcie w modelu opóźnionych wartości zmiennej endogenicznej wywołuje autokorelację w składniku resztowym, co może zaburzać szacunki statystyk testowych, w szczególności zaś powodować obniżenie wartości statystyki *t*.

5. Analiza stabilności

W przeciągu badanego okresu zarówno polska gospodarka, jak i warszawska giełda podlegały istotnym zmianom. Takie wydarzenia, jak przystąpienie Polski do Unii Europejskiej, wybuch światowego kryzysu finansowego, reforma Otwartych Funduszy Emerytalnych mogły mieć istotny wpływ na charakter zależności między giełdą a gospodarką. Zasadne jest zatem pytanie o stabilność parametrów oszacowanych równań regresji. Niełatwo byłoby jednak wskazać z góry konkretne kwartały jako potencjalne punkty zwrotne badanych relacji. Wykorzystane w analizie testy stabilności nie wymagają przyjmowania *ex ante* tego rodzaju założeń.

Test ilorazu wiarygodności Quandta opiera się na statystyce F porównującej sumę kwadratów reszt modelu podstawowego, w którym współczynniki

przy zmiennych objaśniających są stałe w czasie: $Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \varepsilon_t$, oraz mo-

delu pomocniczego, z występującym w momencie τ załamaniem struktural-

nym: $Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{it} Z_t(\tau) + \varepsilon_t$, gdzie k oznacza liczbę zmiennych

objaśniających X_t (razem z wyrazem wolnym), a $Z_t(\tau)$ to zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 0 do momentu τ oraz 1 po tym momencie. Testowana jest hipoteza zerowa $\delta_i = 0$, przeciwko hipotezie alternatywnej $\delta_i \neq 0$. Statystykę $F_{k,T-2k}$ oblicza się dla wszystkich momentów τ obejmujących 70% środkowych obserwacji. Statystyką testową w teście Quandta jest $QLR = \max F(\tau)$, dla $\tau_0 \leq \tau \leq \tau_1$, gdzie $\tau_0 = 0,15T$, $\tau_1 = 0,85T$ (zaokrąglone do najbliższej liczby całkowitej). Statystyka ta ma niestandardowy rozkład wykazujący własności asymptotyczne (dla nieskończonej liczby obserwacji). Wartości krytyczne podane są w pracy J.H. Stocka i M.W. Watsona (2015: 611 – tabela 14.5).

Test CUMSUM (*Cumulated Sum of Residuals*), zaproponowany przez R.L. Browna, J. Durbin i J.M. Evansa (1975), opiera się na idei tzw. reszt rekurencyjnych. Testowana jest stabilność wektora parametrów w równaniu regresji: $y_t = x_t' \beta_t + \varepsilon_t$, gdzie y_t jest wartością obserwowaną zmiennej objaśnianej w momencie t , x_t' – wierszowym wektorem obserwacji k zmiennych objaśniających w momencie t , a β_t oznacza kolumnowy wektor parametrów. Wektor ten jest zapisany z indeksem t w celu wskazania, że parametry równania mogą być zmienne w czasie. Zakłada się, że składniki losowe są niezależne i podlegają rozkładowi normalnemu ze średnią 0 i wariancją σ_t^2 . Testowana hipoteza zerowa ma postać:

$$H0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta, \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_T^2 = \sigma^2, \quad (14)$$

gdzie T oznacza liczbę obserwacji.

Szacuje się $T - k$ równań regresji dla coraz większego zbioru obserwacji, poczynając od pierwszych k obserwacji, a kończąc na zbiorze $T - 1$ obserwacji. W każdym kroku tej procedury ostatni oszacowany wektor parametrów służy do postawienia prognozy zmiennej objaśnianej na kolejny okres i wyznaczenia błędu prognozy *ex post*: $e_t = y_t - \mathbf{x}_t' \mathbf{b}_{t-1}$, gdzie \mathbf{x}_t' jest wierszowym wektorem obserwacji zmiennych objaśniających w momencie t , \mathbf{b}_{t-1} – oszacowaniem wektora parametrów β_{t-1} w oparciu o obserwacje do momentu $t - 1$, $\mathbf{x}_t' \mathbf{b}_{t-1}$ jest prognozą, a y_t wartością obserwowaną zmiennej objaśnianej w momencie t . Przeskalowane błędy prognoz, nazywane resztami rekurencyjnymi, oblicza się według wzoru:

$$w_t = \frac{e_t}{\left(1 + \mathbf{x}_t' (\mathbf{X}_{t-1}' \mathbf{X}_{t-1})^{-1} \mathbf{x}_t\right)^{-1/2}}, \quad t = k + 1, \dots, T, \quad (15)$$

gdzie \mathbf{X}_{t-1} jest macierzą obserwacji zmiennych objaśniających do momentu $t - 1$, a \mathbf{X}_{t-1}' jej transpozycją. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej wyznaczone reszty rekurencyjne są niezależne i podlegają rozkładowi normalnemu ze średnią 0 i wariancją σ^2 .

Jeśli natomiast wektor β_t jest stały, równy β do momentu t_0 , a po tym okresie już nie, wówczas średnia reszt rekurencyjnych w_t jest równa zero tylko do momentu t_0 i różna od zera dla następnych okresów. Istotą testu jest badanie odchyłeń tych średnich od zera w miarę przesuwania się w czasie. Test przeprowadza się w postaci graficznej, umieszczając na wykresie dla kolejnych okresów $r = k + 1, \dots, T$ (oś odciętych) wartości skumulowanych sum reszt rekursywnych (oś rzędnych), postaci: $W_r = \frac{1}{s} \sum_{t=k+1}^r w_t$, gdzie s jest oceną odchylenia standardowego składnika

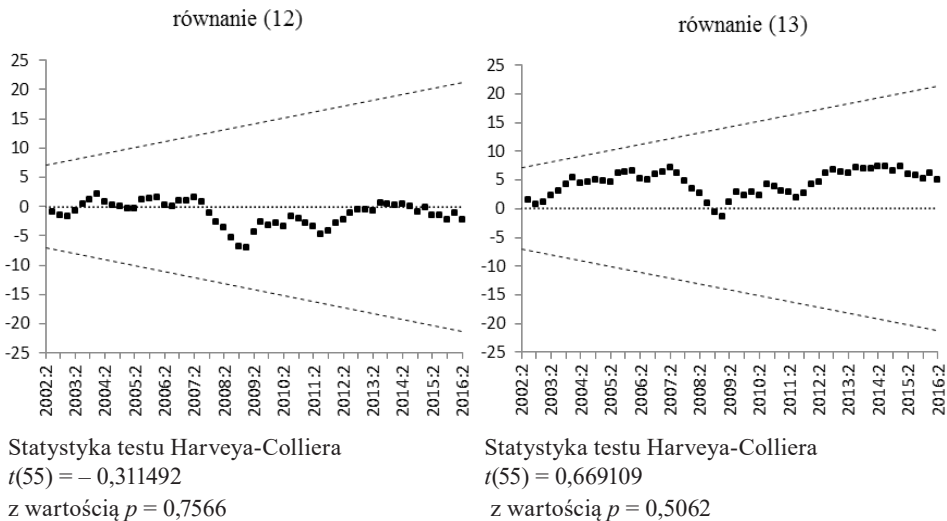
losowego σ w równaniu regresji oszacowanym na pełnym zbiorze T obserwacji. Wartości skumulowanych sum W_r porównuje się z wartościami krytycznymi, przedstawianymi na wykresie w postaci pary prostych leżących symetrycznie powyżej i poniżej linii $W_r = 0$ i łączących punkty o współrzędnych: $(k, \pm a\sqrt{T - k})$ i $(T, \pm 3a\sqrt{T - k})$. Wartość parametru a uzależniona jest od ustalonego poziomu istotności α , stanowiąc rozwiązanie następującego równania: $Q(3a) + \exp(-4a^2)$

$(1 - Q(a)) = 0,5\alpha$, przy czym $Q(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_z^\infty \exp(-0,5u^2) du$. Dla najczęściej analizowanych poziomów istotności $\alpha = 0,01$, $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,1$ parametr ten wynosi, odpowiednio, $a = 1,143$, $a = 0,948$, $a = 0,850$ (Brown, Durbin, Evans, 1975: 154). Moment r^* , dla którego wartość statystyki W_{r^*} wykracza poza obszar między liniami krytycznymi, uznaje się za moment załamania strukturalnego.

W uzupełnieniu do testu CUMSUM można posłużyć się również testem Harleya-Colliera, pozwalającym na globalną ocenę stabilności równania regresji, bez wskazania konkretnych punktów zwrotnych w przypadku braku stabilno-

ści. Model jest stabilny, jeżeli średnia arytmetyczna reszt rekursywnych ma rozkład normalny o średniej zero i wariancji równej $\frac{\sigma^2}{T-k-1}$. Statystyka testowa $t = \frac{\bar{w}}{s} \cdot \sqrt{T-k-1}$, gdzie \bar{w} , s oznaczają odpowiednio średnią i odchylenie standardowe w_t , ma rozkład t -Studenta z $T-k-1$ stopniami swobody (Harvey, Collier, 1977).

Zastosowanie opisanych wyżej testów do oceny stabilności parametrów oszacowanych w poprzednim punkcie równań regresji (1) i (2) daje następujące rezultaty. W teście Quandta, w przypadku równania (1) z długookresowymi stopami procentowymi, maksymalna wartość statystyki $F_{4;52} = 1,31919$ występuje dla I kwartału 2012 roku. W przypadku równania (2) z krótkookresowymi stopami procentowymi maksymalna wartość statystyki F wynosi $F_{4;52} = 1,6497$ dla obserwacji z II kwartału 2009 roku. W obu przypadkach wartość krytyczna statystyki testowej, równa $OLR = 4,09$ (dla pięcioprocentowego poziomu istotności) oraz $OLR = 3,59$ (dla dziesięcioprocentowego poziomu istotności), znacznie przewyższa wartości empiryczne statystyki testowej, nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku zmiany strukturalnej. Rezultaty testu CUMSUM oraz testu Harleya-Colliera przedstawione są na rysunku 1.



Rysunek 1. Wykres CUMSUM z 95-procentowym przedziałem ufności

Źródło: opracowanie własne

Podobnie jak w teście Quandta, wyniki testów CUMSUM oraz Harleya-Colliera nie wskazują na występowanie istotnej zmiany strukturalnej zarówno w przypadku równania (12) z długookresowymi stopami procentowymi, jak

i równania (13) ze stopami krótkookresowymi. Na podstawie przeprowadzonych testów można zatem stwierdzić, że badane relacje są stabilne w całym analizowanym okresie.

6. Podsumowanie i wnioski

W artykule przeprowadzono analizę ekonometryczną związków między stopami zwrotu na giełdowym rynku akcji a stopami wzrostu produktu krajowego brutto i zmianami długo- i krótkookresowych stóp procentowych w Polsce w okresie I kwartał 2001 r. – IV kwartał 2016 r. Teoria ekonomii i finansów sugeruje istnienie pozytywnego związku między stopami zwrotu z giełdowych indeksów a zmianami produktu krajowego, przy czym na ogół uważa się, że zmiany na giełdzie wyprzedzają zmiany w sferze realnej. Wyniki przeprowadzonej analizy pozwalają stwierdzić, że przeszłe kwartalne stopy zwrotu z indeksu WIG są w istotny statystycznie sposób dodatnio powiązane z kwartalnymi stopami wzrostu PKB, przy czym wyprzedzenie zmian PKB przez WIG wynosi dwa kwartały. Wynik ten przemawia na rzecz tezy o prognostycznych właściwościach giełdy w stosunku do realnej aktywności gospodarczej. Jednocześnie powiązanie między oboma zmiennymi jest na tyle ograniczone, że z pewnością na podstawie samych tylko zmian indeksu WIG nie da się prognozować przyszłych stóp wzrostu PKB. Oceniając długość wyprzedzenia PKB przez indeks giełdowy należy wziąć pod uwagę fakt, że wstępne szacunki poziomu PKB w danym kwartale publikowane są przez GUS w drugiej połowie następnego kwartału i czasem wielokrotnie rewidowane. Wyprzedzenie zmian na giełdzie w stosunku do informacji o PKB jest zatem nieco dłuższe, niż wynika to z analizy prowadzonej na danych *ex post*. Ponadto kwartalne stopy wzrostu WIG są w istotny statystycznie sposób ujemnie powiązane z bieżącymi zmianami stóp procentowych, zarówno długo-, jak i krótkoterminowych, choć zdolność objaśniająca w przypadku tych zmiennych jest raczej niewielka. W relacji między WIG i stopami procentowymi nie stwierdzono natomiast przesunięć czasowych. Znalezione przy tym pewne przesłanki wskazujące, że zmiany stóp długoterminowych są silniej powiązane statystycznie ze zmianami WIG, zgodnie z ich rolą jako czynników dyskonta, niż ma to miejsce w przypadku stóp krótkoterminowych. Analiza stabilności oszacowanych równań regresji przy użyciu testu Quandta oraz testu CUMSUM wykazała, że stwierdzone relacje między zmianami indeksu WIG a zmianami PKB oraz długo- i krótkookresowych stóp procentowych pozostają stabilne w całym analizowanym przedziale czasu. Wynik ten można ocenić jako nieco zaskakujący w obliczu istotnych zmian strukturalnych w analizowanym okresie zarówno na polskiej giełdzie, jak i w gospodarce realnej.

Bibliografia

- Adamopoulos A. (2010), *Stock Market and Economic Growth: An Empirical Analysis for Germany*, „Business and Economics Journal”, vol. 1, s. 1–12, http://astonjournals.com/manuscripts/Vol2010/BEJ-1_Vol2010.pdf (dostęp: 14.12.2017).
- Barro R. (1990), *The stock market and investment*, „Review of Financial Studies”, vol. 3, no. 1, s. 115–131.
- Brainard W., Tobin J. (1968), *Pitfalls in financial model-building*, „American Economic Review”, vol. 58, no. 2, s. 99–122.
- Brown R.L., Durbin J., Evans J.M. (1975), *Techniques for testing the constancy of regression relationships over time*, „Journal of the Royal Statistical Society: Series B”, vol. 37, no. 2, s. 149–192.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2009), *Koniunktura giełdowa a zmiany w realnej sferze gospodarki w Polsce*, „Przegląd Organizacji”, nr 7–8, s. 3–9.
- Canova F., De Nicolò G. (1995), *Stock returns and real activity: A structural approach*, „European Economic Review”, vol. 39, s. 981–1015.
- Charemza W.W., Deadman D.F. (1997), *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Chen N.F. (1991), *Financial investment opportunities and the macroeconomy*, „Journal of Finance”, vol. 46, no. 2, s. 529–554.
- Choi J.J., Hauser S., Kopecky K. (1999), *Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries*, „Journal of Banking & Finance”, vol. 23, s. 1771–1792.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*, „Econometrica”, vol. 49, no. 4, s. 1057–1072.
- Domian D., Louton D. (1997), *A threshold autoregressive analysis of stock returns and real economic activity*, „International Review of Economics and Finance”, vol. 6, s. 167–179.
- Fama E. (1981), *Stock returns, real activity, inflation, and money*, „American Economic Review”, vol. 71, no. 4, s. 545–565.
- Fama E. (1990), *Stock returns, expected returns, and real activity*, „Journal of Finance”, vol. 45, no. 4, s. 1089–1108.
- Fundowicz J. (2003), *Koniunktura giełdowa a koniunktura makroekonomiczna*, [w:] K. Piech, S. Pangszy-Kania (red.), *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Fundowicz J., Wyżnikiewicz B. (2006), *Fluktuacje koniunktury gospodarczej i giełdowej – perspektywa makroekonomiczna*, [w:] M. Mocek (red.), *Diagnozowanie i prognozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Galinger G. (1994), *Causality tests of the Real Stock Returns-Real Activity Hypothesis*, „The Journal of Financial Research”, vol. 17, no. 2, s. 271–288.
- Hanousek J., Filer R.K. (2000), *The Relationship between Economic Factors and Equity Markets in Central Europe*, „Economics in Transition”, vol. 8, no. 3, s. 623–638.
- Harvey A., Collier P. (1977), *Testing for Functional Misspecification in Regression Analysis*, „Journal of Econometrics”, vol. 6, no. 1, s. 103–119.
- Harvey C.R. (1989), *Forecasts of economic growth from the bond and stock markets*, „Financial Analysts Journal”, September–October, s. 38–45.
- Hassapis C., Kalyvitis S. (2002), *Investigation links between growth and real stock price changes with empirical evidence from the G-7 countries*, „The Quarterly Review of Economics and Finance”, vol. 42, s. 543–575.
- Koop G. (2011), *Wprowadzenie do ekonometrii*, Oficyna Wolters Kluwer, Warszawa.
- Kwiatkowski D.P., Phillips C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*, „Journal of Econometrics”, vol. 54, no. 1–3, s. 159–178.


- Laopodis N., Sawhney B. (2002), *Dynamic Interactions between Main Street and Wall Street*, „The Quarterly Review of Economics and Finance”, vol. 42, no. 4, s. 803–815.
- Lee B.S. (1992), *Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation*, „Journal of Finance”, vol. 47, no. 4, s. 1591–1603.
- Łon E. (2005), *Koniunktura na rynku akcji a przyszły poziom aktywności gospodarczej*, „Gospodarka Narodowa”, nr 3, s. 11–34.
- Maddala G.S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Malkiel B. (1999), *A random walk down Wall Street*, W.W. Norton & Company, New York.
- Morck R., Shleifer A., Vishny R. (1990), *The stock market and investment: is the market a sideshow?*, „Brookings Papers on Economic Activity”, vol. 1990, no. 2, s. 157–202, doi: 10.2307/2534506.
- Nasseh A., Strauss J. (2000), *Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: A cointegration approach*, „The Quarterly Review of Economics and Finance”, vol. 40, s. 229–245.
- Osińska M. (red.) (2007), *Ekonometria współczesna*, Wydawnictwo „Dom Organizatora”, Toruń.
- Park S. (1997), *Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity*, „Financial Analysts Journal”, vol. 53, no. 5, s. 52–56.
- Peiro A. (1996), *Stock prices, production and interest rates: comparison of three European countries with the USA*, „Empirical Economics”, vol. 21, s. 221–234.
- Sawhney B., Annoruo E., Feridun M. (2006), *Long-run Relationship Between Economic Growth and Stock Returns: An Empirical Investigation on Canada and the United States*, „Journal of Economics”, vol. 54, no. 6, s. 584–596.
- Schwert W. (1990), *Stock returns and real activity: a century of evidence*, „Journal of Finance”, vol. 45, no. 4, s. 1237–1257.
- Stapała J. (2012), *Tempo zmian koniunktury gospodarczej i giełdowej w Polsce w latach 1998–2011*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 3, s. 371–392.
- Stock J.H., Watson M.W. (2015), *Introduction to econometrics*, Pearson, Boston.
- Vazakidis A., Adamopoulos A. (2009), *Stock market development and economic growth*, „American Journal of Applied Sciences”, vol. 6, no. 11, s. 1933–1941.
- Widz E. (2010), *Wahania indeksów giełdowych a wahania koniunktury gospodarczej w Polsce*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica”, vol. 4, nr 323, s. 155–168.
- Wyżnikiewicz B. (2000), *Giełda i gospodarka. Analiza makroekonomiczna*, „Przegląd Organizacji”, nr 7–8, s. 7–11.

Dynamic Interactions Between Stock Returns, Domestic Product and Interest Rates: Evidence from Poland

Abstract: The paper investigates the relationships between stock returns (represented by changes in the main stock index quoted on Warsaw Stock Exchange, WIG) and changes in Gross Domestic Product, as well as changes in long-term and short-term interest rates in Poland over the years 2001–2016. Quarterly data is examined applying time series econometric methods, allowing to take into account the existence of autocorrelation. The results suggest that stock returns lead and can forecast future economic growth. They also point to statistically significant but rather moderate inverse relationship between stock returns and current movements in interest rates, mainly long-term. These results are consistent with the theoretical arguments in finance and economics.

Keywords: stock returns, Gross Domestic Product, interest rates, autoregressive models

JEL: E44, G12, C31

	<p>© by the author, licensee Łódź University – Łódź University Press, Łódź, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC-BY (http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/)</p>
	<p>Received: 2017-07-23; verified: 2017-11-19. Accepted: 2018-01-17</p>