

Wpływ pandemii COVID-19 na ryzyko rynkowe akcji mierzone współczynnikiem beta

Bartłomiej Lisicki^a

Streszczenie. Współczynnik beta (β) stanowi jeden z najpopularniejszych mierników ryzyka inwestowania w akcje. W przypadku modelu regresji prostej pokazuje, jaka zmiana stopy zwrotu z akcji spółki nastąpi w wyniku wzrostu rynkowej stopy zwrotu z akcji o jeden punkt procentowy. Celem badania omawianego w artykule jest porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) podczas pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) oraz w okresie bezpośrednio poprzedzającym jej wybuch (lata 2018–2019). Przyjęto hipotezę, że rozprzestrzenianie się pandemii miało wpływ na kształtowanie się wartości współczynnika β akcji spółek z GPW. Aby ją zweryfikować, oszacowano wartości współczynnika β akcji wybranych spółek z GPW we wskazanych okresach przy użyciu klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Wykorzystano cztery interwały czasowe stóp zwrotu: dzienny, tygodniowy, dwutygodniowy i miesięczny. Różnice wartości współczynnika β akcji podmiotów zakwalifikowanych do badania okazały się istotne statystycznie (przy weryfikacji testem t dla grup zależnych) we wszystkich wskazanych interwałach czasowych stóp zwrotu. Rezultaty świadczą o istotnej zmianie wartości współczynnika β akcji największych spółek z GPW w trakcie pandemii COVID-19 w stosunku do lat wcześniejszych, co wskazuje na wyższy poziom ryzyka systematycznego tych spółek, uznawanych dotychczas (ze względu na swoją wielkość) za bezpieczniejsze. Uzyskane wyniki są zbieżne z rezultatami badań dotyczących światowych rynków kapitałowych.

Słowa kluczowe: współczynnik beta, ryzyko rynkowe, COVID-19, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, akcje

JEL: C20, G11, G12, G17

The impact of the COVID-19 pandemic on the equity market risk measured by the beta coefficient

Abstract. The beta coefficient (β) is one of the most popular measures of the risk associated with investing in stocks. In the case of the simple linear regression model, the β coefficient shows what change in the rate of return on a company's shares will occur when the market rate of return on shares increases by one percentage point. The aim of the study presented in the article is to compare the value of the β coefficient of the shares in the largest companies listed on the Warsaw Stock Exchange (WSE) during the COVID-19 pandemic (2020–2021) and in the period directly preceding its outbreak (2018–2019). The considered hypothesis is that the spread of the COVID-19 pandemic had an impact on the value of the β coefficient of the shares of selected companies listed on the WSE. In order to verify the hypothesis, the ordinary least

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Wydział Finansów, Polska / University of Economics in Katowice, Faculty of Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8455-4312>.

E-mail: bartlomiej.lisicki@ue.katowice.pl.

squares (OLS) method was used to estimate the β coefficient of WSE companies for the indicated research periods. Four different time intervals of returns were used to estimate the β coefficient: daily, weekly, biweekly and monthly. The differences between the β values of the shares of the issuers qualified for the study proved statistically significant (when verified with the *t*-test for dependent groups) for all of the indicated time intervals of returns. The research results show a significant change in the value of the β coefficient of the shares of the largest WSE issuers during the COVID-19 pandemic in comparison to the previous years, which indicates a higher level of systematic risk for these companies, previously considered as safe. These results are consistent with the research conducted on global capital markets.

Keywords: beta coefficient, market risk, COVID-19, Warsaw Stock Exchange, shares

1. Wprowadzenie

W pierwszym kwartale 2020 r. rozpoczął się jeden z najtrudniejszych okresów – co najmniej od czasu kryzysu finansowego z lat 2008–2009 – w historii światowych gospodarek. Wybuch pandemii COVID-19, który wtedy nastąpił, doprowadził do nagłej i nieprzewidywalnej destabilizacji. Z powodu globalnych szoków podaźowych i popytowych zaistniała realna groźba trwałej recesji o skali trudnej do oszacowania (Bolesta i Sobik, 2020).

Pierwszy przypadek zarażenia SARS-CoV-2 odnotowano w Chinach w grudniu 2019 r. (Singh i in., 2020), a 11 marca 2020 r., po gwałtownym wzroście zachorowań poza granicami tego kraju, Światowa Organizacja Zdrowia ogłosiła stan pandemii (World Health Organization, 2020). W obliczu gwałtownie rozprzestrzeniającego się zagrożenia zarządzone różne restrykcje, m.in. zamknięto sklepy, odwołano imprezy masowe oraz wstrzymano podróże służbowe i ruch turystyczny. Ludzie musieli się zmierzyć z negatywnymi i zaskakującymi informacjami, które napływały w krótkim czasie (Haroon i Rivzi, 2020). Na wprowadzanie lockdownów w kolejnych krajach na świecie zareagowały rynki kapitałowe. Panika osiągnęła szczyt w połowie marca 2020 r., kiedy największe światowe indeksy (w tym również polskie) spadły o ponad 20% w ciągu tygodnia (Zhang i in., 2020). Reakcja rynków nie była przesadzona, ponieważ nie można było przewidzieć konsekwencji pandemii dla funkcjonowania globalnej gospodarki. Jej wybuch był typowym – zgodnie z terminologią Taleba (2010) – „czarnym łabędziem”, czyli nieprzewidywalnym wydarzeniem o bardzo dużym negatywnym wpływie na zachowania inwestorów.

Pomimo znacznego odbicia cen papierów wartościowych w kolejnych miesiącach, inwestorom towarzyszyła niepewność co do przyszłości i dalszego rozwoju pandemii. Świadczył o tym m.in. wzrost odchylenia dziennego indeksu S&P 500, które w marcu 2020 r. zwiększyło się prawie czterokrotnie (Zhang i in., 2020). Według niektórych badaczy wzrost zmienności cen na giełdzie w czasie tych zawirowań był

wyższy niż w okresach poprzednich wielkich kryzysów z lat 1930, 1987 czy 2008–2009 (Thakur, 2020).

Podwyższona zmienność na rynkach kapitałowych skłoniła badaczy do poszukiwania zależności występujących w tamtym czasie. Już wcześniej podjęto się kwantyfikacji zaobserwowanych zjawisk, ale tym razem zaistniałych w innych, pandemicznych okolicznościach (Corbet i in., 2021; Hassan i in., 2020; Józwicki i in., 2021; Ramelli i Wagner, 2020; Ruiz Estrada i in., 2021; Wiśniewska-Kuźma, 2020). Przedmiotem zainteresowania było również kształtowanie się cen papierów wartościowych notowanych na rynkach kapitałowych i ich zróżnicowanie w reakcji na wybuch i rozprzestrzenianie się pandemii COVID-19 (Żebrowska-Suchodolska i in., 2021).

W nurt badań weryfikujących wpływ pandemii COVID-19 na funkcjonowanie rynków kapitałowych wpisuje się analiza podjęta przez autora niniejszego artykułu. Zasadne wydaje się porównanie wartości współczynnika beta (β) największych emitentów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) w okresie pandemii COVID-19 z wartościami z lat bezpośrednio ją poprzedzających. Współczynnik β od dawna jest jednym z parametrów najczęściej stosowanych przez inwestorów do szacowania ryzyka rynkowego (systematycznego) akcji spółek notowanych na światowych giełdach papierów wartościowych (Blume, 1975; Price i in., 1982; Rutkowska-Ziarko i Pyke, 2017; Sharpe, 1963).

Zawirowania na rynkach kapitałowych obserwowane od wybuchu pandemii COVID-19, którym towarzyszyła podwyższona zmienność cen papierów wartościowych, mogły doprowadzić do zmian wartości współczynnika β spółek z GPW w stosunku do lat poprzednich. Taka zależność została dostrzeżona w badaniach dotyczących zagranicznych rynków kapitałowych, m.in. Stanów Zjednoczonych (Hua Cao i in., 2022), Meksyku (López-Herrera i in., 2022), Indii (Jain, 2021) czy krajów muzułmańskich (Haroon i in., 2021). Pozyskanie podobnej wiedzy konieczność dostosowania portfeli inwestycyjnych (m.in. z uwzględnieniem poziomu preferencji ryzyka) do zmieniających się realiów funkcjonowania polskiego rynku kapitałowego.

Celem badania omawianego w niniejszym artykule jest porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW podczas pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) oraz w okresie bezpośrednio poprzedzającym jej wybuch (lata 2018–2019). Na podstawie wyników badań rynków zagranicznych sformułowano następującą hipotezę: wybuch i rozprzestrzenianie się pandemii COVID-19 spowodowały wzrost przeciętnych wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW w stosunku do wartości odnotowanych w latach wcześniejszych.

Przeprowadzone badanie dostarcza wiedzy, jak można mierzyć ryzyko systematyczne akcji notowanych na GPW w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych, aby określić aktualny poziom ryzyka rynkowego akcji polskich emitentów, a tym samym dostosować strategię w zakresie doboru aktywów do portfeli inwestorów.

2. Współczynnik beta jako miara ryzyka systematycznego papierów wartościowych – przegląd literatury

Ryzyko jest jednym z fundamentalnych kryteriów uwzględnianych w trakcie podejmowania decyzji inwestycyjnych, co skłania do poszukiwania coraz skuteczniejszych sposobów jego pomiaru. W przypadku inwestowania w akcje spółek ryzyko definiuje się jako potencjalną zmienność stóp zwrotu z inwestycji. Składają się na nie dwa elementy: ryzyko specyficzne (dywersyfikowalne, możliwe do wyeliminowania), charakterystyczne wyłącznie dla danego papieru wartościowego, oraz ryzyko systematyczne (rynkowe, niedywersyfikowalne), wywołane czynnikami wpływającymi na ceny wszystkich akcji w obrocie (Feder-Sempach, 2010, 2017). To drugie dowodzi istnienia pewnego wspólnego faktora wpływającego na ceny wszystkich akcji. Sharpe (1963) zaproponował jednoindeksowy model uzależniający zmienność stóp zwrotu akcji od jednego czynnika – indeksu rynkowego – i założył, że relacja między zmianami stóp zwrotu z papieru wartościowego a zmianami stóp zwrotu jest liniowa. Jednym z parametrów tego modelu był współczynnik β , który miał odpowiadać za współczynnik kierunkowy liniowego, jednoindeksowego modelu Sharpe'a.

Współczynnik β (zwany również współczynnikiem agresywności) jest miarą ryzyka związanego z inwestowaniem w papiery wartościowe (przede wszystkim w akcje) podmiotów notowanych na giełdach papierów wartościowych (Brealey i in., 2019). Przy założeniu zastosowania prostej regresji liniowej pokazuje, jaka przeciętna zmiana (w punktach procentowych) stopy zwrotu spółki nastąpi w wyniku wzrostu rynkowej stopy zwrotu o 1 p.proc. Służy więc do oceny stopnia ryzyka rynkowego różnych aktywów. W zależności od wartości, jakie przyjmuje β , można wyróżnić papiery wartościowe agresywne, których $\beta > 1$, i defensywne, których $\beta < 1$. Istnieją również przypadki, w których $\beta < 0$ – wtedy zmiana stopy zwrotu akcji spółki ma inny kierunek niż zmiana stopy zwrotu indeksu rynkowego (Pera i in., 2014).

Od kilkudziesięciu lat współczynnik β jest jedną z najczęściej stosowanych miar służących do pomiaru ryzyka systematycznego. Poza wspomnianym już jednoindeksowym modelem stworzonym przez Sharpe'a znalazł zastosowanie w innym, równie popularnym, modelu wyceny aktywów kapitałowych – CAPM (Capital Assets Pricing Model; Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964). Jednak jego podstawowym zastosowaniem nadal pozostaje oszacowanie poziomu ryzyka systematycznego

aktywów (na podstawie danych historycznych), dzięki czemu możliwe jest przyjęcie odpowiedniej strategii inwestycyjnej na czas hossy lub bessy (Tarczyński i Witkowska, 2013). Współczynnik β jest elementem pomiaru ryzyka w testowaniu teorii wyceny aktywów kapitałowych, szacowaniu kosztu kapitału i ocenie efektywności portfeli inwestycyjnych.

Jest to również jeden z niewielu mierników ryzyka systematycznego, który stanowi przedmiot zarówno dysputy naukowej, jak i praktycznego wykorzystania przez inwestorów. Uwzględnia wiele uwarunkowań rynkowych, które znajdują bezpośrednio przełożenie na popyt na akcje, a tym samym na ich wycenę rynkową (Jonek-Kowalska, 2017). Niemniej jednak autorzy kontynuujący naukową eksplorację współczynnika β napotykali wiele niedogodności związanych z jego estymacją. Wśród nich należy wymienić przede wszystkim: wybór indeksu, który rzeczywiście będzie odzwierciedlał zachowanie rynku (Bradfield, 2003; Gottwald, 2014; Olbryś i Majewska, 2017), określenie właściwego horyzontu czasowego stóp zwrotu wykorzystywanego do szacowania współczynnika β (Olbryś, 2014; Pogue i Solnik, 1974) czy odpowiedniej długości okresu estymacji (Reeves i Wu, 2013; Tarczyński i Witkowska, 2013; Zahirović i in., 2009).

Z punktu widzenia celu badania omawianego w niniejszym artykule istotne jest, jak wartość β kształtowała się zależnie od koniunktury rynkowej, a w szczególności w wyniku zawirowań spowodowanych wybuchem pandemii COVID-19. Badacze analizujący poprzednie spowolnienia gospodarcze dostrzegali czasowe zróżnicowanie β wywołane wystąpieniem sytuacji kryzysowej w globalnych gospodarkach. Na przykład Choudhry i in. (2010) określili wpływ kryzysu azjatyckiego z lat 1997–1998 i okresu bezpośrednio go poprzedzającego na zmienność β w czterech sektorach przemysłowych Indonezji, Singapuru, Korei Południowej i Tajwanu. Dostrzegli podwyższoną zmienność wycen i przepływów pieniężnych na tych rynkach (zaobserwowaną również w początkowej fazie pandemii COVID-19). Porównując lata przed- i pokryzysowe, zauważyli, że współczynnik β wzrósł w trakcie kryzysu azjatyckiego. Potwierdziło to wyniki wcześniejszych badań (Chen i So, 2002; Maroney i in., 2004). Z kolei Slimane i in. (2017) analizowali zmienność β wywołaną kryzysem w latach 2008–2009 na rynkach amerykańskim i zachodnioeuropejskim. Zdecydowana większość badanych spółek wykazywała wzrost przeciętnych wartości β w trakcie kryzysu, co miało wpływ na zachowanie inwestorów i podejmowane przez nich decyzje.

W badaniu asymetrii współczynnika ryzyka systematycznego przeprowadzonym przez Liau (2016) wykorzystano również modele GARCH. Wynika z niego, że zmienność β jest skorelowana ze stopniem dźwigni finansowej oraz że spadki wskaźnika ceny do wartości księgowej po kryzysie kredytów hipotecznych typu subprime doprowadziły do ogólnego wzrostu β . Rizvi i Arshad (2018) podjęli próbę

oceny zróżnicowana wartości β w poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego na rynkach kapitałowych w krajach muzułmańskich, Europie i Stanach Zjednoczonych. Możliwości dywersyfikacji portfela β okazały się większe dla tych pierwszych. W odniesieniu do rynku polskiego interesujące jest porównanie wartości β szacowanych dla dłuższego okresu badawczego odnotowanych w okresie 2001–2020 (z uwzględnieniem kryzysu w latach 2008–2009) w pięciu sektorach GPW z trzema sektorami niemieckiego indeksu DAX, którego dokonali Feder-Sempach i Szczepocki (2022). Pozwoliło ono wskazać sektory ujmowane jako agresywne lub defensywne, a także stwierdzić, że zmienność β jest niższa w odniesieniu do sektorów notowanych na bardziej rozwiniętym rynku niemieckim.

Jak można zauważyć, badacze koncentrujący się na rynkach kapitałowych już od wielu lat podejmują w swoich rozważaniach kwestię złożonej natury współczynnika ryzyka systematycznego β . Nie inaczej było w czasie podwyższonej niepewności spowodowanej pandemią COVID-19, kiedy ponownie podjęto próby kwantyfikacji β w celu szacowania ryzyka systematycznego papierów wartościowych notowanych na światowych rynkach kapitałowych (m.in. Cakici i Zaremba, 2021; Neslihanoglu, 2021). Podobnie jak w przypadku analizy β w poprzednich okresach kryzysowych wartości tego współczynnika rosły w trakcie pandemii COVID-19, zwłaszcza w jej pierwszej fazie (Jain, 2021). Co więcej, w niektórych sektorach gospodarki wzrost był znacznie bardziej widoczny niż w innych (np. IT, ubezpieczenia, dobra konsumpcyjne). Hua Cao i in. (2022) dostrzegli spadki wartości β w latach pandemicznych w przypadku małych i średnich spółek; przeciwna zależność występowała w przypadku spółek największych.

Podczas pandemii COVID-19 badano również charakter zmienności indeksów sektorowych zarówno w krajach muzułmańskich, jak i poza tymi krajami. W początkowej fazie pandemii te pierwsze indeksy charakteryzowały się niższą zmiennością β , co mogło zachęcać do dywersyfikacji portfela o te instrumenty finansowe. Jednak wraz z rozwojem pandemii trend się zmienił, a współczynniki β sektora usług konsumenckich, finansów, opieki zdrowotnej oraz ropy i gazu wskazywały na nadmierną reakcję akcji w krajach muzułmańskich (Haroon i in., 2021). Z kolei López-Herrera i in. (2022) wykazali, że w czasie kryzysów (takich jak ten pandemiczny) niezbędne jest precyzyjne określenie specyfikacji β , która może sugerować zmienność ryzyka systematycznego daleko wykraczającą poza typowe ryzyko rynkowe.

Prowadzone badania mogą pomóc inwestorom lokującym środki na globalnych rynkach kapitałowych w trakcie kolejnych możliwych zawirowań spowodowanych pandemią COVID-19 lub innym „czarnym łabędziem”.

3. Metoda badania

Weryfikacji postawionej hipotezy dokonano na podstawie danych dotyczących spółek notowanych na GPW, podzielonych na dwie klasy stanowiące podstawę wyznaczania dwóch głównych indeksów warszawskiego parkietu, tj. WIG20 i mWIG40. Indeksy te obliczane są dla grup odpowiednio 20 największych i najpłynniejszych emitentów z GPW oraz 40 emitentów średnich.

Skład portfeli powyższych indeksów (próba badawcza) został zaczerpnięty z historycznych portfeli indeksów giełdowych znajdujących się na stronie GPW (b.r.). Zastosowano dobór celowy w odniesieniu do najbardziej płynnych spółek notowanych na polskim rynku kapitałowym. Wykorzystano portfel indeksów po rewizji rocznej z 20 marca 2020 r. (GPW, 2021). Data ta najbardziej odpowiadała początkowi rozprzestrzeniania się pandemii COVID-19 na świecie, a tym samym jej negatywnego wpływu na globalne rynki kapitałowe. Zestawienie spółek, na podstawie których została przeprowadzona analiza porównawcza wartości współczynnika β , zaprezentowano w tabl. 1.

Tabl. 1. Portfel indeksów WIG20 i mWIG40 po rewizji z 20 marca 2020 r.

Spółki	Udział w portfelu indeksu w %	Spółki	Udział w portfelu indeksu w %	Spółki	Udział w portfelu indeksu w %
WIG20		mWIG40		mWIG40 (dok.)	
PKOBP	14,76	INGBSK	10,00	COMARCH	1,86
PZU	11,28	KETY	6,49	TSGAMES	1,81
CDPROJEKT	11,15	ASSECOPOL	6,33	11BIT	1,70
PKNORLEN	10,60	MILLENIUM	5,93	CIECH	1,69
PEKAO	8,90	AMREST	4,80	ECHO	1,61
KGHM	6,20	KRUK	3,79	DOMDEV	1,42
LPP	5,36	KERNEL	3,79	FAMUR	1,42
SANPL	4,93	BUDIMEX	3,46	ORBIS ^a	1,28
DINOPL	4,00	INTERCARS	3,33	AMICA	1,15
CYFRPLSAT	3,94	HANDLOWY	3,20	CLNPHERMA	1,12
LOTOS	3,24	GTC	3,09	VRG	1,08
PGNIG	2,95	WIRTUALNA	2,62	LIVECHAT	1,06
MBANK	2,44	EUROCASH	2,60	FORTE	1,01
ORANGEPL	2,41	ENERGA	2,59	NEUCA	0,92
PGE	2,26	BENEFIT	2,52	PLAYWAY	0,80
PLAY ^a	1,99	ENEA	2,32	PKPCARGO	0,76
CCC	1,30	DEVELIA	2,09	MABION	0,74
ALIOR	1,18	GRUPAAZOTY	2,04	STALPROD	0,60
TAURONPE	0,70	BNPPL	1,98	BOGDANKA	0,42
JSW	0,42	GPW	1,95	GETINOBLE	0,22

a Spółka opuściła giełdę w trakcie badanego okresu.

Uwaga. Pisownia nazw spółek przyjęta za GPW.

Źródło: GPW (2021).

Jak wynika z tabl. 1, dwie spółki (PLAY z WIG20 i ORBIS z mWIG40) w trakcie badanego okresu zostały delistingowane (tzn. przestały być notowane na GPW), więc w ich przypadku niemożliwe było uzyskanie notowań dla całego okresu 2020–2021 i wykluczono je z próby badawczej. Ostatecznie do badania zakwalifikowano 58 spółek.

Do kalkulacji wartości współczynnika β została wykorzystana klasyczna metoda najmniejszych kwadratów (ang. *ordinary least square method* – OLS), każdorazowo do szacowania stóp zwrotu dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych. Umożliwiła ona estymację wartości β dopasowanych do jednoindeksowego modelu Sharpe’a, którego równanie zaprezentowano poniżej. Równanie to określa linię charakterystyczną (ang. *security characteristic line* – SCL) papieru wartościowego oraz indeksuje poziom stopy zwrotu z akcji danej spółki (Pera i in., 2014):

$$R_i = \beta_i R_m + \alpha_i + e_i,$$

gdzie:

α_i, β_i – parametry modelu,

R_m – rynkowa stopa zwrotu utożsamiana ze stopą zwrotu indeksu WIG,

e_i – składnik losowy, którego wartość oczekiwana wynosi 0.

Porównania wartości współczynników dokonano na poziomie wspomnianych czterech różnych horyzontów czasowych stóp zwrotu, co ma służyć bardziej precyzyjnemu odzwierciedleniu ewentualnych różnic, które mogły wystąpić w okresie pandemii COVID-19 oraz w poprzedzających ją latach. Warto zaznaczyć, że do wyliczenia tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych zwrotów wykorzystano notowania z ostatniego dnia działania rynku, w którym w danym okresie odbywał się handel (ostatni dzień tygodnia dla stóp zwrotu tygodniowych itd.).

Przyjęto, że indeksem używanym do określenia rynkowej stopy zwrotu będzie WIG (indeks szerokiego rynku na GPW). Dwuletni horyzont czasowy (odrębnie lata 2020–2021 oraz 2018–2019) może wydawać się niewystarczający do oszacowania β na podstawie stóp zwrotu dłuższych niż dzienne, np. dwutygodniowych lub miesięcznych. Jednak głównym zamiarem autora było zweryfikowanie wystąpienia różnic między badanymi współczynnikami dokładnie w latach pandemii COVID-19. W celu osiągnięcia możliwie najlepszej porównywalności obserwacji zdecydowano się również nie wydłużać okresu badania poprzedzającego pandemię poza lata 2018–2019. Założenia te zostały przyjęte na podstawie wcześniejszych badań wskazujących na okres nieprzekraczający 2–3 lat jako najlepszy do estymacji współczynnika β (Cenesizoglu i in., 2016).

Historyczne notowania akcji wybranych emitentów zostały pobrane z bazy notowań Stooq (b.r.). Wykorzystano je do obliczenia wartości β przy zastosowaniu kla-

sycznej metody najmniejszych kwadratów. Następnie analizowano te wartości dla dwóch okresów badawczych przy zastosowaniu różnych horyzontów czasowych stóp zwrotu użytych do kalkulacji β . Uwzględniono również niektóre ich statystyki opisowe (średnia, odchylenie standardowe i błąd względny).

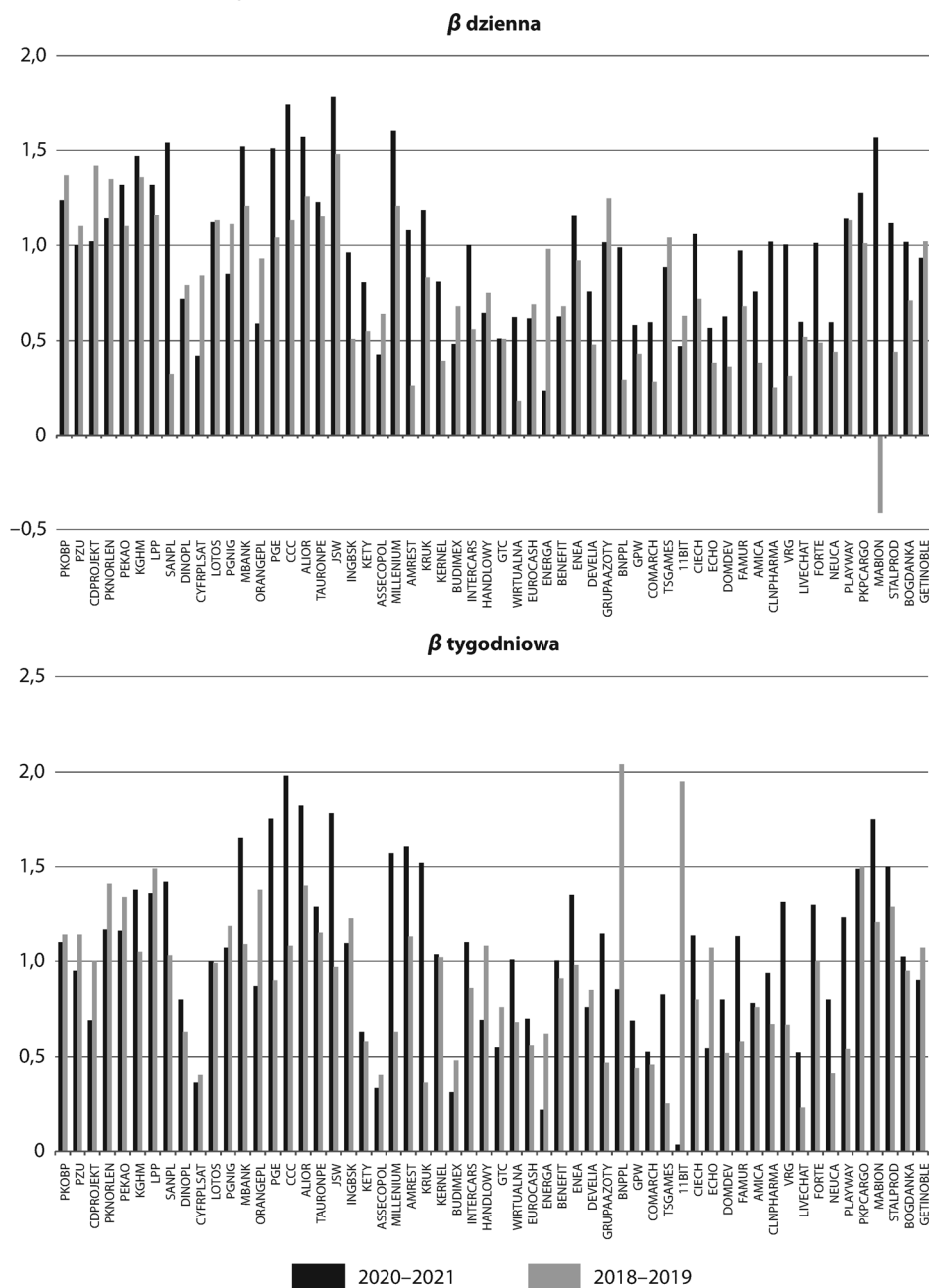
Otrzymane różnice pomiędzy wartościami β zweryfikowano pod kątem ich istotności statystycznej za pomocą testu dla grup zależnych (ang. *t-test for dependent groups*), który zakłada normalność rozkładu zmienności (zweryfikowaną w dalszej części badania). Dzięki niemu można stwierdzić, czy występujące w kalkulacjach współczynnika β różnice między okresami badawczymi są losowe, czy może wykazują znamiona istotności statystycznej, która z kolei może dawać podstawy do wnioskowania statystycznego (Kyun Kim, 2015).

4. Wyniki badania

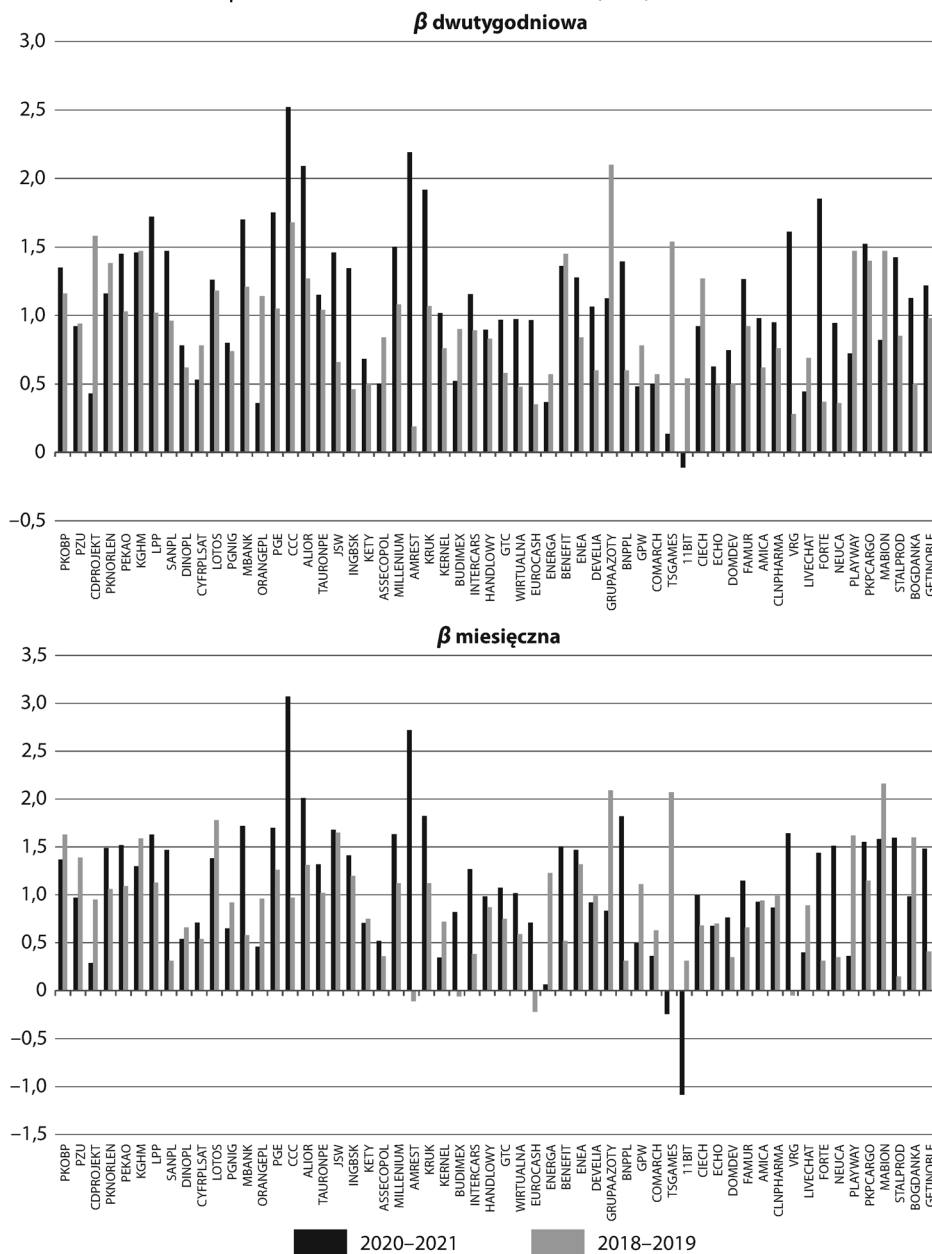
Za pomocą zaprezentowanej powyżej metody obliczono łącznie 464 wartości współczynnika β akcji spółek z indeksów WIG20 i mWIG40 w dwóch okresach badawczych: 2020–2021 i 2018–2019. Kształtowanie się tych wartości, obliczonych odrębnie na podstawie dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych oraz miesięcznych stóp zwrotu, przedstawiono na wykresie.

Jak można z niego wywnioskować, zróżnicowanie wartości współczynnika β w latach 2020–2021 i 2018–2019 było zauważalne. Przykład największych spółek z GPW potwierdza zależność zaobserwowaną na innych rynkach w przypadku wcześniejszych okresów spowolnienia gospodarczego, polegającą na tym, że kryzys powoduje wzrost zmienności wartości β (Choudhry i in., 2010). Tendencja ta w większości przypadków (70–80%) wskazuje przy tym na wyższe wartości tych wskaźników w latach 2020–2021 niż w latach 2018–2019 dla każdego z przyjętych horyzontów czasowych stóp zwrotu. Rezultaty badawcze dotyczące największych spółek z GPW pokrywają się z wynikami badań rynków zagranicznych, przeprowadzonych m.in. przez Chen i So (2002), Jain (2021) oraz Slimane i in. (2017). Zwłaszcza ostatnia z wymienionych prac, potwierdzająca wzrost wartości β zdecydowanej większości spółek w czasie kryzysu, zdaje się przydatna do wykazania, że rezultaty badania przeprowadzonego na GPW nie są przypadkowe.

Wykres. Wartości współczynnika β akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 obliczone na podstawie notowań z lat 2018–2021



Wykres. Wartości współczynnika β akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 obliczone na podstawie notowań z lat 2018–2021 (dok.)



Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

W celu lepszego zrozumienia zróżnicowania wartości β między okresem pandemii (2020–2021) i okresem przedpandemicznym (2018–2019) warto przyjrzeć się ich uśrednionym różnicom w czterech badanych horyzontach czasowych stóp zwrotu dla poszczególnych spółek zakwalifikowanych do badania. Zostały one zaprezentowane w tabl. 2 z uwzględnieniem przynależności emitentów do grup, na podstawie których wyznacza się poszczególne indeksy (WIG20 i mWIG40).

Tabl. 2. Uśrednione różnice wartości współczynnika β oszacowanych na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 w latach 2018–2021

Spółki	Uśredniona różnica β	Spółki	Uśredniona różnica β	Spółki	Uśredniona różnica β
WIG20		mWIG40		mWIG40 (dok.)	
PKOBP	-0,060	INGBSK	0,515	COMARCH	0,063
PZU	-0,148	KETY	0,156	TSGAMES	-1,249
CDPROJEKT	-0,733	ASSECOPOL	-0,172	11BIT	-0,743
PKNORLEN	-0,043	MILLENIUUM	0,441	CIECH	0,093
PEKAO	0,295	AMREST	1,724	ECHO	0,081
KGHM	-0,075	KRUK	0,602	DOMDEV	0,286
LPP	0,920	KERNEL	0,214	FAMUR	0,373
SANPL	0,423	BUDIMEX	-0,061	AMICA	0,209
DINOPOL	0,093	INTERCARS	0,404	CLNPHARMA	0,276
CYFRPLSAT	-0,283	HANDLOWY	0,001	VRG	1,200
LOTOS	-0,130	GTC	0,146	LIVECHAT	-0,285
PGNIG	-0,123	WIRTUALNA	0,452	FORTE	1,006
MBANK	0,553	EUROCASH	0,388	NEUCA	0,541
ORANGEPL	-0,413	ENERGA	-0,703	PLAYWAY	-0,565
PGE	0,570	BENEFIT	0,217	PKPCARGO	0,267
CCC	1,033	ENEA	0,331	MABION	0,301
ALIOR	0,625	DEVELIA	0,240	STALPROD	0,811
TAURONPE	0,203	GRUPAAZOTY	-0,840	BOGDANKA	0,067
JSW	0,420	BNPPL	0,854	GETINOBLE	0,303
		GPW	-0,133		

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Najwyższa uśredniona różnica wartości β pomiędzy dwoma badanymi okresami w grupie spółek notowanych w WIG20 wystąpiła w przypadku CCC (1,033), LPP (0,920) i ALIOR (0,625). Najniższymi uśrednionymi różnicami charakteryzowały się natomiast CDPROJEKT (-0,733), ORANGEPL (-0,413) oraz PZU (-0,148). Jeśli chodzi o mWIG40, to najwyższe wartości przeciętnych różnic β dotyczyły spółek: AMREST (1,724), VRG (1,200) i FORTE (1,006), a najniższe – TSGAMES (-1,249), GRUPAAZOTY (-0,840) oraz 11BIT (-0,743). Analizując powyższe dane, można dostrzec pewne zależności, które wystąpiły na rynkach w wyniku zmienności wywołanej pandemią COVID-19. Otóż w badanej próbie najwyższym przeciętnym wzrostem wartości β charakteryzowały się spółki zajmujące się sprzedażą dóbr konsumpcyjnych.

cyjnych, takich jak żywność, odzież i obuwanie (CCC, LPP, AMREST i VRG), a najniższym – producenci gier (CDPROJEKT, TSGAMES i 11BIT), w przypadku których część szacowanych β miała wartości ujemne, świadczące o przeciwnym kierunku zmian niż indeks rynkowy. Uzyskane wyniki są zbieżne z rezultatami badania przeprowadzonego przez Jain (2021) w zakresie szczególnego oddziaływania pandemii COVID-19 na wzrost wartości β akcji spółek zajmujących się obrotem dobrami konsumpcyjnymi. Podobnie sprawa ma się z producentami gier, których można byłoby uwzględnić jako podmioty z sektora IT. W ostatnich latach akcje tych emitentów z GPW były klasyfikowane jako defensywne (Feder-Sempach i Szczepocki, 2022). Zaskakujący jest brak w czołówce najwyższych zmian wartości β sektora finansowego (poza spółką ALIOR), który w dobie kryzysów z reguły wykazywał się wyższą od przeciętnej zmiennością β (Haroon i in., 2021; Liu, 2004). Omawiane rozpoznania badawcze potwierdzają jeden z pierwszych wniosków (Rosenberg i Guy, 1976) dotyczący tendencji współczynnika β do zmian w zależności od czynników mikroekonomicznych (jak specyfika działalności podmiotu) i makroekonomicznych (jak wystąpienie globalnego kryzysu).

Żeby doprecyzować wnioski z badania omawianego w niniejszym artykule, niezbędne było obliczenie statystyk opisowych uzyskanych współczynników β , co umożliwiła wnioskowanie statystyczne na podstawie przyjętej próby. Przedstawiono je w tabl. 3. Zdecydowano się również na zamieszczenie w niej statystyk opisowych w ujęciu przekrojowym odrębnie dla spółek notowanych w grupach będących podstawą do wyznaczania indeksów WIG20 i mWIG40, aby sprawdzić, czy wielkość kapitalizacji rynkowej spółek również miała wpływ na zmienność wartości β w dobie kryzysu pandemicznego. W nawiasach ujęto liczbę spółek zakwalifikowanych do konkretnej podgrupy.

W tabl. 3 zwracają uwagę wyższe średnie wartości współczynnika β obliczone na podstawie notowań z lat 2020–2021 od obliczonych dla lat 2018–2019. Dotyczy to każdego interwału czasowego stóp zwrotu, dla którego były przeprowadzane obliczenia. Różnica ta staje się szczególnie widoczna w przypadku wartości β estymowanych na podstawie dziennych i miesięcznych stóp zwrotu. Wyniki te są zbliżone do wyników wcześniejszych badań, dotyczących rynków w Indiach (Jain, 2021) czy Stanach Zjednoczonych (Akter i Nobi, 2018; Cakici i Zaremba, 2021). Przyczyn takiego stanu rzeczy należy upatrywać w zwiększonej niepewności przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych.

Tabl. 3. Wybrane statystyki opisowe współczynników β oszacowanych na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 w latach 2018–2021

β	Ogółem (58)			WIG20 (19)			mWIG40 (39)	
	średnia β	odchylenie β	błąd względny w %	średnia β	odchylenie β	błąd względny w %	średnia β	odchylenie β
2020–2021								
Dzienna	0,973	0,369	37,93	1,216	0,380	31,23	0,854	0,303
Tygodniowa	1,040	0,434	41,78	1,242	0,427	34,37	0,941	0,408
Dwutygodniowa	1,099	0,521	47,42	1,282	0,562	43,86	1,010	0,483
Miesięczna	1,110	0,672	60,52	1,331	0,646	48,57	1,003	0,666
2018–2019								
Dzienna	0,766	0,394	51,44	1,118	0,268	23,97	0,594	0,326
Tygodniowa	0,906	0,389	42,89	1,098	0,269	24,48	0,812	0,406
Dwutygodniowa	0,903	0,401	44,44	1,101	0,294	26,69	0,806	0,414
Miesięczna	0,892	0,551	61,71	1,095	0,404	36,93	0,793	0,589

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Koncentrując się na wartościach β obliczanych odrębnie dla emitentów z WIG20 i mWIG40 w obu badanych okresach dla każdego horyzontu czasowego stóp zwrotu użytych w kalkulacji, można stwierdzić, że wartości te są wyższe w okresie pandemii COVID-19 niż w latach bezpośrednio ją poprzedzających, zarówno w przypadku największych, jak i średnich emitentów. Odmiennie wyniki otrzymali Hua Cao i in. (2022), prowadzący badania na rynkach azjatyckich, na których w czasie pandemii COVID-19 wartości β rosły dla spółek o największej kapitalizacji (WIG20), a malały dla średnich (mWIG40). Warto jednak zwrócić uwagę, że w badaniu Slimane i in. (2017) zdecydowana większość spółek giełdowych (bez względu na poziom kapitalizacji) wykazywała wzrost przeciętnych wartości β podczas kryzysu w latach 2008–2009.

Jeśli chodzi o kolejne statystyki opisowe, to można zauważyć, że odchylenie standardowe β oraz błąd względny prognozy wzrastają wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu. Nie jest to zjawisko nowe. Reeves i Wu (2013) wskazywali na przykładzie rynków amerykańskiego, brytyjskiego i australijskiego, że β oparte na stopach zwrotu wysokiej częstotliwości (np. dzienne) wiązały się z największą trafnością prognozy i najniższym poziomem zmienności w czasie. Odchylenie standardowe β mogło być nawet o kilkadziesiąt punktów procentowych wyższe w sytuacji, gdy wartości współczynnika kalkulowano na podstawie miesięcznych stóp zwrotu (Hrdlicka, 2022). Mogłoby to znaczyć, że krótszy interwał stóp zwrotu, który charakteryzuje się niższą zmiennością (Daves i in., 2000), powinien każdorazowo służyć do kalkulacji β . Wykazano jednak, że dane wysokiej częstotliwości (dzienne stopy zwrotu) są bardziej narażone na występowanie problemu heteroskedastyczności, co z kolei obniża efektywność opartej na nich estymacji (Jacobsen i Dannenburg, 2003).

Przyglądając się okresowemu zróżnicowaniu odchylenia standardowego, można dostrzec, że jest ono wyższe (w okresie 2020–2021) wyłącznie dla wartości β szacowanych na podstawie dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. W przypadku pozostałych dwóch horyzontów czasowych poziom odchylenia standardowego różni się nieznacznie. Podobnie jest z błędem względnym, którego odczyty wyraźnie różnią się tylko w przypadku wartości β kalkulowanych na podstawie dziennych stóp zwrotu (wyższa wartość dla okresu 2018–2019). Co ciekawe, w czasie pandemii COVID-19 wzrosło odchylenie standardowe β akcji spółek o największej kapitalizacji zgrupowanych w indeksie WIG20. We wcześniejszych badaniach (Dimson, 1797; Hrdlicka, 2022) odnotowano znacznie niższy wzrost zmienności w grupie takich emitentów. Można zatem przypuszczać, że pandemia COVID-19 miała wpływ również na wzrost zmienności (a tym samym ryzyka) akcji największych spółek z GPW, które powinny być uważane za najbezpieczniejsze, nawet w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych.

Poza tym, nieco zaskakującym, rezultatem dotyczącym wzrostu zmienności β największych spółek, nie można stwierdzić, by w okresie pandemii COVID-19 zależności w zakresie poziomu zmienności β akcji spółek notowanych na GPW były wyraźnie różne od obserwowanych w latach wcześniejszych. Ponadto potwierdzony został wzrost zmienności β wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu, który (podobnie jak we wcześniejszych badaniach) dotyczył zarówno lat 2020–2021, jak i 2018–2019. Zmienność analizowanego współczynnika w dalszym ciągu pokazuje, że także w przypadku wybranych spółek z GPW trudno wskazać jeden, uniwersalny horyzont czasowy stóp zwrotu do kalkulacji β , który zapewniałby najniższy poziom niepewności co do jej szacunków (Hollstein i in., 2020).

W omawianym badaniu zadaniem autora było podjęcie próby oszacowania, czy wykazane różnice (zaprezentowane na wykresie) oraz ich średnie (zamieszczone w tabl. 3) były istotne statystycznie, a tym samym czy wskazywały, że czas pandemii COVID-19 miał znaczenie dla kształtowania się wartości współczynnika β .

W celu weryfikacji statystycznej różnic wartości β oszacowanych dla tych samych spółek z GPW, ale dla dwóch różnych okresów, zdecydowano się przeprowadzić jeden z najpopularniejszych testów badających istotność różnic w próbach zależnych – test dla grup zależnych. Przed przystąpieniem do jego wykonania niezbędne było sprawdzenie normalności rozkładu wartości β w poszczególnych grupach (dla każdego horyzontu czasowego). Analizę tę wykonano przy użyciu testu Shapiro-Wilka (1965), który nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu mówiącej o normalności rozkładów badanych zmiennych w żadnej z badanych grup. W związku z tym można było przeprowadzić test dla grup zależnych w przypadku każdej z par wartości β (opartych na dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych stopach zwrotu) obliczanych dla lat 2020–2021 i 2018–2019. Wyniki

weryfikacji statystycznej różnic pomiędzy β w analizowanych okresach zaprezentowano w tabl. 4.

Tabl. 4. Wyniki weryfikacji statystycznej różnic między wartościami współczynnika β oszacowanymi na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 (test dla grup zależnych)

Statystyki	2020–2021	2018–2019	Statystyki	2020–2021	2018–2019
β dzienna			β dwutygodniowa		
Średnia	0,972657	0,765862	Średnia	1,099142	0,902759
Wariancja	0,136115	0,155186	Wariancja	0,27169	0,160982
Test t	3,717447**		Test t	2,42925*	
β tygodniowa			β miesięczna		
Średnia	1,039777	0,906155	Średnia	1,110128	0,892414
Wariancja	0,188709	0,151017	Wariancja	0,451311	0,303268
Test t	2,148846*		Test t	1,974163*	

Uwaga. Liczba obserwacji = 58. Różnica średnich według hipotezy = 0. Stopnie swobody = 57. Wynik istotny statystycznie na poziomie: * – $p < 0,05$, ** – $p < 0,01$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Bazując na wynikach weryfikacji statystycznej przedstawionych w tabl. 4, można zauważyć występowanie istotności statystycznej różnic między wartościami β obliczanymi w okresie 2020–2021 i 2018–2019 dla spółek zgrupowanych w portfelach indeksów WIG20 oraz mWIG40. Istotność ta była najwyższa ($p < 0,01$) w przypadku β kalkulowanych na dziennych stopach zwrotu, ale również dla pozostałych interwałów czasowych stóp zwrotu (tygodniowe, dwutygodniowe oraz miesięczne) oszacowane różnice pozwalają wskazać jednoznacznie, że wartości β z okresu pandemii COVID-19 były istotnie (na poziomie $p < 0,05$) wyższe od szacowanych w okresie poprzedzającym jej wybuch.

Wyniki badania potwierdziły przyjętą hipotezę, że pandemia COVID-19 miała wpływ na kształtowanie się wartości współczynnika β akcji największych spółek z GPW, których uśrednione wartości w latach 2020–2021 okazały się wyższe od odnotowanych w okresie 2018–2019. Uzyskane rezultaty są zbieżne z wynikami badań dotyczących zagranicznych rynków kapitałowych w zakresie różnic β podczas wcześniejszych kryzysów gospodarczych, jak kryzys azjatycki 1997–1998 (Choudhry i in., 2010) oraz kryzys sektora nieruchomości w Stanach Zjednoczonych 2008–2009 (Liau, 2016), jak również z wynikami innych badań dotyczących skutków wybuchu pandemii COVID-19 (Hua Cao i in., 2022; Jain, 2021).

5. Podsumowanie

Wybuch pandemii COVID-19 na początku 2020 r. był giełdowym „czarnym łabędziem”, czyli zdarzeniem nieprzewidywalnym, którego wpływ na wycenę rynkową spółek okazał się trudny do oszacowania. W ówczesnych realiach zweryfikowane zostały zależności wcześniej obserwowane na światowych rynkach kapitałowych. Różni badacze podejmowali próby odkrycia nowych (bądź potwierdzenia istniejących) związków zachodzących w świecie finansów. W ten nurt wpisuje się badanie omówione w niniejszym artykule, którego głównym celem było porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW w latach pandemii COVID-19 z wartościami z lat bezpośrednio poprzedzających pandemię. Z oszacowania β akcji 58 największych spółek z warszawskiego parkietu wynika, że uśrednione wartości β w okresie 2020–2021 były istotnie wyższe od wartości uzyskanych w latach 2018–2019. Obserwacja ta została pozytywnie zweryfikowana statystycznie przy użyciu testu t dla grup zależnych w przypadku każdego z czterech horyzontów czasowych stóp zwrotu (dziennego, tygodniowego, dwutygodniowego i miesięcznego) wykorzystanych do obliczania wartości współczynnika β . Wyniki te są zbieżne z rezultatami badań dotyczących wpływu pandemii COVID-19 na rynki indyjski, meksykański czy amerykański oraz z określającymi zmienność β podczas poprzednich kryzysów, m.in. na rynkach azjatyckich czy zachodnioeuropejskich. Inni badacze, podobnie jak autor niniejszego artykułu, upatrują przyczyn takiego stanu rzeczy w gwałtownej ucieczce – zwłaszcza w pierwszej połowie 2020 r. – inwestorów od wszystkich ryzykownych aktywów (takich jak np. akcje), wywołanej nagłym zdarzeniem, którego wpływ na wyceny rynkowe spółek publicznych był trudny do oszacowania.

W badanej próbie ponad 70% przypadków β miało wyższe wartości w latach 2020–2021 niż w latach 2018–2019. Najwyższe różnice dotyczyły podmiotów z sektora dóbr konsumpcyjnych, podczas gdy najniższymi charakteryzowali się producenci gier (bardziej odporni na zmiany koniunktury). Zaskakujący jest brak w czołówce najwyższych zmian wartości β sektora finansowego, który na zagranicznych rynkach wykazywał się wyższym od przeciętnej wzrostem wartości β w dobie kryzysów.

Wartości β obliczone odrębnie dla emitentów z grup WIG20 i mWIG40 w badanych okresach dla każdego horyzontu czasowego stóp zwrotu były wyższe w okresie pandemii COVID-19 niż wcześniej. Jest to nieco zaskakujący wynik, przeciwny do rezultatów badań dotyczących rynków azjatyckich. Tam bowiem w czasie pandemii COVID-19 wartości β rosły dla spółek o największej kapitalizacji, natomiast malały dla średnich. Podobnie jak wykazano we wcześniejszych badaniach, także i w latach pandemicznych na GPW odchylenie standardowe β oraz błąd względny

prognozy wzrastały wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu. Jednak w relacji okres do okresu te miary zmienności były wyższe (podczas pandemii COVID-19) wyłącznie dla wartości β szacowanych na podstawie dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. Zauważono, że w badanej próbie odchylenie standardowe β akcji największych spółek z WIG20 rosło w latach 2020–2021, czego nie wykazały wcześniejsze badania.

Wyniki uzyskane w badaniu przedstawionym w niniejszym artykule mogą okazać się pomocne dla inwestorów lokujących środki na GPW. Współczynnik β może być wykorzystany do pomiaru ryzyka systematycznego akcji największych spółek warszawskiego parkietu w razie wystąpienia kolejnych fal pandemii COVID-19. Inwestycja w spółki charakteryzujące się wyższymi wartościami β w trakcie kryzysu pandemicznego będzie się wiązać ze zwiększonym poziomem ryzyka.

W celu potwierdzenia zidentyfikowanych zależności dotyczących GPW warto przeprowadzić podobne badanie dla innych podmiotów, charakteryzujących się niższą kapitalizacją i mniejszą płynnością. Pozwoliłoby ono sprecyzować, czy obserwowane prawidłowości dotyczą tylko największych i najbardziej płynnych spółek, czy też może będą obserwowalne dla całego rynku. Interesujące byłoby również przeprowadzenie branżowej analizy zmienności wartości β w dobie pandemii COVID-19 z uwzględnieniem klasyfikacji makrosektorowej stosowanej na GPW.

Bibliografia

- Akter, N., Nobi, A. (2018). Investigation of the Financial Stability of S&P 500 Using Realized Volatility and Stock Returns Distribution. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(2), 1–10. <https://doi.org/10.3390/jrfm11020022>.
- Blume, M. E. (1975). Betas and their regression tendencies. *The Journal of Finance*, 30(3), 785–795. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1975.tb01850.x>.
- Bolesta, K., Sobik, B. (2020). Analiza działań antykryzysowych podczas pandemii COVID-19 w krajach Europy. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze*, 7(13), 18–30. <https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2020.176>.
- Bradfield, D. (2003). Investment Basics XLVI. On estimating the beta coefficient. *Investment Analysts Journal*, 32(57), 47–53. <https://doi.org/10.1080/10293523.2003.11082448>.
- Brealey, R. A., Myers, S. C., Allen, F. (2019). *Principles of Corporate Finance*. McGraw-Hill.
- Cakici, N., Zaremba, A. (2021). Who should be afraid of infections? Pandemic exposure and the cross-section of stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 72, 1–25. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101333>.
- Cenesizoglu, T., Liu, Q., Reeves, J. J., Wu, H. (2016). Monthly Beta Forecasting with Low-, Medium- and High-Frequency Stock Returns. *Journal of Forecasting*, 35(6), 528–541. <https://doi.org/10.1002/for.2396>.

- Chen, C. C., So, R. W. (2002). Exchange rate variability and the riskiness of US multinational firms: evidence from the Asian financial turmoil. *Journal of Multinational Financial Management*, 12(4–5), 411–428. [https://doi.org/10.1016/S1042-444X\(02\)00018-X](https://doi.org/10.1016/S1042-444X(02)00018-X).
- Choudhry, T., Lu, L., Peng, K. (2010). Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from the Asian industrial sectors. *Japan and the World Economy*, 22(4), 228–234. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.06.003>.
- Corbet, S., Hou, Y., Hu, Y., Lucey, B., Oxley, L. (2021). Aye Corona! The contagion effects of being named Corona during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, 38, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101591>.
- Daves, P., Ehrhardt, M., Kunkel, R. (2000). Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13(1), 7–13.
- Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197–226. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(79\)90013-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90013-8).
- Feder-Sempach, E. (2010). Analiza porównawcza prognozy dla wybranych spółek z indeksu WIG20. W: J. Handschke, W. Przybylska-Kapuścińska (red.), *Rynki finansowe i ubezpieczenia. Nowe perspektywy instytucji i instrumentów* (s. 84–91). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Feder-Sempach, E. (2017). Efekt interwału w oszacowaniach współczynnika beta na podstawie akcji spółek z indeksu WIG20 i DAX w okresie 2005–2015 – analiza porównawcza. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (325), 20–30.
- Feder-Sempach, E., Szczepocki, P. (2022). The Bayesian Method in Estimating Polish and German Industry Betas. A Comparative Analysis of the Risk between the Main Economic Sectors from 2001–2020. *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe*, 25(2), 45–60. <https://doi.org/10.18778/1508-2008.25.12>.
- Giełda Papierów Wartościowych. (b.r.). *Karty indeksów*. Pobrane 15 maja 2022 r. z <https://gpwbenchmark.pl/karta-indeksu?isin=PL9999999516>.
- Giełda Papierów Wartościowych. (2021). *Rocznik giełdowy 2020*. https://www.gpw.pl/biblioteka-gpw-wiecej?gpwl_id=158&title=Rocznik+gie%C5%82dowy+2020.
- Gottwald, R. (2014). *The Efficiency of Cyclical and Defensive Stocks*. International Conference on Education and Social Sciences [abstrakt referatu ogłoszonego na International Conference on Education and Social Sciences, 20–21 listopada 2014 r., Mediolan]. https://www.ocerints.org/intcess14_epublication/abstracts/a181.pdf.
- Haroon, O., Ali, M., Khan, A., Khattak, M. A., Rizvi, S. A. R. (2021). Financial Market Risks during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance & Trade*, 57(8), 2407–2414. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1873765>.
- Haroon, O., Rizvi, S. A. R. (2020). COVID-19: media coverage and financial markets behavior – a sectoral inquiry. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 1–5. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100343>.
- Hassan, T. A., Hollander, S., van Lent, L., Schwedeler, M., Tahoun, A. (2020). *Firm-level Exposure to Epidemic Diseases: COVID-19, SARS, and H1N1* (NBER Working Paper No. 26971). <https://doi.org/10.3386/w26971>.
- Hollstein, F., Prokopczuk, M., Simen, C. W. (2020). Beta uncertainty. *Journal of Banking and Finance*, 116, 1–72. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105834>.

- Hrdlicka, C. (2022). Trading Volume and Time Varying Betas. *Review of Finance*, 26(1), 79–116. <https://doi.org/10.1093/rof/rfab014>.
- Hua Cao, K., Woo, C.-K., Li, Y., Liu, Y. (2022). Covid-19's effect on the alpha and beta of a US stock Exchange Traded Fund. *Applied Economics Letters*, 29(2), 123–128. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1859447>.
- Jacobsen, B., Dannenburg, D. (2003). Volatility Clustering in Monthly Stock Returns. *Journal of Empirical Finance*, 10(4), 479–503. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(02\)00071-3](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(02)00071-3).
- Jain, S. (2021). Betas in the time of corona: a conditional CAPM approach using multivariate GARCH model for India. *Managerial Finance*, 48(2), 243–257. <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/MF-05-2021-0226/full/html>.
- Jonek-Kowalska, I. (2017). Pomiar i ocena ryzyka w przedsiębiorstwach górniczych – perspektywa międzynarodowa. *Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej. Organizacja i Zarządzanie*, (101), 207–222. <http://dx.doi.org/10.29119/1641-3466.2017.101.15>.
- Jóźwicki, R., Trippner, P., Kłos, K. (2021). Algorithmic Trading and Efficiency of Stock Market in Poland. *Finanse i Prawo Finansowe*, 2(30), 75–85. <https://doi.org/10.18778/2391-6478.2.30.05>.
- Kyun Kim, T. (2015). T test as a parametric statistic. *Korean Journal of Anesthesiology*, 68(6), 540–546. <https://doi.org/10.4097/kjae.2015.68.6.540>.
- Liau, Y. (2016). Beta Asymmetry in the Global Stock Markets Following the Subprime Mortgage Crisis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(9), 2195–2207. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1068613>.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>.
- Liu, Y. (2004). An Empirical Study on Beta Coefficient and its Related Characteristic in Shanghai Stock Market. *Chinese Journal of Management Science*, 17, 29–35.
- López Herrera, F., Gonzalez Maiz Jimenez, J., Reyes Santiago, A. (2022). Forecasting Performance of Different Betas: Mexican Stocks before and during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance & Trade*, 58(13), 3868–3880. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2022.2073813>.
- Maroney, N., Naka, A., Wansi, T. (2004). Changing Risk, Return and Leverage. The 1997 Asian Financial Crisis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(1), 143–166.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in the Capital Assets Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783.
- Neslihanoglu, S. (2021). Linearity extensions of the market model: a case of the top 10 cryptocurrency prices during the pre-COVID-19 and COVID-19 periods. *Financial Innovation*, 7(1), 1–27. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00247-z>.
- Olbrzyś, J. (2014). Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (371), 236–244.
- Olbrzyś, J., Majewska, E. (2017). Asymmetry Effects in Volatility on the Major European Stock Markets: the EGARCH Based Approach. *Quantitative Finance and Economics*, 1(4), 411–427. <https://doi.org/10.3934/QFE.2017.4.411>.
- Pera, K., Buła, R., Mitrenga, D. (2014). *Modele inwestycyjne*. Wydawnictwo C.H. Beck.
- Podgórski, K. (2019). Wpływ interwału czasowego stóp zwrotu wykorzystywanych w wyznaczaniu parametrów modelu Sharpe'a na wielkość błędu prognoz otrzymanych za pomocą modelu. *Kwartalnik Naukowy Uczelni Vistula*, 4(62), 5–16. <https://doi.org/10.34765/kn.0419.a01>.

- Pogue, G. A., Solnik, B. H. (1974). The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(6), 917–944. <https://doi.org/10.2307/2329728>.
- Price, K., Price, B., Nantell, T. J. (1982). Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical and Empirical Results. *Journal of Finance*, 37(3), 843–855. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1982.tb02227.x>.
- Ramelli, S., Wagner, A. F. (2020). Feverish Stock Price Reactions to COVID-19. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 622–655. <https://doi.org/10.1093/rcfs/cfaa012>.
- Reeves, J. J., Wu, H. (2013). Constant versus Time-Varying Beta Models: Further Forecast Evaluation. *Journal of Forecasting*, 32(3), 256–266. <https://doi.org/10.1002/for.1268>.
- Rosenberg, B., Guy, J. (1976). Prediction of Beta from Investment Fundamentals. Part One. Prediction Criteria. *Financial Analysts Journal*, 32(3), 60–72.
- Ruiz Estrada, M. A., Evangelos, K., Minsoo, L. (2021). Staggression: The Economic and Financial Impact of the COVID-19 Pandemic. *Contemporary Economics*, 15(1), 19–33. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3593144>.
- Rutkowska-Ziarko, A., Pyke, C. (2017). The development of downside accounting beta as a measure of risk. *Economics and Business Review*, 17(4), 55–65. <https://doi.org/10.18559/eb.2017.4.4>.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 52(3/4), 591–611. <https://doi.org/10.2307/2333709>.
- Sharpe, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277–293. <https://doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>.
- Singh, B., Dhall, R., Narang, S., Ravat, S. (2020). The Outbreak of COVID-19 and Stock Market Responses: An Event Study and Panel Data Analysis for G-20 Countries. *Global Business Review*. Opublikowano online. <https://journals.sagepub.com/doi/full/10.1177/0972150920957274>.
- Slimane, I. B., Bellalah, M., Rijba, H. (2017). Time-varying beta during the 2008 financial crisis – evidence from North America and Western Europe. *Journal of Risk Finance*, 18(4), 398–431. <https://doi.org/10.1108/JRF-02-2017-0020>.
- Stooq. (b.r.). *Notowania – Akcje polskie*. Pobrane 20–26 maja 2022 r. z <https://stooq.pl/t/?i=523>.
- Taleb, N. (2010). *The Black Swan: The Impact of the Highly Improbable*. Penguin.
- Tarczyński, W., Witkowska, D. (2013). Model Sharpe’a. W: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa (red.), *Współczynnik beta. Teoria i praktyka* (s. 35–56). Pielaszek Research.
- Thakur, S. (2020). Effect of COVID 19 on Capital Market with Reference to S&P 500. *International Journal of Advanced Research*, 8(6), 1180–1188. <http://dx.doi.org/10.21474/IJAR01/11203>.
- Wiśniewska-Kuźma, M. (2020). Impact of the Covid-19 on Capital Market Value of Companies from Polish New Connect Market. *Torun Business Review*, 19(3), 10–19. <https://doi.org/10.19197/tbr.v19i3.324>.
- World Health Organization. (2020, 11 marca). *WHO Director-General’s opening remarks at the media briefing on COVID-19 – 11 March 2020*. <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>.

- Zahirović, S., Rovčanin, A., Okičić, J. (2009). Beta Coefficient Analysis on the Capital Market of Bosnia and Herzegovina. *Economic Research. Ekonomska Istraživanja*, 22(4), 30–39. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2009.11517389>.
- Zhang, D., Hu, M., Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, 36, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528>.
- Żebrowska-Suchodolska, D., Karpio, A., Kompa, K. (2021). COVID-19 Pandemic: Stock Markets Situation in European Ex-Communist Countries. *European Research Studies Journal*, 24(3), 1106–1128. <http://dx.doi.org/10.35808/ersj/2408>.