



BARTŁOMIEJ LISICKI*

Sektorowe zróżnicowanie efektu interwału akcji spółek z GPW w dobie pandemii COVID-19

1. Wprowadzenie

Wśród wielu propozycji metodologicznych w zakresie pomiaru ryzyka inwestycyjnego dużą popularnością cieszy się model jednoindeksowy (rynkowy) zaproponowany przez Williama Sharpe'a (1963, s. 278–281). Jednym z jego parametrów jest współczynnik beta (β). β jest miarą ryzyka związanego z inwestowaniem w papiery wartościowe, a jej poziom zależy m.in. od struktury majątku, obszaru działalności gospodarczej czy dostępnych źródeł finansowania (Rydzewska, 2016, s. 49). Współczynnik ten stanowi już od wielu lat jeden z najczęściej stosowanych parametrów wykorzystywanych przez inwestorów do szacowania ryzyka rynkowego (systematycznego) akcji spółek notowanych na światowych giełdach papierów wartościowych (Sharpe, 1963; Blume, 1975; Rutkowska-Ziarko i Pyke, 2017).

Proces estymacji β wiąże się jednak z licznymi problemami decyzyjnymi (Feder-Sempach, 2017, s. 20–22). Wśród nich należy wymienić przede wszystkim konieczność wskazania właściwego interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu, które to posłużą do obliczania β . Na tę niedogodność zwracano często uwagę w dotychczasowej literaturze i uznawano za istotny problem związany z obliczaniem współczynnika ryzyka rynkowego. Autorzy, szacując β , zaczęli bowiem dostrzegać różnice w jej wartości w zależności od horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu (od dziennych po kilkuletnie) użytego w obliczeniach (Pogue i Solnik, 1974). Występowanie tych różnic w wartościach β w zależności od przyjętego okresu stóp zwrotu z akcji spółek nazwano efektem interwału lub efektem przedziałowym (ang. *interval/intervalling effect*) (Gray i in., 2005). Sytuacja podwyższonej zmienności na rynkach kapitałowych, która została wywołana wzrostem niepewności spowodowanej pandemią COVID-19, stworzyła motywy dla badaczy, które mogą być wykorzystane do weryfikowania zależności dotyczących ich funkcjonowania.

* Dr Bartłomiej Lisicki – Katedra Rachunkowości, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach; ORCID: 0000-0002-8455-4312; e-mail: bartlomiej.lisicki@ue.katowice.pl.

Naukowcy podejmują się kwantyfikacji występowania wcześniej zauważonych związków, ale w innych, pandemicznych okolicznościach (Ramelli i Wagner, 2020; Wiśniewska-Kuźma, 2020). Realia obserwowane od pierwszego kwartału 2020 r. mogą podawać w wątpliwość wiele dotychczasowych powiązań rynkowych ze względu na możliwość globalnego spowolnienia gospodarek (bezprecedensowego od wielu lat) i towarzyszącej temu zwiększonej niepewności w odniesieniu do najbliższych miesięcy (Ruiz Estrada i in., 2021). Wśród nich należy wziąć pod uwagę możliwość wystąpienia podwyższonej zmienności w oszacowaniach β akcji spółek z GPW. Taka zależność została dostrzeżona w badaniach dotyczących zagranicznych rynków kapitałowych, m.in. Stanów Zjednoczonych (Hua Cao i in., 2022), Meksyku (Lopez Herrera i in., 2022) czy Indii (Jain, 2021). Pozyskanie podobnej wiedzy w kontekście lokowania środków na rodzimej GPW w Warszawie (dalej: GPW) wydaje się ważne ze względu na konieczność dostosowania portfeli inwestycyjnych (m.in. z uwzględnieniem poziomu preferencji ryzyka) do zmieniających się realiów funkcjonowania polskiego rynku kapitałowego.

Celem niniejszego artykułu jest weryfikacja występowania zróżnicowania efektu interwału w dobie pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) z punktu widzenia przynależności (branżowej) spółek z GPW do makrosektorów gospodarki. Autor zamierza sprawdzić, czy w pandemicznych latach można było zaobserwować na warszawskim parkiecie makrosektory gospodarki (branże), w przypadku których różnice w wartościach β były istotne statystycznie w zależności od horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu wykorzystanych do estymacji niniejszych współczynników. Co więcej, obliczone za lata 2020–2021 wartości β (przy zastosowaniu dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu) dla emitentów z poszczególnych makrosektorów zostaną porównane z tymi odnotowanymi w latach 2018–2019. Wybór wskazanych okresów badania ma za zadanie możliwie jak najlepsze odzwierciedlenie zmian w kształtowaniu efektu interwału w trakcie trwania pandemii COVID-19 w dwóch pełnych latach kalendarzowych (2020–2021) z porównywalnym pod względem długości trwania okresem możliwie jak najbardziej zbliżonym czasowo z jej wystąpieniem.

Zadaniem autora będzie nie tylko zauważenie zależności występujących w trakcie pandemii COVID-19, ale i skonfrontowanie ich z tymi obserwowanymi w latach poprzednich. Istnieje bowiem przypuszczenie, że znacząca destabilizacja warunków ekonomicznych doprowadziła do silnych zawirowań na rynkach kapitałowych, które były obserwowane zwłaszcza w pierwszej połowie 2020 r. Reakcja rynków nie była przesadzona, ponieważ nie można było przewidzieć konsekwencji pandemii dla funkcjonowania globalnej gospodarki. Jej wybuch był typowym „czarnym łabędziem”, czyli nieprzewidywalnym wydarzeniem o bardzo dużym negatywnym wpływie na zachowania inwestorów (Taleb, 2010).

Nawiązując do niektórych autorów, można zauważyć, że podwyższona zmienność cen na światowych rynkach obserwowana w tym czasie była wyższa niż w latach poprzednich wielkich kryzysów: 1930, 1987 czy 2008 (Thakur, 2020, s. 1182; Zhang i in., 2020). Potwierdzeniem tego może być obliczana wartość indeksu VIX (zwanego „indeksem strachu”). Indeks ten mierzy zróżnicowanie wyceny opcji na amerykańskim indeksie giełdowym S&P 500, które to reprezentuje oczekiwania

rynku co do jego przyszłej zmienności w okresie kolejnych 30 dni. Oszacowana średnia wartość indeksu VIX w pandemicznych latach 2020–2021 była o ponad 50% wyższa niż w okresie 2011–2019 (Investing.com, 2023), co wskazuje na istotne podwyższenie poziomu zmienności cen papierów wartościowych w okresie wybuchu i rozprzestrzeniania pandemii COVID-19.

Przeprowadzone przez autora badania pozwolą pogłębić wiedzę uczestników polskiego rynku kapitałowego w zakresie możliwości wykorzystania β do pomiaru ryzyka systematycznego akcji notowanych na GPW w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych. Dzięki nim inwestorzy będą mogli w bardziej aktualny sposób określić poziom ryzyka rynkowego akcji podmiotów z poszczególnych branż GPW, co umożliwi lepszą dywersyfikację portfeli inwestycyjnych oraz dostosowanie wykorzystywanych na rynku kapitałowym strategii w zakresie doboru aktywów. Określenie zróżnicowania sektorowego efektu przedziałowego ma za zadanie wskazanie inwestorom makrosektorów gospodarki, których zmienność β obliczanych przy wykorzystaniu różnych horyzontów czasowych stóp zwrotu jest niższa, a tym samym pozwala na ewentualne wykorzystanie niniejszego współczynnika do pomiaru ryzyka rynkowego w danej branży.

2. Efekt Interwału – przegląd literatury

Współczynnik β (zwany również współczynnikiem agresywności) jest miarą ryzyka związanego z inwestowaniem w papiery wartościowe podmiotów notowanych na giełdach papierów wartościowych (Brealey i in., 2008). Pokazuje, jaka przeciętna zmiana (w punktach procentowych) stopy zwrotu spółki nastąpi w wyniku wzrostu rynkowej stopy zwrotu o jeden punkt procentowy. Prostota jego obliczania i interpretacji pozwoliła na szerokie wykorzystanie przy szacowaniu poziomu ryzyka systematycznego (Feder-Sempach, 2017, s. 19) różnych klas aktywów w najróżniejszych zakątkach świata (Podgórski, 2019). Dzięki temu możliwe stało się przyjęcie odpowiedniej strategii inwestycyjnej na czas hossy lub bessy (Tarczyński, Witkowska, Kompa, 2013).

Autorzy wykorzystujący w swoich opracowaniach współczynnik β napotykali szereg niedogodności związanych z jego estymacją. Jedną z nich, najistotniejszą z punktu widzenia niniejszego opracowania, było określenie właściwego horyzontu czasowego stóp zwrotu wykorzystywanego do szacowania współczynnika β (Tarczyński, Witkowska, Kompa, 2013; Feder-Sempach, 2017). Już bowiem od kilkudziesięciu lat obserwowano, że w zależności od horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu użytego do obliczania β wartości tego współczynnika różnią się istotnie.

Wybór właściwego interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu stał się przedmiotem zainteresowania badaczy już w latach 70. XX w. Pierwsza empiryczna weryfikacja pokazująca występowanie różnic w wartości β w zależności od stóp zwrotu wykorzystanych do jej obliczania została przeprowadzona przez Geralda Pogue'a i Brunona Solnika (1974). Autorzy ci zdiagnozowali występowanie tzw. efektu rangowego (ang. *range effect*), który stanowił iloraz β obliczanej na

podstawie miesięcznych stóp zwrotu i β dziennej. W innym opracowaniu dotyczącym doboru odpowiedniego horyzontu czasowego do obliczania β odkryto, że błędy w prognozie współczynnika wynikające z przyjętych różnych przedziałów czasowych można zmniejszyć przez zwiększenie liczby spółek w portfelu lub rozszerzenie estymacji okresu (Eubank i Zumwalt, 1979, s. 770).

W kolejnych badaniach nad efektem interwału odkryto zróżnicowanie jego występowania w zależności od kapitalizacji spółek giełdowych (Hawawini, 1983, s. 73; Handa i in., 1989, s. 90–96). Obserwując notowania akcji na giełdzie w Brukseli, dostrzeżono również, że wartości β zbiegają się do ich wartości asymptotycznych i są zależne od dnia przyjętego jako pierwszy dzień weryfikacji efektu interwału (Corhay, 1992, s. 65–66).

Dotyczące rynku amerykańskiego obserwacje zostały potwierdzone również w innych częściach świata, np. w Australii (Brailsford i Josev, 1997, s. 372) czy Grecji (Diacogiannis i Makri, 2008, s. 109). Tamtejsi autorzy dostrzegli ponadto, że wartości β dla spółek o kapitalizacji najwyższej (najniższej) na rynku maleją (rosną) wraz z rozszerzaniem horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu. Można odnotować również badania nad efektem interwału na rynkach znacznie mniej rozwiniętych, jak rynek rumuński (Oprea, 2015), czy te dotyczące kilku rynków wschodzących jednocześnie (Damodaran, 2012). W żadnym z nich nie udało się jednak określić uniwersalnego interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu, który najlepiej posłużyłby do obliczeń współczynników β .

Badania nad efektem interwału nie ominęły również polskiego rynku kapitałowego. Jednymi z pierwszych były opracowania Janusza Brzeszczyńskiego, Janusza Gajdki i Tomasza Schabka (2010, 2011), którzy szacowali efekt interwału za pomocą modeli ARCH. Na uwagę zasługują badania nad wpływem efektu interwału β czy współczynników determinacji modelu rynkowego (Olbryś, 2014a, 2014b), które pokazują zmiany wrażliwości tych elementów na zmiany długości interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu. Interesująca jest również analiza porównawcza efektu interwału na przykładzie akcji spółek z indeksu WIG20 i niemieckiego DAX (Feder-Sempach, 2017) lub ta przeprowadzona dla 33 największych spółek notowanych na GPW (Dębski i Feder-Sempach, 2015, s. 279). Można również znaleźć pracę o efekcie interwałowym na przykładzie RESPECT Index (Lisicki, 2019, s. 130–131).

W ostatnich latach można było zauważyć pojawienie się nowych badań dotyczących efektu przedziałowego. Wśród nich przede wszystkim należy wskazać, że jego występowanie jest związane z autokorelacją stóp zwrotu z papierów wartościowych (Hong, 2016, s. 40–42). Stopień autokorelacji stóp zwrotu z rynkową stopą zwrotu determinuje występowanie i kierunek efektu przedziałowego. Efekt ten zanika wraz ze wzrostem horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu użytych do obliczania β . W ostatnich latach podejmowano również próbę oceny zróżnicowanej wartości β w poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego dla islamskich oraz europejskich/amerykańskich rynków kapitałowych (Rizvi i Arshad, 2018, s. 563), wskazując na większą możliwość dywersyfikacji portfela na podstawie β dla tych pierwszych. Można odnaleźć też badania nad sektorowymi różnicami wartości β w zależności od wyboru horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu

użytych do jej obliczania (Dadakas i in., 2016), co stanowi opracowanie najbliższe tematycznie niniejszemu. Autorzy wskazywali również, że predykcja stóp zwrotu jest zależna sektorowo (Westerlund i Narayan, 2015; Phan i in., 2016). Dla niektórych z branż z większą prostotą można prognozować zmienność cen akcji (opierając się na współczynniku ryzyka systematycznego) niż dla innych.

Jak można zauważyć, badacze koncentrujący swoją uwagę na rynkach kapitałowych już od wielu lat podejmują w swoich rozważaniach skomplikowaną i wielowątkową naturę współczynnika ryzyka systematycznego β . Nie inaczej jest również w czasach pandemii COVID-19, w których to można dostrzec ponowne próby kwantyfikacji β w celu szacowania ryzyka systematycznego papierów wartościowych notowanych na wielu światowych rynkach kapitałowych w dobie podwyższonej niepewności, która towarzyszy kilkunastu ostatnim miesiącom (m.in. Cakici i Zaremba, 2021; Neslihanoglu, 2021). Podobnie jak wykazywano to w przypadku analizy β w poprzednich okresach kryzysowych, wartości tego współczynnika rosły w trakcie trwania pandemii COVID-19, zwłaszcza w jej pierwszej fazie (Jain, 2021). Co więcej, można było dostrzec sektory gospodarki, w których wzrost ten był znacznie bardziej widoczny niż w innych (np. IT, ubezpieczenia, dobra konsumpcyjne). W innym z badań dostrzeżono spadki wartości β w latach pandemicznych w odniesieniu do spółek małych i średnich. Przeciwna zależność występowała jednak w przypadku spółek największych (Hua Cao i in., 2022).

Badano również charakter zmienności β zarówno dla islamskich, jak i nieislamskich indeksów sektorowych podczas COVID-19. W początkowej fazie pandemii to islamskie indeksy charakteryzowały się niższą zmiennością β , co mogło oferować możliwości 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 islamskich akcji (Rizvi i in., 2021). W innym opracowaniu natomiast wykazano, że w czasie kryzysów (takich jak ten pandemiczny) niezbędne jest precyzyjne określenie specyfikacji β , która to z kolei może sugerować zmienność ryzyka systematycznego daleko wykraczającą poza typowe ryzyko rynkowe (Herrera i in., 2022).

Prezentowane wyniki badawcze mają za zadanie pomóc inwestorom lokującym środki na globalnych rynkach kapitałowych w trakcie możliwych kolejnych zawirowań spowodowanych pandemią COVID-19 lub innym „czarnym łabędziem” (Taleb, 2010, s. 42).

W obszar tych badań wpisuje się niniejsze opracowanie, którego autor chce zweryfikować występowanie efektu interwału w dobie pandemii COVID-19 na GPW. Dotychczasowe odkrycia naukowców pozwalają przypuszczać, że zróżnicowanie wartości β w zależności od horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu wykorzystywanych do jego estymacji nie ominęło również polskiego rynku kapitałowego. Głównym zamierzeniem artykułu jest jednakże nie tylko pozytywne czy negatywne określenie istnienia efektu interwału, ale dostrzeżenie jego potencjalnego zróżnicowania ze względu na przynależność makrosektorową spółek, których kursy akcji wykorzystano do obliczeń. Ponadto autor chce porównać zauważone w ten sposób w latach pandemii COVID-19 zależności z tymi dotyczącymi efektu

interwału w latach bezpośrednio ją poprzedzających. Dzięki temu inwestorzy czy badacze polskiego rynku kapitałowego będą mogli zobaczyć, czy odkryta wcześniej zależność jest nadal niezmienną, jak również, które z branż charakteryzują się wyższym poziomem odchylenia wartości β . To z kolei może znacząco utrudniać szacowanie ryzyka systematycznego akcji poszczególnych emitentów, a tym samym komplikować decyzje inwestorów w zakresie alokacji środków na GPW.

W osiągnięciu głównego celu opracowania ma pomóc postawienie hipotezy badawczej, która brzmi następująco: W dobie pandemii COVID-19 na GPW występują makrosektory gospodarki, w których to akcje emitentów wykazują istotne statystycznie zróżnicowanie wartości współczynników β w zależności od przyjętego horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu przyjętego do ich obliczania. Świadczy to w ich przypadku o występowaniu efektu interwału.

3. Metodologia badania

Jak wspomniano we wprowadzeniu, celem niniejszego artykułu jest weryfikacja zróżnicowania efektu interwału w dobie pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) z punktu widzenia przynależności spółek z GPW do makrosektorów gospodarki oraz porównanie jego występowania w podobnej długości okresie bezpośrednio ją poprzedzającym (lata 2018–2019). Autor zamierza określić, czy podwyższona zmienność na rynkach kapitałowych, potwierdzona m.in. odczytami indeksu VIX (Investing.com, 2023), spowodowana wybuchem i rozprzestrzenianiem się pandemii COVID-19 miała wpływ na kształtowanie wartości β przy założeniu szacowania ich na podstawie stóp zwrotu różniących się horyzontem czasowym (dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych) w spółkach z poszczególnych makrosektorów GPW. Wybór wskazanych powyżej dwóch dwuletnich okresów badawczych ma na celu porównanie zróżnicowania efektu interwału w dobie pandemii COVID-19 z porównywalnym okresem czasu występującym bezpośrednio przed jej wybuchem.

Efekt interwału zostanie zweryfikowany przez porównanie wyliczonych współczynników ryzyka systematycznego β dla akcji wybranych emitentów notowanych na GPW zgrupowanych w WIG. W tym celu zdecydowano się zawęzić próbę badawczą do 140 największych i najbardziej płynnych spółek zgrupowanych w trzech głównych indeksach GPW: WIG20, mWIG40 i sWIG80. Postanowiono wykorzystać historyczne portfele tych indeksów według ich stanu na pierwszy kwartał 2020 r., który był okresem znacznego rozprzestrzeniania się pandemii.

Wartości β zostaną obliczone przy użyciu klasycznej metody najmniejszych kwadratów (ang. *Ordinary Least Squares-OLS*) oddzielnie dla stóp zwrotu dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych. Umożliwia ona estymację wartości współczynników β dopasowanych do wspomnianego wcześniej jednoindeksowego modelu Sharpe'a, którego równanie zaprezentowano poniżej:

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

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.

Warto podkreślić, że do wyliczenia tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych zwrotów wykorzystano notowania z ostatniego dnia działania rynku, w którym w danym okresie odbywał się handel. Z powodu uwzględnienia czterech różnych horyzontów czasowych zdecydowano się na wykorzystanie prostych stóp zwrotu, których użycie jest preferowane w sytuacji zmiennego podejścia do interwału szacowania stóp zwrotu (MacKinlay, 1997, s. 153–156).

Indeksem używanym do określenia stopy zwrotu będzie WIG (indeks szerokiego rynku na GPW). Notowania akcji wskazanych emitentów zostały pobrane z bazy notowań Stooq.com (2022). Zostały one wykorzystane do obliczenia β . Ze względu na dużą liczbę β oszacowanych dla kilku horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu w kolejnej części prezentującej wyniki badania zdecydowano się przedstawić ich wartości średnie oraz odchylenie standardowe. W celu porównania wartości obliczonych β oszacowano współczynniki determinacji R^2 dla każdego z horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu w obu okresach badania dla całej próby badawczej. Pozwala to wskazać, jaka część zmienności obliczonych stóp zwrotu została wyjaśniona przez β (Kornacki i Wesołowska-Janczarek, 2008, s. 8). Stopy zwrotu obliczono (podobnie jak wskazane niżej statystyki testowe) dzięki dodatkowi Analysis ToolPak używanego w programie MS Excel.

W badaniu uwzględniono rozróżnienie branżowe emitentów z punktu widzenia 8 makrosektorów wyróżnionych na GPW zgodnie z Regulaminem klasyfikacji sektorowej GPW z 24 lipca 2019 r. (Zarząd GPW, 21/2019). Makrosektory te są następujące (w nawiasie podany jest numer makrosektora):

- FINANSE (100),
- PALIWA I ENERGIA (200),
- CHEMIA I SUROWCE (300),
- PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA (400),
- DOBRA KONSUMPCYJNE (500),
- HANDEL I USŁUGI (600),
- OCHRONA ZDROWIA (700),
- TECHNOLOGIE (800).

Odstąpiono od wykorzystania ostatniego z makrosektorów zamieszczonego we wskazanej klasyfikacji (ADMINISTRACJA PAŃSTWOWA, 900), gdyż w badanej próbie żaden z emitentów nie został do niego przyporządkowany.

Po ocenie średnich arytmetycznych β , ich odchylen standardowych oraz współczynników determinacji R^2 różnice pomiędzy poszczególnymi współczynnikami zostaną zweryfikowane pod względem istotności statystycznej. W tym celu wykorzystany zostanie test sprawdzający istotność różnic między dwiema grupami

zależnymi, którym będzie parametryczny test t dla grup zależnych (ang. *t-test for dependent groups*) (Kyun, 2015, s. 52). Za jego pomocą możliwe będzie zweryfikowanie, czy występujące zróżnicowanie wartości β przy użyciu czterech horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu w badanych okresach jest losowe, czy wskazuje na istnienie istotności statystycznej dającej podstawy do wnioskowania. Jak wspomniano powyżej, statystyki testowe dla poszczególnych grup zmiennych zostaną obliczone przy wykorzystaniu dodatku Analysis ToolPak. Niniejszy test t dla prób zależnych porównuje średnie dwóch zmiennych z analizowanej grupy (współczynniki β dla poszczególnych spółek w analizowanych makrosektorach w dwóch różnych okresach badawczych). Procedura oblicza różnice między wartościami dwóch zmiennych dla każdej obserwacji i testuje, czy średnie różnią się od 0. Wzór na obliczanie powyższej statystyki testowej został zaprezentowany poniżej.

$$T = \frac{D}{S_D / \sqrt{n}}$$

gdzie:

T – wynik testu t ,

D – średnia różnica pomiarów,

S_D – odchylenie standardowe różnic pomiarów,

N – liczba obserwacji.

4. Makrosektorowe zróżnicowanie efektu interwału w dobie pandemii Covid-19 – wyniki badania

Średnią arytmetyczną wartości współczynników β obliczoną dla czterech horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu (dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych) z podziałem na wyszczególnione powyżej makrosektory ujęto w tabeli 1. Znajdują się w niej również wartości odchylenia standardowego poszczególnych współczynników, które wskazują, w jakim stopniu β odchylały się od średniej. Im wyższy odczyt odchylenia standardowego, tym zróżnicowanie wartości współczynników w ramach danej grupy charakteryzowało się wyższym poziomem. W nawiasach podano również liczbę emitentów zakwalifikowanych do badania. Ze względu na brak notowania na GPW akcji wybranych spółek przez cały okres badania (2018–2021) do ostatecznej próby badawczej zakwalifikowano 115 emitentów (19 z WIG20, 39 z mWIG40 oraz 57 z sWIG80).

Tabela 1
Wartości współczynników β dla wybranych spółek notowanych na GPW
w latach 2020–2021 oraz 2018–2019

		2020–2021			
Rodzaj β /Makrosektor		Beta dzienna	Beta tygodniowa	Beta dwutygodniowa	Beta miesięczna
FINANSE (22)	Średnia	0,969	1,023	1,192	1,239
	Odchylenie standardowe	0,371	0,368	0,401	0,417
PALIWA I ENERGIA (13)	Średnia	0,890	0,957	0,988	0,917
	Odchylenie standardowe	0,400	0,488	0,485	0,671
CHEMIA I SUROWCE (11)	Średnia	0,991	0,996	1,048	1,038
	Odchylenie standardowe	0,396	0,461	0,317	0,363
PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA (20)	Średnia	0,853	0,954	1,120	1,216
	Odchylenie standardowe	0,399	0,498	0,584	0,584
DOBRA KONSUMPCYJNE (14)	Średnia	0,894	1,001	1,190	1,138
	Odchylenie standardowe	0,351	0,424	0,600	0,752
HANDEL I USŁUGI (17)	Średnia	0,835	0,979	0,987	0,949
	Odchylenie standardowe	0,448	0,581	0,715	1,011
OCHRONA ZDRO- WIA (8)	Średnia	0,937	0,954	0,683	0,740
	Odchylenie standardowe	0,351	0,424	0,292	0,566
TECHNOLOGIE (10)	Średnia	0,687	0,641	0,576	0,564
	Odchylenie standardowe	0,240	0,285	0,287	0,348
Średnia wszystkich		0,882	0,938	0,973	0,975
Odchylenie standardowe wszystkich		0,369	0,441	0,460	0,589
R² wszystkich		0,214	0,298	0,337	0,372
		2018–2019			
Rodzaj β /Makrosektor		Beta dzienna	Beta tygodniowa	Beta dwutygodniowa	Beta miesięczna
FINANSE (22)	Średnia	0,671	0,710	0,808	0,778
	Odchylenie standardowe	0,398	0,361	0,355	0,531
PALIWA I ENERGIA (13)	Średnia	0,781	0,828	0,672	0,752
	Odchylenie standardowe	0,400	0,346	0,449	0,755

		2018–2019			
Rodzaj β /Makrosektor		Beta dzienna	Beta tygodniowa	Beta dwutygodniowa	Beta miesięczna
CHEMIA I SUROWCE (11)	Średnia	0,712	0,945	0,876	0,923
	Odchylenie standardowe	0,446	0,510	0,529	0,726
PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA (20)	Średnia	0,392	0,519	0,696	0,696
	Odchylenie standardowe	0,306	0,450	0,594	0,947
DOBRA KONSUMPCYJNE (14)	Średnia	0,511	0,603	0,668	0,529
	Odchylenie standardowe	0,315	0,369	0,389	0,414
HANDEL I USŁUGI (17)	Średnia	0,557	0,811	0,898	0,724
	Odchylenie standardowe	0,374	0,590	0,644	0,722
OCHRONA ZDROWIA (8)	Średnia	0,195	0,565	0,718	0,708
	Odchylenie standardowe	0,295	0,347	0,391	0,723
TECHNOLOGIE (10)	Średnia	0,463	0,594	0,699	0,705
	Odchylenie standardowe	0,270	0,299	0,323	0,580
Średnia wszystkich		0,535	0,697	0,754	0,727
Odchylenie standardowe wszystkich		0,351	0,409	0,459	0,675
R² wszystkich		0,078	0,107	0,115	0,157

Źródło: obliczenia własne na podstawie notowań akcji spółek pobranych z portalu stooq.com (data dostępu: 20.07–22.08.2022).

Analizując dane zawarte w tabeli 1, łatwo można zauważyć, że średnia arytmetyczna wartości β dla dwóch badanych okresów rośnie wraz z wydłużaniem się horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu. Wynik ten wpisuje się w dotychczasowe odkrycia badaczy zajmujących się tym obszarem (Diacogiannis i Makri, 2008; Brzeszczyński i in., 2011). Podobną obserwację można dostrzec w odniesieniu do współczynnika determinacji R². Zarówno w okresie pandemicznym, jak i tym bezpośrednio go poprzedzającym jego wartości są najwyższe dla współczynników β szacowanych na podstawie miesięcznych stóp zwrotu. Jednakże w najwyższym z zaprezentowanych w tabeli 1 odczytów wartość współczynnika determinacji wynosi 0,372 (stopy zwrotu miesięczne w latach 2020–2021), co wskazuje, że zaledwie 37,2% zmienności analizowanych stóp zwrotu jest wyjaśniane przez obliczony współczynnik β . Wyniki te są spójne z wcześniejszymi badaniami weryfikującymi istnienie efektu interwałowego na GPW (Olbryś 2014b; Feder-Sempach 2017, s. 29–30). Niestety, także odchylenie standardowe obliczanych współczynników wykazuje zależność wprost proporcjonalną z coraz to dłuższym horyzontem czasowym pomiaru stóp zwrotu. Świadczy to o podwyższonej zmienności oszacowań.

Relatywnie niska wartość współczynnika determinacji R^2 dla wszystkich horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu (niestanowiąca podstaw do podjęcia decyzji na temat interwału czasowego stóp zwrotu) może zniechęcać do wykorzystywania dłuższych horyzontów czasowych stóp zwrotu do obliczania β . Sytuacja ta może dowodzić, że krótszy interwał stóp zwrotu, który charakteryzuje się niższą zmiennością (Daves i in., 2000), powinien każdorazowo służyć do obliczania β . Wskazuje się jednak, że dane wysokiej częstotliwości (dziennie stopy zwrotu) są bardziej narażone na występowanie problemu heteroskedastyczności, co z kolei obniża efektywność estymacji powstałych na ich podstawie (Jacobsen i Dannenburg, 2003). Przedstawione rezultaty wskazują podobnie, co utrzymuje w mocy długoletnią dyskusję nad wyborem horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu do szacowania β .

Z punktu widzenia celu niniejszego opracowania istotne jest jednak, czy w latach pandemii COVID-19 można było odnotować zróżnicowanie wartości β w poszczególnych makrosektorach, które mogłyby wskazywać na występowanie sektorowego efektu interwału. Co więcej, autor zasygnalizował konieczność porównania uzyskanych wyników z tymi zaobserwowanymi w latach przedpandemicznych. Ma to na celu sprawdzenie, czy niniejsze zależności zaczęły występować na GPW już wcześniej, czy przyczyniła się do tego pandemia COVID-19.

Na podstawie danych z tabeli 1 można stwierdzić, że wartości β dla każdego z czterech horyzontów pomiaru stóp zwrotu (dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych) są wyższe w latach pandemicznych 2020–2021 niż w latach 2018–2019. W okresie pandemii odnotowano odczyty na poziomie bliższym jedności, co wskazuje na to, że akcje spółek z indeksów WIG20, mWIG40 oraz sWIG80 były w znacznie większym stopniu skorelowane z szerokim rynkiem (indeks WIG) niż wcześniej. Wraz ze wzrostem przeciętnej wartości β w latach 2020–2021 nie idą w parze odczyty odchylenia standardowego. Jest ono zbliżone w obu okresach badawczych dla stóp zwrotu dziennych, tygodniowych i dwutygodniowych, natomiast dla miesięcznych jest wyższe w latach 2018–2019. Można zatem sądzić, że zmienność β w obu okresach badania była zbliżona, co nie deprecjonuje uzyskanych estymacji w zakresie wyższych wartości średnich w czasie pandemii COVID-19 aniżeli w latach przedpandemicznych. Istotna jest jednak obserwacja, że w obu badanych okresach odchylenie standardowe wzrasta wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu. Wskazuje to na wyższą zmienność β . Zjawisko to zostało już zauważone w literaturze przedmiotu (Podgórski, 2019, s. 13), a powyższe wyniki zdają się je potwierdzać.

Najwyższymi przeciętnymi wartościami β w latach 2020–2021 charakteryzowały się spółki z makrosektora FINANSE (obliczenia na podstawie stóp tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych) oraz chemia i surowce (stopy dzienne). Szczególnie dla tych pierwszych rezultat badawczy zdaje się wpisywać w wyniki badań przeprowadzonych na innych rynkach. To właśnie akcje spółek finansowych charakteryzowały się wyższą od przeciętnej zmiennością β w dobie kryzysów (Liu, 2004; Rizvi i in., 2021). Najniższe wartości β z kolei odnotowano (dla wszystkich horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu) w przypadku spółek z makrosektora TECHNOLOGIE, które z reguły na polskim rynku były wskazywane jako te

charakteryzujące się niższymi wartościami β (Feder-Sempach i Szczepocki, 2022). W latach 2018–2019 natomiast najwyższa średnia arytmetyczna β dotyczyła spółek z makrosektora CHEMIA I SUROWCE (dla stóp tygodniowych i miesięcznych), handel i usługi (dla stóp dwutygodniowych) oraz PALIWA I ENERGIA (dla stóp dziennych). Najniższą wykazano w przypadku spółek z makrosektora DOBRA KONSUMPCYJNE (dla stóp dwutygodniowych i miesięcznych), PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA (dla stóp tygodniowych) oraz OCHRONA ZDROWIA (dla stóp dziennych). Co za tym idzie, można stwierdzić, że pandemia COVID-19 wpłynęła na poziomy współczynników β w poszczególnych makrosektorach, powodując inną (z reguły silniejszą, dodatnie skorelowaną) uśrednioną reakcję notowań akcji spółek z poszczególnych branż występującą w wyniku zmiany indeksu rynkowego o jeden punkt procentowy. Widoczne jest to szczególnie w odniesieniu do makrosektorów: DOBRA KONSUMPCYJNE, PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA I FINANSE. Na przeciwnym biegunie znalazły się spółki z makrosektora TECHNOLOGIE oraz CHEMIA I SUROWCE, gdzie zmiany β w okresie pandemicznym były znikome w stosunku do lat przed pandemią COVID-19. Niniejsze rezultaty badawcze potwierdzają niejako dotychczasowe wyniki wskazujące na zróżnicowanie wartości β ze względu na branżę (Rosenberg, 1985; Liu, 2004), które niekoniecznie musi być jednakowe dla poszczególnych gałęzi gospodarki w zależności od przyjętego okresu estymacji współczynników (Brooks, Faff McKenzie, 1998). Wpisują się w jeden z pierwszych wniosków dotyczących współczynnika β , który wskazuje tendencje do jego zmian (Rosenberg i Guy, 1976) w zależności od czynników mikroekonomicznych (jak specyfika działalności podmiotu) i makroekonomicznych (jak wystąpienie globalnego kryzysu).

Ciekawe jest występowanie najniższej zmienności odchylenia standardowego β w obu badanych okresach dla tego samego makrosektora (z drobnym wyjątkiem dla stóp miesięcznych), którym były TECHNOLOGIE. Sytuacja wygląda podobnie w przypadku makrosektora o najwyższej wartości tej statystyki. W latach 2020–2021 dla wszystkich horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu odchylenie standardowe β było najwyższe dla akcji z makrosektora HANDEL I USŁUGI. Ten sam makrosektor charakteryzował się również najwyższym poziomem zmienności β w latach 2018–2019 – tym razem jednak w odniesieniu do stóp tygodniowych i dwutygodniowych. Nie zmienia to faktu, że sektorowe zróżnicowanie odchylenia β jest znacznie mniej istotne i dotyczy podobnych makrosektorów w latach pandemii COVID-19 i latach ją poprzedzających co różnice w samych wartościach β .

Zamierzeniem niniejszego opracowania było zweryfikowanie występowania efektu interwału współczynnika β w poszczególnych sektorach działalności spółek z GPW w latach wybuchu i trwania pandemii COVID-19 oraz porównania go z tym występującym w latach bezpośrednio poprzedzających pandemię. Konieczne w tym celu okazało się sprawdzenie istotności statystycznej zaprezentowanych w tabeli 1 różnic w szacunkach β . Istnienie efektu przedziałowego wśród spółek notowanych na GPW w czasie pandemii COVID-19 można rozważać, gdy przedstawione różnice w szacunkach β przy różnych stopach zwrotu będą statystycznie istotne. W tym celu konieczne zdaje się przeprowadzenie parametrycznego testu t dla

grup zależnych (Gerald, 2018, s. 52). Do jego realizacji wymagane jest spełnienie założenia o normalności rozkładu zmiennych, który dla przyjętej próby badawczej został pozytywnie zweryfikowany dla każdego makrosektora po wykonaniu testu normalności D'Agostino-Pearsona (D'Agostino i in, 1990, s. 320).

Weryfikacja statystyczna przy użyciu wymienionego testu t dla grup zależnych została wykonana dla powstałych 6 par współczynników β obliczonych dla zróżnicowanego horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu (dziennie – tygodniowe; dziennie – dwutygodniowe; dziennie – miesięczne; tygodniowe – dwutygodniowe; tygodniowe – miesięczne; dwutygodniowe – miesięczne) odrębnie dla każdego z makrosektorów i okresów badawczych (2020–2021 oraz 2018–2019). Miało to pozwolić na wskazanie branż, w których efekt interwału pomiędzy poszczególnymi parami β występował w latach pandemii COVID-19, i porównanie, czy jest to zjawisko nowe czy obserwowane już dla danej branży w latach przedpandemicznych. Wyniki weryfikacji statystycznej zostały zaprezentowane w tabeli 2, w której ujęto wartości statystyki testowej T (t Stat) oraz wskazano ich poziom istotności (p dwustronny – jeżeli był niższy niż $p < 0,10$).

Tabela 2

**Wyniki weryfikacji statystycznej różnic między współczynnikami β
dla akcji spółek z poszczególnych makrosektorów GPW w latach 2018–2021**

Para β / Makrosektor	2020–2021					
	β dzienna β tygodniowa	β dzienna β dwutygodniowa	β dzienna β miesięczna	β tygodniowa β dwutygodniowa	β tygodniowa β miesięczna	β dwutygodniowa β miesięczna
FINANSE	-0,486	-1,917**	-2,269*	-1,459	-1,822**	-0,380
PALIWA I ENERGIA	-0,383	-0,560	-0,124	-0,160	0,175	0,308
CHEMIA I SUROWCE	0,020	0,357	0,387	0,381	-0,239	0,067
PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA	-0,711	-1,691**	-2,300*	-0,968	-1,729**	-0,521
DOBRA KONSUMPCYJNE	-0,724	-1,635	-1,098	-0,966	-0,593	0,205
HANDEL I USŁUGI	-0,809	-0,747	-0,427	-0,040	0,104	0,127
OCHRONA ZDROWIA	-0,086	1,575	0,835	1,489	0,853	-0,257
TECHNOLOGIE	0,387	0,938	0,922	0,510	0,546	0,086

2018–2019						
Para β / Makrosektor	β dzienna β tygodniowa	β dzienna β dwutygodniowa	β dzienna β miesieczna	β tygodniowa β dwutygodniowa	β tygodniowa β miesieczna	β dwutygodniowa β miesieczna
FINANSE	-0,333	-1,200	-0,752	-0,909	-0,498	0,220
PALIWA I ENERGIA	-0,321	0,655	0,123	0,994	0,331	-0,328
CHEMIA I SUROWCE	-1,138	-0,789	-0,831	0,308	0,071	-0,181
PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA	-1,048	-2,037**	-1,369	-1,062	-0,755	0,001
DOBRA KONSUMPCYJNE	-0,705	-1,170	-0,128	-0,454	0,497	0,913
HANDEL I USŁUGI	-1,699**	-1,889**	-0,847	-0,411	0,385	0,742
OCHRONA ZDROWIA	-2,295*	-3,018*	-1,857**	-0,828	-0,504	0,034
TECHNOLOGIE	-1,029	-1,775**	-1,197	-0,755	-0,538	-0,029

** $p < 0,1$

* $p < 0,05$

Źródło: obliczenia własne na podstawie notowań akcji spółek pobranych z portalu stooq.com (data dostępu: 20.07–22.08.2022).

Analizując wyniki weryfikacji statystycznej ujęte w tabeli 2, można zaobserwować występowanie istotnego zróżnicowania wartości β (na poziomie $p < 0,1$ lub $p < 0,05$) szacowanych na podstawie stóp zwrotu różniących się horyzontem czasowym. Sytuacja ta występuje w latach 2020–2021 w odniesieniu do spółek z makrosektora FINANSE oraz PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA. W obu tych przypadkach 3 z 6 par współczynników β obliczanych przy użyciu innego interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu są istotnie różne. Wskazuje to zatem na możliwość występowania efektu interwału β w spółkach działających w tych dwóch branżach gospodarki. Ważne jest również to, że dla makrosektora FINANSE w latach 2018–2019 nie wykazano istotności statystycznej różnic β dla żadnej z analizowanych par współczynników, a dla makrosektora PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA istotność zaobserwowana została tylko dla jednej z par współczynników. Z pewną dozą ostrożności można stwierdzić, że występowanie efektu interwału współczynnika β w przypadku tych dwóch branż mogło być powiązane z wystąpieniem pandemii COVID-19, gdyż w latach przedpandemicznych współczynniki te nie charakteryzowały się podobnymi (istotnymi statystycznie) różnicami przy obliczaniu ich za pomocą różnego interwału stóp zwrotu. Wynik ten ma również uzasadnienie

w badaniach wcześniejszych, w których to badacze wskazywali podwyższoną zmienność β spółek przemysłowych z Azji w czasie trwania kryzysu azjatyckiego w latach 1997–1998 (Choudhry i in., 2010) oraz spółek z szeroko pojętej branży finansowej w dobie pandemii COVID-19 na rynku indyjskim (Jain, 2021). Co za tym idzie, podejmowanie decyzji inwestycyjnych związanych z kupnem akcji spółek zgrupowanych w powyższych branżach może wiązać się z wyższym ryzykiem wynikającym z braku możliwości jednolitej oceny wartości współczynnika β , a tym samym właściwego określenia poziomu ryzyka systematycznego emitenta.

W odniesieniu do pozostałych 6 makrosektorów w latach 2020–2021 nie odnotowano istotności statystycznej różnic w wartościach β kalkulowanych przy użyciu różnych horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu. W ich przypadku nie można zatem mówić o występowaniu efektu interwału β w dobie pandemii COVID-19. Wyniki te są interesujące, szczególnie w odniesieniu do makrosektorów OCHRONA ZDROWIA oraz HANDEL I USŁUGI, w których to odpowiednio 3 oraz 2 pary β wykazywały istotność statystyczną w zakresie różnic ich wartości. Można zatem przypuszczać, że pandemia COVID-19 wywołała zmiany w zakresie występowania sektorowego efektu interwału współczynników β . W badanych dwóch okresach (2020–2021 oraz 2018–2019) odnotowano bowiem statystycznie istotnie różne wartości β w odniesieniu do zupełnie innych makrosektorów GPW: w latach 2020–2021 były to FINANSE oraz PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA, natomiast w latach 2018–2019 OCHRONA ZDROWIA oraz HANDEL I USŁUGI.

5. Podsumowanie

Wybuch i rozprzestrzenianie się pandemii COVID-19 należy traktować w kategorii giełdowego „czarnego łabędzia”. Oznacza on nieprzewidywalne wydarzenie, które wywołuje panikę na światowych rynkach kapitałowych. Pandemiczne realia stworzyły zachęty do weryfikowania zależności dostrzeżonych na rynkach w latach poprzednich (Wiśniewska-Kuźma, 2020; Ruiz Estrada i in., 2021). Taką niewątpliwie jest próba zweryfikowania występowania sektorowego zróżnicowania efektu interwału na przykładzie makrosektorowej klasyfikacji spółek z GPW.

Przyjęta na początku opracowania hipoteza badawcza wskazuje, że w dobie pandemii COVID-19 na GPW występują makrosektory, w których to akcje emitentów wykazują istotne statystycznie zróżnicowanie wartości współczynników β w zależności od horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu przyjętego do ich obliczeń. To z kolei wskazuje na występowanie w ich przypadku efektu interwału β .

Weryfikacja sektorowego zróżnicowania efektu interwału β miała miejsce ostatecznie na próbie 115 emitentów zgrupowanych w trzech głównych indeksach GPW: WIG20, mWIG40 oraz sWIG80. Dla każdego z nich, przy zastosowaniu klasycznej metody najmniejszych kwadratów, obliczono współczynniki β każdorazowo dla dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. Każdą z zaliczonych do próby spółek przyporządkowano, zgodnie z klasyfikacją sektorową GPW (Zarząd GPW, 21/2019), do jednego z ośmiu makrosektorów.

Analizując wartości β obliczone dla czterech wymienionych horyzontów czasowych pomiaru stóp zwrotu w poszczególnych makrosektorach w latach 2020–2021 oraz 2018–2019, dostrzeżono tendencje wykazane w dotychczasowych badaniach nad efektem interwału. Mianowicie: wraz z wydłużaniem horyzontu pomiaru stóp zwrotu średnia arytmetyczna współczynników β rośnie, a także wzrasta wartość ich odchylenia standardowego (Diacogiannis i Makri, 2008; Brzeszczyński i in., 2011). Podobnie jak w przywoływanych publikacjach innych badaczy można również zaobserwować zróżnicowanie β ze względu na przynależność emitentów akcji do poszczególnych branży gospodarki (Rosenberg, 1985; Liu, 2004).

Najistotniejsze, z punktu widzenia niniejszego opracowania, było wskazanie ewentualnego występowania efektu interwału β w poszczególnych makrosektorach w pandemicznych latach 2020–2021 wraz z porównaniem do lat przedpandemicznych 2018–2019. Zaprezentowane wartości β wykazują znaczne zróżnicowanie przy porównaniu okresu 2020–2021 do okresu 2018–2019, co widoczne jest zwłaszcza dla makrosektorów DOBRA KONSUMPCYJNE, PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA oraz FINANSE. Ponadto przeprowadzona przy użyciu testu t dla grup zależnych weryfikacja statystyczna różnic we współczynnikach β szacowanych przy użyciu dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych oraz miesięcznych stóp zwrotu wykazała, że dla dwóch z tych sektorów (PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA oraz FINANSE) w czasie pandemii COVID-19 zaobserwowano występowanie efektu interwału. Co więcej, w latach przedpandemicznych podobna zależność nie występowała, natomiast można ją było odnotować dla spółek z makrosektorów OCHRONA ZDROWIA oraz HANDEL I USŁUGI.

Bazując na niniejszych rezultatach badawczych, można stwierdzić, że pandemia COVID-19 wpłynęła na sektorowe zróżnicowanie występowania efektu interwału β , który to w latach 2020–2021 dotyczył innych branż niż w latach 2018–2019. Stanowi to potwierdzenie badań prowadzonych nad niniejszym zagadnieniem na rynkach zagranicznych (Rosenberg i Guy, 1976; Rizvi i in., 2021; Jain, 2021), w ramach których badacze wykazywali zróżnicowanie wartości β dla spółek z różnych sektorów gospodarki w okresach przed- lub pokryzysowych i okresach spowolnienia gospodarczego. Niniejsze rezultaty badawcze stanowią również pewien argument do przyjęcia postawionej na początku opracowania hipotezy badawczej wskazującej, że w trakcie trwania pandemii COVID-19 na GPW można odnotować makrosektory, w których to akcje emitentów wykazują istotne statystycznie zróżnicowanie wartości współczynników β w zależności od przyjętego horyzontu czasowego pomiaru stóp zwrotu.

Rezultaty badawcze uzyskane w opracowaniu stanowią oryginalny wkład w zakresie badań rynków kapitałowych w dobie pandemii COVID-19 na przykładzie GPW. Wskazują, że pandemia mogła wpłynąć na występowanie sektorowego efektu interwału spółek z warszawskiego parkietu, gdyż w latach pandemicznych istotne statystycznie zróżnicowanie wartości β w zależności od interwału czasowego pomiaru stóp zwrotu dotyczyło emitentów z innych sektorów niż w latach przedpandemicznych.

Wyniki te stanowią kolejny argument w zakresie rozważań dotyczących możliwości wykorzystania współczynnika β do oceny poziomu ryzyka systematycznego

spółek giełdowych (Lisicki, 2017, s. 41). Zróżnicowanie branżowe i czasowe odczytów β w zależności od użytych w procesie estymacji stóp zwrotu nie pozwala na jednoznaczne wskazanie niniejszego współczynnika jako efektywnej miary ryzyka papierów wartościowych.

Bibliografia

- Blume, M. (1975). Betas and their regression tendencies. *The Journal of Finance*, 30(3), 785–79. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1975.tb01850.x>.
- Brailsford, T., Josev, T. (1997). The impact of the return interval on the estimation of systematic risk. *Pacific Basin Finance Journal*, 5(3), 357–376. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(97\)00006-1](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(97)00006-1).
- Brealey, R., Myers, S., Allen, F. (2008). Capital Structure and Agency Issues. *Journal of Applied Corporate Finance*, 20(4), 49–57. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2008.00203.x>.
- Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M. (1998). Time varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modelling Techniques. *Australian Journal of Management*, 23(1), 721–745. <https://doi.org/10.1177/031289629802300101>.
- Brzeszczyński, J., Gajdka, J., Schabek, T. (2010). Zmienność wartości współczynników beta w czasie na polskim rynku kapitałowym. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (117), 44–57.
- Brzeszczyński, J., Gajdka, J., Schabek, T. (2011). The Role of Stock Size and Trading Intensity in the Magnitude of the Interval Effect in Beta Estimation: Empirical Evidence from the Polish Capital Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(1), 28–49. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X470102>.
- 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>.
- 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>.
- Corhay, A. (1992). The intervalling effect bias in beta: A note. *Journal of Banking & Finance*, 16(1), 61–73. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(92\)90078-E](https://doi.org/10.1016/0378-4266(92)90078-E).
- Dadakas, D., Karpētis, Ch., Fassas, A., Varelas, E. (2016). Sectoral Differences in the Choice of the Time Horizon during Estimation of the Unconditional Stock Beta. *International Journal of Financial Studies*, 4(4). <https://doi.org/10.3390/ijfs4040025>.
- Damodaran, A. (2012). *Estimating Risk Parameters*. New York: Stern School of Business.
- 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.
- Dębski, W., Feder-Sempach, E. (2015). Intervalling Effect on Estimating the Beta Parameter for the Largest Companies on the WSE. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 14(2), 270–286. <https://doi.org/10.1515/fole-2015-0018>.
- D'Agostino, R. B., Belanger, A., D'Agostino, Jr. R. B. (1990). A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *American Statistician*, 44(4), 316–321. <https://doi.org/10.2307/2684359>.
- Diacogiannis, G., Makri, P. (2008). Estimating Betas in Thinner Markets: The Case of the Athens Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, (13), 1–89.

- Eubank, A., Zumwalt, J. (1979). An Analysis of the Forecast Error Impact of Alternative Beta Adjustment Techniques and Risk Classes. *The Journal of Finance*, 34(3), 761–776. <https://doi.org/10.2307/2327442>.
- 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).
- 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>.
- Gerald, B. (2018). A Brief Review of Independent, Dependent and One Sample t-test. *International Journal of Applied Mathematics and Theoretical Physics*, 4(2), 50–54. <https://doi.org/10.11648/j.ijamtp.20180402.13>.
- Gray, S., Hall, J., Bowman, J., Brailsford, T., Faff, R., Officer, B. (2005). *The Performance of Alternative Techniques for Estimating Equity Betas of Australian Firms. Report Prepared for the Energy Networks Association*. Pobrane z: <http://www.qea.org.au/files> (dostęp: 04.05.2022).
- Haroon, O., Rizvi, S., Moshin, A., Khan, A., Khattak, M. (2021). Financial Market Risks during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(8), 2407–2414. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1873765>.
- Handa, P., Kothari, S. P., Wasley, C. (1989). The relation between the return interval and betas: Implications for the size effect. *Journal of Financial Economics*, 23(1), 79–100. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90006-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90006-8).
- Hawawini, G. (1983). Why Beta Shifts as the Return Interval Changes. *Financial Analysts Journal*, 39(3), 73–77. <https://doi.org/10.2469/faj.v39.n3.73>.
- Herrera, F., Jimenez, J., Santiago, A. (2022). Forecasting Performance of Different Betas: Mexican Stocks before and during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(9), 3868–3880. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2022.2073813>.
- Hong, K. (2016). Is a Larger Equity Market More Information Efficient? Evidence from Intervalling Effect. *Risk Governance & Control: Financial Markets & Institutions*, 3(6), 36–44. <https://doi.org/10.22495/rcgv6i3art6>.
- Hua Cao, K., Woo, Ch. 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>.
- Investing.com (2023). *CBOE Volatility Index (VIX)*, <https://pl.investing.com/indices/volatility-s-p-500> (dostęp: 02.02.2023).
- Jacobsen, B., Dannenburg, D. (2003). Volatility Clustering in Monthly Stock Returns. *Journal of Empirical Finance*, 10(4), 479–50. [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. Pozyskano z: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/MF-05-2021-0226/full/html?skipTracking=true>.
- Kornacki, A., Wesołowska-Janczarek, M. (2008). O weryfikowaniu poprawności matematycznych modeli procesów w oparciu o dane empiryczne. *Problemy Inżynierii Rolniczej*, (3), 5–18.
- Kyun, T. (2015). T test as a parametric statistic. *Korean Journal of Anesthesiology*, 6(68), 540–546. <https://doi.org/10.4097/kjae.2015.68.6.540>.
- Liu, Y. (2004). An Empirical Study on Beta Coefficient and its Related Characteristics in Shanghai Stock Market. *Management Science*, 17.

- Lisicki, B. (2017). Application of Blume Method in Forecasting Risk on the Example of Public Companies Listed on WIG20. *Scientific Journal WSiP*, (3), 30–44. <https://doi.org/10.19192/wsfip.sj3.2017.2>.
- Lisicki, B. (2019). Poziomy współczynnika beta spółek indeksu RESPECT oszacowane w warunkach zróżnicowanego podejścia do stopy zwrotu. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (382), 123–132.
- Lopez 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>.
- MacKinlay, A. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39.
- 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), artykuł 38. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00247-z>.
- Olbryś, J. (2014a). Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (371), 236–244.
- Olbryś, J. (2014b). Efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku. *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 2(68).
- Oprea, S. (2015). The Interval Effect in Estimating Beta: Empirical Evidence from the Romanian Stock Market. *The Review of Finance and Banking*, 2(7), 16–25.
- Phan, D., Sharma, S., Narayan, P. (2016). Intraday volatility interaction between the crude oil and equity markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.07.007>.
- 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*, 62(4), 5–16. <https://doi.org/10.34765/kn.0419.a01>.
- Pogue, G., Solnik, B. (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>.
- Ramelli, S., Wagner, A. (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>.
- Rizvi, S., Arshad, S. (2018). Understanding time-varying systematic risks in Islamic and conventional sectoral indices. *Economic Modelling*, 70. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.10.011>.
- Rosenberg, B., Guy, J. (1976). Prediction of the beta from investment fundamentals. Part 1. *Financial Analysts Journal*, 32, 60–72.
- Rosenberg, B. (1985). Prediction of Common Stock Betas. *Journal of Portfolio Management*, 11, 9–16.
- Ruiz Estrada M. A., Koutronas E., Lee, M. (2021). Staggression: the Economic and Financial Impact of the COVID-19 Pandemic. *Contemporary Economics*, 15(1). <http://dx.doi.org/10.5709/ce.1897-9254.433>.
- Rutkowska-Ziarko, A., Pyke, C. (2017). The development of downside accounting beta as a measure of risk. *Economics and Business Review EBR*, 17(4), 55–65. <https://doi.org/10.18559/ebr.2017.4.4>.

- Rydzewska, A. (2016). Contemporary nature or stock exchange from the prospective of demutualization process. *Oeconomia Copernicana*, 7(1), 49–62. <https://doi.org/10.12775/OeC.2016.004>.
- Sharpe, W. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277–293. <http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>.
- Stooq (2022). *Historical quotations of companies*, <https://stooq.pl/> (dostęp: 22–29.04.2022).
- Taleb, N. (2010). *The Black Swan: the impact of the highly improbable*. Londyn: Penguin.
- Tarczyński, W., Witkowska, D., Kompa, K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*. Warszawa: 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>.
- Warsaw Stock Exchange (2020). *Historical index portfolios*, <https://gpwbenchmark.pl/en-historyczne-portfele> (dostęp: 22.04.2022).
- Westerlund, J., Narayan, P. (2015). Testing for predictability in conditionally heteroskedastic stock returns. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 407–415. <https://doi.org/10.1093/jfinec/nbu001>.
- Wiśniewska-Kuźma, M. (2020). Impact of the Covid-19 Pandemic on the Market Value of Companies from Polish New Connect Market. *Torun Business Review*, 19(3), 10–19. <https://doi.org/10.19197/tbr.v19i3.324>.
- Zhang, D., Hu, M., Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, 36, artykuł 101528. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528>.

SEKTOROWE ZRÓŻNICOWANIE EFEKTU INTERWAŁU AKCJI SPÓŁEK Z GPW W DOBIE PANDEMII COVID-19

Streszczenie

Głównym celem niniejszego opracowania jest weryfikacja występowania zróżnicowania efektu interwału współczynnika beta (β) akcji spółek notowanych na GPW w Warszawie (GPW) w trakcie trwania pandemii COVID-19 ze względu na ich przynależność makrosektorową. Współczynniki β obliczono przy zastosowaniu klasycznej metody najmniejszych kwadratów na próbie emitentów zgrupowanych w indeksach: WIG20, mWIG40 oraz sWIG80. Analizując wartości β szacowane na podstawie wskazanych horyzontów czasowych stóp zwrotu w latach pandemii COVID-19, można dostrzec występowanie efektu interwału β w przypadku spółek z makrosektorów FINANSE oraz PRODUKCJA PRZEMYSŁOWA I BUDOWLANO-MONTAŻOWA. Co ciekawe, branże te w latach przedpandemicznych nie wykazywały istotnych statystycznie różnic między wartościami β . Efekt interwału w latach poprzedzających pandemię COVID-19 odnotowano z kolei w przypadku spółek z makrosektorów OCHRONA ZDROWIA oraz HANDEL I USŁUGI. Bazując na uzyskanych rezultatach badawczych, zaobserwować można wpływ pandemii COVID-19 na sektorowe zróżnicowanie efektu interwału. W latach jej trwania istotność statystyczna różnic w oszacowaniach współczynników β dotyczyła spółek z innych makrosektorów niż w latach ją poprzedzających.

Słowa kluczowe: akcje, COVID-19, współczynnik beta, GPW w Warszawie, efekt interwału

JEL: C20, G11, G12, G17

SECTORAL DIFFERENTIATION OF THE INTERVAL EFFECT DURING THE COVID-19 PANDEMIC – THE CASE OF THE WSE

Abstract

This study primarily aims to verifying whether the interval effect was evident in the beta coefficients (β) of the stock values of the companies listed on the Warsaw Stock Exchange (WSE) during the COVID-19 pandemic, and if so, whether this was due to the macrosectoral affiliation of these companies. The β coefficient is calculated using the ordinary least squares method (OLS) on a sample of issuers grouped in the following indices: WIG20, mWIG40 and sWIG80. When the β values are estimated for the above time horizons are analyzed for the COVID-19 pandemic years, the interval effect is observable for the finance, industrial, construction and assembly production macrosectors. Interestingly, prior to the pandemic, the β values of the stock values in these industries did not significantly differ statistically when the time horizon was changed. The interval effect in the years preceding the COVID-19 pandemic is recorded for the health care and trade and services macrosectors. The research results show that the COVID-19 pandemic affected the sectoral differentiation of the interval effect. The statistical significance of the differences in β estimates affected other macrosectors more during the COVID-19 than it had in the years preceding it.

Keywords: shares, Warsaw Stock Exchange, beta coefficient, COVID-19, interval effect

JEL: C20, G11, G12, G17