




Piotr Jaworski  orcid.org/0000-0002-0069-9750

Wydział Zarządzania
Uniwersytet Warszawski
pjaworski@wz.uw.edu.pl

WPŁYW PANDEMII COVID-19 NA GŁÓWNE INDEKSY GIEŁDOWE NA ŚWIECIE

Abstract

COVID-19 IMPACT ON THE MAIN GLOBAL STOCK INDEXES

The aim of the study is to examine the impact of information on lockdown connected with COVID-19 on stock indexes. The hypothesis was: it is a strong impact of the lockdown announcement on stock indexes at the time of its announcement or cancelation. Panel event models were used to verify the hypothesis. The study used data from the Thomson Reuters Database for the period from 2.01.2019–10.05.2020. The analysis was based on the papers and reports on COVID-19 and the literature on behavioral finance.

Keywords: COVID-19, stock indexes, event study, behavioral finance

Wprowadzenie

Wirus COVID-19 spowodował poważne zawirowania w globalnej gospodarce. Ogłoszenie epidemii wspomnianej choroby przyczyniło się do spodziewanego spadku stopy wzrostu światowego PKB w granicach 3–5%, w zależności od podmiotu dokonującego analizy. Jednym z rezultatów pandemii była reakcja kursów akcji i indeksów giełdowych na liczbę chorych. Wpływ na zachowanie rynków finansowych może mieć również ogłoszenie kwarantanny narodowej (ang. *lockdown*) poszczególnych krajów. Można zatem oczekiwać, iż ogłoszenie wspomnianej kwarantanny, jak i poluzowanie obostrzeń w tym zakresie przez poszczególne kraje wpłynie na indeksy giełdowe.

Engelberg i Parsons (2011) wykorzystują różnice w relacjach lokalnych mediów z wydarzeń krajowych, aby pokazać, że rozbieżności w wyjaśnieniach dziennikarzy są internalizowane przez inwestorów czytających te artykuły. Zgodnie z badaniami Bruce'a Carlina i in. (2014) – gdy reporterzy się nie zgadzają, rzeczywista zmienność jest wyższa. Manela i Moreira (2017) wykorzystują uczenie maszynowe do konstruowania miary niepewności giełdowej na podstawie danych prasowych i stwierdzają, że wiadomości o wojnach i polityce są ważnymi determinantami premii za ryzyko. Shiller (2017) omawia, w jaki sposób narracje mogą stać się powszechne i wpłynąć na światowe giełdy, nawet jeśli nie są prawdziwe. Skoki bez silnego powiązania z podstawowymi informacjami prowadzą średnio do większej zmienności niż skoki z wyraźnymi powiązaniem z nowymi wydarzeniami gospodarczymi (np. Shiller, 1981; Roll, 1988 itp.). Problematyka zarządzania informacją jest również poruszana w kontekście publikacji i rozpoznawania nieprawdziwych informacji (Czarniawska, 2019; Kreft, Hapek, 2019) oraz jej jakości (Skuza i in., 2019). Ważnym tematem dla dyscypliny zarządzania mediami jest także wpływ informacji na rynki finansowe, zwłaszcza w kontekście pandemii COVID-19, co uzasadnia ważność i aktualność tematyki.

COVID-19 traktowany jest jako „czarny łabędź” dla rynku finansowego. Pojęcie czarnego łabędzia zostało wprowadzone po raz pierwszy przez Nassima Taleba (2020). Dotyczy ono zjawiska cechującego się bardzo niskim prawdopodobieństwem zaistnienia, ale wywołującego znaczne negatywne skutki dla otoczenia. Zdarzenie takie określa się nawet jako takie, które jest wręcz niemożliwe lub może okazać się niespodzianką. COVID-19 okazał się zjawiskiem spełniającym takie warunki. W zaistniałej sytuacji postanowiono zbadać wpływ pandemii COVID-19 na indeksy giełdowe wybranych gospodarek. Jako cel pracy postawiono zbadanie wpływu informacji na temat narodowej kwarantanny związanej z wirusem COVID-19 na indeksy giełdowe. Jako hipotezę przyjęto, że występuje silny negatywny lub pozytywny wpływ narodowej kwarantanny na indeksy giełdowe w momencie jej ogłoszenia lub zniesienia.

1. Przegląd literatury przedmiotu

Aby dokonać analizy wpływu pandemii COVID-19 na indeksy giełdowe, rozpoczęto od badania wpływu epidemii na kursy akcji. Jacques DeLisle (2003) w swoich badaniach dowiódł, że epidemia SARS doprowadziła do kryzysu finansowego w Azji, w wyniku którego inwestorzy ponieśli straty na rynku akcji szacowane na 2 biliony dolarów. Ze względu na charakter epidemii Nippani i Washer (2004) wykazali istotny wpływ tylko na rynek chiński, nie zauważyli efektów SARS w innych gospodarkach. Z kolei w krajach afrykańskich negatywny wpływ spowodowała ebola (Del Giudice, Paltrinieri, 2017), natomiast badania oddziaływania epidemii wirusa zika (Macciocchi i in., 2016) w Brazylii, Argentynie i Meksyku dowiodły, że indeksy

rynkowe tych krajów nie odnotowały dużych spadków. Można spodziewać się jednak zmian w poszczególnych branżach, jak np. hotelarska (Chen, Shawn i Gon [2007] zbadali wpływ SARS na akcje tajwańskich hoteli).

Wysoką współzależność rynków akcji mogą wywoływać również reakcje na epidemie lokalne. Badania Chen Mei-Ping i in. (2018) wykazały kointegrację rynków akcji w zakresie kierunku ich zmian, a także osłabienie współpracy głównych rynków finansowych z Chinami.

Bieżące analizy mogą wykazywać nastawienie inwestorów do epidemii. Najczęściej mogą oni odczuwać pesymizm co do perspektyw inwestycyjnych, a tym samym sprzedawać papiery wartościowe w obawie przed silniejszymi konsekwencjami epidemii (Bai, 2014; Baker, Wurgler, Yuan, 2012).

Jednocześnie dotychczasowe badania wykazywały korelacje między rynkami w przypadku występowania kryzysów. Morales i Andreosso (2012) dowiedli, że światowe rynki charakteryzują się dużą współzależnością. Kryzys w jednym kraju rozprzestrzenia się na inny. W krajach o wysokiej podatności na zachowania stadne i nadmierną reakcję, wpływ na nastroje inwestorów na giełdach jest silniejszy (Donadelli, Kizys, Riedel, 2016).

Badania Haiyue Liu i in. (2020), przeprowadzone na wybranych kilku indeksach giełdowych, dowiodły, że wybuch pandemii COVID-19 ma znaczący negatywny wpływ na stopy zwrotu giełdy we wszystkich wybranych krajach i obszarach. Rynki krajów azjatyckich reagują szybciej na wybuch epidemii, a indeksy niektórych z nich odnotowały poprawę w późniejszym etapie pandemii. Potwierdzone przypadki zachorowań na COVID-19 mają znaczący negatywny wpływ na główne wyniki indeksów giełdowych. Udowodniono, że strach inwestora jest kompletnym mediatorem i kanałem transmisji epidemii COVID-19 na giełdy.

Alfaro i in. (2020) pokazują, że stopy zwrotu akcji mogą reagować na codzienne nieprzewidziane zmiany, będące wynikiem odnotowywanych przypadków COVID-19 na podstawie standardowych modeli chorób zakaźnych. Ich wyniki implikują spadek zmienności na giełdzie, ponieważ trajektoria pandemii staje się mniej niepewna. Fahlenbrach i in. (2020) zauważają, że reakcja rynku akcji może być wynikiem wpływu ilości posiadanej przez firmę gotówki i poziomu zadłużenia. Firmy, które wypłacały więcej dywidend lub dokonywały odkupów przed kryzysem, nie odnotowały gorszych wyników niż te, które dokonywały tego rodzaju zdarzeń korporacyjnych. Albuquerque i in. (2020) dowiedli, że firmy o wysokich ocenach środowiskowych i społecznych wypadły lepiej podczas zawirowań na rynku. W badaniu na próbie międzynarodowej Wenzhi i in. (2020) potwierdzają rolę wcześniej udokumentowanych cech firm oraz ugruntowane zarządzanie. Ru Hong i in. (2020) wskazują, że rynki akcji zareagowały szybciej i silniej w krajach, które ucierpiały w 2003 roku z powodu epidemii SARS. Gerding i in. (2020) z kolei pokazują, że reakcje cen akcji były silniejsze w krajach o wyższym stosunku zadłużenia do PKB. Croce i in. (2020) badają przetwarzanie wiadomości na temat ryzyka zarażenia na głównych rynkach finansowych.

Badania dotyczące reakcji cen akcji również odnoszą się do roli gotówki jako zapobiegawczego bufora płynności (np. Almeida i in., 2004; Bates i in., 2009; Lins i in., 2010; Harford i in., 2014).

Pojawia się również literatura na temat rzeczywistych konsekwencji ekonomicznych pandemii. Baker i in. (2020) analizują wpływ COVID-19 na konsumpcję gospodarstw domowych, a Lewis i in. (2020) prezentują wskaźnik aktywności gospodarczej w czasie rzeczywistym w Stanach Zjednoczonych. Caballero i Simsek (2020) badają spirale cen aktywów i zagregowanego popytu oraz szok podaży związany z wirusem COVID-19. Patrycja Chodnicka-Jaworska (2020) bada wpływ COVID-19 na zmiany credit ratingów krajów. Dowodzi istotnego wpływu pandemii COVID-19 na *credit rating*. Agencją, która najbardziej zmieniła swoje noty w związku z tą sytuacją, jest S&P. Kryzys finansowy wywołany pandemią wpłynął negatywnie na zmiany nastawienia krajów. Ratingi krajów stały się w okresie kryzysu mniej wrażliwe na rosnące zadłużenie, co może być podyktowane powszechnym luzowaniem polityki fiskalnej. Stopa wzrostu PKB ma szczególnie wpływ w okresie pandemii COVID-19 w przypadku zmiany outlooku. Jest ona również istotna dla zmian credit ratingów publikowanych przez S&P. Rosnąca inflacja jest w dobie pandemii szczególnie niebezpieczna. Może mieć to związek z luzowaniem polityki pieniężnej. Rosnąca realna stopa wzrostu PKB jest również szczególnie pożądana w okresie kryzysu wywołanego wirusem COVID-19. Otrzymane wyniki zwracają uwagę na zmiany metodologii agencji ratingowych przed kryzysem (Chodnicka-Jaworska, 2017, 2018, 2019).

De Vito i Gómez (2020) przeprowadzają test warunków skrajnych dotyczący wskaźników płynności na globalnej próbie spółek giełdowych. Na przykład, jeśli sprzedaż spadnie o 75%, przeciętna firma, która ma częściową elastyczność operacyjną, wyczerpałaby zasoby gotówkowe za około dwa lata, a jedna dziesiąta firm utraci płynność w ciągu sześciu miesięcy.

2. Opis danych i metodologia

Badanie przeprowadzono na przykładzie światowych indeksów giełdowych¹ rynków, na których najbardziej odczuwalne są skutki pandemii COVID-19. W tym celu zastosowano metodologię *event study*, która szacuje, na ile istotnie zmienia się zachowanie badanego wskaźnika finansowego na skutek wystąpienia da-

¹ ASX All Ordinaries Index, Austrian Traded Index, CAC 40 Index, Deutsche Boerse DAX Index, Dow Jones Industrial Average Index, FTSE 100 Index, FTSE Bursa Malaysia KLCI Index, FTSE MIB Index, Hang Seng Index, IBEX 35 Index, Jakarta SE Composite Index, NASDAQ 100 Index, Oslo Exchange Benchmark Index_GI, PX Prague SE Index, RTS Index, S&P 500 Index, S&P BSE Dollex 30 Index, S&P Merval Index, S&P/NZX 50 Index, São Paulo SE Bovespa Index, Shanghai SE Composite Index, Swiss Market Index, Tel Aviv Main 125 Index, Tokyo SE JPX-Nikkei Index 400, Warsaw SE WIG Poland Index, Warsaw SE WIG-20 Single Market Index.

nego zdarzenia. W tym celu szacowane są tzw. anormalne stopy zwrotu, będące różnicą pomiędzy empiryczną stopą zwrotu danych aktywów w danym dniu a predykcją jej wartości. Dotychczasowe badania najczęściej obierały indeks Dow Jones Global Index, międzynarodowy indeks odzwierciedlający ogólne wyniki rynków akcji, jako indeks porównawczy na całym świecie do obliczania anormalnych stóp zwrotu. Prognozy zachowania się poszczególnych indeksów giełdowych szacowane były poprzez ich zależność (np. w formie funkcji liniowej) w stosunku do wspomnianego wcześniej indeksu DJIA. Jednak ze względu na globalny charakter epidemii oraz jednokierunkowe zmiany wartości analizowanych indeksów giełdowych postanowiono posłużyć się średnimi kroczącymi stóp zwrotu z poszczególnych indeksów giełdowych w okresie 20 dni sesyjnych poprzedzających dzień predykcji, które wskazywać będą na zmiany wartości poszczególnych indeksów w stosunku do poprzednio panującego trendu w ich zachowaniu. Tak dobrany zakres danych służących do sporządzenia prognozy wydaje się właściwy, ponieważ przyjęcie większej ilości obserwacji mogłoby prowadzić do uśrednienia trendów i nie zobrazować właściwie sytuacji panującej na danym parkiecie przed wystąpieniem zdarzeń wywołanych przez pandemię wirusa.

Następnie oszacowano skumulowaną anormalną stopę zwrotu z okresu analizy, szacowaną jako dzienne różnice pomiędzy faktycznie zrealizowaną danego dnia rentownością a jej prognozowaną wartością. Tak wyznaczona różnica została poddana testowi t-studenta mającemu na celu stwierdzenie, czy jest ona istotnie statystycznie większa od zera. Do badania zgromadzono dane dotyczące cen zamknięcia tych indeksów w okresie od 2 stycznia 2019 do 10 maja 2020 roku. Dane pozyskane zostały z bazy Thomson Reuters Database.

Aby zbadać wpływ na zmiany indeksów giełdowych, postanowiono uwzględnić moment ogłoszenia narodowej kwarantanny. Nawiązując do poprzednich badań, określono trzy okna szacunkowe dla określenia reakcji badanych indeksów giełdowych na zwiększanie lub zmniejszanie restrykcji w danym kraju. Okno zdarzenia określono na trzy dni: dzień zdarzenia oraz te przed i po nim występujące, okna przed (*pre-event window*) oraz po zdarzeniu (*post-event window*) określono odpowiednio na pięć dni przed i po oknie zdarzenia. Ze względu na występowanie dużej niepewności na rynku finansowym, w tym w szczególności na giełdzie, przyjęcie zbyt długich okresów mogłoby być niedokładne i negatywnie wpływać na jakość uzyskanych estymacji. Do testowania otrzymanych wyników wykorzystano test t-studenta. Do badania wykorzystano panelowe modele *event study* na podstawie następującego modelu regresji:

$$r_{i,t} = a + \beta m r_{i,t} + e_{i,t} + u_{i,t}$$

gdzie:

$r_{i,t}$ – oznacza stopę zwrotu z indeksu giełdowego i-tego indeksu w czasie t ;
 $\beta m r_{i,t}$ – oznacza stopę zwrotu z rynku i-tego indeksu w czasie t ;

$e_{i,t}$ – błąd czysto losowy;

$u_{i,t}$ – błąd zawierający stałe w czasie czysto losowe charakterystyki.

Model pozwala na szacowanie efektów zwiększania lub luzowania restrykcji w danym kraju na podstawie wybranych grup charakterystyk, jak np. efekty występujące w danym kraju czy typ restrykcji, oraz w stosunku do całego spektrum badanych gospodarek.

3. Wyniki

Przeprowadzono analizę danych panelowych w celu uchwycenia wyników głównych indeksów giełdowych po wybuchu epidemii. Zestaw danych panelu składał się z wymiaru przekroju (21 indeksów, $i = 1, \dots, N$) oraz wymiaru czasowego (420 okresów dziennych obserwacji: $t = [0, \dots, 420]$); po uwzględnieniu liczby występujących zdarzeń przeprowadzono ponad 408 estymacji, które uwzględniono odpowiednio do sporządzenia wiarygodnych oszacowań w ramach analizy. Na początek użyto zbiorczej analizy panelowej do badania indeksów giełdowych na poziomie krajowym w odpowiedzi na wybuch wirusa i efektów specyficznych dla kraju, w tym efektów stałych. Zbadano, w jaki sposób kwarantanna narodowa, będąca wynikiem przypadków COVID-19, wpływa na anormalne stopy zwrotu z indeksów giełdowych.

Tabela 1. Analiza zdarzeń wpływu publikacji o zamknięciu krajów lub zapowiedzi otwarcia krajów na indeksy giełdowe

	pre	pre	pre	event	event	event	post	post	post
_cons	0,0234*	-0,0383*	-0,0047	0,0074	0,021	0,014	0,0065	-0,0630***	0,0323***
t-student	-2,27	(-2,18)	(-0,46)	-1,11	-1,42	-1,78	-0,98	-5	-4,27
Liczba zdarzeń	37	31	68	37	31	68	37	31	68
Lock-down	1	0	wszystkie	1	0	wszystkie	1	0	wszystkie

Legenda: pre – okres przed ogłoszeniem informacji; event – okres ogłoszenia informacji; post – okres po ogłoszeniu informacji; lockdown – ogłoszenie zamknięcia kraju (0) lub jego otwarcia (1). * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Źródło: opracowanie własne.

Analizę rozpoczęto od badania wpływu ogłoszenia informacji na temat zamknięcia lub otwarcia gospodarek w przypadku wszystkich badanych indeksów giełdowych oraz prezentowanych wydarzeń. Wyniki analiz zaprezentowano w tabeli 1. Wskazują one, że indeksy generalnie reagowały negatywnie na ogłoszenie o zamknięciu gospodarek oraz pozytywnie na ogłoszenie informacji o otwarciu, co sugerują odpowiednio negatywne i pozytywne wartości skumulowanych anormalnych stóp zwrotu z indeksów. Okazało się, że istotny statystycznie wpływ wywierały zapowiedzi w okresach przed i po ogłoszeniu *lockdownu*, niezależnie od jego kierunku. Szacunki dotyczące samego okna zdarzenia okazały się nie być statystycznie różne od zera, co może sugerować, że rynki finansowe antycypowały ogłoszenia o zmianie restrykcji i główne zmiany zostały zrealizowane przed samym zdarzeniem, a podczas niego samego wystąpiły już korekty wycen. Następnie zmiany były kontynuowane już w oknie po zdarzeniu.

W przypadku ogłoszenia zamknięcia gospodarek obserwuje się silny istotny wpływ oczekiwań. Okazuje się, że rynek finansowy w niektórych przypadkach oczekiwał zmiany już przed zapowiedzią i dyskontował ją w postaci wysokich ponadnormalnych dziennych stóp zwrotu. Większe zmiany stóp zwrotu obserwuje się w okresie po ogłoszeniu informacji o *lockdownie*. Podyktowane to może być tym, że w niektórych przypadkach ogłoszenie zmiany miało miejsce w weekend lub po zakończeniu sesji giełdowych. W przypadku natomiast podania do informacji publicznej zniesienia obostrzeń rynek reaguje nieco wcześniej, bowiem przed publikacją informacji na wskazany temat. Zmiana ta ma znacznie słabszy charakter niż w poprzednim przypadku. Może to wskazywać na istniejące dalsze obawy związane z wprowadzaniem kolejnych obostrzeń lub liczbą chorych osób. Jednocześnie można zauważyć, że biorąc pod uwagę wszystkie obserwacje, dotyczące zarówno zamrożenia, jak i odmrożenia gospodarek, okazuje się, że rynek reaguje przede wszystkim w okresie po ich ogłoszeniu.

Ze względu na specyfikę rynków postanowiono również zweryfikować istotność publikacji analizowanych informacji na poszczególne indeksy giełdowe. Wyniki zaprezentowano w tabeli 2 znajdującej się w załączniku do niniejszego artykułu. Kolorem zielonym zaznaczono wystąpienie negatywnych anormalnych stóp zwrotu dla informacji o zamknięciu gospodarek oraz pozytywnych anormalnych stóp zwrotu dla informacji o otwarciu gospodarek. Wyniki potwierdzają wcześniejsze wnioski – w większości przypadków informacje o zamykaniu gospodarek powodują spadki wartości analizowanych indeksów giełdowych, a te o ich otwieraniu prowadzą do pozytywnych stóp zwrotu na tych rynkach.

W trzech ostatnich kolumnach tabeli 2 zaprezentowano kolorem zielonym te przypadki, gdzie stwierdzono istotne na poziomie 95% statystycznie estymacje. Wyniki zdają się potwierdzać te wcześniej uzyskane. W większości przypadków obserwuje się oczekiwane, zgodnie z wcześniej postawioną hipotezą, zachowanie rynku ze względu na rodzaj podanej informacji. Również tu można zaobserwować więcej wyników istotnych statystycznie wśród analizy okresów przed i po przyjętym

zdarzeniu. Może to wskazywać na antycypację rynkową działań w związku z pandemią, a po krótkim odreagowaniu – kontynuację kierunku zmian wartości indeksów giełdowych.

Tak jak uprzednio wspomniano, występuje zróżnicowana istotność wpływu publikacji informacji na temat *lockdownu* poszczególnych krajów. W przypadku niektórych indeksów giełdowych ogłoszenie lub zapowiedź ogłoszenia zamknięcia czy też otwarcia krajów jest nieistotna statystycznie. Może być to wynik kilku czynników. Po pierwsze, rynki mogą być między sobą silnie współzależne i prezentacja informacji na jednym rynku wpływa na sytuację na innym indeksie. Na przykład w Polsce indeksy WIG i WIG20 zareagowały nie tylko na zamknięcie kraju, ale również, pod koniec lutego, na ogłoszoną liczbę zachorowań we Włoszech. Indeksy mogą być również skorelowane z liczbą chorych osób. Przekroczenie danej wielkości lub siła wzrostu liczby przypadków również może wpływać na zachowanie rynków finansowych. Ponadto w poszczególnych krajach może być obserwowany wpływ innych wydarzeń rynkowych na zachowanie średniej kroczącej z poprzednich obserwacji zwrotów z indeksów giełdowych. Należy również zauważyć, że wskazana zależność może wynikać z samej konstrukcji tych indeksów. Nie wszystkie sektory bowiem muszą reagować z taką samą siłą na prezentowane informacje.

Wnioski i podsumowanie

Przeprowadzone badanie wykazało istotny statystycznie wpływ ogłoszenia narodowej kwarantanny lub jej poluzowania czy zniesienia na światowe indeksy giełdowe. Silniejszą reakcję zaobserwowano w przypadku ogłoszenia narodowej kwarantanny niż w sytuacji jej poluzowania. Rynek reaguje silniej w okresie po podaniu informacji na temat analizowanych zamknięć krajów, co jest oczekiwanym zjawiskiem, ponieważ rynki finansowe zazwyczaj reagują w sposób bardziej zdecydowany na negatywne informacje. Jednocześnie obserwuje się zróżnicowaną istotność poszczególnych krajowych wydarzeń w tym zakresie.

Otrzymane wyniki potwierdzają badania Ru Honga i in. (2020) przeprowadzone na rynkach akcji. Indeksy giełdowe zareagowały szybciej i silniej w krajach azjatyckich. Siła wpływu kwarantanny może być skorelowana z liczbą przypadków, co potwierdzałoby badania Haiyue Liu i in. (2020), przeprowadzone dla wpływu liczby przypadków na indeksy giełdowe. Otrzymane wyniki zachęcają do badań na temat istotności wpływu kwarantanny na kondycję poszczególnych sektorów. Ponadto sugerują zasadność analiz dotyczących oddziaływania liczby przypadków na indeksy giełdowe i kursy akcji. Warto byłoby przeanalizować współzależność rynków finansowych w badanym zakresie. Wskazany obszar badawczy zostanie poddany analizom w kolejnych badaniach autora.

Bibliografia

- Albuquerque R.A., Koskinen Y., Yang S., Zhang C. (2020). *Love in the time of COVID-19: The resiliency of environmental and social stocks*. „Working Paper”.
- Alfaro L., Chari A., Greenland A.N., Schott P.K. (2020). *Aggregate and firm-level stock returns during pandemics, in real time*. „Working Paper”.
- Almeida H., Campello M., Weisbach M.S. (2004). *The cash flow sensitivity of cash*. „Journal of Finance”, 59, s. 1777–1804. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>.
- Bai Y. (2014). *Cross-border sentiment: An empirical analysis on EU stock markets*. „Applied Financial Economics”, 24, s. 259–290. DOI: 10.1080/09603107.2013.864035.
- Baker M., Wurgler J., Yuan Y. (2012). *Global, local, and contagious investor sentiment*. „Journal of Financial Economics”, 104, s. 272–287. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.11.002>.
- Baker S.R., Bloom N., Davis S.J., Terry S.J. (2020). *COVID induced economic uncertainty*. „BFI White Paper”, April 4.
- Baker S.R., Farrokhnia R.A., Meyer S., Pagel M., Yannelis C. (2020). *How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption During the 2020 COVID-19 Pandemic*. „BFI Working Paper”, March 31.
- Bates T.W., Kahle K.M., Stulz R.M. (2009). *Why do US firms hold so much more cash than they used to?* „Journal of Finance”, 64, s. 1985–2021. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x>.
- Caballero R.J., Simsek A. (2020). *A model of asset price spirals and aggregate demand amplification of a 'COVID-19' shock*. „Working Paper”.
- Carlin B.I., Longstaff F.A., Matoba K. (2014). *Disagreement and asset prices*. „Journal of Financial Economics”, 114(2), s. 226–238. DOI: 10.1016/j.jfineco.2014.06.007.
- Chen M.-H., Shawn S., Gon W. (2007). *The impact of the SARS outbreak on Taiwanese hotel stock performance: An event-study approach*. „International Journal of Hospitality Management”, 26, s. 200–212. DOI: 10.1016/j.ijhm.2005.11.004.
- Chen M.-P., Lee C.-C., Lin Y.-H., Chen W.-Y. (2018). *Did the S.A.R.S. epidemic weaken the integration of Asian stock markets? Evidence from smooth time-varying cointegration analysis*. „Economic Research. Ekonomska Istraživanja”, 31, s. 908–926. DOI: <https://doi.org/10.1080/1331677X.2018.1456354>.
- Chodnicka-Jaworska P. (2016a). *Determinanty ratingów kredytowych krajów strefy euro*. „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, 439, s. 47–58. DOI: 10.15611/pn.2016.439.04.
- Chodnicka-Jaworska P. (2016b). *Makroekonomiczne czynniki dotyczące not, nastawienia oraz trendów ratingów kredytowych krajów strefy euro*. „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, 41, s. 109–126.
- Chodnicka-Jaworska P. (2019). *Credit rating na rynku finansowym*. Warszawa: PWE.
- Chodnicka-Jaworska P. (2020). *Wpływ COVID-19 na nastawienie i credit ratingi krajów*. „Zarządzanie Mediami”, 8(4), s. 535–564. DOI: 10.4467/23540214ZM.20.050.12654.
- Croce M., Farroni P., Wolfskeil I. (2020). *When the markets get COVID: Contagion, viruses, and information diffusion*. „Working Paper”.
- Czarniawska B. (2019). *Jak produkuje się wiadomości w cyberfaktach*. „Zarządzanie Mediami”, 7(4), s. 193–214. DOI: 10.4467/23540214ZM.19.013.11339.
- De Vito A., Gómez J.P. (2020). *Estimating the COVID-19 cash crunch: Global evidence and policy*. „Journal of Accounting and Public Policy”, 39, 106741. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2020.106741>.

- Del Giudice A., Paltrinieri A. (2017). *The impact of the Arab Spring and the Ebola outbreak on African equity mutual fund investor decisions*. „Research in International Business and Finance”, 41, s. 600–612. DOI: 10.1016/j.ribaf.2017.05.004.
- Delisle J. (2003). *SARS, Greater China, and the Pathologies of Globalization and Transition*. „Orbis”, 47, s. 587–604. DOI: 10.1016/S0030-4387(03)00076-0.
- Donadelli M., Kizys R., Riedel M. (2016). *Dangerous infectious diseases: Bad news for Main Street, good news for Wall Street?* „Journal of Financial Markets”, 35, s. 84–103. DOI: 10.1016/j.finmar.2016.12.003.
- Engelberg J.E., Parsons C.A. (2011). *The causal impact of media in financial markets*. „Journal of Finance”, 66(1), s. 67–97. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01626.x>.
- Fahlenbrach R., Rageth K., Stulz R.M. (2020). *How valuable is financial flexibility when revenue stops? Evidence from the COVID-19 crisis*. „Working Paper”.
- Gerding F., Martin T., Nagler F. (2020). *The value of fiscal capacity in the face of a rare disaster*. „Working Paper”.
- Harford J. (1999). *Corporate cash reserves and acquisitions*. „Journal of Finance”, 54, s. 1969–1997. DOI: <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00179>.
- Harford J., Klasa S., Maxwell W.F. (2014). *Refinancing risk and cash holdings*. „Journal of Finance”, 69, s. 975–1012. DOI: <https://doi.org/10.1111/jofi.12133>.
- Hong R., Yang E., Zou K. (2020). *What do we learn from SARS-CoV-1 to SARS-CoV-2: Evidence from global stock markets*. „Working Paper”.
- Kreft J., Hapek M. (2019). *Fake News: Possibility of Identification in Post-Truth Media Ecology System*. „Zarządzanie Mediami”, 7(3), s. 133–142. DOI: 10.4467/23540214ZM.19.009.11120.
- Lewis D., Mertens K., Stock J.H. (2020). *U.S. economic activity during the early weeks of the SARS-Cov-2 outbreak*. „Working Paper”.
- Lins K.V., Servaes H., Tufano P. (2010). *What drives corporate liquidity? An international survey of cash holdings and lines of credit*. „Journal of Financial Economics”, 98, s. 160–176. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.04.006>.
- Liu H., Manzoor A., Wang C., Zhang L., Manzoor Z. (2020). *The COVID-19 Outbreak and Affected Countries Stock Markets Response*. „International Journal of Environmental Research and Public Health”, 17, s. 2800. DOI: 10.3390/ijerph17082800.
- Macciocchi D., Lanini S., Vairo F., Zumla A., Figueiredo L.T.M., Lauria F.N., Strada G., Brouqui P., Puro V., Krishna S. i in. (2016). *Short-term economic impact of the Zika virus outbreak*. „New Microbiol”, 39, s. 287–289.
- Manela A., Moreira A. (2017). *News implied volatility and disaster concerns*. „Journal of Financial Economics”, 123(1), s. 137–162. DOI: 10.1016/j.jfineco.2016.01.032.
- Morales L., Andreosso B. (2012). *The current global financial crisis: Do Asian stock markets show contagion or interdependence effects?* „Journal of Asian Economics”, 23, s. 616–626. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.09.002>.
- Nippani S., Washer K.M. (2004). *SARS: A non-event for affected countries' stock markets?* „Applied Financial Economics”, 14, s. 1105–1110. DOI: <https://doi.org/10.1080/0960310042000310579>.
- Roll R. (1988). R^2 . „Journal of Finance”, 43(3), s. 541–566. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb04591.x>.
- Shiller R. (1981). *Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?* „American Economic Review”, 71(3), s. 421–36.
- Shiller R.J. (2017). *Narrative Economics*. „American Economic Review”, 107(4), s. 967–1004. DOI: 10.1257/aer.107.4.967.

- Skuza S., Modzelewska A., Szeluga-Romańska M. (2019). *Profesjonalizacja zawodu dziennikarza w obliczu konwergencji mediów*. „Zarządzanie Mediami”, 7(2), s. 79–95. DOI: 10.4467/23540214ZM.19.006.10928.
- Taleb N.N. (2020). *Czarny łabędź. Jak nieprzewidywalne zdarzenia rządzą naszym życiem*. Warszawa: Zysk i S-ka.
- Wenzhi D., Levine R., Lin C., Xie W. (2020). *Corporate immunity to the COVID-19 pandemic*. „Working Paper”.
- Zouaoui M., Nouyrigat G.J.M., Beer F. (2011). *How Does Investor Sentiment Affect Stock Market Crises? Evidence from Panel Data*. „Financial Review”, 46, s. 723–747. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2011.00318.x>.

Załącznik 1

Tabela 2. Analiza zdarzeń wpływu publikacji poszczególnych informacji o zamknięciu krajów lub zapowiedzi otwarcia krajów na dane indeksy giełdowe

indexname	lockdown	eventdate	car_yield	car_yieldpre	car_yield-post	test_yield	test_yield-pre	test_yield-post
Dow Jones Industrial Average Index	0	2020-03-23	0,13	-0,11	0,12	0,96	-0,66	1,31
NASDAQ 100 Index	0	2020-03-23	0,11	-0,07	0,07	1,40	-0,45	0,80
Warsaw SE WIG Poland Index	0	2020-03-11	-0,16	-0,10	0,16	-1,62	-1,56	1,92
Warsaw SE WIG-20 Single Market Index	0	2020-03-11	-0,16	-0,11	0,18	-1,67	-1,68	1,98
S&P 500 Index	0	2020-03-23	0,10	-0,09	0,11	0,91	-0,57	1,33
Austrian Traded Index	0	2020-03-15	-0,03	-0,19	0,19	-0,30	-1,47	1,25
CAC 40 Index	0	2020-03-15	0,02	-0,17	0,14	0,26	-1,41	1,50
Deutsche Boerse DAX Index	0	2020-03-16	0,03	-0,14	0,07	0,42	-1,11	0,89
Deutsche Boerse DAX Index	0	2020-03-20	0,11	0,02	0,14	3,35	0,25	1,05
FTSE 100 Index	0	2020-03-23	0,09	0,05	0,06	0,81	0,68	0,78
FTSE MIB Index	0	2020-03-23	0,13	0,09	0,05	1,39	1,18	1,16
IBEX 35 Index	0	2020-03-10	-0,08	-0,01	-0,02	-1,12	-0,24	-0,10
IBEX 35 Index	0	2020-03-15	0,02	-0,20	0,15	0,19	-1,51	1,84
Oslo Exchange Benchmark Index_GI	0	2020-03-12	-0,05	-0,11	0,08	-0,40	-1,36	0,93
PX Prague SE Index	0	2020-03-13	-0,03	-0,07	-0,01	-0,31	-1,47	-0,11
RTS Index	0	2020-03-30	0,10	0,12	0,08	1,93	0,83	1,33
Swiss Market Index	0	2020-03-16	0,06	-0,10	0,01	1,33	-0,91	0,15

indexname	lockdown	eventdate	car_yield	car_yieldpre	car_yieldpost	test_yield	test_yieldpre	test_yieldpost
ASX All Ordinaries Index	0	2020-03-15	-0,02	-0,11	0,04	-0,12	-1,05	0,43
S&P BSE Dollex 30 Index	0	2020-03-24	0,00	0,03	0,11	0,02	0,30	1,16
Hang Seng Index	0	2020-01-30	-0,05	-0,01	0,04	-2,21	-0,68	3,20
Jakarta SE Composite Index	0	2020-03-10	-0,05	0,04	-0,10	-0,63	0,87	-1,59
Jakarta SE Composite Index	0	2020-03-30	0,03	0,16	0,09	0,60	1,21	2,02
FTSE Bursa Malaysia KLCI Index	0	2020-03-16	-0,04	-0,08	0,05	-1,07	-1,29	0,53
Tokyo SE JPX-Nikkei Index 400	0	2020-03-24	0,13	0,10	-0,01	2,46	4,37	-0,08
Tokyo SE JPX-Nikkei Index 400	0	2020-03-27	0,03	0,16	-0,08	0,53	2,43	-2,79
S&P/NZX 50 Index	0	2020-03-25	0,16	-0,04	0,07	3,14	-0,53	3,25
Shanghai SE Composite Index	0	2020-01-23	-0,02	-0,02	0,01	-0,84	-1,14	14,61
Shanghai SE Composite Index	0	2020-04-23	-0,01	0,00	0,01	-0,73	-0,21	1,02
São Paulo SE Bovespa Index	0	2020-05-05	-0,02	0,01	0,00	-0,89	0,09	
S&P Merval Index	0	2020-03-22	0,12	-0,12	0,10	1,91	-0,70	0,70
Tel Aviv Main 125 Index	0	2020-03-13	0,01	-0,10	0,03	0,13	-1,56	0,29
Dow Jones Industrial Average Index	1	2020-05-04	0,01	-0,03	0,00	1,02	-0,71	
NASDAQ 100 Index	1	2020-05-04	0,01	-0,04	0,00	1,19	-0,72	
Warsaw SE WIG Poland Index	1	2020-04-22	-0,05	-0,01	-0,01	-1,19	-0,11	-0,17
Warsaw SE WIG Poland Index	1	2020-05-04	-0,03	0,01	0,00	-1,24	0,32	
Warsaw SE WIG-20 Single Market Index	1	2020-04-20	-0,05	-0,02	-0,01	-1,04	-0,36	-0,23
Warsaw SE WIG-20 Single Market Index	1	2020-05-04	-0,03	0,02	0,00	-1,16	0,42	
S&P 500 Index	1	2020-05-04	0,01	-0,03	0,00	1,17	-0,69	

indexname	lockdown	eventdate	car_yield	car_yieldpre	car_yieldpost	test_yield	test_yieldpre	test_yieldpost
Austrian Traded Index	1	2020-04-06	0,08	0,04	-0,03	2,58	0,99	-0,70
Austrian Traded Index	1	2020-04-28	0,06	0,01	-0,04	2,44	0,11	-0,69
Deutsche Boerse DAX Index	1	2020-04-20	-0,05	-0,03	0,02	-1,08	-0,55	0,55
FTSE 100 Index	1	2020-05-10	0,00	0,03	0,00		1,49	
FTSE MIB Index	1	2020-05-04	-0,02	0,04	0,00	-0,31	0,81	
OMX Stockholm 30 Index	1	2020-03-24	0,10	0,09	0,06	0,95	1,44	1,11
OMX Stockholm 30 Index	1	2020-03-26	0,05	0,10	0,04	0,67	0,98	0,61
Oslo Exchange Benchmark Index_GI	1	2020-04-07	0,02	0,05	0,00	0,46	1,19	-0,09
Oslo Exchange Benchmark Index_GI	1	2020-04-20	-0,04	-0,01	0,01	-2,54	-0,14	0,30
Oslo Exchange Benchmark Index_GI	1	2020-04-27	0,02	-0,03	-0,02	1,30	-0,87	-0,54
Oslo Exchange Benchmark Index_GI	1	2020-04-30	0,01	0,01	-0,03	0,87	0,45	-0,81
PX Prague SE Index	1	2020-04-09	0,01	0,09	-0,03	0,73	2,17	-0,69
PX Prague SE Index	1	2020-04-27	0,00	-0,02	-0,02	0,31	-0,48	-0,86
RTS Index	1	2020-05-07	0,00	-0,01	0,00	0,10	-0,25	
Swiss Market Index	1	2020-04-29	-0,02	0,01	-0,01	-0,67	0,70	-0,26
ASX All Ordinaries Index	1	2020-04-02	0,02	0,08	0,07	0,33	0,80	1,45
ASX All Ordinaries Index	1	2020-04-30	-0,02	0,01	0,02	-0,23	0,79	1,08
S&P BSE Dollex 30 Index	1	2020-04-26	-0,02	0,00	0,04	-0,58	-0,05	1,10
Hang Seng Index	1	2020-03-17	-0,05	-0,01	0,06	-1,00	-0,30	0,65
Jakarta SE Composite Index	1	2020-03-12	-0,04	-0,06	-0,12	-0,82	-0,79	-2,53
Jakarta SE Composite Index	1	2020-03-31	0,01	0,20	0,09	0,23	1,90	2,06

indexname	lockdown	eventdate	car_yield	car_yieldpre	car_yieldpost	test_yield	test_yieldpre	test_yieldpost
Korea SE KOSPI Index	1	2020-03-27	0,03	0,23	0,04	1,17	1,76	0,72
Korea SE KOSPI Index	1	2020-04-03	0,04	0,04	0,07	1,60	0,72	1,58
Shanghai SE Composite Index	1	2020-03-23	0,00	-0,03	0,03	0,09	-0,65	1,09
Shanghai SE Composite Index	1	2020-04-08	0,02	0,02	-0,01	1,15	1,14	-0,49
S&P Merval Index	1	2020-03-31	0,10	0,10	0,08	3,08	0,70	2,17
S&P Merval Index	1	2020-04-13	0,06	0,05	-0,06	1,06	0,91	-0,67
Tel Aviv Main 125 Index	1	2020-05-04	-0,02	-0,01	0,00	-0,42	-0,72	
Tel Aviv Main 125 Index	1	2020-05-07	0,00	-0,02	0,00	0,37	-0,38	
Tel Aviv Main 125 Index	1	2020-05-10	0,00	-0,01	0,00		-0,24	

Legenda: pre – okres przed ogłoszeniem informacji; event – okres ogłoszenia informacji; post – okres po ogłoszeniu informacji; lockdown – ogłoszenie zamknięcia kraju (0) lub jego otwarcia (1).

Źródło: opracowanie własne.