



UNIWERSYTET SZCZECIŃSKI
**INSTYTUT EKONOMII
I FINANSÓW**

mgr inż. Renata Gola

Związek między aktywnością w mediach społecznościowych i wynikami finansowymi spółek na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2017-2022

/autoreferat rozprawy doktorskiej w dyscyplinie naukowej ekonomia i finanse/

Promotor:
dr hab. Katarzyna Byrka-Kita, prof. US
Uniwersytet Szczeciński

Promotor pomocniczy:
dr Mateusz Czerwiński
Uniwersytet Szczeciński

Szczecin 2026

Spis treści

1.	Uzasadnienie wyboru tematu	3
2.	Cel rozprawy i hipotezy badawcze.....	5
3.	Struktura pracy	8
4.	Źródła i metody badawcze	10
5.	Charakterystyka i wyniki przeprowadzonych badań	15
6.	Podsumowanie	19
7.	Bibliografia.....	23
	Załącznik 1. Oznaczenie i postać analityczna zmiennych wykorzystanych w badaniu .	24

1. Uzasadnienie wyboru tematu

Komunikacja spółek publicznych – obejmująca zarówno obowiązkowe ujawnianie informacji, jak i dobrowolne jej upowszechnianie – stanowi istotny obszar badań w naukach ekonomicznych i finansach. Punktem wyjścia dla niniejszej rozprawy jest paradygmat asymetrii informacji oraz wynikający z niego problem ograniczonej przejrzystości spółek publicznych wobec uczestników rynku kapitałowego. W literaturze zidentyfikowano kilka wzajemnie uzupełniających się ram teoretycznych, które wyjaśniają zarówno motywów aktywności komunikacyjnej spółek, jak i jej skutki dla rynku.

Po pierwsze, Botosan (1997) oraz Diamond i Verrechia (1991) wskazują, że większa transparentność spółek skutkuje niższym kosztem kapitału oraz zwiększoną płynnością obrotu akcjami, co stanowi podstawową ekonomiczną przesłankę dobrowolnego ujawniania informacji wykraczających poza obowiązkowe minimum regulacyjne. Po drugie, teoria sygnalizacji (Spencer, 1973; Ross, 1977) wyjaśnia, dlaczego spółki dysponujące przewagą informacyjną mogą intensyfikować komunikację w okresach, gdy wyniki przekraczają oczekiwania rynku – sygnalizując tym samym swoją jakość i wzmacniając wiarygodność wobec inwestorów (Benoit, 1997; Garcia, 2021). Po trzecie, koncepcja ekonomii uwagi (Davenport i Beck, 2001) wskazuje, że w warunkach narastającego szumu informacyjnego zasoby uwagi inwestorów są ograniczone. Spółki konkurują zatem nie tylko o kapitał, lecz także o uwagę – co sprawia, że decyzje o wyborze kanału, czasu i formy komunikatu mają charakter strategiczny, a nie jedynie techniczny. Media społecznościowe, oferując natychmiastowość i szeroki zasięg, stają się w tym kontekście narzędziem szczególnie atrakcyjnym.

Mechanizm ekonomii uwagi funkcjonuje na polskim rynku kapitałowym odmiennie niż na rynkach rozwiniętych, co stanowi dodatkowe uzasadnienie dla podjętego badania. Po pierwsze, niższy poziom pokrycia analitycznego większości spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (dalej GPW) oznacza, że inwestorzy indywidualni dysponują ograniczonym dostępem do przetworzonych informacji finansowych – w tej luce informacyjnej media społecznościowe mogą pełnić funkcję substytutu wobec analiz instytucjonalnych. Po drugie, istotny udział inwestorów indywidualnych w obrotach na GPW¹ sprawia, że grupa ta – szczególnie wrażliwa na łatwo dostępne i uproszczone komunikaty –

¹ W I półroczu 2022 r. udział inwestorów indywidualnych krajowych w obrotach na rynku głównym GPW wynosił 18%, natomiast inwestorów instytucjonalnych krajowych 19% (*Udział inwestorów w obrotach giełdowych – dane zagregowane 2009–2022*)

stanowi istotnego odbiorcę aktywności spółek na Twitterze (Lerman, 2020). Po trzecie, dominująca rola systemu ESPI jako kanału ujawniania informacji oznacza, że media społecznościowe pełnią przede wszystkim funkcję wtórnego upowszechniania. Ogranicza to ich rolę w porównaniu z rynkiem amerykańskim, gdzie mogą one pełnić również funkcję pierwotnego kanału komunikacji, ale jednocześnie czyni analizowaną asymetrię komunikacyjną bardziej przejrzystą, gdyż moment ujawnienia informacji i moment jej upowszechnienia pozostają wyraźnie rozdzielone.

Z drugiej strony nadmiar komunikatów może generować szum informacyjny (Al Guindy, 2016), a selektywne ujawnianie sprzyja asymetrii w prezentowaniu wyników (Artienowicz, 2020; Yang i Liu, 2017; Kim i in., 2022). Wyniki badań Mazboudi i Khalil (2017), Jung i in. (2018) oraz Kim i in. (2022) potwierdzają, że spółki chętniej eksponują wyniki przewyższające oczekiwania rynku, ograniczając komunikację w przypadku wyników poniżej oczekiwań. Wzorzec ten jest zgodny z teorią dobrowolnego ujawniania informacji (Dye, 1985; Verrecchia, 2001), która przewiduje selektywność komunikacji w zależności od relacji korzyści i kosztów dodatkowych ujawnień. Kontrowersje budzi wykorzystanie mediów społecznościowych, które – mimo szybkości przekazu – wiąże się z ograniczonym nadzorem i ryzykiem dezinformacji (Guidry i Patten, 2012).

Przedstawione ramy teoretyczne nie są wobec siebie alternatywne, lecz komplementarne: asymetria informacji określa problem, teoria sygnalizacji i teoria dobrowolnego ujawniania wyjaśniają motywy zachowania spółek, natomiast ekonomia uwagi tłumaczy, dlaczego wybór kanału komunikacji – w tym mediów społecznościowych – ma kluczowe znaczenie dla efektywności przekazu. To wzajemne uzupełnianie się koncepcji stanowi ramy interpretacyjne dla wyników prezentowanych w rozprawie.

Media społecznościowe, w przeciwieństwie do tradycyjnych kanałów komunikacji, charakteryzują się wysoką interaktywnością, niskimi kosztami dystrybucji informacji oraz możliwością komunikacji w czasie rzeczywistym (Brennan i Merkl-Davies, 2018). W konsekwencji spółki wykorzystują je nie tylko w celach marketingowych, lecz także jako narzędzie prowadzenia relacji inwestorskich oraz dystrybucji informacji finansowych (Lei i in., 2019).

Wzrost liczby badań empirycznych dotyczących mediów społecznościowych w komunikacji finansowej nastąpił po 2013 roku, kiedy Securities and Exchange Commission uznała je za dopuszczalny kanał komunikacji spółek z rynkiem w Stanach Zjednoczonych. Zmiana ta nadała impulsu badaniom przede wszystkim na rynku amerykańskim

i – w mniejszym stopniu – na wybranych rynkach europejskich, głównie brytyjskim. W konsekwencji zdecydowana większość dostępnych analiz koncentruje się na kontekście anglosaskim. Brakuje badań łączących aktywność spółek na platformach społecznościowych z odchyleniami wyników finansowych od konsensusu rynkowego.

Specyfika polskiego rynku kapitałowego sprawia, że badanie aktywności spółek na Twitterze w kontekście GPW pozwala na oddzielenie momentu ujawnienia od momentu upowszechnienia informacji – co stanowi dodatkową zaletę analityczną przyjętego podejścia badawczego. Jednocześnie relatywnie niski poziom pokrycia analitycznego większości spółek notowanych na GPW oraz wysoki udział inwestorów detalicznych w obrotach giełdowych czynią ten rynek wrażliwym na nieformalne kanały komunikacji, takie jak media społecznościowe.

Celem niniejszej rozprawy było wypełnienie tej luki poprzez empiryczną ocenę związku między aktywnością spółek notowanych na GPW w Warszawie na platformie Twitter a relacją ich rzeczywistych wyników finansowych do konsensusu prognoz analityków w latach 2017–2022.

Podjęcie tej problematyki jest uzasadnione zarówno z perspektywy teoretycznej, jak i praktycznej. Z jednej strony badanie wzbogaca literaturę z zakresu ekonomii uwagi i dobrowolnego ujawniania informacji o dowody empiryczne z rynku polskiego, na którym rola mediów społecznościowych jest strukturalnie inna niż na rynkach rozwiniętych. Z drugiej strony dostarcza wniosków użytecznych dla interesariuszy.

2. Cel rozprawy i hipotezy badawcze

Celem rozprawy jest kompleksowa analiza i ocena wykorzystania Twittera przez spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2017–2022 w zakresie upowszechniania informacji finansowych, a także empiryczna ocena związku między aktywnością na Twitterze a wynikami finansowymi tych spółek. Przez pojęcie „wyniki finansowe” rozumiana jest różnica między rzeczywistym poziomem wskaźnika zysku na akcję (EPS) a konsensusem prognoz analityków.

Cel rozprawy obejmuje dwa komplementarne komponenty. Pierwszy z nich dotyczy *oceny* wykorzystania Twittera jako narzędzia upowszechniania informacji finansowych i pełni funkcję poznawczą oraz przygotowawczą wobec zasadniczej części badania. Drugi komponent celu *analiza* odnosi się do empirycznego związku między aktywnością spółek na Twitterze a ich wynikami finansowymi. Analiza sposobu wykorzystania kanału komunikacji stanowi

warunek konieczny dla interpretacji zależności empirycznych. W tym sensie pierwszy komponent celu nie stanowi odrębnego celu badawczego, lecz integralny etap prowadzący do realizacji zasadniczego celu poznawczego.

Tak sformułowany cel odpowiada na zidentyfikowaną w literaturze lukę badawczą. W warunkach rosnącej konkurencji informacyjnej oraz ograniczonej uwagi inwestorów decyzje o aktywności w mediach społecznościowych nie mają charakteru przypadkowego. Komunikacja korporacyjna pełni funkcję nie tylko dystrybucyjną, lecz również strategiczną – wpisując się w mechanizmy sygnalizowania jakości wyników finansowych oraz zarządzania percepcją rynkową. Specyfika polskiego rynku kapitałowego, w którym media społecznościowe pełnią funkcję przede wszystkim wtórnego upowszechniania informacji już ujawnionych w oficjalnych kanałach, umożliwia analizę tych mechanizmów w odmiennych warunkach instytucjonalnych niż na rynkach anglosaskich.

Do realizacji celu głównego sformułowano trzy pytania badawcze. Po pierwsze, czy istnieje statystycznie istotny związek między różnicą między rzeczywistymi wynikami finansowymi spółek a konsensusem rynku i ich aktywnością na Twitterze? Po drugie, które kategorie wyników - poniżej lub powyżej konsensusu rynkowego – wykazują najsilniejszy związek z aktywnością spółek na Twitterze? Po trzecie, czy spółki osiągające wyniki wyższe niż konsensus rynku wykazują większą aktywność komunikacyjną na Twitterze, co pozwala na identyfikację potencjalnej asymetrii w upowszechnianiu informacji?

Konstrukcja zadania badawczego ma charakter sekwencyjny i odzwierciedla kolejne etapy analizy badanego zjawiska. Pytania badawcze zostały sformułowane na poziomie ogólnym i eksploracyjnym, natomiast cele empiryczne oraz hipotezy badawcze stanowią ich stopniową operacjonalizację. Oznacza to, że pytania badawcze, cele i hipotezy nie są prostym odwzorowaniem tych samych treści, lecz odpowiadają różnym poziomom uogólnienia i formalizacji problemu badawczego.

Na poziomie celów empirycznych dokonano operacjonalizacji analizowanego zjawiska poprzez odniesienie go do mierzalnej kategorii różnicy między rzeczywistymi wynikami finansowymi a konsensusem rynku. Z kolei hipotezy badawcze stanowią formalną podstawę weryfikacji zależności testowanych w modelach ekonometrycznych i wymagają dalszego zawężenia problemu badawczego oraz przyjęcia określonej postaci analizowanych relacji.

Zdefiniowane pytania badawcze odzwierciedlają kolejne etapy analizy badanego zjawiska – od identyfikacji istnienia zależności, przez określenie jej kierunku, aż po ocenę jej selektywnego charakteru. W tym ujęciu stanowią one punkt wyjścia dla dalszej

operacjonalizacji problemu badawczego, prowadzącej do sformułowania celów empirycznych oraz hipotez badawczych.

Realizacja celu głównego została oparta na celach szczegółowych wyodrębnionych na płaszczyznach poznawczej i empirycznej. Na płaszczyźnie poznawczej dokonano systematyzacji i krytycznej syntezy zagadnień dotyczących obowiązków informacyjnych spółek notowanych na GPW, ewolucji praktyk komunikacyjnych oraz teoretycznych podstaw ujawniania i upowszechniania informacji finansowych. Uwzględniono regulacje prawne, dobrowolne formy komunikacji oraz osadzono analizowane zjawisko w ramach teorii agencji, teorii służebności, teorii sygnalizacji, teorii dobrowolnego ujawniania informacji oraz ekonomii uwagi – traktowanych jako komplementarne ramy interpretacyjne. Istotnym elementem tej płaszczyzny był również systematyczny przegląd literatury dotyczącej roli mediów społecznościowych w komunikacji korporacyjnej.

Na płaszczyźnie empirycznej zweryfikowano związek między aktywnością spółek na Twitterze a różnicą między rzeczywistymi wynikami finansowymi a konsensusem rynku, a także oceniono, czy siła tej zależności zmienia się wraz z wielkością odchylenia. Wnioski z obu płaszczyzn stanowią podstawę dla sformułowanych hipotez badawczych.

W celu empirycznej weryfikacji sformułowano dwie hipotezy główne. Każda z hipotez była weryfikowana w trzech uzupełniających się ujęciach aktywności: (1) obecności spółki na Twitterze, (2) ogólnej aktywności na Twitterze oraz (3) aktywności na Twitterze bezpośrednio dotyczącej ujawnianych wyników finansowych. Takie podejście umożliwia odróżnienie efektu wynikającego z wykorzystania dodatkowego kanału komunikacji od efektów związanych z intensywnością komunikacji w kluczowych momentach informacyjnych.

Pierwsza hipoteza badawcza (H1) zakłada, że **istnieje pozytywny związek między aktywnością spółki na Twitterze i różnicą rzeczywistych wyników finansowych i konsensusu rynkowego**. Oznacza to, że wraz ze wzrostem dodatniego odchylenia wyników od oczekiwań rynku rośnie aktywność spółki w mediach społecznościowych (Jung i in., 2018; Kim i in., 2022). Hipoteza ta wynika z teorii sygnalizacji oraz ekonomii uwagi, zgodnie z którymi przedsiębiorstwa wykorzystują komunikację jako narzędzie przekazywania sygnałów dotyczących jakości wyników finansowych (Spence, 1973; Ross, 1977). W szczególności odchylenie wyników od konsensusu rynku stanowi czynnik wpływający na reakcje inwestorów oraz kształtowanie cen akcji.

W ramach tej hipotezy wyróżniono również wymiar dotyczący obecności spółki na Twitterze (H1a), traktowany jako zmienna kontrolna. Przyjęto, że sama obecność na platformie

nie powinna być wrażliwa na wyniki finansowe w danym okresie, lecz odzwierciedla trwałą strategię komunikacyjną spółki. Zgodnie z teorią sygnalizacji świadczy to o gotowości do transparentnej komunikacji z rynkiem (Blankespoor i in., 2014; Zhou i in., 2015). Ujęcie to pozwala odróżnić efekty krótkookresowej aktywności komunikacyjnej od długookresowych decyzji strategicznych dotyczących obecności spółki w mediach społecznościowych. Brak istotności statystycznej w tym zakresie należy interpretować jako zgodnym z założeniami teoretycznymi, a nie przesłanką do odrzucenia hipotezy ogólnej.

Druga hipoteza (H2) zakłada, że **występowanie pozytywnego związku między aktywnością na Twitter i różnicą rzeczywistych wyników spółki i konsensusu rynkowego zależy od wielkości tej różnicy** – co stanowi de facto test moderacji, w którym wielkość różnicy między wynikami a konsensem moderuje siłę badanego związku. Hipoteza ta odnosi się do potencjalnej nieliniowości relacji i zakłada, że komunikacja spółek może mieć charakter selektywny, koncentrując się na wynikach szczególnie korzystnych z perspektywy spółki.

W pracy przyjęto podejście interpretacyjne, zgodnie z którym wyniki analiz empirycznych umożliwiają identyfikację zależności statystycznych, nie przesądzając o ich charakterze przyczynowo-skutkowym. Podejście to wynika z ograniczeń badań opartych na danych obserwacyjnych i pozostaje zgodne z praktyką badawczą w literaturze przedmiotu.

3. Struktura pracy

Rozprawa doktorska liczy 239 stron i składa się ze wstępu, czterech rozdziałów oraz zakończenia. Układ pracy został podporządkowany realizacji celu głównego i celów szczegółowych, przy zachowaniu logicznej sekwencji rozważań prowadzącej od identyfikacji problemu badawczego do empirycznej weryfikacji hipotez oraz interpretacji uzyskanych wyników.

We wstępie przedstawiono uzasadnienie wyboru tematu, określono problem badawczy, cele rozprawy, pytania badawcze oraz hipotezy badawcze. Zaprezentowano również zakres czasowy i przedmiotowy badań, zastosowane metody badawcze oraz strukturę pracy. Wprowadzenie umożliwia osadzenie analizowanego zagadnienia w kontekście badań nad komunikacją korporacyjną oraz rolą informacji na rynku kapitałowym.

Rozdział pierwszy ma charakter teoretyczny i koncentruje się na systemie ujawniania informacji finansowych przez spółki publiczne. Przedstawiono regulacje prawne dotyczące obowiązków informacyjnych spółek notowanych na rynku kapitałowym, w tym regulacje

MiFID II² oraz MAR³. Celem tych regulacji było doskonalenie efektywności informacyjnej rynku kapitałowego, w szczególności poprzez wzmocnienie wymogów przejrzystości oraz ograniczenie asymetrii informacji między emitentami a uczestnikami rynku. Omówiono również kluczowe koncepcje teoretyczne stanowiące ramy interpretacyjne dla analizowanego zjawiska: teorię agencji, teorię służebności, teorię sygnalizacji, koncepcję asymetrii informacji oraz ekonomię uwagi.

Rozdział drugi obejmuje systematyczny przegląd literatury dotyczącej związku między komunikacją przedsiębiorstw a ich wynikami finansowymi, obejmujący publikacje indeksowane w bazach Web of Science i Scopus. W jego wyniku zidentyfikowano 110 publikacji naukowych dotyczących ujawniania informacji finansowych, w tym 28 publikacji odnoszących się *sensu stricto* do roli mediów społecznościowych w komunikacji spółek z uczestnikami rynku. Przegląd literatury umożliwił identyfikację głównych nurtów badawczych oraz luk badawczych stanowiących podstawę części empirycznej.

Rozdział trzeci ma charakter metodologiczny i zawiera opis procedury badawczej. Przedstawiono sposób doboru próby badawczej, definicję zmiennych, konstrukcję modeli ekonometrycznych oraz procedury estymacji. Omówiono również ograniczenia zastosowanych metod oraz przyjęte założenia analizy empirycznej.

Rozdział czwarty prezentuje wyniki badań empirycznych. Przeprowadzono w nim weryfikację hipotez badawczych poprzez analizę związku między aktywnością spółek na Twitterze a różnicą między rzeczywistymi wynikami finansowymi a konsensusem rynku. W analizie zastosowano modele probitowe dla zmiennych binarnych oraz regresję liniową OLS dla zmiennych ciągłych, co umożliwiło sformułowanie wniosków dotyczących weryfikowanych hipotez.

Pracę zamyka zakończenie, w którym przedstawiono syntetyczne podsumowanie przeprowadzonych badań, najważniejsze wnioski oraz ograniczenia badania i kierunki dalszych analiz. Integralnym elementem rozprawy są również załączniki zawierające zestawienia danych i dodatkowe wyniki analiz, co zwiększa transparentność oraz replikowalność przeprowadzonych badań.

² Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2014/65/UE z dnia 15 maja 2014 r. w sprawie rynków instrumentów finansowych oraz zmieniająca dyrektywę 2002/92/WE i dyrektywę 2011/61/UE (wersja przekształcona). Dz. Urz. UE L 173 z 12.06.2014, s. 349–496.

³ Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 596/2014 z dnia 16 kwietnia 2014 r. w sprawie nadużyć na rynku (rozporządzenie w sprawie nadużyć na rynku) oraz uchylające dyrektywę 2003/6/WE Parlamentu Europejskiego i Rady i dyrektywy Komisji 2003/124/WE, 2003/125/WE i 2004/72/WE. Dz. Urz. UE L 173 z 12.06.2014, s. 1–61.

4. Źródła i metody badawcze

Realizacja celu rozprawy wymagała zastosowania metod obejmujących analizę literatury przedmiotu oraz metody ilościowe. Przyjęto podejście wieloetapowe: identyfikacja luki badawczej, konstrukcja bazy danych, dobór i operacjonalizacja zmiennych oraz estymacja ekonometryczna służąca weryfikacji hipotez badawczych.

W części teoretycznej zastosowano metodę analizy i krytycznej syntezy literatury, w tym systematyczny przegląd literatury przeprowadzony zgodnie z protokołem PRISMA (Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses). Analizę przeprowadzono z wykorzystaniem baz Web of Science oraz Scopus i objęto nią publikacje dotyczące komunikacji korporacyjnej, ujawniania informacji finansowych oraz wykorzystania mediów społecznościowych przez przedsiębiorstwa. Pozwoliło to na identyfikację głównych nurtów badawczych oraz luk poznawczych stanowiących podstawę dalszych badań empirycznych.

W części empirycznej wykorzystano dane pochodzące z kilku komplementarnych źródeł. Podstawę stanowiły raporty okresowe publikowane w systemie ESPI oraz komercyjna baza danych EquityRT obejmująca konsensus rynku. Drugim kluczowym źródłem była autorska baza aktywności spółek na Twitterze, opracowana na podstawie oficjalnych profili emitentów zidentyfikowanych w mediach społecznościowych. Dane dotyczące treści i liczby tweetów pozyskano za pośrednictwem API platformy Twitter.

Kluczową zmienną niezależną była różnica między rzeczywistą wartością wskaźnika zysku na akcję (EPS)⁴ a konsensusem prognoz analityków – miernik powszechnie stosowany w literaturze finansowej jako wyraz zaskoczenia rynkowego. W celu zapewnienia porównywalności między spółkami zmienną przeskalowano przez cenę akcji na koniec roku obrotowego. W modelu przyjęto dwie postacie tej zmiennej: binarna MISSEST (przyjmująca wartość 1, gdy rzeczywisty EPS jest poniżej konsensusu) i ciągła EARNINGS_SURPRISE (mierząca skalę i kierunek różnicy). W modelach weryfikujących hipotezę H2 zastosowano również $|EARNINGS_SURPRISE|$ jako element zmiennej interakcyjnej. W analizie

⁴ Analitycy giełdowi formułują prognozy dla szeregu wskaźników finansowych, w tym przychodów ze sprzedaży, wyniku EBITDA, wyniku operacyjnego (EBIT), zysku netto oraz zysku na akcję (EPS). W bazie EquityRT dostępne były dla badanej próby prognozy konsensusów przychodów oraz EPS. Wybór EPS jako podstawowej zmiennej niezależnej wynikał z trzech przesłanek. Po pierwsze, EPS stanowi w literaturze finansowej najbardziej powszechnie stosowaną miarę zaskoczenia rynkowego (earnings surprise), co zapewnia porównywalność wyników z dotychczasowymi badaniami (Jung i in., 2018; Kim i in., 2022; Lerman, 2020). Po drugie, konsensus EPS był dostępny dla większej liczby obserwacji w próbie niż konsensus przychodów — wybór EPS pozwolił zatem zminimalizować ubytek obserwacji i zachować reprezentatywność próby. Po trzecie, EPS jako miara syntetyczna uwzględnia zarówno poziom przychodów, jak i strukturę kosztów spółki, co czyni ją bardziej kompleksowym sygnałem informacyjnym z perspektywy inwestora niż sama prognoza przychodów

uwzględniono kategoryzację tej zmiennej według skali odchylenia od konsensusu, co umożliwiło zbadanie potencjalnej nieliniowości zależności między wynikami finansowymi a aktywnością komunikacyjną spółek.

Liczba tweetów publikowanych przez spółki została przypisana do okna zdarzenia [-7, 7] według daty ujawnienia wyników finansowych na ESPI.⁵ W celach statystycznych, komunikaty ESPI, tweety oraz komunikaty z tradycyjnych mediów zostały sklasyfikowane według godziny publikacji względem godzin sesji giełdowej GPW. Każdy komunikat opublikowany w danym dniu kalendarzowym został przypisany do tego dnia i zakwalifikowany do jednej z trzech kategorii czasowych: przed otwarciem sesji – BMO (*Before Market Open*), tj. przed godziną 9:00; w trakcie sesji – TH (*Trading Hour*), tj. w godzinach 9:00–17:05; oraz po zamknięciu sesji – AMC (*After Market Close*), tj. po godzinie 17:05. Podejście to jest zgodne z zaproponowanym przez Doyle i Magilke (2009).

Zmienne zależne skonstruowano w pięciu wymiarach: obecność na platformie (TW), opublikowanie co najmniej jednego tweeta w oknie zdarzenia (TW_ALL), liczba wszystkich tweetów opublikowanych w oknie zdarzenia (TW_ALL_NUM), opublikowanie co najmniej jednego tweeta bezpośrednio dotyczącego ujawnianych wyników finansowych w oknie zdarzenia (TW_EA) oraz liczba takich tweetów (TW_EA_NUM).

Klasyfikacja tweetów jako powiązanych z wynikami finansowymi (zmienna TW_EA) przeprowadzona została metodą ręcznej analizy treści: każdy tweet w oknie zdarzenia był indywidualnie czytany i oceniany przez doktorantkę. Za powiązany z wynikami finansowymi uznawano wpis zawierający słowa kluczowe takie jak „wynik”, „wynik netto”, „EPS”, „przychody” lub wartości liczbowe jednoznacznie odnoszące się do raportowanych wielkości finansowych, a także hashtagi wskazujące na publikację sprawozdania rocznego (#FY, #YoY, #FinancialResult) oraz inne treści bezpośrednio nawiązujące do ogłaszanych wyników („Relacja Inwestorska”, „Konferencja wynikowa”, „Prezentacja roczna”).

⁵ Estymacje modeli zostały przeprowadzone również dla alternatywnych specyfikacji obejmujących okna: [0], [-1,0], [0,1], [-1,1], [-7,-1] oraz [1,7]. Uzyskane wyniki były jakościowo zbliżone do rezultatów prezentowanych w rozprawie i nie prowadziły do odmiennych wniosków interpretacyjnych. Z tego względu nie zostały one szczegółowo zaprezentowane w pracy. Decyzja ta wynikała z dwóch przesłanek (1) przyjęte w analizie główne okno zdarzenia [-7,7] jest zgodne z podejściem stosowanym w literaturze przedmiotu, co umożliwia bezpośrednie porównanie uzyskanych wyników z rezultatami wcześniejszych badań; (2) prezentacja wyników dla wielu alternatywnych okien zdarzenia prowadziłaby do istotnego zwiększenia objętości pracy, przy jednoczesnym ograniczonym przyroście wartości poznawczej. Dodatkowo, w przypadku krótszych okien zdarzenia (np. [0,1]) pojawia się problem daty publikacji wyników finansowych oraz obecności dni niehandlowych, w szczególności weekendów, co może wpływać na interpretację aktywności komunikacyjnej spółek w mediach społecznościowych (spółki w zdecydowanej większości pozostawały nieaktywne w mediach społecznościowych w weekendu).

Zakres podmiotowy badania obejmował spółki niefinansowe notowane na rynku głównym GPW, dla których dostępne były dane dotyczące konsensusu rynkowego. Obecność spółki na Twitterze stanowiła zmienną zależną w analizie, a nie kryterium selekcji próby – w próbie uwzględniono zarówno spółki posiadające konto na platformie (TW=1), jak i nieposiadające go (TW=0).

Horyzont czasowy analizy obejmował lata 2017–2022. Wybór ten wynikał z trzech przesłanek: wejścia w życie rozporządzeń MiFID II i MAR, których celem było doskonalenie efektywności informacyjnej rynku; dynamicznego wzrostu aktywności spółek na Twitterze po 2016 roku (29% kont założono po tej dacie, 81% tweetów opublikowano po niej); oraz dostępności wiarygodnych danych o konsensusach dla badanego okresu.

Do weryfikacji hipotez zastosowano regresję probitową dla zmiennych binarnych (TW, TW_ALL, TW_EA) oraz regresję wieloraką OLS dla zmiennych ciągłych (TW_ALL_NUM, TW_EA_NUM). Przed estymacją w celu zniwelowania skośności rozkładów zmienne poddano procedurze winsoryzacji (1. i 99. percentyl) oraz logarytmowania.

Tabela 1 Hipotezy i model ekonometryczny

Hipoteza	Zmienna zależna	Model	Misest	Earnings_Surprise	Earnings_Surprise	Misest x Earnings_Surprise
H1. Istnieje pozytywny związek między aktywnością na Twitterze i różnicą rzeczywistych wyników spółki i konsensusu rynkowego						
a. obecność na Twitterze	TW _{i,y}	$= \gamma_0 + \gamma_1 DIFF_EST_{i,y} + \gamma_1 SIZE_{i,y} + \gamma_2 MTB_{i,y} + \gamma_3 ROA_{i,y} + \gamma_4 GROWTH_{i,y} + \gamma_5 LEVERAGE_{i,y} + \gamma_6 ANALYSTS_{i,y} + \gamma_7 FIRM_AGE_{i,y} + \gamma_8 CEO_AGE_{i,y} + \gamma_9 PRESS_RELEASES_{i,y} + \gamma_{10} MEDIA_NEWS_{i,y} + Industry\ and\ Year\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,y}$	(+)	(+)	(-)	
b. ogólna aktywność na Twitterze	TW_ALL _{i,y}		(+)	(+)	(-)	
	TW_ALL_NUM _{i,y}		(+)	(+)	(-)	
c. aktywność odnosząca się do ujawnionego wyniku	TW_EA _{i,y}		(+)	(+)	(-)	
	TW_EA_NUM _{i,y}	(+)	(+)	(-)		
H2. Występowanie pozytywnego związku między aktywnością na Twitterze i różnicą rzeczywistych wyników spółki i konsensusu rynkowego zależy od wielkości tej różnicy						
a. obecność na Twitterze	TW _{i,y}	$= \gamma_0 + \gamma_1 MISSEST_{i,y} + \gamma_2 EARNINGS_SURPRISE _{i,y} + \gamma_3 (MISSEST_{i,y} \times EARNINGS_SURPRISE _{i,y}) + \gamma_4 SIZE_{i,y} + \gamma_5 MTB_{i,y} + \gamma_6 ROA_{i,y} + \gamma_7 GROWTH_{i,y} + \gamma_8 LEVERAGE_{i,y} + \gamma_9 ANALYSTS_{i,y} + \gamma_{10} FIRM_AGE_{i,y} + \gamma_{11} CEO_AGE_{i,y} + \gamma_{12} PRESS_RELEASES_{i,y} + \gamma_{13} MEDIA_NEWS_{i,y} + Industry\ and\ Year\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,y}$				(-)
b. ogólna aktywność na Twitterze	TW_ALL _{i,y}					(-)
	TW_ALL_NUM _{i,y}					(-)
aktywność odnosząca się do ujawnionego wyniku	TW_EA _{i,y}					(-)
	TW_EA_NUM _{i,y}				(-)	

Uwaga: *DIFF_EST* reprezentuje kolejno: *MISSEST*, *EARNINGS_SURPRISE* lub *|EARNINGS_SURPRISE|*. Zmienna *TW* przyjmuje wartości zgodnie z analizowanym ujęciem aktywności (*TW*, *TW_ALL*, *TW_ALL_NUM*, *TW_EA*, *TW_EA_NUM*). Indeks *i* oznacza spółkę, indeks *y* – rok obrotowy. Błąd losowy na poziomie spółki oraz roku oznaczony jest symbolem $\varepsilon_{i,y}$. Symbole (+/-) oznaczają oczekiwany kierunek zależności między daną zmienną niezależną a aktywnością spółki na Twitterze.

Źródło: opracowanie własne; pełna operacjonalizacja zmiennych zawarta jest w załączniku do niniejszego autoreferatu.

Strukturę modeli empirycznych wraz z oczekiwanymi kierunkami zależności dla poszczególnych ujęć aktywności przedstawia Tabela 1. Pełna operacjonalizacja zmiennych zawarta jest w Załączniku 1 do niniejszego autoreferatu.

W konstrukcji modeli empirycznych uwzględniono charakter danych przekrojowo-czasowych. Analizowana próba ma charakter panelu niezbilansowanego, co oznacza, że poszczególne spółki nie występują we wszystkich okresach badawczych. Zastosowane modele mają charakter estymacji typu pooled (probit oraz OLS) w których heterogeniczność pomiędzy obserwacjami kontrolowana jest poprzez wprowadzenie zmiennych zero-jedynkowych dla roku i sektora.

Uwzględnienie zmiennych zero-jedynkowych dla roku i sektora pozwala kontrolować nieobserwowalne czynniki wspólne dla wszystkich spółek w danym okresie oraz specyficzne dla poszczególnych branż. Wybór takiej specyfikacji wynika z potrzeby ograniczenia problemu pominiętych zmiennych, które mogą wpływać na zmienną zależną, przy jednoczesnym zachowaniu interpretowalności modeli. Zasadność uwzględnienia zmiennych dla roku i sektora znajduje dodatkowe potwierdzenie w wynikach testów statystyki F, wskazujących na istotność tych efektów. Dodatkowo w modelach uwzględniono zestaw zmiennych kontrolnych opisujących charakterystyki spółek, w tym strukturę własności, wielkość, rentowność oraz poziom zadłużenia.

W celu wstępnej oceny zależności pomiędzy zmiennymi przeprowadzono analizę korelacji liniowej Pearsona. Weryfikacja własności składnika losowego obejmowała analizę graficzną rozkładu reszt oraz ocenę ich rozproszenia względem wartości dopasowanych. Nie stwierdzono występowania systematycznych wzorców wskazujących na istotne błędy specyfikacji modeli.

Jako miarę współliniowości przyjęto współczynnik inflacji wariancji (VIF), którego wartości nie wskazują na istotny problem współliniowości zmiennych niezależnych.

Przeprowadzone testy diagnostyczne (test Shapiro–Wilka oraz test Breuscha–Pagana) wskazują na odchylenia od normalności rozkładu reszt oraz występowanie heteroskedastyczności w modelach ze zmiennymi ciągłymi. Zjawiska te są typowe dla danych finansowych i nie stanowią podstawy do odrzucenia modelu, lecz uzasadniają zastosowanie odpornych błędów standardowych (robust standard errors), które wykorzystano w procesie wnioskowania statystycznego.

Należy podkreślić, że zastosowane modele nie mają charakteru klasycznych modeli panelowych estymowanych metodą efektów stałych (FE) lub losowych (RE), lecz stanowią modele przekrojowo-czasowe typu pooled z uwzględnieniem efektów dla roku i sektora.

Jednocześnie ograniczeniem przyjętej specyfikacji jest brak uwzględnienia efektów stałych na poziomie spółek, co może wpływać na interpretację wyników jako zależności korelacyjnych, a nie w pełni przyczynowych.

Dodatkowo, przy liczebności próby rzędu kilkuset obserwacji, estymatory OLS zachowują swoje własności asymptotyczne na mocy centralnego twierdzenia granicznego, co wzmacnia wiarygodność uzyskanych wyników. Stabilność rezultatów została potwierdzona w analizach dodatkowych obejmujących estymacje na próbach z wyłączeniem obserwacji wpływowych.

Należy podkreślić, że przeprowadzone analizy umożliwiają identyfikację zależności statystycznych, nie pozwalają natomiast na jednoznaczne wnioskowanie o relacjach przyczynowo-skutkowych. W szczególności badanie nie pozwala rozstrzygnąć, czy obserwowana aktywność ma charakter reakcji *ex post* na osiągnięte wyniki, czy też stanowi element strategicznego zarządzania oczekiwaniami rynku przed ich publikacją – co jest inherentnym ograniczeniem badań opartych na danych obserwacyjnych.

5. Charakterystyka i wyniki przeprowadzonych badań

Próba badawcza obejmuje 881 obserwacji rocznych ogłoszeń wyników finansowych spółek w latach 2017–2022. Punktem wyjścia do konstrukcji próby było 2 582 obserwacji potencjalnych zdarzeń publikacji wyników finansowych. W procesie selekcji z próby wyłączono spółki z sektora finansowego (–366), obserwacje bez danych dotyczących konsensusu analityków (–1 260) oraz przypadki braków danych finansowych (–75).

Jednostką analizy w badaniu było zdarzenie publikacji w systemie ESPI rocznego raportu finansowego. Dla wszystkich obserwacji zidentyfikowano wartości wskaźnika zysku na akcję (EPS) oraz medianę konsensusu prognoz analityków⁶, co umożliwiło konstrukcję zmiennej definiowaną jako różnicę tych dwóch wartości.

W ramach analizy opisowej stwierdzono, że 404 obserwacji w próbie (46%) to spółki, które nie posiadały konta na platformie Twitter (TW = 0), natomiast 477 obserwacji (54%) obejmowało spółki posiadające konto na tej platformie (TW = 1). W ujęciu rocznym liczba obserwacji wahała się od 140 do 155, co zapewniało relatywnie równomierny rozkład danych w czasie, z widocznym trendem wzrostowym obecności na Twitterze (z 67 obserwacji TW=1 w 2017 r. do 90 w 2022 r.).

Aktywność spółek na Twitterze nie była stabilna – w okresie publikacji wyników finansowych obserwowano wyraźne zwiększenie liczby tweetów odnoszących się bezpośrednio do wyników. Jednocześnie poziom tweetów niezwiązanych z wynikami finansowymi pozostawał względnie stabilny. W grupie spółek osiągających wyniki poniżej konsensusu analityków średnia liczba takich wpisów wynosiła 2,56 przed publikacją raportu oraz 2,41 po jego ogłoszeniu. W przypadku spółek osiągających wyniki zgodne z oczekiwaniami rynku lub je przewyższające wartości te wynosiły odpowiednio 2,57 oraz

⁶ Wyłączenie z próby obserwacji, dla których nie zidentyfikowano mediany konsensusu prognoz analityków (tj. brak pokrycia analitycznego), powoduje, że uzyskana próba badawcza obejmuje przede wszystkim większe spółki notowane na polskim rynku kapitałowym. Ograniczenie to należy uwzględnić przy interpretacji i generalizacji wyników.

2,83. Oznacza to, że obserwowany wzrost aktywności komunikacyjnej w okresie publikacji raportów finansowych dotyczył przede wszystkim komunikatów odnoszących się bezpośrednio do wyników finansowych, a nie ogólnej aktywności komunikacyjnej przedsiębiorstw.

W pracy uwzględniono również informacje dotyczące obecności emitentów na innych platformach społecznościowych, takich jak Facebook, LinkedIn, Instagram oraz YouTube, co pozwoliło osadzić obecność spółek na Twitterze w szerszym kontekście strategii komunikacyjnych przedsiębiorstw notowanych na GPW. Analiza ta wskazuje, że choć media społecznościowe są coraz częściej wykorzystywane przez spółki publiczne, poziom ich obecności jest zróżnicowany między poszczególnymi platformami. Twitter pozostaje jednak jednym z głównych kanałów komunikacji o charakterze informacyjnym, wykorzystywanym w szczególności w obszarze relacji inwestorskich.

Analiza rozkładu aktywności komunikacyjnej spółek według dni tygodnia nie wykazała istotnych statystycznie różnic determinujących poziom komunikacji. Brak istotności statystycznej zmiennej dzień tygodnia potwierdzono zarówno dla ogólnej liczby tweetów ($F = 0,049$; $p = 0,826$), tweetów odnoszących się do wyników finansowych ($F = 2,945$; $p = 0,087$), jak i tweetów niezwiązanych z wynikami finansowymi ($F = 0,012$; $p = 0,912$). W konsekwencji dzień tygodnia nie został uwzględniony w dalszych modelach regresyjnych.

Kolejnym etapem analizy była estymacja dwudziestu modeli ekonometrycznych pozwalających na ocenę związku między wynikami finansowymi przedsiębiorstw a ich aktywnością komunikacyjną w mediach społecznościowych.

Uzyskane wyniki wskazują na istnienie statystycznie istotnego związku między różnicą odchylenia wyników finansowych od konsensusu analityków a aktywnością spółek w mediach społecznościowych.

Wyniki modeli ze zmiennymi ciągłymi ujawniają złożoną strukturę tej zależności. Model uwzględniający odchylenie wyników (EARNINGS_SURPRISE) potwierdza asymetrię kierunkową – spółki z wynikami powyżej konsensusu wykazują wyższą aktywność niż spółki z wynikami poniżej. Jednocześnie model z wartością bezwzględną odchylenia ($|EARNINGS_SURPRISE|$) ujawnia nieliniowość: przy bardzo dużych odchyleniach – zarówno dodatnich, jak i ujemnych – aktywność spółek maleje. Oba wyniki są komplementarne i testują różne aspekty tej samej zależności: model z EARNINGS_SURPRISE testuje asymetrię kierunkową (czy wynik powyżej vs. poniżej konsensusu różnicują aktywność), natomiast model $|EARNINGS_SURPRISE|$ testuje nieliniowość skali (czy przy ekstremalnych odchyleniach aktywność maleje niezależnie od kierunku). Łączna interpretacja obu wyników

wskazuje, że spółki są najaktywniejsze przy umiarkowanych, pozytywnych odchyleniach od konsensusu.

W celu syntetycznego przedstawienia uzyskanych wyników empirycznych oraz ich odniesienia do sformułowanych hipotez badawczych, poniżej zaprezentowano zestawienie kluczowych rezultatów.

Tabela 2. Syntetyczne podsumowanie wyników empirycznych⁷

Hipoteza	Zmienna zależna	Zmienna niezależna				Komentarz
		Misses	Earnings_Surprise	Earnings_Surprise	Misses x Earnings_Surprise	
H1. Istnieje pozytywny związek między aktywnością na Twitterze i różnicą rzeczywistych wyników spółki i konsensusu rynkowego						
a. obecność na Twitterze	TW _{i,y}	(+)	(+)	(-)		Zgodnie z założeniem
b. ogólna aktywność na Twitterze	TW_ALL _{i,y}	(-)	(+)**	(-)**		Potwierdzenie H1
	TW_ALL_NUM _{i,y}	(-)	(+)*	(-)		Częściowo potwierdzono H1
c. aktywność odnosząca się do ujawnionego wyniku	TW_EA _{i,y}	(-)	(+)**	(-)*		Potwierdzenie H1
	TW_EA_NUM _{i,y}	(-)	(+)**	(-)		Częściowo potwierdzono H1
H2. Występowanie pozytywnego związku między aktywnością na Twitter i różnicą rzeczywistych wyników spółki i konsensusu rynkowego zależy od wielkości tej różnicy						
a. obecność na Twitterze	TW _{i,y}				(-)	Zgodnie z założeniem
b. ogólna aktywność na Twitterze	TW_ALL _{i,y}				(-)**	Potwierdzenie H2
	TW_ALL_NUM _{i,y}				(-)	Częściowo potwierdzono H2
c. aktywność odnosząca się do ujawnionego wyniku	TW_EA _{i,y}				(-)**	Potwierdzenie H2
	TW_EA_NUM _{i,y}				(-)**	Potwierdzenie H2

Uwaga: Indeks i oznacza spółkę, indeks y – rok obrotowy.

Źródło: opracowanie własne; pełna operacjonalizacja zmiennych zawarta jest w załączniku do niniejszego autoreferatu.

⁷ Dla precyzji opisu należy wskazać, że w dysertacji (s. 142) w słownym omówieniu wyników analizy wariancji (ANOVA) dla prawdopodobieństwa aktywności spółek na Twitterze w zależności od kategorii wyniku wystąpił błąd pisarski. Tekst opisywał współczynniki jako ujemne, podczas gdy wartości tabelaryczne (Tabela 35 w załączniku) są dodatnie. Prawidłowa interpretacji odpowiada wartościom w tabeli: wyższe pozytywne odchylenie wyników od konsensusu wiąże się ze wzrostem prawdopodobieństwa opublikowania tweeta bezpośrednio dotyczącego wyników finansowych – co jest spójne z kierunkiem zależności udokumentowanym we wszystkich pozostałych modelach.

Zróznicowanie siły i istotności wyników w poszczególnych specyfikacjach uzasadnia interpretację wyników jako częściowego potwierdzenia hipotez w wybranych ujęciach aktywności.

Test analizy wariancji potwierdził również istotną zależność między kategorią wyniku finansowego a prawdopodobieństwem aktywności komunikacyjnej spółek na platformie Twitter ($F = 2,567$; $p = 0,0263$).

Analiza wyników wskazuje na wyraźną asymetrię tej zależności. W przypadku skrajnie negatywnych odchylenia wyników od konsensusu (poniżej -50%) prawdopodobieństwo aktywności spółki na Twitterze wynosiło jedynie 19%, przy średniej liczbie 0,26 tweeta. W przypadku wyników zbliżonych do konsensusu ($\pm 10\%$) prawdopodobieństwo wynosiło 53,4%. W przedziale od $+10\%$ do $+25\%$ wzrastało do ok. 70% (przy średniej 1,72 tweeta), a przy skrajnie pozytywnych odchyleniach (powyżej $+25\%$) – do 77,8%.

Interpretując uzyskane wyniki należy uwzględnić ograniczenia metodologiczne. Modele statystyczne identyfikują zależności statystyczne między analizowanymi zmiennymi, nie przesądzając o charakterze przyczynowo-skutkowym. W szczególności niniejsze badanie nie pozwala rozróżnić, czy obserwowana aktywność jest reakcją na już opublikowane wyniki (ex post), czy przejawem strategicznego zarządzania oczekiwaniami rynku przed ich ujawnieniem (ex ante). Analiza asymetrycznych okien czasowych lub danych dziennych mogłaby ten problem rozstrzygnąć w przyszłych badaniach.

Nie można wykluczyć, że obserwowana aktywność przedsiębiorstw jest częściowo determinowana przez inne czynniki związane z polityką informacyjną spółek, przyjętą strategią relacji inwestorskich czy specyfiką danej branży. Z tego względu interpretacja wyników została przeprowadzona z zachowaniem ostrożności metodologicznej, koncentrując się przede wszystkim na kierunku i istotności statystycznej obserwowanych zależności.

Uzyskane wyniki wskazują, że aktywność komunikacyjna spółek w mediach społecznościowych wykazuje statystycznie istotny związek z charakterem publikowanych wyników finansowych, a w szczególności z ich odchyleniem od oczekiwań rynkowych. Wzorzec aktywności jest zgodny z hipotezą o selektywnym upowszechnianiu informacji finansowych. Jednocześnie sformułowanie o „świadomym” lub „intencjonalnym” zarządzaniu komunikacją wykracza poza możliwości wnioskowania na podstawie zastosowanych metod regresyjnych, które identyfikują zależności statystyczne, nie zaś intencje zarządów. Dlatego przyjęto ostrożniejsze sformułowanie: obserwowany wzorzec aktywności jest zgodny z hipotezą o selektywnym upowszechnieniu informacji.

6. Podsumowanie

Przeprowadzone w rozprawie badania pogłębiają wiedzę dotyczącą wykorzystania mediów społecznościowych w komunikacji spółek notowanych na polskim rynku kapitałowym. Analiza ta stanowi jedną z pierwszych prób zbadania aktywności spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie na platformie Twitter w kontekście publikacji wyników finansowych i ich relacji do konsensusu rynku formułowanego przez analityków.

Wyniki analiz empirycznych wskazują na istnienie statystycznie istotnego związku między różnicą rzeczywistych wyników EPS i konsensem prognoz analityków a poziomem aktywności komunikacyjnej spółek na platformie Twitter. Zależność ta ma charakter asymetryczny: spółki wykazują większą aktywność przy wynikach przewyższających konsensus, ale dotyczy to głównie umiarkowanie pozytywnych odchyień. W przypadku wyników poniżej konsensusu (odchylenia negatywne) aktywność spółek jest mniejsza i maleje wraz ze wzrostem skali odchylenia. Wzorzec ten jest zgodny z koncepcją selektywnego upowszechniania informacji finansowych (Jung i in., 2018; Kim i in., 2022; Lerman, 2020), zgodnie z którą spółki publiczne intensyfikują komunikację przy wynikach przewyższających oczekiwania rynku, ograniczając ją w przypadku wyników negatywnych – zachowanie zakorzenione w teorii dobrowolnego ujawniania informacji (Dye, 1985; Verrecchia, 2001).

Wkład naukowy rozprawy przejawia się w kilku wymiarach: (1) wypełnienie luki badawczej dotyczącej polskiego rynku kapitałowego, (2) opracowanie autorskiej bazy danych aktywności spółek na platformie Twitter, (3) powiązanie aktywności przedsiębiorstw w mediach społecznościowych z odchyleniami wyników finansowych od konsensusu rynku, (4) wykazanie nieliniowego i asymetrycznego charakteru tej zależności.

Jednocześnie przeprowadzone badania posiadają pewne ograniczenia. Analiza koncentruje się na jednej platformie społecznościowej oraz obejmuje określony zestaw zmiennych opisujących aktywność komunikacyjną przedsiębiorstw. Wszystkie zastosowane miary mają charakter ilościowy – odnoszą się do liczby i obecności tweetów, nie zaś do ich treści, tonu ani narracji. Ograniczenie to uniemożliwia ocenę czy spółki osiągające wyniki poniżej konsensusu kompensują niższą aktywność ilościową bardziej wyrafinowanymi strategiami komunikacyjnymi w zakresie treści. W konsekwencji nie można wykluczyć, że obserwowana asymetria ilościowa jest częściowo równoważona przez asymetrię jakościową działającą w przeciwnym kierunku – spółki z wynikami negatywnymi mogą publikować mniej tweetów, ale o bardziej przemyślanej narracji, co oznaczałoby, że rzeczywista skala

selektywności upowszechniania informacji jest w niniejszym badaniu niedoszacowana lub przeszacowana. Rozstrzygnięcie tej kwestii wymagałoby analizy sentymentu i tonu komunikatów, która stanowi naturalny kierunek dalszych badań. Próba badawcza obejmuje głównie spółki objęte regularnym pokryciem analitycznym (szacunkowo 15–20% notowanych na GPW), co ogranicza możliwości generalizacji wyników na cały rynek.

Wyniki badania niosą implikacje dla trzech grup odbiorców. Dla zarządów spółek wskazują, że aktywna komunikacja w mediach społecznościowych w oknie publikacji wyników finansowych – przy wynikach przewyższających konsensus – może wzmacniać dotarcie do inwestorów indywidualnych oraz uzupełniać formalną komunikację przez system ESPI. Konkretnie: spółka publikująca tweet z odnośnikiem do raportu rocznego i kluczowymi wskaźnikami finansowymi w ciągu 24 godzin od komunikatu ESPI zwiększa prawdopodobieństwo dotarcia do inwestorów nieśledzących systemu ESPI na bieżąco. Wyniki badania sugerują przy tym, że tego rodzaju aktywność jest silniej skorelowana z pozytywnym odchyleniem od konsensusu niż z bezwzględnym poziomem wyników – co oznacza, że jej efekt wizerunkowy jest największy właśnie wtedy, gdy spółka ma najsilniejszy powód, by go wykorzystać. Z perspektywy zarządzania strategią komunikacyjną wyniki badania sugerują dwa konkretne wnioski praktyczne. Po pierwsze, przy wynikach przewyższających konsensus rynku optymalna strategia obejmuje intensyfikację komunikacji w oknie $[-7, 7]$ dni – w szczególności publikację tweetów bezpośrednio odnoszących się do osiągniętych wyników, gdyż to właśnie ta kategoria komunikatów wykazuje najsilniejszy związek z odchyleniem od konsensusu. Po drugie, przy wynikach poniżej konsensusu wyniki badania wskazują, że spółki instynktownie ograniczają aktywność – jednak strategia ta niesie ryzyko: niska aktywność na Twitterze jest statystycznie powiązana z negatywnym wynikiem i może być odczytywana przez rynek jako sygnał potwierdzający złe wyniki jeszcze przed ich pełną analizą. Alternatywą jest proaktywna komunikacja kontekstualizująca wyniki, wyjaśniająca przyczyny odchylenia oraz perspektywy spółki – która przy właściwej narracji pozwala łagodzić negatywny odbiór rynkowy.

Dla inwestorów indywidualnych i analityków wzorzec aktywności spółek na Twitterze może stanowić dodatkowy sygnał informacyjny. W praktyce oznacza to, że niska lub malejąca aktywność spółki na Twitterze w oknie ogłoszenia wyników – w szczególności brak tweetów bezpośrednio odnoszących się do wyników finansowych – może być traktowana jako pośredni wskaźnik wyniku poniżej oczekiwań rynku, zanim szczegółowe dane staną się powszechnie dostępne i przetworzone. Tego rodzaju sygnał jest szczególnie wartościowy dla inwestorów

detalicznych niemających dostępu do analiz instytucjonalnych. Należy jednak podkreślić, że korzyść ta ma charakter warunkowy. Mnożenie kanałów komunikacji niesie ze sobą ryzyko dezagregacji informacji – inwestor musi samodzielnie agregować i weryfikować treści publikowane w różnych miejscach, co w praktyce może pogłębiać asymetrię informacyjną między inwestorami instytucjonalnymi, dysponującymi narzędziami do automatycznego monitorowania mediów społecznościowych, a inwestorami detalicznymi, którzy takich narzędzi nie mają. Wyniki niniejszego badania wskazują zatem nie tyle na jednoznaczną korzyść z obecności spółek w mediach społecznościowych, ile na potrzebę świadomego i symetrycznego korzystania z tego kanału – zarówno po stronie spółek kształtujących politykę komunikacyjną, jak i regulatorów ustalających standardy archiwizacji i dostępu do takich treści.

Dla regulatorów rynku kapitałowego zidentyfikowana asymetria w upowszechnianiu informacji – preferencja wobec komunikowania wyników pozytywnych przy ograniczaniu komunikacji o wynikach negatywnych – stanowi argument za monitorowaniem selektywności komunikacji spółek w nieoficjalnych kanałach cyfrowych, szczególnie w kontekście zasady równego dostępu inwestorów do informacji. W wymiarze regulacyjnym wyniki badania mogą stanowić przesłankę do rozważenia przez KNF i ESMA obowiązku archiwizowania przez spółki treści publikowanych w mediach społecznościowych w oknie ogłoszenia wyników finansowych – analogicznie do istniejącego obowiązku archiwizacji komunikatów ESPI – co umożliwiłoby ex post weryfikację selektywności komunikacji.

Wyniki badania wnoszą również głos do toczącej się w Europie dyskusji nad zakresem obowiązkowego raportowania okresowego. Koncentracja zidentyfikowanej asymetrii komunikacyjnej wokół ogłoszeń wyników rocznych – przy jednoczesnej stosunkowo niskiej aktywności spółek na Twitterze w pozostałych oknach informacyjnych – jest spójna z obserwacjami z literatury wskazującymi, że dla uczestników polskiego rynku kapitałowego to właśnie raport roczny pozostaje dominującym zdarzeniem informacyjnym. W tym kontekście ewentualne ograniczenie obowiązkowego raportowania do cyklu półrocznego i rocznego – rozważane w debacie regulacyjnej na poziomie UE – mogłoby z jednej strony skłonić spółki do wykorzystania mediów społecznościowych jako kanału komunikacji śródrocznej, z drugiej zaś pogłębić ryzyko selektywnego upowszechniania informacji w nieregulowanych kanałach cyfrowych. Wyniki niniejszego badania sugerują zatem, że deregulacji obowiązkowego raportowania powinna towarzyszyć równoległa regulacja standardów komunikacji cyfrowej – nie zaś jej liberalizacja.

W przyszłych badaniach zasadne wydaje się rozszerzenie analiz zarówno pod względem zakresu danych, jak i stosowanych metod badawczych. Szczególnie interesującym kierunkiem dalszych badań może być zastosowanie podejścia odwołującego się do tzw. modelu podwójnej pętli komunikacji, który zakłada wzajemne oddziaływanie między działaniami informacyjnymi przedsiębiorstw a reakcjami uczestników rynku. W takim ujęciu komunikacja korporacyjna nie jest jedynie jednokierunkowym przekazywaniem informacji przez spółki, lecz procesem interakcyjnym, w którym przedsiębiorstwa obserwują reakcje rynku i dostosowują do nich swoją strategię komunikacyjną.

Uzupełnieniem tego podejścia mogłaby być pogłębiona analiza treści komunikatów publikowanych przez przedsiębiorstwa w mediach społecznościowych. Analiza taka pozwoliłaby na identyfikację nie tylko skali aktywności komunikacyjnej spółek, lecz także charakteru przekazywanych informacji, sposobu prezentowania wyników finansowych oraz strategii narracyjnych stosowanych w komunikacji z inwestorami. Interesującym rozszerzeniem byłoby również włączenie do analizy innych platform społecznościowych – przede wszystkim LinkedIn – oraz zbadanie, w jakim stopniu aktywność spółek koresponduje z aktywnością użytkowników (retweety, komentarze), co dotychczasowe badanie ze względu na konstrukcję zmiennych zależnych pozostawiło poza zakresem analizy.

Przeprowadzone analizy wskazują, że media społecznościowe stają się istotnym elementem współczesnego systemu komunikacji przedsiębiorstw z rynkiem kapitałowym, a ich znaczenie w procesie upowszechniania informacji finansowych stopniowo rośnie. Wyniki zaprezentowane w rozprawie stanowią wkład w rozwój badań nad komunikacją korporacyjną w warunkach polskiego rynku kapitałowego, wskazując jednocześnie na nowe kierunki dalszych analiz w obszarze relacji między ujawnianiem informacji finansowych a aktywnością przedsiębiorstw w środowisku cyfrowym.

7. Bibliografia

1. Al Guindy, M. (2016). Is Corporate Tweeting Informative or is it Just Hype? Evidence from the SEC Social Media Regulation. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2824668>
2. Artienwicz, N., Bartoszewicz, A., Cygańska, M., & Wójtowicz, P. (2020). Kształtowanie wyniku finansowego w Polsce. Teoria–praktyka–stan badań. *Instytut Prawa Gospodarczego Sp. z oo.*, <http://www.ipg.edu.pl/>
3. Benoit, W. L. (1997). Image repair discourse and crisis communication. *Public relations review*, 23(2), 177-186. [https://doi.org/10.1016/S0363-8111\(97\)90023-0](https://doi.org/10.1016/S0363-8111(97)90023-0)
4. Blankespoor, E., Miller, G. S., & White, H. D. (2014). The role of dissemination in market liquidity: Evidence from firms' use of Twitter. *The accounting review*, 89(1), 79-112. <https://doi.org/10.2308/accr-50576>
5. Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *Accounting review*, 323-349.
6. Brennan, N. M., & Merkl-Davies, D. M. (2018). Do firms effectively communicate with financial stakeholders? A conceptual model of corporate communication in a capital market context. *Accounting and Business Research*, 48(5), 553-577. <https://doi.org/10.1080/00014788.2018.1470143>
7. Davenport, T. H., & Beck, J. C. (2001). The attention economy. *Ubiquity*, 2001, 6. <https://doi.org/10.1145/376625.376626>
8. Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The journal of Finance*, 46(4), 1325-1359. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>
9. Doyle, J. T., & Magilke, M. J. (2009). The Timing of Earnings Announcements: An Examination of the Strategic Disclosure Hypothesis. *The Accounting Review*, 84(1), 157–182. <https://doi.org/10.2308/accr.2009.84.1.157>
11. Dye, R. A. (1985). Disclosure of nonproprietary information. *Journal of accounting research*, 123-145. <https://doi.org/10.2307/2490910>
12. Garcia, J. (2021). Analyst herding and firm-level investor sentiment. *Financial Markets and Portfolio Management*, 35(4), 461-494. <https://doi.org/10.1007/s11408-021-00382-8>
13. Graf-Vlachy, L., Oliver, A. G., Banfield, R., König, A., & Bundy, J. (2020). Media coverage of firms: Background, integration, and directions for future research. *Journal of Management*, 46(1), 36-69. <https://doi.org/10.1177/0149206319864155>
14. Guidry, R. P., & Patten, D. M. (2012). Voluntary disclosure theory and financial control variables: An assessment of recent environmental disclosure research. *In Accounting Forum*, 36 (2), 81-90. <https://doi.org/10.1016/j.accfor.2012.03.002>
15. Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
16. Jung, M. J., Naughton, J. P., Tahoun, A., & Wang, C. (2018). Do firms strategically disseminate? Evidence from corporate use of social media. *The Accounting Review*, 93(4), 225-252. <https://doi.org/10.2308/accr-51906>

17. Kaplan, A. M., & Haenlein, M. (2010). Users of the world, unite! The challenges and opportunities of Social Media. *Business horizons*, 53(1), 59-68. <https://doi.org/10.1016/j.bushor.2009.09.003>
18. Kim, J., Lim, J. H., & Yoon, K. (2022). How do the content, format, and tone of Twitter-based corporate disclosure vary depending on earnings performance?. *International Journal of Accounting Information Systems*, 47, 100574. <https://doi.org/10.1016/j.accinf.2022.100574>
19. Lei, L., Li, Y., & Luo, Y. (2019). Production and dissemination of corporate information in social media: A review. *Journal of Accounting Literature*, 42(1), 29-43. <https://doi.org/10.1016/j.acclit.2019.02.002>
20. Lerman, A. (2020). Individual investors' attention to accounting information: evidence from online financial communities. *Contemporary Accounting Research*, 37(4), 2020-2057. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12603>
21. Mazboudi, M., & Khalil, S. (2017). The attenuation effect of social media: Evidence from acquisitions by large firms. *Journal of Financial Stability*, 28, 115-124. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.11.010>
22. Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: the incentive-signalling approach. *The bell journal of economics*, 23-40. <https://doi.org/10.2307/3003485>
23. Spence, M. (1978). Job market signaling. In *Uncertainty in economics*. *The quarterly journal of economics*, 87 (3), 355-374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
24. Verrecchia, R. E. (2001). Essays on disclosure. *Journal of accounting and economics*, 32(1-3), 97-180. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00025-8](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00025-8)
25. Yang, J. H., & Liu, S. (2017). Accounting narratives and impression management on social media. *Accounting and business research*, 47(6), 673-694. <https://doi.org/10.1080/00014788.2017.1322936>
26. Zhou, M., Lei, L., Wang, J., Fan, W., & Wang, A. G. (2015). Social media adoption and corporate disclosure. *Journal of information systems*, 29(2), 23-50. <https://doi.org/10.2308/isys-50961>

Załącznik 1. Oznaczenie i postać analityczna zmiennych wykorzystanych w badaniu				
Oznaczenie zmiennej	Definicja	Okres	Źródło danych	Charakter zmiennej
Zmienne zależne				
Obecność spółki na Twitterze				
TW	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli spółka posiadała konto na Twitterze w danym roku obrotowym, w przeciwnym razie 0.	EOFY	Twitter API	binarna
Aktywność spółki na Twitterze				
TW_ALL	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli spółka w badanym oknie czasowym opublikowała co najmniej jeden tweet, w przeciwnym razie 0.	[-7, +7] dni od daty EA	Twitter API	binarna
TW_ALL_NUM	Zmienna ciągła odpowiadająca logarytmowi naturalnemu z (1 + liczba tweetów opublikowanych przez spółkę w badanym okresie).	[-7, +7] dni od daty EA	Twitter API	ciągła
TW_EA	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli spółka w badanym oknie czasowym opublikowała co najmniej jeden tweet odnoszący się do wyników finansowych spółki, w przeciwnym razie 0.	[-7, +7] dni od daty EA	Twitter API	binarna
TW_EA_NUM	Zmienna ciągła odpowiadająca logarytmowi naturalnemu z (1 + liczba tweetów dotyczących wyników finansowych spółki opublikowanych w badanym okresie).	[-7, +7] dni od daty EA	Twitter API	ciągła
Zmienne niezależne				
Oczekiwania rynku (DIFF_EST)				
MISSEST	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli rzeczywista wartość wskaźnika EPS była niższa niż konsensus rynkowy dla danego roku obrotowego, w przeciwnym razie 0.	EOFY	EquityRT	binarna
EARNINGS_SURPRISE	Zmienna ciągła odpowiadająca różnicy pomiędzy rzeczywistą wartością wskaźnika EPS a konsensem rynkowym dla danego roku obrotowego.	EOFY	EquityRT	ciągła
EARNINGS_SURPRISE	Zmienna ciągła odpowiadająca wartości bezwzględnej różnicy pomiędzy rzeczywistą wartością wskaźnika EPS a konsensem rynkowym dla danego roku obrotowego.	EOFY	EquityRT	ciągła
Zmienne kontrolne				
Komunikacja				
PRESS_RELEASES	Zmienna ciągła odpowiadająca logarytmowi naturalnemu z (1 + liczba komunikatów opublikowanych przez spółkę za pośrednictwem systemu ESPI w badanym okresie).	EOFY	PAP	ciągła
MEDIA_NEWS	Zmienna ciągła odpowiadająca logarytmowi naturalnemu z (1 + liczba publikacji medialnych (nagłówków prasowych) dotyczących spółki w badanym okresie).	EOFY	StockWatch	ciągła
Charakterystyka spółki				
FIRM_AGE	Zmienna ciągła odpowiadająca liczbie lat od założenia spółki do końca danego roku obrotowego; w przypadku braku informacji o dacie założenia przyjęto datę IPO.	EOFY	EquityRT	ciągła
CEO_AGE	Zmienna ciągła odpowiadająca wiekowi prezesa zarządu (CEO) na koniec roku obrotowego.	EOFY	Notoria	ciągła
ANALYSTS	Zmienna ciągła odpowiadająca liczbie analityków publikujących prognozy wyników finansowych dla danej spółki	EOFY	EquityRT	ciągła

CORPORATIONS	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli właścicielem posiadającym największy udział w kapitale spółki (mierzony liczbą posiadanych akcji) jest korporacja, rozumiana jako duże przedsiębiorstwo posiadające osobowość prawną, utworzone i funkcjonujące zgodnie z przepisami prawa handlowego; w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość 0.	EOFY	EquityRT	binarna
INSTITUTIONS	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli właścicielem posiadającym największy udział w kapitale spółki (mierzony liczbą posiadanych akcji) jest instytucja. Do kategorii instytucji, zgodnie z klasyfikacją EquityRT, zaliczono m.in.: tradycyjnych zarządzających funduszami, fundusze emerytalne, fundusze powiernicze, banki, zakłady ubezpieczeń, fundacje, fundusze hedgingowe posiadające mniej niż 5% udziałów, a także fundusze private equity i venture capital; w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość 0.	EOFY	EquityRT	binarna
INSIDER	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli właścicielem posiadającym największy udział w kapitale spółki (mierzony liczbą posiadanych akcji) jest insider, tj. członek kierownictwa spółki (officer), członek organów zarządzających lub nadzorczych (director) bądź rzeczywisty właściciel (beneficial owner) danej klasy instrumentów kapitałowych spółki; w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość 0.	EOFY	EquityRT	binarna
PUBLIC_OTHER	Zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli właściciel posiadający największy udział w kapitale spółki (mierzony liczbą posiadanych akcji) nie należy do żadnej z wcześniej zdefiniowanych kategorii (tj. CORPORATIONS, INSTITUTIONS, INSIDER), a więc jest klasyfikowany jako pozostały podmiot publiczny lub inny typ właściciela; w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość 0.	EOFY	EquityRT	binarna
Charakterystyki finansowe				
SIZE	Zmienna ciągła odpowiadająca logarytmowi naturalnemu z wartości aktywów ogółem osiągniętych przez spółkę w danym roku obrotowym.	EOFY	EquityRT	ciągła
ROA	Zmienna ciągła definiowana jako iloraz zysku netto i aktywów ogółem.	EOFY	EquityRT	ciągła
MTB	Zmienna ciągła odpowiadająca relacji wartości rynkowej do wartości księgowej spółki w danym roku obrotowym.	EOFY	EquityRT	ciągła
GROWTH	Zmienna ciągła odpowiadająca rocznej (YoY) procentowej zmianie przychodów ze sprzedaży.	EOFY	EquityRT	ciągła
LEVERAGE	Zmienna ciągła odpowiadająca udziałowi zobowiązań krótko- i długoterminowych w aktywach ogółem.	EOFY	EquityRT	ciągła

Uwaga: EOFY – End of Fiscal Year, EA – Earnings Announcement.