

BARTŁOMIEJ PILCH*

VALUE RELEVANCE NA PRZYKŁADZIE PZU SA

I. WPROWADZENIE

Ostatnie dekady to okres intensywnego rozwoju rynków finansowych napędzanego m.in. przez globalizację. Dynamiczne zmiany w sferze finansowej znalazły odzwierciedlenie w różnym podejściu inwestorów do lokowania kapitału na rynkach, ujętym w dwie popularne koncepcje – inwestowania pasywnego i aktywnego. Pierwsza z wymienionych zakłada replikację określonego indeksu giełdowego w jak największym stopniu, natomiast druga – samodzielne podejmowanie decyzji inwestycyjnych przez zarządzającego kapitałem, uwzględniające analizy rynku, prognozy, dobór odpowiednich spółek do portfela¹. W ramach inwestowania aktywnego, w celu ustalenia fundamentalnej wartości danej firmy, kluczową rolę pełni analiza sprawozdań finansowych. Raporty te są źródłem cennych informacji dotyczących poszczególnych spółek, aczkolwiek często wskazuje się, że przesunięcie czasowe, z jakim publikowane są przykładowo roczne sprawozdania finansowe, wpływa na niską wartość użytkową tych dokumentów w podejmowaniu decyzji rynkowych. Jednakże sprawozdawczość finansowa ma za zadanie m.in. dostarczać inwestorom informacji pozwalających na uzyskanie rzetelnego obrazu spółki, jej realnej kondycji finansowej, co w dłuższym okresie powinno wyrażać się w giełdowej wycenie. Czy wobec tego dane księgowe, zaczerpnięte ze sprawozdań finansowych, znajdują odzwierciedlenie w szacowanej rynkowej wartości spółki w kolejnych okresach? Na tak postawione pytanie odpowiedzi udzielają analizy oparte na koncepcji *value relevance*, adekwatności wartości księgowych w rynkowej wycenie akcji². Idea ta niewątpliwie ma wymiar zarówno teoretyczny, jak i praktyczny. Jeżeli wskaźniki księgowe znacząco objaśniają stopy zwrotu w kolejnych okresach, racjonalni inwestorzy mogą wykorzystywać te dane,

* Bartłomiej Pilch, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie,
s206943@student.uek.krakow.pl, <https://orcid.org/0000-0002-0081-4050>

¹ Fraś (2017): 58.

² Beisland (2009): 7.

trafniej prognozując przyszłą sytuację rynkową danych spółek. *Value relevance* jest więc istotnym w teorii i praktyce obszarem badawczym.

Weryfikacja wpływu wartości księgowych na rynkowe zmienne, istota tytułowej koncepcji, znajduje solidne poparcie w literaturze przedmiotu. Wyróżnić można wiele badań empirycznych odwołujących się do idei *value relevance*, charakteryzujących sytuację na różnych światowych rynkach. Wobec tego zdecydowano się na przeprowadzenie analizy, opierając się na przykładzie jednej spółki: Powszechnego Zakładu Ubezpieczeń SA (PZU), notowanego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW). Problem badawczy określić można jako wstępną analizę funkcjonowania koncepcji *value relevance* w odniesieniu do polskich zakładów ubezpieczeń. Celem badania jest weryfikacja wpływu wartości księgowych na ceny akcji w roku kolejnym, a także na ich stopy zwrotu, na przykładzie PZU, którą to spółkę uznać można za reprezentatywny dla polskiego rynku podmiot ubezpieczeniowy.

Hipotezy ilustrujące domniemane zależności przedstawiają się następująco:

1) wybrane dane księgowe w różnych kombinacjach objaśniają kursy akcji/stopy zwrotu;

2) występują różnice w stopniu objaśniania kursów akcji/stóp zwrotu przez zyski, wartości bilansowe i przepływy pieniężne;

3) obserwowalne jest zróżnicowanie najistotniejszych predyktorów w zależności od horyzontu analizy.

W ramach niniejszego artykułu wyodrębniono trzy główne części. Pierwsza z nich obejmuje przegląd literatury – zarys obszarów badawczych powiązanych z koncepcją *value relevance*. W następnym fragmencie opisano metodyczne aspekty przeprowadzonego badania empirycznego, zawartego w punkcie IV. Skupia się ono na analizie oddziaływania informacji księgowych na ceny akcji i stopy zwrotu. Badanie to przeprowadzono na podstawie kwartalnych, półrocznych i rocznych danych finansowych PZU. Okres analizy obejmuje lata 2009–2019, z uwagi na debiut giełdowy analizowanej spółki w 2010 r.

II. PRZEGLĄD LITERATURY

Value relevance określa się jako „użyteczność informacji księgowych z perspektywy inwestorów kapitałowych”. Termin ten rozumiany jest zazwyczaj jako istotny wpływ wartości księgowych na rynkowe zmienne, takie jak ceny akcji i stopy zwrotu³. Koncepcja *value relevance* szczególnie popularna była w latach dziewięćdziesiątych XX w. Wówczas do istotnych wniosków prowadziły badania, których autorami byli:

³ Beisland (2009): 8.

– Fama i French (wskazali na istotny wpływ rozmiaru firmy i wskaźnika B/M (*Book/Market*) na stopy zwrotu, ponadto wykazali malejącą rolę współczynnika β i brak objaśniania stóp zwrotu przez ten miernik)⁴;

– Lev i Thiagarajan (zidentyfikowali zestaw zmiennych finansowych objaśniających stopy zwrotu, zaznaczyli wysoką korelację pomiędzy nimi, wykorzystali wskaźniki odnoszące się do wielkości makroekonomicznych)⁵;

– Ohlson (skonstatował, że jeżeli wypłata dywidend obniża księgową wartość kapitału, ale nie wpływa na anormalne oczekiwane zyski, terażniejsza wartość oczekiwanych dywidend determinuje wartość firmy, aczkolwiek jeżeli polityka dywidend jest niejasna, te przewidywania stają się nieistotne; przedstawił modele użyteczne w analizie *value relevance*)⁶;

– Collins, Mayhew i Weiss (stwierdzili, że zdolność objaśniania stóp zwrotu przez zyski maleje, a rośnie w przypadku wartości księgowych; wśród przyczyn takiego stanu rzeczy upatrywali coraz większą liczbę przedsiębiorstw wykazujących straty, wzrost średniej wielkości firm, większe znaczenie operacji jednorazowych)⁷.

Późniejsze opracowania często podejmowały tematykę *value relevance* także w ujęciu teoretycznym, systematyzując dotychczasowe rozważania. Beisland, syntetycznie ujmując rezultaty wielu istotnych badań, stwierdził, że informacje pochodzące z systemu rachunkowości są istotne dla inwestorów, a więc potwierdzają zasadność koncepcji *value relevance*. Zwrócił jednak także uwagę na spadek w czasie zdolności objaśniania miar rynkowych przez dane księgowe w przypadku Stanów Zjednoczonych, a na brak takiej tendencji w pozostałych krajach⁸. Holthausen i Watts wskazali natomiast na wady prezentowane w literaturze przedmiotu wobec koncepcji *value relevance*. Wymienili wśród nich brak dążenia do opracowania opisowej teorii rachunkowości i ustanawiania uniwersalnych standardów, podnieśli też zarzut wykorzystywania zazwyczaj jedynie wartości kapitału własnego w objaśnianiu rynkowych wartości w analizach empirycznych⁹.

Znaczna część opracowań poruszających kwestię *value relevance* skupia się na empirycznych badaniach przygotowanych dla konkretnego rynku. Modelowaniu poddaje się zazwyczaj wpływ wartości księgowych i zysków na cenę akcji w przyszłym okresie czy oddziaływanie zysków na stopy zwrotu¹⁰. Wiele badań tego typu przeprowadzono w odniesieniu do rynku amerykańskiego, należą do nich m.in. prace autorstwa Chou, Chou i Wang, Keener czy Barth, Li i McClure¹¹. Pierwsi z wymienionych wskazali, na bazie okresu 1963–2001, na nieistotność wpływu rozmiaru firmy (od 1981) i wskaźnika B/M

⁴ Fama, French (1992): 450, 452.

⁵ Lev, Thiagarajan (1993): 212.

⁶ Ohlson (1995): 681–682.

⁷ Collins, Mayhew, Weiss (1997): 65.

⁸ Beisland (2009): 23.

⁹ Holthausen, Watts (2001): 63.

¹⁰ Beisland (2009): 10.

¹¹ Barth, Li, McClure (2019).

(po roku 1990) na stopy zwrotu¹². Rezultaty badania Keener wskazują natomiast na brak spadku mocy objaśniającej wartości rynkowe w przypadku zysków i wartości księgowych, zaznaczając nawet wzrost takiego nasilenia w przypadku zysków¹³. Badania empiryczne w kontekście *value relevance* dotyczyły też znacznej liczby innych państw. Przykładowe analizy, przeprowadzane we Włoszech¹⁴, Grecji¹⁵, Japonii¹⁶, Egipcie¹⁷, Indiach¹⁸ czy na Sri Lance¹⁹, potwierdziły zależności zachodzące pomiędzy danymi księgowymi a stopami zwrotu czy cenami akcji w kolejnych okresach. Al-Debie i Walker, na przykładzie Wielkiej Brytanii, wskazali ponadto na poprawę statystycznych właściwości modeli dzięki uwzględnieniu zmiennych zależnych od branży²⁰. Autorzy analizy dotyczącej rynku południowokoreańskiego wskazali na zróżnicowanie istotności *value relevance* w poszczególnych sektorach, zwrócili również uwagę na niewielki wpływ zmiennej makroekonomicznej odnoszącej się do cyklu koniunkturalnego na stopień objaśniania wartości rynkowych przez dane księgowe²¹. Przykładami badań skupiających się na tytułowej koncepcji w odniesieniu do polskiego rynku giełdowego są natomiast prace autorstwa Witkowskiej, Kubik-Kwiatkowskiej, Pernacha i Bilicza. Potwierdziły one objaśnianie danych rynkowych przez czynniki fundamentalne, ale też rzadziej wykorzystywane zmienne (np. ROIC czy rentowność 10-letnich obligacji skarbowych²²). Co więcej, Kubik-Kwiatkowska wskazała na przewagę wykorzystywania danych ze sprawozdań rocznych w porównaniu z raportami kwartalnymi, natomiast Witkowska zasygnalizowała wyższy stopień *value relevance* w dłuższym okresie²³.

Poza badaniem natężenia *value relevance* istotne są też jego zmiany w czasie. Szczególnie wiele prac skupiało się na analizie tytułowej koncepcji w okresie przed wprowadzeniem i po wprowadzeniu obowiązku raportowania finansowego w ujednoliconym standardzie. Przykładowo, od 2005 r. wszystkie spółki giełdowe funkcjonujące na obszarze Unii Europejskiej podlegają obowiązkowi stosowania Międzynarodowych Standardów Sprawozdawczości Finansowej (MSSF/IFRS). Ten wymóg wpłynął na rozszerzenie grupy podmiotów sporządzających sprawozdania finansowe zgodnie z globalnym standardem, a także na rozwój badań nad oddziaływaniem tej zmiany (oraz jej podobnych) na *value relevance*. Zależności tego typu badaniu poddali m.in. Chalmers, Clinch i Godfrey, Kouki, Khanagha czy Landsman,

¹² Chou, Chou, Wang (2004): 9.

¹³ Keener (2011): 9–10.

¹⁴ Giosi, Testarmata, Buscema (2013): 64.

¹⁵ Alexakis, Patra, Poshakwale (2010): 1324.

¹⁶ Chan, Hamao, Lakonishok (1990): 19–20.

¹⁷ Ebaid (2011): 82–83.

¹⁸ Khanna (2014): 368.

¹⁹ Sarifudeen (2016): 55.

²⁰ Al-Debie, Walker (1999): 279.

²¹ Park (2015): 8–9.

²² Gruszczyński et al. (2016): 43–44, 46–47.

²³ Gruszczyński et al. (2016): 46; Witkowska (2006): 9.

Maydew i Thornock, a w przypadku polskiej gospodarki – Dobija i Klimczak. Rezultaty badań przeprowadzanych na próbie spółek ze Zjednoczonych Emiratów Arabskich²⁴, a także Niemiec, Francji i Belgii²⁵ wskazały na spadek *value relevance* wskutek wprowadzenia nowych standardów rachunkowości. Odmienne wyniki uzyskano zaś dla 16 krajów, gdzie wdrożenie takich wzorców pozytywnie wpłynęło na poziom *value relevance*²⁶, a także poniekąd dla Australii (wskazano na wzrost *value relevance* zysków, a względną stałość w przypadku wartości bilansowych)²⁷. W przypadku analizy polskich spółek także nie stwierdzono zwiększenia *value relevance* wskutek wprowadzenia nowych regulacji w 2000, ani wdrożenia IFRS w 2005 r.²⁸ Podsumowując, nie można jednoznacznie określić wpływu wprowadzenia nowych regulacji w zakresie rachunkowości na *value relevance*, zależy to w dużym stopniu od specyfiki danego rynku.

Zazwyczaj w przypadku empirycznych badań nad *value relevance* z próby badawczej wyłącza się przedsiębiorstwa finansowe, szczególnie z uwagi na specyfikę budowy sprawozdań finansowych tych podmiotów. Można wyróżnić jednak także analizy przeprowadzane na podstawie informacji dotyczących podmiotów działających konkretnie w sektorze finansowym. Przykładami są m.in. prace Mulengi²⁹ czy Uwuiębe i in.³⁰ (odnoszące się do banków), Daviesa i Macfubara Minafuro³¹ oraz Alnodela³² (skupiające się na zakładach ubezpieczeń). Badania te, przeprowadzane na próbach podmiotów z Nigerii, Arabii Saudyjskiej i Indii, wskazały na istotne zależności zachodzące pomiędzy danymi księgowymi a rynkowymi. Podobne rezultaty otrzymali Uwuiębe i in. W odniesieniu do polskiego rynku warto przytoczyć rezultat badania Boliboka, przeprowadzonego na próbie wszystkich banków notowanych na GPW w okresie 1997–2016. Autor wskazał, że zmiany Warszawskiego Indeksu Giełdowego (WIG) wpływają na *value relevance*, zwiększając stopień objaśniania cen akcji przez wartości księgowe, szczególnie w okresach hossy³³.

Biorąc pod uwagę powyższe wyniki badań, można stwierdzić, że koncepcja *value relevance* znajduje solidne poparcie w badaniach empirycznych, wskazujących na zależność między poziomem zysków i danych bilansowych a stopami zwrotu czy cenami akcji w kolejnym okresie. Jednakże słabiej zbadany pozostaje obszar badań opierających się na tytułowej koncepcji w sektorze finansowym. Dotychczasowe analizy przeprowadzono, opierając się na danych panelowych, podobnie zresztą jak w przypadku pozostałych przykładów

²⁴ Khanagha (2011): 42.

²⁵ Kouki (2018): 76.

²⁶ Landsman, Maydew, Thornock (2011): 35, 50–51.

²⁷ Chalmers, Clinch, Godfrey (2010): 166–167.

²⁸ Dobija, Klimczak (2010): 245–246.

²⁹ Mulenga (2015): 230.

³⁰ Uwuiębe et al. (2016): 7–8.

³¹ Davies, Macfubara Minafuro (2018).

³² Alnodel (2018).

³³ Bolibok (2018): 21–23.

badania *value relevance*. Warto jednak skupić się na jednej, konkretnej spółce, przeprowadzając modelowanie na podstawie jej danych historycznych. Takie podejście także może cechować się walorami praktycznymi – potencjalnie powinno pozwolić na weryfikację objaśniania rynkowych zmiennych przez wartości księgowe w większym stopniu, co może być źródłem użytecznych informacji dla inwestorów rozważających lokowanie kapitału w akcjach danego podmiotu. Wobec tego zdecydowano się przeprowadzić badanie empiryczne na podstawie danych jednej z polskich spółek giełdowych. W tym celu wybrano Powszechny Zakład Ubezpieczeń SA (PZU). Analiza ta jest odmienna od innych z obszaru *value relevance* z uwagi na wybór jednej jednostki zamiast wielu przedsiębiorstw z sektora, branży czy całej giełdy. Poza tym wybrana firma jest przedstawicielem sektora finansowego, branży ubezpieczeniowej, a więc obszaru zbadanego w mniejszym stopniu. W związku z tym analiza taka może być rozpatrywana pod kątem wartości dodanej w obszarze *value relevance*.

III. METODYKA BADANIA

Badanie oparto na danych finansowych PZU pochodzących ze sprawozdań kwartalnych, półrocznych i rocznych z okresu 2009–2019. Zmienne egzogeniczne to cena akcji na koniec kolejnego okresu (P_t) i stopy zwrotu (kwartalna – $RR(q)$, półroczna – $RR(h)$, roczna – $RR(y)$)³⁴. Jako zmiennych objaśniających użyto wybranych kategorii, stanowiących istotne wartościowo pozycje, z bilansu, technicznego rachunku ubezpieczeń, ogólnego rachunku zysków i strat i sprawozdania z przepływów pieniężnych:

- składka na udziale własnym (POS; w ujęciu na 1 akcję – PPS),
- odszkodowania i świadczenia (COM; CPS),
- przychody z lokat (REV; RPS),
- wynik techniczny (TRE; TPS),
- wynik finansowy: brutto (GPR; GPS) i netto (NPR; EPS),
- aktywa (AST; APS),
- kapitał własny (SHE; BVPS),
- rezerwy techniczno-ubezpieczeniowe (TPR; TPPS),
- przepływy pieniężne netto: z działalności operacyjnej (CFO; OPS), lokacyjnej (CFL; LPS), finansowej (CFF; FPS) i razem (NCF; NPS).

Modele regresji liniowej przygotowano osobno, opierając się na danych kwartalnych, półrocznych i rocznych. Poddano je testom statystycznym pod kątem występowania autokorelacji składnika losowego, heteroskedastyczności reszt i braku rozkładu normalnego. Rezultaty ich estymacji zaprezentowano

³⁴ $RR/P_t + 1q, +1h, +1y$ oznaczają odpowiednio stopę zwrotu/cenę akcji na koniec kolejnego kwartału, półroczną, roku (stopy zwrotu w ujęciu kwartalnym dla modeli kwartalnych, półrocznym dla półrocznych itd.). Uwzględnienie opóźnień zmiennych objaśniających podyktowane jest przesunięciem czasowym związanym z publikacją raportów finansowych za dany okres.

wano w kolejnej części artykułu. Warto podkreślić różne metody estymacji poszczególnych modeli – bazowo korzystano z klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK), jednak w przypadku autokorelacji składnika losowego lub heteroskedastyczności reszt stosowano metodę uogólnioną (UMNK), model Prais-a-Winstena. Modelowanie przeprowadzono z wykorzystaniem programu Gretl.

Pierwszym etapem badania jest analiza korelacji pomiędzy zmiennymi, przeprowadzana pod kątem wyodrębnienia zmiennych oddziałujących na kursy akcji i stopy zwrotu, a także eliminacji potencjalnej współliniowości między predyktorami. Większość z analizowanych wskaźników jest istotnie liniowo powiązana z kursami akcji, może być więc użyta w modelach objaśniających te zmienne. Zaskakujący jest zaś brak istotnych korelacji pomiędzy stopami zwrotu w kolejnych okresach a wskaźnikami księgowymi. Z uwagi na to w dalszej części opracowania zbudowano jedynie modele objaśniające kursy akcji PZU.

Z powodu zbyt wysokiej zależności liniowej między niektórymi wskaźnikami, które miały być potencjalnie użyte jako objaśniające w modelach objaśniających kursy akcji, uwzględniono w nich po jednej zmiennej odnoszącej się do memoriałowej rentowności (RPS/GPS/EPS), przepływów pieniężnych (OPS/LPS/FPS/NPS) i wybranych pozycji bilansowych (APS/PPS/TPS/TPPS). Wyjściowa, przykładowa, postać modelu przedstawia się następująco:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 PPS_{t-1} + \beta_2 CPS_{t-1} + \beta_3 EPS_{t-1} + \beta_4 BVPS_{t-1} + \beta_5 OPS_{t-1} + \epsilon_t. \quad (1)$$

Zbudowano także modele, w których zamiast zmiennej PPS uwzględniono zmienne APS, TPS czy TPPS. Analogicznie zamiast OPS ujmowano LPS, FPS lub NPS, natomiast zmienne takie jak GPS czy RPS zamiast EPS. Zabiegi te miały na celu wybór modeli cechujących się jak najlepszymi własnościami statystycznymi, przy minimalizacji problemu współliniowości zmiennych objaśniających.

IV. ANALIZA VALUE RELEVANCE NA PRZYKŁADZIE PZU

PZU, którego dotyczy niniejsza część analizy, działa w obszarze ubezpieczeń majątkowych i pozostałych osobowych (dział II). Jest dominującym ubezpieczycielem w branży, o największym udziale w polskim rynku (nieco ponad 30% w czerwcu 2020 r., mierząc wielkością składki przypisanej brutto)³⁵. W obecnym kształcie przedsiębiorstwo funkcjonuje od 1991 r., kiedy zostało przekształcone z Państwowego Zakładu Ubezpieczeń³⁶. Debiut giełdowy PZU, przeprowadzony w maju 2010 r., przez dekadę pozostawał największym na

³⁵ Raport o stanie sektora ubezpieczeń po I półroczu 2020 roku, <https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Raport_sektor_ubezpieczen_II_2020_71283.pdf> [dostęp: 20.12.2020].

³⁶ PZU – spółki, <<https://www.pzu.pl/grupa-pzu/spolki/pzu-sa>> [dostęp: 20.12.2020].

GPW. Powyższe informacje pozwalają ocenić badany podmiot jako najważniejszą jednostkę ubezpieczeniową w Polsce, w związku z czym istotne wydaje się analizowanie sytuacji właśnie tego przedsiębiorstwa. Poza tym pozostałe zakłady ubezpieczeń działające w Polsce w formie publicznych spółek akcyjnych cechują się krótszą historią notowań giełdowych. Wobec tego właściwy jest wybór PZU SA jako reprezentatywnego podmiotu ubezpieczeniowego.

W ramach badania empirycznego jako pierwsze przedstawiono modele zbudowane na bazie danych kwartalnych. Zaprezentowano model wyjściowy (M1) i jego modyfikacje, mające na celu poprawę jakości modelu (tab. 1).

Tabela 1

Modele kwartalne objaśniające P_{t+1q} (PW)³⁷

M1	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	13,7889	12,4128	1,1109	0,27399	
BVPS	-0,458923	0,627132	-0,7318	0,46904	
OPS	1,30702	2,69396	0,4852	0,63050	
CPS	0,931585	2,87715	0,3238	0,74797	
APS	0,466927	0,261839	1,7833	0,08298	*
M2	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	13,4824	11,0266	1,2227	0,22897	
BVPS	-0,3727	0,518691	-0,7185	0,47682	
APS	0,490969	0,240944	2,0377	0,04859	**
M3	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	10,3286	9,94676	1,0384	0,30549	
APS	0,432655	0,234557	1,8446	0,07271	*

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

Charakterystyki modeli M1–M3

Model	Błąd stand. reszt	Współczynnik R^2	Skorygowany R^2	Wartość testu F
M1	3,402	0,806	0,784	$F(4,36) = 1,75$
M2	3,322	0,805	0,794	$F(2,38) = 3,44$
M3	3,301	0,802	0,797	$F(1,39) = 6,20$

Źródło: opracowanie własne.

³⁷ *, **, *** oznaczają odpowiednio istotność statystyczną na poziomie 0,10; 0,05; 0,01; MNK, PW – estymacje odpowiednio metodą KMNK, Prais-Winstena; const – stała.

Parametry modelu M1 nie są łącznie istotne. Dopiero po usunięciu zmiennych cechujących się najwyższymi wartościami p uzyskano modele, który można uznać za poprawne pod względem statystycznym (łączna istotność parametrów – według testu F , dość wysoka wartość współczynnika R^2 ; tab. 2). Co prawda żaden z nich nie charakteryzuje się normalnością rozkładu składnika losowego, jednakże z perspektywy niniejszego badania, mającego na celu zasygnalizowanie możliwego powiązania pomiędzy danymi księgowymi a wartościami rynkowymi, nie jest to najistotniejsza własność (dlatego też w dalszej części jest pomijana). Biorąc pod uwagę rezultat tej części analizy, jedynie APS wydaje się dobrym predyktorem kursu akcji w przyszłym okresie. Parametr ten jest istotny statystycznie, bazując na teście t -Studenta czy wartości p . W odniesieniu do danych kwartalnych przygotowano także modele objaśniające kursy akcji po półroczu i roku, co przedstawiono odpowiednio w tabelach 3–4 i 5–6. W dalszej części analizy przedstawiono wyłącznie modele, których parametry są łącznie istotne statystycznie.

Tabela 3

Modele kwartalne objaśniające Pt+1h (PW)

M4	Współczynnik	Błąd stand.	t -Studenta	wartość p	
BVPS	-0,859036	0,601926	-1,4271	0,16215	
OPS	-1,3559	3,04672	-0,4450	0,65896	
CPS	-1,89966	2,89632	-0,6559	0,51607	
TPPS	2,02758	0,511923	3,9607	0,00034	***
M5	Współczynnik	Błąd stand.	t -Studenta	wartość p	
BVPS	-0,154733	0,56435	-0,2742	0,78551	
OPS	-0,763977	3,31926	-0,2302	0,81927	
CPS	0,362453	3,06504	0,1183	0,90652	
APS	0,720177	0,232738	3,0944	0,00380	***
M6	Współczynnik	Błąd stand.	t -Studenta	wartość p	
BVPS	-0,964306	0,555361	-1,7364	0,09082	*
TPPS	2,00182	0,505321	3,9615	0,00033	***
CPS	-1,13459	2,2672	-0,5004	0,61973	
M7	Współczynnik	Błąd stand.	t -Studenta	wartość p	
APS	0,736364	0,189288	3,8902	0,00040	***
BVPS	-0,150119	0,554531	-0,2707	0,78812	
OPS	-1,00196	2,59452	-0,3862	0,70157	

M8	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	wartość <i>p</i>	
APS	0,686712	0,0559985	12,2630	<0,00001	***
OPS	-1,33573	2,25315	-0,5928	0,55681	
M9	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	wartość <i>p</i>	
BVPS	-0,845793	0,502413	-1,6835	0,10049	
TPPS	1,83666	0,371635	4,9421	0,00002	***

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4

Charakterystyki modeli M4–M9

Model	Błąd stand. reszt	Współczynnik R^2	Skorygowany R^2	Wartość testu F
M4	3,264	0,823	0,808	$F(4,36) = 16,41$
M5	3,538	0,786	0,768	$F(4,36) = 39,46$
M6	3,228	0,822	0,813	$F(3,37) = 20,09$
M7	3,491	0,786	0,774	$F(3,37) = 54,81$
M8	3,448	0,785	0,779	$F(2,38) = 82,10$
M9	3,196	0,820	0,816	$F(2,38) = 33,97$

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku modeli M4–M9 (których parametry były łącznie istotne w każdym przypadku) najistotniejszymi zmiennymi, w różnych kombinacjach, okazały się APS i TPPS. BVPS natomiast cechował się ujemnym znakiem oceny parametru, podobnie jak OPS, co jest niezgodne z wnioskowaniem opartym na teorii finansów. Poniżej zweryfikowano modele objaśniające kurs akcji po jednym roku od dnia bilansowego.

Tabela 5

Modele kwartalne objaśniające $P_t + 1y$ (PW)

M10	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	wartość <i>p</i>	
BVPS	0,755337	0,625067	1,2084	0,23523	
OPS	-1,57508	3,92429	-0,4014	0,69066	
CPS	-0,475342	3,42854	-0,1386	0,89055	
APS	0,448955	0,253149	1,7735	0,08511	*
M11	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	wartość <i>p</i>	
BVPS	0,743951	0,610953	1,2177	0,23149	
OPS	-1,22742	2,9779	-0,4122	0,68272	
APS	0,430137	0,210512	2,0433	0,04861	**

M12	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
BVPS	0,600465	0,517563	1,1602	0,25361	
APS	0,479362	0,187095	2,5621	0,01473	**
M13	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
PPS	6,88165	2,94529	2,3365	0,02532	**
BVPS	0,463184	0,580415	0,7980	0,43024	
OPS	0,135747	3,01684	0,0450	0,96437	
M14	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
PPS	6,80823	2,46823	2,7583	0,00907	***
BVPS	0,479099	0,442592	1,0825	0,28623	
M15	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
OPS	-0,451207	2,88539	-0,1564	0,87663	
TPPS	1,18658	0,453073	2,6190	0,01295	**
BVPS	0,21307	0,668821	0,3186	0,75194	
M16	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
TPPS	1,22051	0,398122	3,0657	0,00410	***
BVPS	0,157772	0,556964	0,2833	0,77859	

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6

Charakterystyki modeli M10–M16

Model	Błąd stand. reszt	Współczynnik R^2	Skorygowany R^2	Wartość testu F
M10	3,790	0,738	0,715	$F(4,34) = 26,76$
M11	3,736	0,738	0,723	$F(3,35) = 36,72$
M12	3,692	0,737	0,730	$F(2,36) = 69,16$
M13	3,582	0,768	0,755	$F(3,35) = 11,24$
M14	3,532	0,768	0,762	$F(2,36) = 17,21$
M15	3,585	0,761	0,747	$F(3,35) = 30,22$
M16	3,536	0,761	0,754	$F(2,36) = 48,92$

Źródło: opracowanie własne.

Wśród modeli wymienionych w tabeli 5 i 6 na uwagę zasługują szczególnie cztery z nich: M12, M13, M14 i M16. Oceny parametrów przyjmują w nich oczekiwane znaki, modele są istotne statystycznie, współczynnik determinacji przekracza w ich przypadku 0,73, co świadczy o nich pozytywnie. Zmienne istotne statystycznie to APS, PPS i TPPS, a więc wyłącznie pozycje zaczerpnięte z bilansu. Odnosząc się ogólnie do modeli opartych na danych kwar-

talnych, można wstępnie podjąć się weryfikacji wybranych hipotez. Pierwszą z nich można uznać za potwierdzoną, podobnie jak drugą. Wybrane kombinacje danych księgowych objaśniają kursy akcji w kolejnych okresach, poza tym występuje zróżnicowanie w ich przydatności w ramach niniejszego badania w zależności od elementu sprawozdania finansowego, z którego pochodzą (wartości z rachunków wyników okazały się nieistotnie powiązane ze zmienną objaśnianą, wśród strumieni pieniężnych jedynie zmienna OPS wykazywała taką współzależność, jednak nie okazała się istotna w modelach, przyjmując także znaki odmienne od oczekiwanych).

Kolejny fragment analizy skupiony jest na modelach przygotowanych w ujęciu półrocznym (tab. 7 i 8). Skonstruowano osobne modele, ujmując jako zmienną endogeniczną kursy akcji po półroczu lub roku od dnia zakończenia okresu obrotowego.

Tabela 7

Modele półroczne objaśniające P_{t+1h} (MNK)

M17	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
BVPS	-3,92218e-07	6,03765e-07	-0,6496	0,52515	
TPS	-4,79633e-06	5,64204e-06	-0,8501	0,40781	
OPS	1,22753e-05	4,94053e-06	2,4846	0,02442	**
TPPS	1,67365e-06	4,46923e-07	3,7448	0,00177	***
M18	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
TPS	-1,98306e-06	5,99619e-06	-0,3307	0,74515	
BVPS	-4,93947e-08	6,3885e-07	-0,0773	0,93933	
OPS	9,71222e-06	5,54258e-06	1,7523	0,09886	*
APS	7,50412e-07	2,50561e-07	2,9949	0,00857	***

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8

Charakterystyki modeli M17, M18³⁸

Model	Błąd stand. reszt	R ²	Sk. R ²	Ht reszt	Ak reszt	Wartość testu F
M17	3,915	0,987	0,984	brak	brak	F(4,16) = 298,03
M18	4,293	0,984	0,981	brak	brak	F(4,16) = 247,19

Źródło: opracowanie własne.

³⁸ Sk – skorygowany; Ht – heteroskedastyczność; Ak – autokorelacja; „brak” heteroskedastyczności reszt oznacza brak podstaw do odrzucenia hipotezy o braku heteroskedastyczności; analogicznie – dla autokorelacji.

W przypadku modeli M17 i M18 ich wyjściowa postać okazała się najlepszą ze statystycznego punktu widzenia. Ich parametry są łącznie istotne statystycznie. Modele te charakteryzują się współczynnikiem R^2 na poziomie bliskim 1, co wydaje się interesujące. Wydawałoby się, że tak wysokie wartości wskazują na możliwą autokorelację reszt (jak w przypadku modeli kwartalnych), jednak testy statystyczne nie potwierdziły tej hipotezy. Zastanawiające pozostają jednak przeciwne od zakładanych znaki przy ocenach parametrów TPS i BVPS. Z drugiej jednak strony zmienne, które są istotne statystycznie, cechują się „właściwymi” oszacowaniami parametrów. Poniżej zaprezentowano modele objaśniające kurs akcji po roku, z wykorzystaniem danych półrocznych (tab. 9 i 10).

Tabela 9

Modele półroczne objaśniające P_{t+1y} (MNK)

M19	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
OPS	3,44669e-06	4,45506e-06	0,7737	0,45115	
BVPS	2,99104e-07	8,28903e-07	0,3608	0,72325	
TPPS	1,48737e-06	7,19142e-07	2,0682	0,05631	*
CPS	-5,94759e-07	3,98952e-06	-0,1491	0,88348	
M20	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
OPS	2,79439e-06	4,79061e-06	0,5833	0,56836	
BVPS	3,18626e-07	8,55501e-07	0,3724	0,71477	
CPS	5,42485e-07	3,83442e-06	0,1415	0,88938	
APS	6,71394e-07	3,58129e-07	1,8747	0,08044	*

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 10

Charakterystyki modeli M19, M20

Model	Błąd stand. Reszt	R^2	Sk. R^2	Ht reszt	Ak reszt	Wartość testu F
M19	5,161	0,978	0,974	Brak	brak	F(4,15) = 166,79
M20	5,266	0,977	0,973	Brak	brak	F(4,15) = 160,04

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku M20 trzy z czterech ocen parametrów mają znak odpowiadający oczekiwanemu, a w przypadku M19 – wszystkie. Pomimo istotności zaledwie jednej zmiennej, modele te są akceptowalne ze statystycznego punktu widzenia, poza tym cechują się bardzo wysokimi wartościami współczynnika

determinacji. Przesądza to o ich walorach praktycznych, szczególnie w przypadku M19, którego wszystkie oceny parametrów są zgodne z założeniami teoretycznymi. Biorąc pod uwagę modele zbudowane na bazie danych półrocznych, wnioskowanie względem hipotez jest analogiczne jak w przypadku modeli kwartalnych. Odnosząc się do zmiennych objaśniających kursy akcji PZU w największym stopniu, w przypadku modeli półrocznych były to OPS, TPSS i APS.

Ostatnią grupą modeli *value relevance* na przykładzie PZU są konstrukty oparte na danych rocznych (tab. 11 i 12).

Tabela 11

Modele roczne objaśniające P_{t+1y} (MNK)

M21	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
BVPS	0,558984	0,859552	0,6503	0,53957	
TPS	6,60784	2,83631	2,3297	0,05866	*
CPS	-0,787836	1,9776	-0,3984	0,70414	
APS	0,529588	0,329136	1,6090	0,15874	
M22	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
BVPS	0,248552	0,93924	0,2646	0,80015	
CPS	-1,01286	2,28684	-0,4429	0,67335	
APS	0,704618	0,347604	2,0271	0,08902	*
OPS	4,6971	2,77871	1,6904	0,14191	
M23	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
BVPS	0,100667	0,901775	0,1116	0,91476	
CPS	-1,49652	2,22512	-0,6726	0,52627	
OPS	4,6618	2,6071	1,7881	0,12398	
TPSS	1,60642	0,693768	2,3155	0,05982	*

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 12

Charakterystyki modeli rocznych

Model	Błąd stand. reszt	R ²	Sk. R ²	Ht reszt	Ak reszt	Wartość testu F (wartość p)
M21	3,778	0,991	0,987	Brak	brak	F(4,6) = 167,97
M22	4,291	0,989	0,983	Brak	brak	F(4,6) = 129,85
M23	4,047	0,990	0,985	Brak	brak	F(4,6) = 146,13

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku modeli M21–M23 wszystkie oszacowania są zgodne z przypuszczeniami, ponadto modele te cechują się łączną istotnością parametrów i bardzo wysokim stopniem objaśniania wartości zmiennej egzogenicznej, wnioskowanie jest więc podobne jak w przypadku modelu M19. Najistotniej powiązanymi z kursem akcji po roku od dnia bilansowego zmiennymi ponownie okazały się APS i TPPS, a także TPS.

Skupiając się na całokształcie analizy, warto zwrócić uwagę na to, że bardzo wysokie współczynniki R^2 obserwowalne były dla modeli półrocznych i rocznych. Wraz z większą liczbą obserwacji dokładność dopasowania modelu do danych powinna rosnąć, więc nieco bardziej obiektywne wydają się wartości oszacowane na bazie zmiennych w ujęciu kwartalnym. Z drugiej jednak strony nie można zanegować mocnych stron modeli, takich jak M19 i M21–M23, które cechowały się łączną statystyczną istotnością parametrów, brakiem autokorelacji i heteroskedastyczności reszt, a także oszacowaniami zgodnymi z oczekiwanymi. Zważając na postawione we wstępie hipotezy, niewątpliwie za potwierdzone uznać można 1 i 2. W każdym z horyzontów analizy można było wyróżnić zmienne będące dobrymi predyktorami kursów akcji w przyszłości. Występowały jednak różnice pomiędzy stopniem ich objaśniania przez zyski, dane bilansowe i przepływy pieniężne. Odnosząc się do pierwszych z wymienionych, jedynie w modelach rocznych ujęto zmienną z tego obszaru (TPS). Podobnie w przypadku strumieni pieniężnych OPS okazał się dobrym predyktorem tylko na podstawie danych półrocznych. Zmienne zaczerpnięte z bilansu, takie jak APS, TPPS i PPS, przeważały pod kątem drugiej hipotezy. APS i TPPS okazały się istotne w każdym z horyzontów analizy, co także nie pozwala uznać hipotezy 3. za jednoznacznie potwierdzoną. Nie można jednak także bezwzględnie jej odrzucić – w przypadku modeli kwartalnych najistotniejszą zmienną poza APS i TPPS okazała się PPS, dla modeli półrocznych było to OPS, a dla rocznych – TPS.

V. ZAKOŃCZENIE

Value relevance jest koncepcją mającą znaczenie praktyczne, pozwala na ocenę stopnia odzwierciedlenia wartości księgowych w rynkowej wycenie spółki na bazie danych historycznych. Większość badań opierających się na tej teorii bierze pod uwagę grupę jednostek z branży czy całej giełdy, estymując modele panelowe użyteczne do oceny globalnych tendencji. W ramach niniejszego opracowania zdecydowano się wykorzystać inne podejście, skupiając się na jednej spółce z sektora finansowego: PZU. W przypadku tego podmiotu nie odnotowano istotnych zależności pomiędzy zyskami, zmiennymi bilansowymi i przepływami pieniężnymi a stopami zwrotu z akcji. Zaobserwowano jednak znaczny stopień objaśniania kursów akcji w kolejnych okresach z użyciem tego typu predyktorów w różnych kombinacjach. W zależności od horyzontu analizy można było wyodrębnić różne zmienne istotnie oddziałujące na kursy akcji w przyszłości. Należały do nich szczególnie APS i TPPS, a także PPS, OPS

i TPS. Modele M19 i M21–M23 uznać można całościowo za poprawne pod kątem statystycznym, zgodne też z teorią. Wobec tego wydaje się, że celowe jest ich stosowanie do prognozowania kursu akcji w przeszłości, w perspektywie półroczna (M19) czy roku (M21–M23). Informacje dostarczane przez estymowane modele mogą być więc pomocne dla inwestorów w procesie decyzyjnym. Taki rezultat wskazuje też na celowość przeprowadzania badań typu *value relevance* nie tylko w odniesieniu do grup spółek, lecz także do wybranych z nich, indywidualnie. Wynik niniejszej analizy zgodny jest z rezultatami zasygnalizowanych wcześniej badań autorstwa Gruszczyńskiego i in. czy Witkowskiej, empirycznie potwierdzających koncepcję *value relevance* na przykładzie polskiego rynku. Podobnie, wynik ten pokrywa się też z rezultatami analiz Daviesa i Macfubara Minafuro oraz Alnodela, którzy wskazywali na działanie takiej koncepcji w przypadku zakładów ubezpieczeń. Badanie to łączy obie te kwestie (analizy polskiego rynku oraz przedsiębiorstw ubezpieczeniowych przez pryzmat koncepcji *value relevance*): opiera się na polskiej spółce giełdowej z sektora ubezpieczeń i wskazuje na zasadność prowadzenia badań skupiających się na tej grupie podmiotów. Uznając PZU za reprezentatywny przykład polskiej spółki akcyjnej z sektora ubezpieczeniowego notowanej na GPW, stanowiącej główną jednostkę gospodarczą na tym rynku, można spodziewać się podobnych wyników, wskazujących na odzwierciedlanie się danych księgowych w wartościach rynkowych, także w przypadku innych ubezpieczycieli. Nie można jednak pominąć faktu, iż PZU, będąc największym zakładem ubezpieczeń, może nieco różnić się od pozostałych uczestników rynku, zarówno pod kątem rzędu wielkości danych księgowych, jak i wyceny rynkowej. Pewnym problemem w potencjalnym badaniu obejmującym zakresem większą liczbę zakładów ubezpieczeń może okazać się także stosunkowo niedługi okres notowań giełdowych tychże podmiotów.

- Al-Debie, M., Walker, M. (1999). Fundamental information analysis: an extension and UK evidence. *British Accounting Review* 31: 261–280.
- Alexakis, Ch., Patra, T., Poshakwale, S. (2010). Predictability of stock returns using financial statement information: evidence on semi-strong efficiency on emerging Greek stock market. *Applied Financial Economics* 20(16): 1321–1326.
- Alnodel, A. (2018). The impact of IFRS adoption on the value relevance of accounting information: evidence from the insurance sector. *International Journal of Business and Management* 13(4): 138–148.
- Barth, M.E., Li, K., McClure, Ch.G. (2019). Evolution in value relevance of accounting information. Stanford University Graduate School of Business Research Paper No. 17–24.
- Beisland, L.A. (2009). A review of the value relevance literature. *The Open Business Journal* 2: 7–27.
- Bolibok, P.M. (2018). The impact of the market cycle on the value relevance of book values and earnings in the banking industry: an evidence from Poland. *Finansy: teoriya i praktika* 22(2): 6–25.
- Chalmers, K., Clinch, G., Godfrey, J. (2011). Changes in value relevance of financial information upon IFRS adoption: evidence from Australia. *Australian Journal of Management* 36(2): 151–173.
- Chan, L.K.C., Hamao, Y., Lakonishok, J. (1990). Fundamentals and Stock Returns in Japan. Working Paper No. 45. Graduate School of Business. Columbia University.

- Chou, P.-H., Chou, R.K., Wang, J.-S. (2004). On the cross-section of expected stock returns: Fama-French ten years later. *Finance Letters* 2(1): 18–22.
- Collins, D.W., Maydew, E.L., Weiss, I.S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics* 24(1997): 39–67.
- Davies, S.D., Macfubara Minafuro, S. (2018). Financial risk and value relevance of accounting information: evidence from Nigeria quoted insurance firms. *Journal of Accounting and Financial Management* 4(3): 45–63.
- Dobija, D., Klimczak, K.M. (2010). Development of Accounting in Poland: Market efficiency and the value relevance of reported earnings, *The International Journal of Accounting* 45(3): 356–374.
- Ebaid, I.E.-S. (2011). The value relevance of accounting-based performance measures in emerging economies: the case of Egypt. *Management Research Review* 35(1): 69–88.
- Fama, E.F., French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 47(2): 427–465.
- Fraś, A. (2017). Nowe strategie inwestowania pasywnego – inteligentna beta. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 325: 58–69.
- Giosi, A., Testarmata, S., Buscema, I. (2013). The value relevance of financial information in troubled waters: the evidence of Italian context, *International Conference “Financial Distress: Corporate Governance and Financial Reporting Issues”*, Rome, 17–18.10.2013: 62–27.
- Gruszczyński, M., Bilicz, R., Kubik-Kwiatkowska, M., Pernach, A. (2016). Value relevance of companies’ financial statements in Poland. *Quantitative Methods in Economics* 17(4): 40–49.
- Holthausen, R.W., Watts, R.L. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics* 31: 3–75.
- Keener, M.H. (2011). The relative value relevance of earnings and book value across industries. *Journal of Finance and Accountancy* 6(May). <<http://aabri.com/jfa.html>>.
- Khanagha, J.B. (2011). Value relevance of accounting information in the United Arab Emirates. *International Journal of Economics and Financial Issues* 1(2): 33–45.
- Khanna, M. (2014). Value relevance of accounting information: an empirical study of selected Indian firms. *International Journal of Scientific and Research Publication* 4(10): 364–369.
- Kouki, A. (2018). IFRS and value relevance: a comparison approach before and after IFRS conversion in the European countries. *Journal of Applied Accounting Research* 19(1): 60–80.
- Landsman, W.R., Maydew, E.L., Thornock, J.R. (2011). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics* 53(1): 34–54.
- Lev, B., Thiagarajan, S.R. (1993). Fundamental information analysis. *Journal of Accounting Research* 31(2): 190–215.
- Mulenga, M.J. (2015). Value relevance of accounting information of listed public sector 25 banks in Bombay Stock Exchange. *Research Journal of Finance and Accounting* 6(8): 222–231.
- Ohlson, J. (1995). Earnings, book values and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11(2): 661–687.
- Park, C. (2015). The stock price of relevance of accounting information according to business cycle and industries. *Scientific Cooperations International Journal of Finance, Business, Economics, Marketing and Information System* 1(1): 41–50.
- Sarifudeen, A.L. (2016). The impact of accounting information on share prices: a study of listed companies in Sri Lanka. *Journal of Accountancy and Finance* 3(1): 47–59.
- Uwuigbe, O.R., Uwuigbe, U., Jafaru, J., Igbino, E.E., Oladipo, O.A. (2016). Value relevance of financial statements and share price: a study of listed banks in Nigeria. *Banks and Bank System* 11(4/1): 135–143.
- Witkowska, M. (2006). Fundamentals and stock returns on the Warsaw Stock Exchange: the application of panel data models. Department of Applied Econometrics Working Paper No. 4-06. Warsaw School of Economics.

VALUE RELEVANCE ON THE EXAMPLE OF PZU SA

Summary

Value relevance is a concept which states that book values influence the market valuation of a company, the share price, or their rates of return in subsequent periods. Most of the research conducted in this area is based on panel data, synthetically presenting trends observable for a group of companies. In the case of analyses carried out on the example of the Polish capital market, several can be distinguished relating to the empirical impact of profits and balance sheet data on market variables, as well as to the impact of the introduction of new accounting regulations on the degree of value relevance. The research usually ignores companies from the financial sector, but there are also analyses that focus specifically on a group of entities such as banks or insurance companies. In the framework of this study, the latter were taken into account. However, this study presents a different approach from most empirical studies, focusing on the financial data of one company from the insurance sector, PZU S.A. The analysis was performed with the use of linear regression models, based on the OLS and the Prais-Winsten method. Financial data from quarterly, semi-annual, and annual reports for 2009–2019 were used. The results of the research indicate that the share prices in the future are explained, in particular, by balance sheet data, mainly technical assets and provisions, and also by operating cash flows, technical result, and net premium. Several models are presented that can be considered useful, taking into account their statistical correctness and the compliance of parameter estimates with theoretical assumptions. This result also indicates the usefulness of research on the concept of value relevance in relation to individual entities.

Keywords: book values; market values; regression; insurance company