

Zróznicowanie determinant wypłaty dywidendy przez przemysłowe spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001–2017

Aleksandra Pieloch-Babiarz*

Streszczenie: *Cel* – Celem artykułu jest wykazanie zróżnicowanej roli i znaczenia mikro- i makroekonomicznych czynników kształtujących wypłatę dywidendy przez przemysłowe spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Metodologia badania – W przeprowadzonych badaniach empirycznych nad efektami działania przemysłowych spółek notowanych na GPW w latach 2001–2017 wykorzystano przekrojowo-czasowy logistyczny model regresji (łącznie 2209 obserwacji), współczynnik *pseudo-R*² oraz test istotności różnic *t*-Studenta i test Cochra-na-Coxa.

Wynik – Wypłata dywidendy zależała głównie od czynników mikroekonomicznych, a szczególnie od rentowności aktywów całkowitych i wypłaty dywidendy w latach ubiegłych, zaś w mniejszym stopniu warunkowana była czynnikami makroekonomicznymi. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wzrastało wraz ze wzrostem dynamiki PKB, dynamiki nakładów inwestycyjnych, dynamiki indeksu WIG i wzrostem wartości PMI.

Oryginalność/wartość – Wartością dodaną artykułu jest wypełnienie luki w literaturze przedmiotu przez przedstawienie wyników badań empirycznych zawierających relatywnie szersze spektrum determinant z uwzględnieniem w analizie ilościowych i jakościowych czynników makroekonomicznych.

Słowa kluczowe: dywidenda, spółki przemysłowe, makroekonomiczne determinanty polityki dywidendy, Gielda Papierów Wartościowych w Warszawie

Wprowadzenie

Wraz z rozwojem Gieldy Papierów Wartościowych w Warszawie obserwuje się ciągle zwiększanie liczby spółek wypłacających dywidendę. Szybki wzrost liczby spółek, które przeznaczają inwestorom giełdowym określoną część zysku netto, jest wyrazem realizacji przez nie wielu zróżnicowanych celów i zadań zorientowanych m.in. na pomnażanie wartości rynkowej przedsiębiorstwa. Skala, formy i sposoby wypłaty dywidendy zdeterminowane są wieloma czynnikami, które nie mają jednolitego charakteru, podobnej siły i efektów oddziaływania. Zasadniczo można powiedzieć, że politykę wypłat dywidendy kształtują

* dr Aleksandra Pieloch-Babiarz, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41, 90-214 Łódź, e-mail: apieloch@uni.lodz.pl.

zarówno czynniki mikroekonomiczne, jak i makroekonomiczne, które wzajemnie się splatają i tworzą wraz ze społecznymi i politycznymi determinantami określony system uwarunkowań jej realizacji.

W światowej i polskiej literaturze przedmiotu można znaleźć zróżnicowane i bogate badania dotyczące przede wszystkim czynników mikroekonomicznych. Badania te prezentowane są zarówno w opracowaniach zagranicznych (m.in. Frankfurter, Wood, 2002; DeAngelo, DeAngelo, 2007; Eije, Megginson, 2008; Jacob, Jacob, 2010; Swanson, Krishnan, 2014), jak i krajowych (m.in. Kowerski, 2011; Jabłoński, Kuczowic, 2016; Wyrobek, 2016; Pieloch-Babiarz, 2017c). W większości prac przytaczanych autorów zawarte są trzy rodzaje determinant wypłaty dywidendy (tj. determinanty mikro- i makroekonomiczne oraz rynkowe), które nie tworzą jednolitego zbioru zmiennych objaśniających. Należy wskazać, że analiza czynników mikroekonomicznych wypłaty dywidendy odnosi się głównie do rentowności i płynności finansowej (Bukalska, 2013), zadłużenia, dojrzałości przedsiębiorstwa i jego możliwości inwestycyjnych, wielkości spółki (Pieloch-Babiarz, 2016) oraz struktury akcjonariatu (Wypych, 2015; Pieloch-Babiarz, 2017b). W grupie czynników makroekonomicznych znajdują się takie zmienne, jak: koniunktura gospodarcza (Kowerski, 2011, s. 269; Gajdka, 2013, s. 143), polityka podatkowa (Jacob, Jacob, 2010, s. 30), system prawny i monetarny (Eije, Megginson, 2008, s. 363). Natomiast analizy czynników rynkowych wypłaty dywidendy mają bardzo zróżnicowany charakter i odmienne źródła zainteresowania polityką realizacji tych wypłat. Należą do nich m.in. preferencje inwestorów krótkoterminowych (French Varson, Moon, 2005, s. 361) i długoterminowych (Gajdka, 2013, s. 130), premia dywidendowa (Baker, Wurgler, 2004, s. 271), oczekiwania wzrostu gospodarczego przez inwestorów (Gajdka, 2013, s. 143) i kształtowania się wysokości przyszłych dywidend na poziomie zbliżonym do ich wartości historycznych (Fisher, Statman, 2000, s. 72).

Istniejąca dysproporcja rezultatów analizy mikro- i makroekonomicznych determinant wypłat dywidendy przez spółki publiczne zachęca do przeprowadzenia szerszych badań empirycznych nad uwarunkowaniami decyzji o wypłatach dywidendy.

Zasadniczym celem niniejszego artykułu jest wykazanie roli i znaczenia mikro- i makroekonomicznych czynników wypłaty dywidendy przez przemysłowe spółki publiczne notowane na GPW w Warszawie w latach 2001–2017. Cel ten jest realizowany przez empiryczną weryfikację hipotezy badawczej stwierdzającej, że czynniki mikroekonomiczne w sposób silniejszy niż czynniki makroekonomiczne wpływają na wypłatę dywidendy przez przemysłowe spółki publiczne w Polsce.

1. Makroekonomiczne determinanty wypłaty dywidendy – przegląd wybranych analiz

Postawiona hipoteza badawcza wynika z faktu, że większość rozważań nad strategiami podziału zysku netto na część pozostawioną w przedsiębiorstwie i część przekazaną właścicielom w formie dywidendy koncentruje się na wewnętrznych uwarunkowaniach prowadzenia

spółek (w głównej mierze na ich sytuacji ekonomiczno-finansowej), pomijając zazwyczaj zewnętrzne czynniki determinujące funkcjonowanie przedsiębiorstwa w złożonym i dynamicznym otoczeniu. Wydaje się, że to otoczenie zewnętrzne dalsze (makrootoczenie) może mieć szczególnie istotny wpływ na podejmowanie decyzji z zakresu podziału zysku netto, gdyż – jak twierdzi Kowerski (2011, s. 166) – w sposób pierwotny determinuje ono politykę dywidendy przedsiębiorstw. Należy jednak zaznaczyć, że siła i kierunek wpływu czynników makroekonomicznych na prawdopodobieństwo i wysokość wypłaty dywidendy nie są ewidentnie określone, a wyniki przeprowadzonych badań nie dostarczają jednoznacznych osądów w tym zakresie (zob. tab. 1).

Przywołując wyniki badań empirycznych Kowerskiego przeprowadzone na spółkach warszawskiego parkietu w latach 1996–2009 (Kowerski, 2011, s. 267–303) wskazać można, że otrzymany przez tego autora tzw. optymalny model decyzji o wypłacie dywidendy składał się z 9 zmiennych objaśniających. Spośród nich aż 8 zmiennych opisywało czynniki mikroekonomiczne (tj. rentowność spółki, wielkość spółki, możliwości inwestycyjne, dojrzałość spółki, dźwignię finansową, ryzyko inwestycyjne). Z kolei tylko jedna zmienna objaśniająca opisywała makroekonomiczne uwarunkowania wypłaty dywidendy, a był nią współczynnik preferencji podatkowych dla dywidend w roku t . W optymalnym modelu nie znalazły się zatem zmienne opisujące zmiany sytuacji gospodarczej, zmiany na rynku kapitałowym, wahania kursów walut czy nastroje gospodarcze.

Badania nad czynnikami warunkującymi skłonność spółki do wypłaty dywidendy przeprowadziła również Wyrobek (2016, s. 139), która do badań włączyła spółki notowane na GPW w latach 1994–2008. Autorka ta skupiła się na badaniu prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy w zależności od sytuacji finansowej przedsiębiorstwa (łącznie 56 zmiennych mikroekonomicznych). Do badań włączyła także 8 zmiennych makroekonomicznych, takich jak: zmiana średniego poziomu cen dóbr konsumpcyjnych w danym roku, przyrost PKB, przyrost produkcji sprzedanej, przyrost spożycia prywatnego, inwestycje zagraniczne, poziom stopy lombardowej, wysokość podatku od dywidendy oraz poziom indeksu WIG na koniec roku. Jednakże żadna ze zmiennych opisujących uwarunkowania makroekonomiczne nie okazała się być istotną statystycznie (Wyrobek, 2016, s. 157–161).

Z kolei badania przeprowadzone przez Jabłońskiego i Kruczowica (2016, s. 79), poświęcone wybranym czynnikom makroekonomicznym, oparte zostały na analizie korelacji przyrostu PKB, stopy inwestycji i wskaźnika nastrojów gospodarczych (PMI) z wysokością wypłacanej dywidendy przez 48 spółek notowanych na warszawskiej giełdzie w latach 2002–2013. Przeprowadzono je z wykorzystaniem współczynnika korelacji liniowej Pearsona. Badania tych autorów wykazały występowanie braku istotnej korelacji między czynnikami makroekonomicznymi a wysokością wypłacanej dywidendy.

Tabela 1

Dodatnia i ujemna zależność korelacyjna między wybranymi makroekonomicznymi determinantami a wypłatą dywidendy przez spółki giełdowe

Determinanty wypłaty dywidendy	Wyniki badań zależności korelacyjnej	
	dodatnia	ujemna
Sytuacja gospodarcza w kraju i w sektorze	Kowerski (2011, s. 166) stwierdza, że w okresie dobrej koniunktury gospodarczej decyzje o wypłatach dywidendy zapadają częściej. Zarządy spółek bardziej optymistycznie postrzegają bowiem przyszłe możliwości kontynuacji wypłaty dywidendy w kolejnych latach. Booth i Zhou (2008) zwrócili uwagę na strukturę rynku, wykazując, że im większa koncentracja sektora, tym częściej mają miejsce wypłaty dywidendy.	Gajdka (2013, s. 143) zauważa, że jeżeli inwestorzy dostrzegają duże możliwości wzrostu gospodarczego, to prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy będzie niższe. Natomiast w przypadku spowolnienia gospodarczego inwestorzy będą preferowali wypłatę dywidendy względem pozostawienia zysku netto w spółce w celach inwestycyjnych. Również Brav, Graham, Harvey i Michaely (2008, s. 483) twierdzą, że inwestorzy są skłonni zaakceptować niskie dywidendy w przypadku wysokich stóp inwestycji.
Inflacja	Badania przeprowadzone przez Jabłońskiego i Kuczowica (2016, s. 83) nie potwierdziły tezy, że wzrost inflacji powinien skutkować zatrzymaniem zysków w spółce. Przeprowadzone przez nich analizy wykazały wystąpienie dodatniej, choć słabej korelacji między wysokością wypłacanej dywidendy a poziomem inflacji. Autorzy nie znaleźli jednak jednoznacznego uzasadnienia otrzymanych wyników badań.	Wzrost liczby przedsiębiorstw wypłacających dywidendę powinien być obserwowany w przypadku, gdy inflacja jest niska. Wzrost stopy inflacji sprzyja wypłatom dywidendy. Skousen (2011) wskazuje, że wraz ze wzrostem inflacji ma miejsce—zaprzestanie wypłat dywidendy i zwiększenie inwestycji rzeczowych, co pozwolić ma na zachowanie realnej wartości kapitału spółki.
Stopa opodatkowania	Black (1976, s. 634) twierdzi, że spółki wypłacają dywidendy niezależnie od wysokości ich opodatkowania. Przyczyn takiego postępowania upatruje się nie tylko w teorii nieistotności dywidendy Millera i Modiglianego, ale także w teorii lekkości dywidendy Lerner'a i polityce częściowych dopasowań dywidendy.	Jacob i Jacob (2010, s. 30) twierdzą, że to nie stopa opodatkowania dywidendy, a relacja opodatkowania dywidendy do opodatkowania zysków kapitałowych ma wpływ na decyzje dywidendowe spółek. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy jest tym większe, im mniejsze jest względne opodatkowanie dywidendy.
Koniunktura giełdowa i preferencje inwestorów	Skłonność spółek do wypłaty dywidendy wzrasta wraz z polepszeniem się koniunktury na rynku kapitałowym (Kowerski, 2011, s. 282). Ponadto prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wzrasta, gdy inwestorzy giełdowi wyżej wyceniają spółki płacące dywidendę zarówno względem spółek niewypłacających dywidendy (Baker, Wurgler, 2004, s. 271), jak i spółek nabywających akcje własne (Pieloch-Babiarz, 2017a, s. 675).	Fuller i Goldstein (2011, s. 457) twierdzą, że w latach dekonunktury giełdowej skłonność spółek do wypłaty dywidendy powinna wzrastać, gdyż inwestorzy preferują wtedy spółki dywidendowe, co uwidacznia się w ich wyższej wycenie rynkowej. Wypłata dywidendy w okresach bessy pozwala też zmniejszyć percepcję straty akcjonariusza. Dywidenda ma wówczas wyższą wewnętrzną wartość niż ta wypłacona w okresie hossy.
System prawny i monetarny	Determinanty te rozpatrywane są jedynie w przypadku badań o charakterze międzynarodowym. Eije i Megginson (2008, s. 363) udowodnili, że prawdopodobieństwo wypłat dywidendy jest wyższe w państwach o zwycajowym systemie prawnym niż w państwach o kontynentalnym systemie prawnym. Dodatkowo autorzy ci wykazali, że spółki z państw ze strefy euro są mniej skłonne do wypłaty dywidendy.	Wyniki badań zaprezentowane przez innych autorów (Jacob, Jacob, 2010, s. 30) wykazują, że większa skłonność spółek do wypłaty dywidendy ma miejsce w stanowionym systemie prawnym (<i>civil law</i>) niż zwyczajowym systemie prawnym (<i>common law</i>).

Źródło: opracowanie własne.

2. Opis próby badawczej i zastosowanej metody badań

Przeprowadzone badania empiryczne objęły 191 przedsiębiorstw przemysłowych, które notowane były na warszawskiej giełdzie w latach 2001–2017. Jednakże z tej grupy badawczej wykluczono 7 spółek z uwagi na niemożliwość pozyskania danych finansowych niezbędnych do zweryfikowania empirycznego postawionej hipotezy badawczej. Spośród 184 badanych spółek 140 jednostek gospodarczych (tj. 76,09%) wypłaciło dywidendę przynajmniej raz w całym okresie badawczym. Spółki te zrealizowały w badanym okresie 853 wypłat dywidendy. Z uwagi, że wraz z rozwojem warszawskiej giełdy wzrastała liczba spółek przyjętych do analizy w każdym roku (z 74 spółek w 2001 r. do 161 spółek w 2017 r.), badania przeprowadzono z wykorzystaniem przekrojowo-czasowego zbioru danych, w którym poszczególne jednostki nie muszą się powtarzać, a każdą obserwację traktuje się jako oddzielną jednostkę. Uzyskany zbiór danych składał się zatem z 2209 obserwacji (zob. tab. 2).

Tabela 2

Liczba przypadków wypłat dywidendy (D_t) i braku wypłat dywidendy (ND_t) przez przedsiębiorstwa przemysłowe w latach 2001–2017

Spec.	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Razem
D_t	24	19	30	35	43	41	39	44	44	41	53	63	69	78	80	76	74	853
ND_t	50	60	55	61	60	73	83	85	99	109	101	96	91	84	82	80	87	1356
Razem	74	79	85	96	103	114	122	129	143	150	154	159	160	162	162	156	161	2209

Źródło: opracowanie własne na podstawie Notoria Serwis; StockWatch.pl.

Weryfikacja hipotezy badawczej przebiegła z wykorzystaniem przekrojowo-czasowego logistycznego modelu regresji dla zmiennej dychotomicznej (Stanisz, 2007b, s. 220). Model ten określono następującym wzorem:

$$P(Y_{it} = 1) = \frac{e^{\alpha_0 + \sum_{j=1}^{19} \alpha_j X_{j, it-1} + \sum_{k=18}^{21} \alpha_k X_{k, it}}}{1 + e^{\alpha_0 + \sum_{j=1}^{19} \alpha_j X_{j, it-1} + \sum_{k=18}^{21} \alpha_k X_{k, it}}}$$

gdzie: Y_{it} – zmienna objaśniana przyjmująca wartość 1 w przypadku, gdy i -ta spółka wypłaciła dywidendę w roku t oraz wartość 0 w przypadku, gdy dywidenda nie była wypłacona w roku t ; $X_{j, it-1}$ – wartość j -tej zmiennej objaśniającej dla i -tej spółki w roku $t - 1$; $X_{k, it-1}$ – wartość k -tej zmiennej objaśniającej dla i -tej spółki w roku t ; $\alpha_1, \dots, \alpha_{21}$ – parametry strukturalne modelu.

Za zmienne objaśniające przyjęto łącznie 21 zmiennych (zob. tab. 3), a ich wyboru dokonano zgodnie z najczęściej wskazywanymi w literaturze determinantami wypłat dywidendy. Wśród nich znalazło się 9 podstawowych zmiennych mikroekonomicznych (reprezentujących rentowność, płynność finansową, zadłużenie, wielkość i możliwości inwestycyjne przedsiębiorstw), jak również 12 zmiennych makroekonomicznych (reprezentujących sytuację

gospodarczą w kraju, sytuację na rynku kapitałowym, politykę podatkową w zakresie dochodów z inwestycji i nastroje gospodarcze).

Tabela 3

Charakterystyka mikro- i makroekonomicznych zmiennych objaśniających w logistycznym modelu regresji

Spec.	Zmienna	Symbol	opis zmiennej objaśniającej w logistycznym modelu regresji
Zmienne mikroekonomiczne	$X_{1,t-1}$	ROA_{t-1}	współczynnik rentowności aktywów całkowitych i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{2,t-1}$	ROE_{t-1}	współczynnik rentowności kapitałów własnych i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{3,t-1}$	CR_{t-1}	współczynnik płynności bieżącej i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{4,t-1}$	QR_{t-1}	współczynnik płynności szybkiej i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{5,t-1}$	DR_{t-1}	współczynnik ogólnego zadłużenia i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{6,t-1}$	DE_{t-1}	współczynnik zadłużenia kapitału własnego i -tej spółki w roku $t-1$
	$X_{7,t-1}$	$\ln ASS_{t-1}$	wielkość i -tej spółki w roku $t-1$ mierzona logarytmem aktywów całkowitych
	$X_{8,t-1}$	ΔASS_{t-1}	dynamika aktywów całkowitych w roku $t-1$
	$X_{9,t-1}$	DIV_{t-1}	zmienna 0-1 przyjmująca wartość 1 w przypadku, gdy spółka wypłaciła dywidendę w roku $t-1$ oraz wartość 0 w przypadku, gdy w roku $t-1$ dywidenda nie była wypłacona
Zmienne makroekonomiczne	$X_{10,t-1}$	ΔPKB_{t-1}	dynamika PKB w cenach stałych w roku $t-1$
	$X_{11,t-1}$	ΔINV_{t-1}	dynamika nakładów inwestycyjnych w cenach stałych w roku $t-1$
	$X_{12,t-1}$	ΔEXP_{t-1}	dynamika eksportu w cenach stałych w roku $t-1$
	$X_{13,t-1}$	ΔIMP_{t-1}	dynamika importu w cenach stałych w roku $t-1$
	$X_{14,t-1}$	DOL_{t-1}	oficjalny kurs dolara według NBP na koniec roku $t-1$
	$X_{15,t-1}$	EUR_{t-1}	oficjalny kurs euro według NBP na koniec roku $t-1$
	$X_{16,t-1}$	ΔINF_{t-1}	zmiana poziomu cen w cenach stałych na koniec roku $t-1$
	$X_{17,t-1}$	ΔWIG_{t-1}	dynamika indeksu WIG w roku $t-1$
	$X_{18,t-1}$	TR_t	zmienna 0-1 przyjmująca wartość 0 w latach 2001–2003 (stopa opodatkowania dywidendy $t_d = 16\%$ względem stopy opodatkowania zysków kapitałowych $t_{zk} = 0\%$) oraz wartość 1 w latach 2004–2017 (kiedy $t_d = t_{zk} = 19\%$)
	$X_{19,t-1}$	TPR_t	współczynnik preferencji podatkowych dla dywidendy względem zysków kapitałowych w roku t obliczany według wzoru $(1-t_d)/(1-t_{zk})$
	$X_{20,t}$	$06ESI_t$	wartość indeksu nastrojów gospodarczych (<i>economic sentiment indicator</i>) w czerwcu (w miesiącu, w którym najczęściej zapadają decyzje o wypłacie dywidendy) w roku t
	$X_{21,t}$	$06PMI_t$	wartość wskaźnika <i>purchasing managers index</i> polskiego sektora przemysłowego w czerwcu w roku t ; jest on kalkulowany na podstawie pięciu subindeksów: nowych zamówień, produkcji, zatrudnienia, czasu dostaw i zapasów pozycji zakupionych. każda wartość pmi powyżej 50,0 oznacza poprawę warunków w sektorze przemysłu

Źródło: opracowanie własne.

Ocenę wpływu zmiennych objaśniających na zmianę prawdopodobieństwa wystąpienia wypłaty dywidendy przeprowadzono w kilku etapach. W pierwszej kolejności zbadano istotność różnic średnich wartości zmiennych dla spółek wypłacających i niewypłacających dywidendy z wykorzystaniem testu t -Studenta dla zmiennych niepowiązanych, a w przypadku braku jednorodności wariancji posłużono się alternatywnym testem Cochran-Coxa

(Stanisz, 2006a, s. 223). W kolejnym etapie oszacowano przekrojowo-czasowy model regresji logistycznej wyłączając z niego zmienne objaśniające silnie ze sobą skorelowane i zmienne nieistotne statystycznie na poziomie istotności $p = 0,05$. W ten sposób, tworząc modele hierarchiczne, otrzymano dwa najlepiej dopasowane modele o najwyższych wartościach współczynnika *pseudo-R*² McFaddena (Stanisz, 2006b, s. 251).

Badania przeprowadzono z wykorzystaniem danych finansowych pochodzących z bazy danych Notoria Serwis, danych makroekonomicznych zaczerpniętych z GUS-u, wysokości PMI polskich spółek przemysłowych pochodzących z portalu Bankier.pl, informacji o rynku kapitałowym uzyskanych z InfoStrefy oraz serwisu StockWatch.pl. W kalkulacjach posłużono się pakietem statystycznym Statistica i programem Excel.

3. Rezultaty badań empirycznych

Ocena istotności różnic średnich wartości zmiennych przyjętych do analizy wykazała, że spółki wypłacające dywidendę (853 przypadki) i niewypłacające dywidendy (1356 przypadków) różnią się istotnie pod wieloma względami. Istotne statystycznie różnice zaobserwowano nie tylko w przypadku zmiennych mikroekonomicznych dotyczących sytuacji finansowej przedsiębiorstwa, ale także wśród zmiennych makroekonomicznych obrazujących sytuację i nastroje gospodarze w skali kraju.

Analiza danych empirycznych wykazała, że spółki wypłacające dywidendę okazały się być bardziej rentowne względem przedsiębiorstw, w których dywidenda nie była wypłacana. Istotne statystycznie różnice zaobserwowano zarówno w przypadku rentowności aktywów całkowitych (średnia wartość ROA dla spółek dywidendowych wyniosła 6,7%, a dla spółek niewypłacających dywidendy ukształtowała się na poziomie 2,5%), jak i rentowności kapitału własnego (odpowiednio 10,9 i 4,9%). Ponadto spółki wypłacające dywidendę charakteryzowały się relatywnie wyższą płynnością finansową, a różnice średnich wartości współczynnika płynności bieżącej (odpowiednio 1,773 i 1,366) i szybkiej (odpowiednio 1,209 i 0,864) były istotne statystycznie na przyjętym poziomie istotności. Spółki te były również mniej zadłużone w relacji do spółek niewypłacających dywidendy. Średnie wartości współczynnika ogólnego zadłużenia wyniosły 0,360 i 0,438, a różnica ich wysokości była istotna statystycznie. Natomiast w przypadku współczynnika zadłużenia kapitału własnego różnica ta nie była istotna statystycznie. Spółki wypłacające dywidendy były spółkami nieco większymi od spółek niewypłacających dywidendy, na co wskazuje średnia wartość logarytmu z sumy bilansowej (odpowiednio ok. 13 i 12). W grupie badanych spółek średnie wartości dynamiki przyrostu aktywów całkowitych były zbliżone w obu grupach analizowanych przedsiębiorstw (odpowiednio 1,063 i 1,077), jednak ich różnice nie były istotne statystycznie. Poza tym decyzja o dywidendzie zapadała znacznie częściej w przypadku spółek, które dokonały jej wypłaty w latach poprzednich (zob. tab. 4).

Tabela 4

Wyniki testu *t*-Studenta istotności różnic średnich wartości zmiennych objaśniających dla spółek przemysłowych wypłacających i niewypłacających dywidendy w latach 2001–2017

	Spec.	\bar{x}_{Dt}	\bar{x}_{NDt}	<i>t</i>	p-value	σ_{Dt}	σ_{NDt}	<i>F</i>	p-value
Zmienne mikroekonomiczne	ROA _{i,t-1}	0,067	0,025	-13,094	0,000	0,046	0,050	1,177	0,088
	ROE _{i,t-1}	0,109	0,049	-10,349	0,000	0,073	0,095	1,677	0,000
	CR _{t-1}	1,773	1,366	-8,976	0,000	0,803	0,591	1,850	0,000
	QR _{t-1}	1,209	0,864	-9,417	0,000	0,687	0,444	2,391	0,000
	DR _{t-1}	0,360	0,438	7,654	0,000	0,145	0,158	1,186	0,074
	DE _{t-1}	1,474	1,439	-1,345	0,179	0,432	0,357	1,459	0,000
	LnASS _{t-1}	12,904	12,011	-9,961	0,000	1,572	1,182	1,767	0,000
	ΔASS _{t-1}	1,063	1,077	1,631	0,103	0,110	0,151	1,885	0,000
	DIV _{t-1}	0,734	0,150	-22,333	0,000	0,443	0,357	1,538	0,000
Zmienne makroekonomiczne	ΔPKB _{t-1}	1,602	1,438	-12,860	0,000	0,099	0,230	5,407	0,000
	ΔINV _{t-1}	1,607	1,397	-11,985	0,000	0,109	0,323	8,803	0,000
	ΔEXP _{t-1}	3,200	2,643	-12,156	0,000	0,448	0,799	3,179	0,000
	ΔIMP _{t-1}	2,371	2,029	-11,696	0,000	0,271	0,515	3,589	0,000
	DOL _{t-1}	3,333	3,341	0,304	0,761	0,347	0,459	1,754	0,000
	EUR _{t-1}	4,119	4,189	5,741	0,000	0,101	0,248	6,100	0,000
	ΔINF _{t-1}	1,014	1,021	6,227	0,000	0,019	0,019	1,043	0,648
	ΔWIG _{t-1}	1,080	1,084	0,298	0,766	0,176	0,263	2,237	0,000
	TR _t	1,000	0,906	-6,122	0,000	0,000	0,291	0,000	1,000
	TPR _t	1,000	0,986	-6,122	0,000	0,000	0,044	0,000	1,000
	06ESI _t	96,729	95,496	-3,291	0,001	4,916	6,009	1,494	0,000
06PMI _t	51,504	50,557	-5,014	0,000	2,007	3,110	2,401	0,000	

Źródło: opracowanie własne na podstawie Notoria Serwis; GUS; Bankier.pl; InfoStrefa.

Na podjęcie decyzji o wypłacie dywidendy istotny wpływ miały nie tylko uwarunkowania finansowe przedsiębiorstwa, ale również sytuacja gospodarcza. Zaobserwowano, że analizowane spółki wypłacały dywidendę wtedy, gdy sytuacja gospodarcza w kraju ulegała poprawie. Dla spółek wypłacających dywidendę średnia wartość dynamiki PKB w cenach stałych wyniosła 1,603 była wyższa niż w przypadku spółek niewypłacających dywidendy (1,438). Istotnie statystycznie różnice zaobserwowano także w przypadku dynamiki nakładów inwestycyjnych (średnie wartości wyniosły odpowiednio 1,607 i 1,438), dynamiki eksportu (3,200 i 2,643) i dynamiki importu (2,371 i 2,029). Spółki decydowały się na wypłatę dywidendy w okresach, gdy kurs złotego umacniał się (choć w przypadku kursu dolara różnice okazały się być nieistotne statystycznie), a poziom cen był niski (średnia wartość zmian poziomu cen wyniosła odpowiednio 1,014 i 1,021). Natomiast średnie wartości dynamiki indeksu WIG dla dwóch badanych grup spółek były podobne (wyniosły ok. 1,08). Zaobserwowano także istotne statystycznie różnice dotyczące opodatkowania dochodów z inwestycji. Spółki chętniej wypłacały dywidendę po zrównaniu stopy opodatkowania dywidendy i zysków kapitałowych (sytuacja ta może być także związana z innymi

czynnikami, tj. np. rozwojem rynku kapitałowego, rozwojem spółek). Co więcej, w przypadku spółek wypłacających dywidendy średnie wartości indeksów obrazujących nastroje gospodarcze były wyższe i istotnie różne od średnich wartości tych indeksów dla spółek niewypłacających dywidendy. Dla spółek dywidendowych średnie wartości indeksu nastrojów gospodarczych ukształtowały się na poziomie około 97,0 i były wyższe niż w spółkach niewypłacających dywidendy (ok. 95,5). Z kolei wartości wskaźnika PMI wyniosły odpowiednio około 51,5 i 50,6.

Ocenę wpływu wybranych mikro- i makroekonomicznych czynników na wypłatę dywidendy zbadano z wykorzystaniem modeli logistycznych. W drodze budowy modeli hierarchicznych otrzymano dwa najlepiej dopasowane modele logistyczne (parametry przy wszystkich zmiennych objaśniających były istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$). Wyniki estymacji parametrów tych modeli, określonych jako Model 1 i Model 2, przedstawiono w tabeli 5. Oszacowane modele wskazują, że wypłaty dywidendy zależały przede wszystkim od czynników mikroekonomicznych, zaś czynniki makroekonomiczne miały na nie dużo mniejszy wpływ. W obu modelach znalazły się te same cztery zmienne mikroekonomiczne (tj. rentowność aktywów całkowitych, płynność finansowa mierzona współczynnikiem płynności bieżącej, wielkość przedsiębiorstwa obliczana jako logarytm aktywów całkowitych oraz zmienna zero-jedynkowa obrazująca wypłatę dywidendy w poprzednich latach) i tylko jedna zmienna makroekonomiczna, którą była dynamika PKB. Ponadto wartości parametrów przy zmiennych objaśnianych wskazują, że czynniki mikroekonomiczne wpływają na wypłatę dywidendy silniej niż czynniki makroekonomiczne.

Zgodnie z Modelem 1, na decyzje o wypłacie dywidendy miały wpływ cztery czynniki mikroekonomiczne i trzy czynniki makroekonomiczne. Badania wykazały, że największy wpływ na wypłatę dywidendy miał wzrost rentowności aktywów całkowitych (parametr przy zmiennej ROA wyniósł 13,705). Analizowane spółki częściej wypłacały dywidendę wraz ze wzrostem wartości współczynnik płynności bieżącej (parametr przy CR ukształtował się na poziomie 0,821) i wielkość przedsiębiorstwa (wartość parametru przy zmiennej LnASS wyniosła 0,4491), jak również w przypadku, gdy spółka wypłaciła dywidendę w poprzednim roku (parametr przy tej zmiennej wyniósł 2,337). Z kolei wśród zmiennych makroekonomicznych znalazły się w tym modelu: dynamika PKB, nakładów inwestycyjnych i indeksu WIG (oszacowane wartości parametrów modelu były przy tych zmiennych dodatnie i wyniosły odpowiednio: 0,077, 0,191 i 1,132). Wartość współczynnika *pseudo-R*² wyniosła 0,463, a istotna statystycznie wartość współczynnika χ^2 świadczyła o wniesieniu przez model dodatkowych informacji względem modelu z wyrazem wolnym.

Natomiast w Modelu 2 na zmiany decyzji o wypłacie dywidendy miało wpływ sześć zmiennych (cztery mikroekonomiczne i dwie makroekonomiczne). W tym modelu wartości parametrów przy mikroekonomicznych zmiennych objaśniających kształtowały się podobnie jak w Modelu 1. Otrzymane wyniki potwierdziły, że prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wzrastało najbardziej wraz ze wzrostem rentowności aktywów całkowitych (parametr przy ROA ukształtował się na poziomie 13,687). Ponadto analizowane spółki

Tabela 5

Wyniki estymacji parametrów w logitowych modelach wypłaty dywidendy przez spółki przemysłowe w latach 2001–2017

Spec.	α_i	t	p-value	χ^2_{Wald}	p-value	χ^2	p-value	R^2_{McFadden}
Model 1								
Stała	-42,082	-4,736	0,000	22,429	0,000			
ROA _{t-1}	13,705	6,317	0,000	39,899	0,000			
CR _{t-1}	0,821	5,277	0,000	27,851	0,000			
LnASS _{t-1}	0,491	6,019	0,000	36,231	0,000			
DIV _{t-1}	2,337	11,715	0,000	137,247	0,000	586,405	0,000	0,463
Δ PKB _{t-1}	0,077	6,497	0,000	42,210	0,000			
Δ INV _{t-1}	0,191	2,677	0,008	7,166	0,007			
Δ WIG _{t-1}	1,132	2,283	0,023	5,210	0,022			
Model 2								
Stała	-17,394	-7,098	0,000	50,381	0,000			
ROA _{t-1}	13,687	6,247	0,000	39,029	0,000			
CR _{t-1}	0,788	5,074	0,000	25,746	0,000			
LnASS _{t-1}	0,489	5,992	0,000	35,907	0,000	435,044	0,000	0,393
DIV _{t-1}	2,332	11,785	0,000	138,896	0,000			
Δ PKB _{t-1}	0,023	2,242	0,025	5,028	0,025			
06PMI _t	0,091	2,078	0,038	4,317	0,038			

Źródło: opracowanie własne na podstawie Notoria Serwis; GUS; Bankier.pl; InfoStrefa.

chętniej wypłacały dywidendę w przypadku wzrostu płynności finansowej i wielkości przedsiębiorstwa (odpowiednio 0,788 i 0,489). Również nie bez znaczenia okazała się być wypłata dywidendy w poprzednich latach (wartość parametru przy zmiennej DIV wyniosła 2,332), a więc spółki, które wypłaciły dywidendę w danym roku, częściej kontynuowały ją w kolejnych latach. Poza tym prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wzrastało wraz ze wzrostem dynamiki PKB (wartość parametru przy Δ PKB to 0,023), jak i zależało od nastrojów gospodarczych mierzonych wskaźnikiem PMI (0,091). Zauważyć należy, że wartość współczynnika χ^2 tego modelu była istotna statystycznie, a wartość *pseudo-R*² ukształtowała się na poziomie 0,393.

Uwagi końcowe

W siedemnastoletnim okresie badawczym liczba spółek przemysłowych wypłacających dywidendę wzrosła ponad trzykrotnie. W pierwszym roku analizy na wypłatę dywidendy zdecydowała się co trzecia spółka, podczas gdy w ostatnich latach poddanych badaniu – co druga. Na zwiększenie liczebności spółek wypłacających dywidendę miało wpływ wiele zróżnicowanych czynników. Badania wykazały, że wśród nich dominowały czynniki mikroekonomiczne, które silniej niż czynniki makroekonomiczne wpływały na decyzje

dywidendowe przedsiębiorstw przemysłowych. Głównym czynnikiem wpływającym na wypłatę dywidendy była rentowność aktywów całkowitych, a istotny wpływ na podjęcie decyzji o wypłacie dywidendy miała także jej wypłata w poprzednich latach. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wzrastało także wraz ze wzrostem płynności finansowej i wielkości przedsiębiorstwa.

Wśród makroekonomicznych czynników warunkujących decyzje o wypłacie dywidendy znalazły się przede wszystkim: dynamika PKB, dynamika nakładów inwestycyjnych oraz wysokość wskaźnika PMI polskiego sektora przemysłowego. Wzrost wartości tych zmiennych objaśniających skutkował zwiększeniem prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy. Na skłonność spółki do wypłaty dywidendy miała również wpływ sytuacja na rynku kapitałowym. Przeprowadzone badania wykazały, że wraz ze wzrostem dynamiki indeksu WIG, spółki wykazywały większą skłonność do wypłaty dywidendy.

Przedstawione powyżej wnioski dotyczą wyłącznie przedsiębiorstw przemysłowych notowanych na GPW w Warszawie i nie mogą być generalizowane bez znaczącego rozszerzenia badań z zastosowaniem również innych metod i technik analiz ekonomicznych.

Literatura

- Baker, M., Wurgler, J. (2004). Appearing and Disappearing Dividends: the Link to Catering Incentives. *Journal of Financial Economics*, 73 (2), 271–288.
- Bankier.pl. Pobrano z: <https://www.bankier.pl/gospodarka/wskazniki-makroekonomiczne/pmi-polska-pol> (10.02.2018).
- Black, F. (1976). The Dividend Puzzle. *Journal of Portfolio Management*, 2, 5–8.
- Booth, L., Zhou J. (2008). Market Power and Dividend Policy: A Risk Based Perspective. Pobrano z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1296940 (15.02.2018).
- Brav, A., Graham, J.R., Harvey, C.R., Michaely, R. (2005). Payout Policy in the 21st Century. *Journal of Financial Economics*, 77 (3), 483–527.
- Bukalska, E. (2013). Rentowność i płynność a dywidendy i wykupy akcji. *Zarządzanie i Finanse*, 2, 31–42.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. (2007) Payout Policy Pedagogy: What Matters and Why. *European Financial Management*, 13, 11–27.
- Eije, H., Megginson, W.L. (2008). Dividends and Share Repurchases in European Union. *Journal of Financial Economics*, 89 (2), 347–374.
- Fisher, K.L., Statman, M. (2000). Cognitive Biases In Market Forecast. *Journal of Portfolio Management*, 27 (1), 72–81.
- Frankfurter, G.M., Wood, B.G. (2002) Dividend Policy Theories and Their Empirical Tests. *International Review of Financial Analysis*, 11, 111–38.
- French, D.W., Varson, P.L., Moon, K.P. (2005). Capital Structure and the Ex-Dividend Day Return. *The Financial Review*, 40, 361–379.
- Fuller, K., Goldstein, M. (2011). Do Dividends Matter More in Declining Markets? *Journal of Corporate Finance*, 17, 457–473.
- Gajdka, J. (2013). *Behawioralne finanse przedsiębiorstw*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- GUS. Pobrano z: <http://bdm.stat.gov.pl> (29.01.2018).
- InfoStrefa. Pobrano z: <http://infostrefa.com/infostrefa/pl/index> (9.01.2018).
- Jabłoński, B., Kuczowic, J. (2016). Makroekonomiczne determinanty polityki dywidend. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 288, 77–89.
- Jacob, M., Jacob, M. (2010). Taxation, Dividends and Share Repurchases: Taking Evidence Global. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48 (4), 1241–1269.
- Kowerski, M. (2011). *Ekonomiczne uwarunkowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki publiczne*. Kraków–Rzeszów–Zamość: Konsorcjum Akademickie.

- Notoria Serwis. Pobrano z: <https://www-lemis-1com-100418av9257c.han3.lib.uni.lodz.pl> (5.02.2018).
- Pieloch-Babiarz, A. (2016). Neoclassical and Behavioral Determinants of Dividend Payout Policy. W: A. Jaki, T. Rojek (red.), *Effectiveness and Competitiveness of Modern Business* (s. 241–254). Cracow: Foundation of the Cracow University of Economics.
- Pieloch-Babiarz, A. (2017a). Determinants of Payout Policy and Investment Attractiveness of Companies Listed on the Warsaw Stock Exchange. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 12 (4), 675–691.
- Pieloch-Babiarz, A. (2017b). Koncentracja własności i kontroli a wypłaty dywidendy pieniężnej w spółkach przemysłowych notowanych na GPW w Warszawie. *Folia Oeconomica. Acta Universitatis Lodzensis*, 1 (327), 75–92.
- Pieloch-Babiarz, A. (2017c). Wyniki ekonomiczne a atrakcyjność inwestycji w akcje spółek wypłacających dywidendę i nabywających akcje własne. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 322, 151–167.
- Skousen, M. (2011). *Struktura produkcji. Gięda, kapitał, konsumpcja*. Warszawa: Fijorr Publishing.
- Stanisz, A. (2006a). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 1. Statystyki podstawowe*. Kraków: StatSoft Polska.
- Stanisz, A. (2006b). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 2. Modele i nieliniowe*. Kraków: StatSoft Polska.
- StochWatch.pl. Pobrano z: <https://www.stockwatch.pl/dywidendy/> (10.02.2018).
- Swanson, Z., Sivarama, V. (2014). Determinants of Dividend Payout. *International Journal of Business, Accounting, & Finance*, 8 (2), 111–119.
- Wypych, M. (2015). Koncentracja własności a wypłata dywidendy na przykładzie przemysłowych spółek giełdowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 73, 783–792.
- Wyrobek, J. (2016). *Determinanty polityki dywidendy spółek giełdowych w Polsce*. Warszawa: Texter.

DIVERSIFICATION OF THE DETERMINANTS OF DIVIDEND PAYOUT BY INDUSTRIAL COMPANIES LISTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE IN THE YEARS 2001–2017

Abstract: *Purpose* – The aim of the paper is to show the diversified role and importance of micro- and macroeconomic factors affecting the dividend payments conducted by industrial companies listed on the Warsaw Stock Exchange.

Design/methodology/approach – The empirical research was carried out on industrial companies listed on the WSE in the years 2001–2017. The research method was a cross-temporal logistic regression model (2209 observations), as well as *pseudo-R*² coefficient, *t*-Student test and Cochran-Cox test.

Findings – Dividend payment depended mainly on microeconomic factors, in particular on the return on total assets and dividend payment in previous years, and to a lesser extent it was conditioned by macroeconomic factors. The probability of dividend payment increased along with the increase of GDP growth, the dynamics of investment expenditures, the dynamics of WIG index and the increase of PMI.

Originality/value – The added value of the article is to fill the gap in the literature by presenting the results of empirical studies containing a relatively broader spectrum of determinants, including quantitative and qualitative macroeconomic factors in the analysis.

Keywords: dividend, industrial companies, macroeconomic determinants of dividend policy, the Warsaw Stock Exchange

Cytowanie

- Pieloch-Babiarz, A. (2018). Zróżnicowanie determinant wypłaty dywidendy przez przemysłowe spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001–2017. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2 (92), 313–324. DOI: 10.18276/frfu.2018.92-27.