

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

PRÓBA OKREŚLENIA CZYNNIKÓW DETERMINUJĄCYCH DECYZJE SPÓŁEK O WYPŁACIE DYWIDEND NA WARSZAWSKIEJ GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH

*Posiadanie akcji, które przynoszą dywidendę to jak
posiadanie nieruchomości, która przynosi czynsz
– w przeciwieństwie do posiadania gołej ziemi.*

J. Rotshild

1. Decyzja o wypłacie dywidendy – strategiczny problem spółki kapitałowej

Spółka, która wypracuje zysk netto, musi podjąć decyzję, czy zysk ten zatrzymać, czy też w całości bądź w części wypłacić akcjonariuszom w postaci dywidendy. Jest to jedna z trudniejszych, ale i ważniejszych decyzji, wywierająca istotny wpływ na sytuację finansową spółki oraz jej notowania na giełdzie [3, s. 1091]. Jest więc dywidenda dochodem z kapitałów zaangażowanych w działalność gospodarczą spółki. Dla akcjonariuszy jest ona swoistym wynagrodzeniem za ryzyko wynikające z postawienia kapitałów do dyspozycji spółki. Dla spółki jest ceną, którą płaci inwestorowi za to, że kupił wyemitowane przez nią akcje. Jest ona swoistym kosztem korzystania z kapitału akcjonariuszy [13, s. 50]. Decyzja o wypłacie dywidendy oznacza – przy danym programie inwestycyjnym – konieczność sięgania do kapitału zewnętrznego [3, s. 1092]. Obrazowo problem decyzji o wypłacie dywidendy ujmuje M. Sierpińska: „Dywidendy płacone są z zysku, a zysk to ziarno, które można zjeść lub zasiał” [13, s. 56]. Wszystko to sprawia, że tylko część spółek płaci dywidendy regularnie.

Celem artykułu jest próba określenia czynników determinujących decyzje o wypłacie dywidend na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Odpowiednie obliczenia z wykorzystaniem metod modelowania logitowego przeprowadzono dla decyzji dotyczących wypłat z zysku w 2002 r.

2. Zmiany liczby spółek płacących dywidendy na giełdach amerykańskich i w Warszawie

W ostatnich dziesięcioleciach na giełdach amerykańskich obserwuje się systematyczny spadek udziału płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek giełdowych [4, s. 6]. W 1930 r. dywidendy płaciło 69,9% spółek NYSE. Co prawda podczas wielkiego kryzysu udział ten spadł do 33,6% w 1933 r., ale później nastąpił ponowny znaczny wzrost. W latach 1943-1962 ponad 82% spółek NYSE płaciło dywidendy. Włączenie spółek NASDAQ spowodowało spadek udziału płacących z 59,8% w 1972 r. do 52,8% w 1973 r. W drugiej połowie lat siedemdziesiątych nastąpił wzrost do 66,5% i był to najwyższy wskaźnik łącznie dla giełd NYSE, AMEX i NASDAQ. Począwszy od 1979 r., zapewne w dużej mierze za sprawą wyższego opodatkowania dywidend niż zysków kapitałowych, udział spółek zaczął drastycznie spadać – do 30,3% w 1987 r. i do 20,8% w 1999 r. Tendencję tę E.F. Fama i K.R. French nazwali obrazowo „znikającymi” dywidendami. Jednak w 2004 r. pojawiły się symptomy zmiany trendu [8, s. 1].

Szczegółowe badania giełd amerykańskich w latach 1962-1998 pozwoliły E.F. Fama i K.R. Frenchowi wyspecyfikować trzy zasadnicze czynniki determinujące decyzje o wypłacie dywidendy¹. Są to: rentowność mierzona wskaźnikiem zysków przed oprocentowaniem do ogólnej wartości aktywów, możliwości rozwojowe spółki mierzone tempem wzrostu aktywów oraz wskaźnikiem wartości rynkowej do wartości księgowej, wielkość spółki mierzona poziomem kapitalizacji [4, s. 19]. Oszacowane modele logitowe pozwoliły stwierdzić, że bardziej prawdopodobne są decyzje o wypłacie dywidend ze strony spółek dużych o wysokiej rentowności niż ze strony spółek mniej rentownych, ale o wysokiej dynamice rozwojowej. Jednocześnie E.F. Fama i K.R. French pokazali, że na drastyczny spadek udziału płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek w mniej więcej równym stopniu miało wpływ zarówno zwiększenie udziału w ogólnej liczbie notowanych małych spółek nie płacących dywidend, jak i zmniejszenie skłonności do płacenia dywidend wszystkich spółek.

¹ Badania nie obejmowały spółek finansowych oraz komunalnych.

Tabela 1. Procentowy udział spółek płacących dywidendę za dany rok w ogólnej liczbie spółek w końcu roku

Rok	Udział	Rok	Udział
1991	22,22	1998	34,85
1992	43,75	1999	28,05
1993	15,91	2000	24,00
1994	55,10	2001	17,39
1995	52,31	2002	22,69
1996	40,96	2003	28,08
1997	42,66		

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych zamieszczonych w [2] oraz [15].

Polityka dywidend spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych podlegała również licznym wahaniom, czego wyrazem była zmieniająca się liczba i udział spółek płacących dywidendę (tab. 1). Stosunkowo duży udział spółek wypłacających dywidendę zaobserwowano w początkowej fazie funkcjonowania warszawskiej giełdy. Za rok 1994 dywidendę wypłaciło aż 55,1% spółek, które były notowane w końcu tego roku. Od tej chwili obserwuje się systematyczny spadek udziału spółek płacących dywidendę. Za rok 2001 tylko 17,4% spółek notowanych w końcu tego roku wypłaciło dywidendę. W kolejnych dwóch latach obserwuje się pewien wzrost wskaźnika udziału, ale udział wypłacających za rok 2003 był niemal dwukrotnie niższy niż udział wypłacających za rok 1994.

3. Zastosowanie modelowania logitowego do określenia czynników determinujących decyzje o wypłacie dywidend

W prezentowanej pracy budowano modele starające się odpowiedzieć na pytanie, jakie czynniki determinują decyzję o wypłaceniu bądź nie wypłaceniu dywidendy. Dlatego też zmienną objaśnianą w tych modelach jest zmienna dyskretna, przyjmująca dwie wartości, a to z kolei skłania do przyjęcia jako narzędzia analizy dwumianowego modelu logitowego. Jest to liniowy model logitu (logarytmu ilorazu prawdopodobieństw wypłacenia i nie wypłacenia dywidendy) względem zmiennych objaśniających [1, s. 103].

Jak zawsze podczas budowy modeli ekonometrycznych bardzo ważnym i na ogół trudnym do rozwiązania problemem jest dobór zmiennych objaśniających. W niniejszej pracy zastosowano dwustopniową metodę doboru zmiennych, w której wykorzystuje się procedurę eliminacji *a posteriori* [9, s. 139-141]. W pierwszym etapie za pomocą testu istotności średnich wyeliminowano zmienne, dla których różnice średnich w populacji płacących i nie płacących dywidendy były

statystycznie nieistotne. Dla pozostałych zmiennych przeanalizowano macierz korelacji, starając się wyodrębnić zmienne silnie ze sobą skorelowane. Wybierano zmienne zapewniające koincydentność [6] i istotność parametrów przy możliwie najlepszym dopasowaniu modelu do danych empirycznych.

Do szacowania parametrów strukturalnych wyspecyfikowanego modelu zastosowano metodę największej wiarygodności [5, s. 62], przy tym do maksymalizacji funkcji wiarygodności zastosowano algorytm quasi-Newtona².

Ocen istotności poszczególnych parametrów dokonywano za pomocą statystyk t -Studenta. Do oceny istotności całego występującego w modelu zestawu parametrów wykorzystywano test ilorazu wiarygodności [5, s. 64], oparty na statystyce IW o rozkładzie χ^2 z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych objaśniających w modelu.

Spośród bardzo wielu miar dopasowania modeli logitowych do danych empirycznych³ wybrano współczynnik determinacji McFaddena nazywany również pseudo R^2 . Dodatkowo dopasowanie modelu oceniano za pomocą mierników trafności wnioskowania. Przy tym ze względu na stosunkowo małą liczbę spółek wypłacających dywidendę w ogólnej liczbie spółek – oprócz zasady standardowej polegającej na tym, że zmienna Y przyjmuje wartość 1, gdy obliczone z modelu prawdopodobieństwo teoretyczne jest większe od 0,5 – zastosowano również zasadę prognozowania, według której zmienna Y przyjmuje wartość 1, gdy obliczone z modelu prawdopodobieństwo teoretyczne jest większe od częstości spółek płacących dywidendę w ogólnej liczbie spółek. Oszacowany model logitowy pozwala obliczyć prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy przy założonych wartościach zmiennych objaśniających [5, s. 80-81].

Znak oszacowania parametru (a_i) stojącego przy zmiennej X_i w modelu logitowym określa kierunek wpływu zmiennej X_i na Y . Stosunek wartości parametrów stojących przy zmiennych X_i oraz X_j informuje, ile razy większy jest przyrost prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy przy jednostkowym przyroście zmiennej X_i w porównaniu z przyrostem prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy przy jednostkowym przyroście zmiennej X_j .

4. Czynniki determinujące decyzje o wypłacie dywidendy za rok 2002

Szczegółowej analizie poddano politykę dywidend spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w roku 2002. Załamanie wzrostu gospodarczego, spadek przychodów przedsiębiorstw, rosnąca liczba wniosków o upadłość sprawiła, że większość spółek giełdowych w 2002 r. koncentrowała się bardziej na przetrwaniu niż na poszukiwaniu nowego kapitału na giełdzie. Akcje

² Algorytm ten jest dostępny w pakiecie Statistica 6.0, który wykorzystywano do obliczeń.

³ Szeroki przegląd takich miar daje M. Gruszczyński [5, s. 64-69].

tylko pięciu nowych spółek zadebiutowały na giełdzie, podczas gdy 19 zostało wycofanych z obrotu [10, s.14-15]. Co prawda stopa zwrotu największego indeksu WIG była dodatnia i wyniosła 3,2%, ale już indeksy cząstkowe były niekorzystne (WIG 20 – 2,7%, MIDWIG – 6,7%), TECHWIG – 39,7%, WIRR – 22,6%).

Sytuacja ta niewątpliwie miała wpływ na politykę dywidend. Warto przypomnieć, że tylko 49 spółek (22,7% wszystkich notowanych w końcu roku) zdecydowało się wypłacić dywidendę za rok 2002.

4.1. Charakterystyki spółek płacących i nie płacących dywidendy

W prezentowanym badaniu rozpatrzono tylko spółki, które były notowane przez cały 2002 r. i złożyły sprawozdania finansowe⁴. Tym samym analizowano 207 spółek, z których dywidendy za 2002 r. wypłaciło 47 spółek (tj. 22,71%).

Spółki płacące dywidendy za 2002 r. były w stosunku do spółek nie płacących większe i bardziej rentowne. Spółki te charakteryzowały się znacznie lepszymi wynikami rynkowymi w 2002 r.: większą stopą zwrotu, większą wartością i wolumenem obrotów, mniejszą zmiennością cen. Spółki płacące dywidendy charakteryzowały się również wyższymi ocenami ładu korporacyjnego. Pewnym zaskoczeniem może być mała wartość dyskryminacyjna średniorocznego wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, który został uznany przez E.F. Famę i K.R. Frencha za jeden z najważniejszych czynników dyskryminujących spółki notowane na giełdach amerykańskich.

W 2002 r. spółki płacące dywidendę uzyskały średni zysk netto 79,3 mln zł, podczas gdy spółki nie płacące dywidendy zanotowały średnią stratę netto w wysokości 29,7 mln zł. Średnia wartość księgowa spółek płacących dywidendę przekroczyła 1,1 mld zł, a nie płacących była ponad 6-krotnie niższa (170 mln zł). Średnia kapitalizacja spółek płacących dywidendy w końcu 2002 r. przekroczyła 1,7 mld zł, natomiast nie płacących była niemal 10-krotnie niższa i wyniosła tylko 176 mln zł. Spółki płacące dywidendy osiągnęły w 2002 r. średnią stopę zwrotu 10,4%, podczas gdy średnia stopa zwrotu spółek nie płacących dywidend wyniosła 14,3%.

4.2. Modele wyjaśniające decyzje o płaceniu dywidendy za rok 2002

Przyjęte do badania potencjalne zmienne objaśniające okazały się stosunkowo silnie skorelowane ze sobą. Co jest zrozumiałe, bardzo silnie skorelowane

⁴ Nie uwzględniono spółek APEXIM oraz PAŻUR, które co prawda były notowane cały 2002 r., ale na początku 2003 r. zostały wykluczone i ich sprawozdania nie pojawiły się w serwisie Notorii.

Tabela 2. Charakterystyki spółek płacących i nie płacących dywidendy w roku 2002

Numer zmiennej	Nazwa zmiennej	Średnia			Statystyki
		ogółem	płacący	nie płacący	U ^a
Zmienne fundamentalne					
X ₁	Wynik finansowy netto (w mld zł)	-0,005	0,0793	-0,0297	3,46
X ₂	Wartość księgowa na koniec roku (w mld zł)	0,387	1,137	0,167	2,58
X ₃	Średnioroczna wartość księgowa (w mld zł)	0,385	1,103	0,173	2,62
X ₄	Wynik finansowy netto na 1 akcję (w zł)	-0,991	2,274	-1,950	7,25
X ₅	Wartość księgowa na 1 akcję w końcu roku (w zł)	15,848	33,042	10,797	3,76
Zmienne rynkowe					
X ₆	Średnioroczna kapitalizacja (w mld zł)	0,515	1,653	0,181	2,59
X ₇	Logarytm średniorocznej kapitalizacji	-3,047	-1,777	-3,420	4,61
X ₈	Kapitalizacja na koniec roku (w mld zł)	0,526	1,720	0,176	2,74
X ₉	Logarytm kapitalizacji na koniec roku	-3,243	-1,756	-3,680	5,22
X ₁₀	Roczna stopa zwrotu (w %)	-14,532	10,355	-21,843	4,18
X ₁₁	Stopa zwrotu od chwili debiutu (w %)	13,294	107,257	-14,308	1,28 ^b
X ₁₂	Roczna wartość obrotów (w mld zł)	0,229	0,654	0,103	1,83 ^b
X ₁₃	Przeciętny udział spółki w obrotach giełdy (w %)	0,478	1,371	0,216	1,83 ^b
X ₁₄	Roczny wskaźnik obrotów w 2002 roku w stosunku do roku 2001 (w %)	35,360	19,485	40,024	2,67
X ₁₅	Średni wolumen obrotów spółki na sesję w akcjach	37391	56337	31825	0,68 ^b
X ₁₆	Średnia liczba zleceń przypadająca na spółkę podczas sesji	153	263	121	1,23 ^b
X ₁₇	Wskaźnik zmienności cen 1 ^c	0,531	0,433	0,560	4,35
X ₁₈	Wskaźnik zmienności cen 2	0,357	0,201	0,403	5,68
Zmienne fundamentalno-rynkowe (mieszane)					
X ₁₉	Roczny zysk (strata) netto na 1 akcję do ceny w końcu roku	-1,988	0,092	-2,599	3,40
X ₂₀	Roczny wynik finansowy netto na 1 akcję do średniej ceny w roku	-0,586	0,092	-0,785	5,54
X ₂₁	Średnioroczny wskaźnik wartości księgowej do rynkowej	1,165	1,380	1,102	0,61 ^b
Zmienne ładu korporacyjnego					
X ₂₂	Ocena ładu korporacyjnego ^d	0,691	1,319	0,506	3,01

Objaśnienie: ^a Wartość krytyczna statystyki U na poziomie istotności 0,05 wynosi 1,96.

^b Różnice średnich nieistotne na poziomie 0,05.

^c Wskaźnik zmienności cen 1 obliczany jest jako iloraz różnicy ceny maksymalnej i minimalnej w ciągu roku do ceny maksymalnej, wskaźnik zmienności cen 2 obliczany jest jako iloraz różnicy ceny maksymalnej i ceny w końcu roku do ceny maksymalnej.

^d Ocena ładu korporacyjnego dokonana przez Polski Instytut Dyrektorów [7].

Źródło: opracowanie własne; wartości zmiennych obliczono na podstawie danych zawartych w: [10; 11; 14].

były zmienne niosące zbliżone treści (X_2, X_3 oraz X_6, X_7, X_8, X_9 a także X_{17}, X_{18} i X_{19}, X_{20}), ale relatywnie wysoka korelacja wystąpiła także pomiędzy zmiennymi, które należą do różnych grup (X_4, X_{20}).

Po zastosowaniu dwustopniowej procedury opartej na idei eliminacji *a posteriori* modelem o wszystkich parametrach koincydentnych oraz istotnych statystycznie i najwyższej wartości współczynnika pseudo R^2 okazał się model zbudowany na zmiennych o charakterze zarówno fundamentalnym, jak i rynkowo-fundamentalnym: wynik finansowy netto (X_1), wartość księgową na 1 akcję w końcu roku (X_5) oraz wskaźnik wyniku finansowego netto na 1 akcję do średniej ceny w roku. Model ten przy zastosowaniu standardowej zasady trafności wnioskowania umożliwia prawidłowe zidentyfikowanie aż 96,25% spółek nie płacących dywidend, ale tylko 29,79% spółek płacących dywidendy – średnia trafność wnioskowania w przypadku tej zasady wynosi 81,16%. Jeżeli zastosujemy zasadę prognozowania trafności wnioskowania, to model na niemal tym samym poziomie identyfikuje spółki nie płacące dywidendy (72,50%) i płacące (74,47%), a więc średnio prawidłowo określa 72,95% badanych spółek.

Tabela 3. Ocena dopasowania oszacowanych modeli do danych empirycznych

Model	Zmienne	Pseudo R^2	IW	Ocena trafności					
				zasada standardowa			zasada prognozowania		
				procent trafnych ocen			procent trafnych ocen		
				0	1	R	0	1	R
1	X_1, X_5, X_{20}	0,2570	82,39	96,25	29,79	81,16	72,50	74,47	72,95
2	X_3, X_5, X_{18}, X_{20}	0,2477	83,42	96,25	23,40	79,40	67,50	82,98	71,02
3	X_1, X_4	0,2423	85,47	96,63	29,79	80,68	81,25	70,21	78,74
4	X_5, X_9, X_{20}	0,2308	85,29	95,63	29,79	80,68	65,00	74,47	67,15
5	X_3, X_5, X_{20}	0,2288	50,75	95,63	19,15	78,26	70,63	76,60	71,98
6	X_3, X_4	0,2270	85,71	95,63	25,53	79,71	83,13	68,09	79,10
7	X_4, X_9	0,2139	87,17	96,88	29,79	81,64	72,50	74,47	72,95

Uwaga: Wartości krytyczne statystyki IW zależą od liczby zmiennych i wynoszą $\chi^2(2)=5,991$, $\chi^2(3)=7,815$, $\chi^2(4)=9,488$.

Relacje oszacowanych w tym modelu parametrów pozwalają wyciągnąć następujące wnioski:

- wzrost zysku netto o 3,256 mln zł skutkował takim samym wzrostem prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy, jak wzrost wartości księgowej na 1 akcję w końcu roku o 1 zł,
- wzrost zysku o 1 mln zł skutkował takim samym wzrostem prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy, jak wzrost wskaźnika wyniku finansowego netto na 1 akcję do średniej ceny w roku o 0,16.

Tabela 4. Oszacowane wartości parametrów i ich statystyki t

Model	Wyszczególnienie	α_0	α_1	α_3	α_4	α_5	α_9	α_{18}	α_{20}
1	wartość	-1,854	9,3956	-	-	0,0305	-	-	1,5268
	statystyka t	6,32	2,37	-	-	2,77	-	-	2,40
2	wartość	-1,264	-	0,413	-	0,0254	-	-1,914	1,6014
	statystyka t	3,25	-	1,98	-	2,37	-	1,95	2,33
3	wartość	-1,534	8,752	-	0,3064	-	-	-	-
	statystyka t	7,28	2,62	-	3,371	-	-	-	-
4	wartość	-0,843	-	-	-	0,0236	0,2821	-	2,0560
	statystyka t	2,04	-	-	-	2,247	2,75	-	2,81
5	wartość	-1,830	-	0,4073	-	0,0286	-	-	1,9373
	statystyka t	6,36	-	2,021	-	2,70	-	-	2,82
6	wartość	-1,604	-	0,5236	0,3590	-	-	-	-
	statystyka t	7,43	-	2,15	4,13	-	-	-	-
7	wartość	-0,678	-	-	0,3057	-	0,2482	-	-
	statystyka t	1,98	-	-	3,37	-	2,52	-	-

Uwaga: Wartość krytyczna statystyki t wynosi 1,971.

Również kilka innych oszacowanych modeli o nieco niższej wartości współczynnika pseudo R^2 niesie za sobą ciekawe informacje. Model 2, zawierający zmienne X_3 , X_5 , X_{18} , X_{20} , również łączy ze sobą aspekty oceny fundamentalnej i rynkowej⁵. Ujemna wartość parametru α_{18} informuje, że prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy rośnie wraz ze spadkiem zmienności cen akcji, a więc spółki o mniejszym ryzyku rynkowym chętniej płacą dywidendę.

Również dobrymi własnościami dyskryminacyjnymi charakteryzują się modele oparte tylko na zmiennych fundamentalnych model 3 (X_2 , X_4) oraz model 6 (X_3 , X_4). Modele te mają najwyższe wartości średnich trafności wnioskowania przy zasadzie prognozowania (odpowiednio 78,74% oraz 79,10%).

Tabela 5. Prawdopodobieństwa wypłat dywidendy oszacowane na podstawie modelu 1

Numer spółki	X_1	X_5	X_{20}	Prawdopodobieństwo
1	-1	0	-1	2,8E-06
Średnia giełdy	-0,005	15,8477	-0,5856	0,0902
2	0	0	0	0,1354
3	0,1	1	0,1	0,3250
4	0,2	20	0,2	0,7194
5	0,5	100	1	0,9994

⁵ Parametr przy zmiennej X_{18} jest istotny na poziomie istotności 0,0525.

Z modelu 6 wynika, że gdy następuje wzrost średniorocznej wartości księgowej o 1 mld zł, wzrost prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy jest półtora raza wyższy niż gdy wynik finansowy netto na 1 akcję wzrasta o 1 zł.

Oszacowane modele pozwalają również prowadzić prognozowanie prawdopodobieństw wypłat dywidendy. Jeżeli jako narzędzie prognozowania zastosujemy model 1, to dla hipotetycznej spółki o średnich dla 2002 r. wartościach zysku netto, wartości księgowej na 1 akcję oraz wskaźniku wyniku finansowego na 1 akcję do średniej ceny prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy wyniosło 0,0902.

Literatura

- [1] Agresti A., *An Introduction to Categorical Data Analysis*, John Wiley & Sons, Inc. New York, Chichester, Brisbane, Toronto, Singapore 1996.
- [2] Ceduła Giełdy Warszawskiej, www.gpw.com.pl
- [3] Czekaj J., *Spory wokół „problemu dywidendy” w amerykańskiej literaturze ekonomicznej*, „Ekonomista” 1987, nr 5.
- [4] Fama E.F., French K.R., *Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay*, „Journal of Financial Economics” 2001, nr 60.
- [5] M. Gruszczyński, *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Monografie i Opracowania, SGH, Warszawa 2001.
- [6] Hellwig Z., *Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny” 1976, nr 1.
- [7] Lis K., *Ocena ład korporacyjnego spółek Polskiego Instytutu Dyrektorów*, Polski Instytut Dyrektorów, listopad 2003, www.pid.org.pl
- [8] Mc Mahon B., *Back in Style*, „Financial Planning” listopad 2004.
- [9] Nowak E., *Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002.
- [10] Rocznik Giełdowy 2003, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, Warszawa 2003.
- [11] Rocznik Giełdowy 2004, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, Warszawa 2004.
- [12] Rothschild J., *Księga bessy*, WIG Press, Warszawa 2000.
- [13] Sierpińska M., *Polityka dywidend w spółkach kapitałowych*, PWN, Warszawa – Kraków 1999.
- [14] *Wyniki finansowe spółek giełdowych*, Notoria Serwis sp. z o.o., Warszawa 2004.
- [15] *Wyniki spółek giełdowych za 2004 rok*, www.gpw.com.pl 10 marca 2005.

AN ATTEMPT TO SPECIFY FACTORS INFLUENCING DIVIDENDS PAYING DECISIONS ON WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

In 2002 22,7% of companies quoted on Warsaw Stock Exchange paid dividends. Likelihood of paying dividend increased together with the increase of the size of firm measured by the book and market value, profitability and the earnings – price ratio. More likely to pay dividends were the firms with higher level of corporate governance. Firms paying dividends were also characterized by higher returns and lower risk measured by the variability of stocks.