

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

**MIKRO- I MAKROEKONOMICZNE
CZYNNIKI KSZTAŁTOWANIA DECYZJI
O WYPŁATACH DYWIDEND PRZEZ SPÓŁKI NOTOWANE
NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH
W WARSZAWIE**

For four decades, we have been teaching our students that increasing dividends is a sign that the firm can do nothing with the money. Unfortunately, this "lesson" does not explain why shareholders like dividends, and why they reward managers who pay regularly increasing dividends, and who usually earns more in an hour than the president of the United States is paid for the entire year of his services [Frankfurter, Wood 2003, s. 9]

1. Uwarunkowania polityki dywidend

Decyzje dotyczące wypłat dywidend: czy, kiedy, ile i w jakiej formie płacić właścicielom, należą – obok decyzji inwestycyjnych i finansowych – do najistotniejszych w spółkach kapitałowych [Szablewski 2004, s. 44].

Szukając czynników determinujących podjęcie decyzji o wypłacie dywidendy, dotychczas koncentrowano się przede wszystkim na sytuacji ekonomiczno-financej spółki, a zwłaszcza jej rentowności, płynności finansowej, jak też wartości księgowej i rynkowej. Szczegółowe badania giełd amerykańskich w latach 1962-1998 pozwoliły E. Fama i K. Frenchowi wyciągnąć wnioski, iż bardziej prawdopodobne są decyzje o wypłacie dywidend w spółkach dużych, o wysokiej rentowności, niż w spółkach o wysokiej dynamice rozwojowej, ale mniej rentownych [Fama, French 2001, s. 19]. Analiza decyzji o wypłatach dywidend na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w 2003 r. pozwoliła wyciągnąć wniosek, że spółki płacące dywidendy za rok poprzedni były w stosunku do spółek

nie płacących większe i bardziej rentowne. Spółki te cechowały znacznie lepsze wyniki rynkowe w 2002 r.: większa stopa zwrotu, większa wartość i wolumen obrotów, mniejsza zmienność cen. Spółki płacące dywidendy charakteryzowały się również wyższymi ocenami ładu korporacyjnego [Kowerski 2005, s. 168].

Nie ulega wątpliwości, że czynniki mikroekonomiczne mają bardzo duże znaczenie przy podejmowaniu decyzji o wypłatach dywidend, ale przecież każda spółka działa w określonym, zmieniającym się, otoczeniu zewnętrznym, które ma również wpływ na jej decyzje [Bień 2002, s. 23]. Otoczenie zewnętrzne to koniunktura gospodarcza (poziom i dynamika produktu krajowego brutto, dynamika inwestycji), polityka fiskalna i monetarna państwa, powiązania gospodarki kraju z gospodarką światową (dynamika eksportu i importu, kurs waluty krajowej) itp.

Celem artykułu jest próba sprawdzenia, czy i w jakim zakresie na podejmowane w latach 1997-2005 decyzje o wypłatach dywidend spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie miały wpływ, oprócz czynników mikroekonomicznych odzwierciedlających sytuację ekonomiczno-finansową i rynkową poszczególnych spółek, czynniki makroekonomiczne opisujące stan i tempo rozwoju całego kraju. Innymi słowy, jest to próba odpowiedzi na pytanie, czy prawdopodobieństwo wypłat dywidend przez spółki o takiej samej kondycji ekonomiczno-finansowej podczas recesji gospodarczej i boomu gospodarczego jest takie same, czy też różne.

Do odpowiedzi na tak postawione pytanie zastosowano koncepcję modelowania mikro-makro, w której do modeli logitowych opisujących decyzje o wypłacie dywidend obok zmiennych mikroekonomicznych wprowadzono zmienne makroekonomiczne.

2. Koncepcja modeli mikro-makro wypłat dywidend

Zależności pomiędzy decyzjami o wypłacie dywidend a zmiennymi mikroekonomicznymi oraz makroekonomicznymi modelowano za pomocą logitowego modelu mikro-makro postaci¹:

$$\text{Logit}Y_{it} = \ln \frac{P}{1-P} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ijt} + \sum_{l=1}^m \gamma_l Z_{ilt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

¹ Modele mikro-makro, opisujące jednoczesne oddziaływanie na badane zjawisko czynników mikroekonomicznych i makroekonomicznych, znajdują coraz szersze zastosowanie w analizach gospodarczych. Przykładem zastosowania takich modeli do analizy przyczyn upadłości firm jest praca [Jacobson, Roszbach 2004]. Z kolei w pracach [Kowerski 2006] oraz [Souleles 2001] modele mikro-makro wykorzystano do oceny czynników determinujących nastroje gospodarcze konsumentów. Natomiast prace [Baekgaard 2005] oraz [Herault 2005] są przykładami wykorzystania koncepcji modelowania mikro-makro do oceny sytuacji czynnych zawodowo na rynku pracy.

gdzie: Y_{it} – zmienna zależna przyjmująca wartość zero, jeśli i -ta spółka nie wypłaciła dywidendy za rok t , oraz wartość 1, jeśli spółka wypłaciła dywidendę.

X_{ijt} – j -ta zmienna objaśniająca, opisująca sytuację ekonomiczno-financeową i -tej spółki w roku t (zmienna mikroekonomiczna),

Z_{it} – l -ta zmienna objaśniająca, opisująca sytuację makroekonomiczną w roku t ,

ε_{it} – składnik losowy.

Potrzebne do szacowania parametrów modelu (1) wektor y oraz macierz $X|Z$ mają postać:

$$y = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \quad X|Z = \begin{bmatrix} x_{111} & x_{112} & \cdots & z_{11} & z_{12} \\ x_{211} & x_{212} & \cdots & z_{11} & z_{12} \\ x_{311} & x_{312} & \cdots & z_{11} & z_{12} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{r_1 11} & x_{r_1 12} & \cdots & z_{11} & z_{12} \\ x_{121} & x_{122} & \cdots & z_{21} & z_{22} \\ x_{221} & x_{222} & \cdots & z_{21} & z_{22} \\ x_{321} & x_{322} & \cdots & z_{21} & z_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{r_2 21} & x_{r_2 22} & \cdots & z_{21} & z_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1n1} & x_{1n2} & \cdots & z_{n1} & z_{n2} \\ x_{2n1} & x_{2n2} & \cdots & z_{n1} & z_{n2} \\ x_{3n1} & x_{3n2} & \cdots & z_{n1} & z_{n2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{r_n n1} & x_{r_n n2} & \cdots & z_{n1} & z_{n2} \end{bmatrix}$$

W niniejszej pracy zastosowano procedurę eliminacji *a posteriori* doboru zmiennych objaśniających [Nowak 2002, s. 139-141], zapewniającą budowę modeli koincydentnych [Hellwig 1976] o wszystkich parametrach istotnych statystycznie.

Do szacowania parametrów strukturalnych modeli logitowych zastosowano metodę największej wiarygodności, przy czym do maksymalizacji funkcji wiarygodności wykorzystano algorytm quasi-Newtona. Ocen istotności poszczególnych parametrów dokonywano za pomocą statystyki t -Studenta. Do oceny istotności całego występującego w modelu zestawu parametrów zastosowano test ilorazu wiarygodności, wykorzystujący statystykę χ^2 z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych objaśniających modelu pełnego [Gruszczyński 2001, s. 64].

Spośród bardzo wielu miar dopasowania modeli logitowych do danych empirycznych wybrano współczynnik determinacji McFaddena (tzw. pseudo R^2). Dodatkowo dopasowanie modelu oceniano za pomocą mierników trafności wnioskowania (prognoz), będących odsetkami trafnie przewidzianych przez model zer i jedynek. Obliczano również iloraz szans: większa od jedynki jego wartość oznacza, że wnioskowanie na podstawie modelu jest lepsze od tego, którego można oczekiwać przy całkowicie przypadkowej klasyfikacji.

Oszacowane wartości parametrów β informują o kierunku i sile wpływu czynników mikroekonomicznych na decyzje o wypłacie dywidend, natomiast oszacowane wartości parametrów γ informują o kierunku i sile wpływu czynników makroekonomicznych.

Na podstawie oszacowanego modelu logitowego można policzyć teoretyczne prawdopodobieństwo, że $Y = 1$ (spółka wypłaci dywidendę):

$$\hat{P} = \frac{e^{\text{Logit}\hat{Y}}}{1 + e^{\text{Logit}\hat{Y}}} \quad (2)$$

Znak oszacowania parametru stojącego przy zmiennej objaśniającej w modelu logitowym określa kierunek wpływu tej zmiennej na zmienną objaśnianą.

3. Modele wypłat dywidend za lata 1996-2004 na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Spółki objęte badaniem. W latach 1996-2004 liczba spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie podlegała dużym wahaniom. Po

Tabela 1. Spółki objęte badaniem

Rok	Liczba spółek notowanych cały rok*	Spółki o ujemnej wartości księgowej	Inne przyczyny nieuwzględnienia**	Spółki przyjęte do badania	Płacący dywidendę		Udział płacących dywidendę w badaniu (%)
					razem	w badaniu	
1996	65	1	0	64	37	26	40,63
1997	81	1	0	80	59	30	37,50
1998	126	2	0	124	66	40	32,26
1999	177	4	0	173	62	50	28,90
2000	198	10	0	188	54	47	25,00
2001	206	21	3	182	40	39	21,43
2002	193	18	1	174	48	46	26,44
2003	182	15	3	164	57	49	29,88
2004	177	15	2	160	80	58	36,25

* bez Narodowych Funduszy Inwestycyjnych,

** zerowa wartość sprzedaży netto.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z roczników giełdowych z lat 1997-2005 wydanych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie.

okresie szybkiego wzrostu w latach 1996-2001, w kolejnych trzech latach nastąpił spadek ich liczby. W badaniu uwzględniono tylko spółki notowane przez cały rok, oprócz Narodowych Funduszy Inwestycyjnych, które posiadały dodatnią wartość księgową². Skonstruowana w ten sposób próbka badawcza składała się z 1309 obserwacji.

Udział spółek płacących dywidendy za 1996 r. wśród spółek objętych badaniem wyniósł 40,63%. W następnych latach udział ten spadał, by osiągnąć minimalną wartość przy wypłatach za 2001 r. Począwszy od wypłat za 2002 r., notuje się wzrost skłonności do płacenia dywidend wśród spółek giełdy warszawskiej, jednak była ona niższa niż w latach 1996-1997.

Zmienne objaśniające. Korzystając z wyników badania decyzji o wypłatach dywidend za 2002 r. [Kowerski 2005], w prezentowanej pracy przyjęto 19 potencjalnych mikroekonomicznych zmiennych objaśniających, z których 8 opisywało sytuację rynkową spółek, 9 opisywało sytuację ekonomiczno-finansową spółek (zmienne fundamentalne), a 2 to zmienne mieszane (rynkowo-fundamentalne). Warunki zewnętrzne, w jakich w analizowanym okresie funkcjonowały spółki notowane na giełdzie w Warszawie, opisano za pomocą 7 zmiennych makroekonomicznych.

Tabela 2. Wyniki testów *t*-Studenta różnic średnich dla prób niezależnych

Nazwa zmiennej		Nie płacący (średnia 0)	Płacący (średnia 1)	Statystyka <i>t</i>	Poziom istotności <i>p</i>
1		2	3	4	5
Zmienne rynkowe					
X ₁	Roczna stopa zwrotu (w %)	18,745	35,611	3,088	0,0021
X ₂	Współczynnik zmienności 1 (w %)*	54,422	47,470	7,120	0,0000
X ₃	Współczynnik zmienności 2 (w %)**	31,906	22,328	7,491	0,0000
X ₄	Udział spółki w obrotach giełdy (w %)	0,399	1,122	6,615	0,0000
X ₅	Wskaźnik obrotu (w %)	73,111	63,787	1,676	0,0940
X ₆	Logarytm dziesiętny wartości obrotów (w mln zł)	1,523	2,064	9,523	0,0000
X ₇	Logarytm dziesiętny kapitalizacji na koniec roku (w tys. zł)	4,764	5,341	12,401	0,0000
X ₈	Udział w kapitalizacji giełdy w końcu roku (w %)	0,284	1,238	8,451	0,0000
Zmienne fundamentalne					
X ₉	Wynik finansowy netto (w mld zł)	0,004	0,090	7,865	0,0000
X ₁₀	Aktywa ogółem (w mld zł)	0,880	4,294	8,317	0,0000
X ₁₁	Logarytm wartości księgowej w końcu roku (w mld zł)	4,753	5,279	13,249	0,0000
X ₁₂	Przychody ze sprzedaży netto (w mld zł)	0,332	1,170	7,189	0,0000
X ₁₃	Wynik finansowy netto na 1 akcję (w zł)	0,032	3,691	12,928	0,0000
X ₁₄	Wartość księgowa na 1 akcję w końcu roku (w zł)	17,015	33,923	9,942	0,0000
X ₁₅	Marża zysku netto (w %)	-322,71	7,84	0,894	0,3713
X ₁₆	Stopa zwrotu z kapitału własnego (w %)	-29,232	10,938	3,200	0,0014
X ₁₇	Stopa zwrotu z aktywów ogółem (w %)	-2,640	5,664	10,496	0,0000

² W latach 2001-2004 nie wzięto również pod uwagę spółek o zerowej wartości sprzedaży netto.

1		2	3	4	5
Zmienne rynkowo-fundamentalne					
X_{18}	Roczny zysk (strata) netto na 1 akcję do ceny akcji w końcu roku	-0,230	0,095	5,512	0,0000
X_{19}	Wartość księgowa do wartości rynkowej w końcu roku	1,419	1,063	4,574	0,0000
Zmienne makroekonomiczne					
Z_1	Dynamika PKB w cenach stałych (w %)	3,731	4,112	3,604	0,0003
Z_2	Dynamika wartości dodanej brutto w cenach stałych (w %)	3,545	3,893	3,567	0,0004
Z_3	Dynamika popytu krajowego w cenach stałych (w %)	3,336	4,060	3,799	0,0002
Z_4	Dynamika nakładów inwestycyjnych w cenach stałych (w %)	2,163	4,241	3,499	0,0005
Z_5	Dynamika importu w cenach stałych (w %)	10,340	11,858	3,766	0,0002
Z_6	Dynamika eksportu w cenach stałych (w %)	13,434	13,356	0,182	0,8559
Z_7	Średni roczny kurs dolara (w zł)	3,884	3,794	3,768	0,0002

* 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.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych publikowanych w rocznikach giełdowych z lat 1997-2005, serwisach NOTORIA oraz w pracy [Polska gospodarka... 2005].

Spośród 19 przyjętych do badania zmiennych mikroekonomicznych 17 posiadało średnie ich wartości dla spółek płacących i nie płacących dywidend istotnie statystycznie się różniące. W dużej mierze potwierdziły się spostrzeżenia sformułowane na podstawie wypłat dywidend za 2002 rok [Kowerski 2005, s. 168]. Spółki płacące dywidendy charakteryzowały się lepszą sytuacją rynkową (wyższa roczna stopa zwrotu, mniejsza zmienność cen, większe obroty i kapitalizacja). Są to również spółki o silniejszych fundamentach (większa wartość księgowa i zysk netto na 1 akcję, wyższe stopy zwrotu z kapitałów własnych i aktywów ogółem). Spółki płacące dywidendy posiadały także lepszą relację zysku netto do ceny, a także niższy iloraz wartości księgowej do rynkowej (były lepiej wyceniane przez rynek).

Tabela 3. Korelacja udziału płacących dywidendy ze zmiennymi makroekonomicznymi

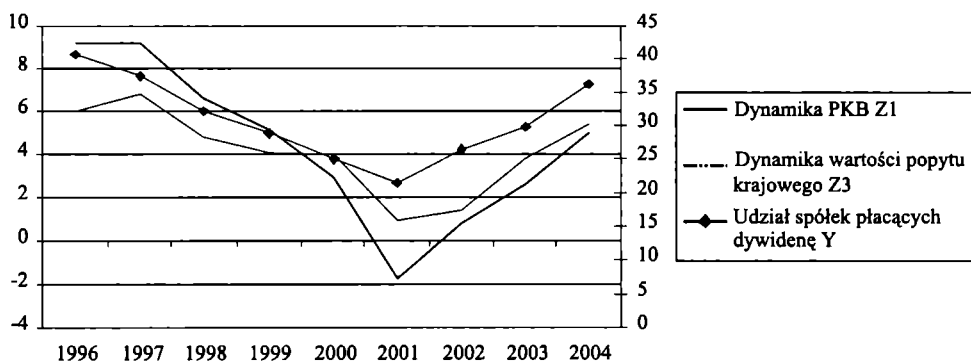
Nazwa zmiennej makroekonomicznej		Współczynnik korelacji
Z_1	Dynamika PKB	0,8846
Z_2	Dynamika wartości dodanej brutto	0,8399
Z_3	Dynamika wartości popytu krajowego	0,9052
Z_4	Dynamika nakładów inwestycyjnych	0,8476
Z_5	Dynamika importu	0,9116
Z_6	Dynamika eksportu	-0,0823
Z_7	Średni roczny kurs dolara	-0,9021

Uwaga: istotny na poziomie 0,05 współczynnik korelacji wynosi 0,8162.

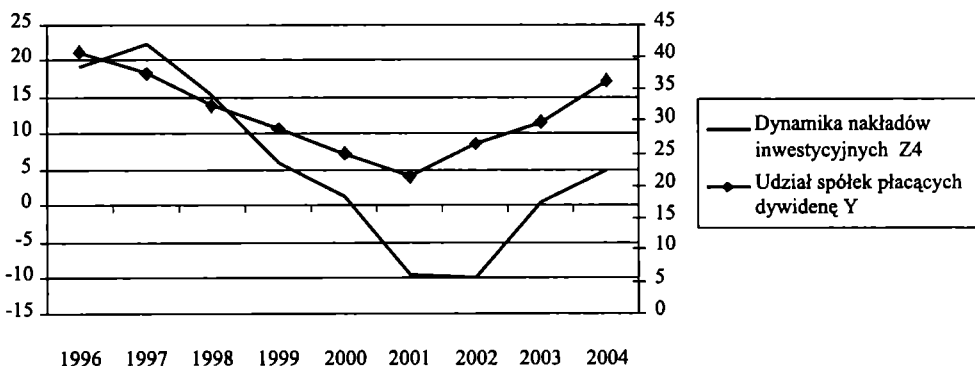
Źródło: obliczenia własne.

Spośród 7 zmiennych makroekonomicznych, 6 w sposób istotny różnicowało decyzje o wypłatach dywidend za wyniki w latach 1996-2004. Średnie wartości dynamiki PKB, wartości dodanej brutto, popytu krajowego, nakładów inwestycyjnych oraz importu były istotnie statystycznie wyższe dla płacących dywidendy niż dla nie płacących. Z kolei przeciętny średni roczny kurs dolara był dla płacących dywidendy istotnie niższy niż dla nie płacących dywidend. Zależności te mogą być potwierdzeniem hipotezy, iż w okresach lepszej koniunktury gospodarczej i warunków do prowadzenia handlu zagranicznego skłonność spółek giełdowych do podejmowania decyzji o wypłacie dywidend jest większa.

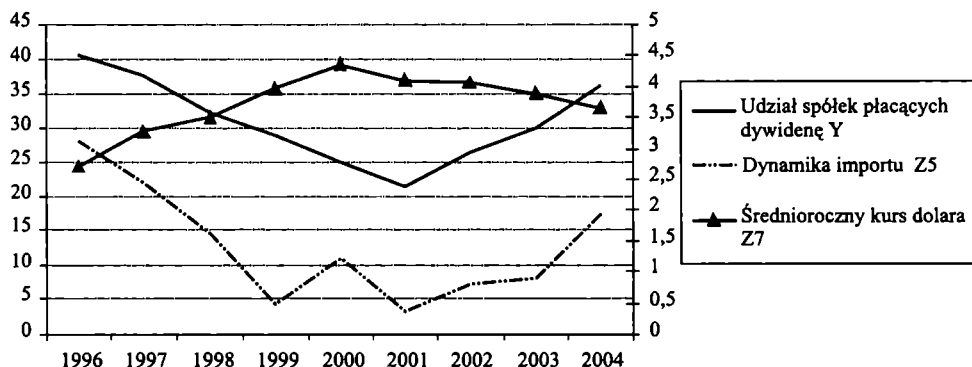
Zwraca uwagę wysoka korelacja udziału płacących dywidendy w poszczególnych latach z wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi. Nieistotna statystycznie na poziomie 0,05 okazała się tylko zależność pomiędzy udziałem płacących dywidendy a dynamiką eksportu.



Rys. 1. Zależność pomiędzy udziałem spółek wypłacających dywidendy za dany rok a dynamiką PKB oraz popytu krajowego w latach 1996-2004



Rys. 2. Zależność pomiędzy udziałem spółek wypłacających dywidendy za dany rok a dynamiką nakładów inwestycyjnych w latach 1996-2004



Rys. 3. Zależność pomiędzy udziałem spółek wypłacających dywidendy za dany rok a warunkami prowadzenia handlu zagranicznego w latach 1996-2004

Wyniki estymacji logitowych modeli mikro-makro wypłat dywidend na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (tab. 4 i 5). Przeprowadzając dobór zmiennych, oprócz warunków istotności i koincydencji parametrów strukturalnych, założono, że modele winny uwzględniać istotność różnic średnich zmiennych makroekonomicznych dla płacących i nie płacących dywidendy. Jako objaśniające zmienne mikroekonomiczne przyjęto zatem reprezentanta zmiennych rynkowych: współczynnik zmienności cen (X_3), reprezentanta zmiennych funda-

Tabela 4. Wyniki estymacji logitowych modeli mikro-makro wypłat dywidend na Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 1996-2004 ($n = 1309$)

Wyszczególnienie	Model 1		Model 2		Model 3	
	wartość parametru	poziom istotności	wartość parametru	poziom istotności	wartość parametru	poziom istotności
Stała	-6,5509	0,0000	-6,5569	0,0000	-6,3616	0,0000
X_3	-0,0153	0,0000	-0,0153	0,0000	-0,0156	0,0000
X_{11}	1,0789	0,0000	1,0785	0,0000	1,0769	0,0000
X_{18}	6,0377	0,0000	6,0410	0,0000	5,9823	0,0000
Z_1	0,0943	0,0202	–	–	–	–
Z_2	–	–	0,1018	0,0208	–	–
Z_3	–	–	–	–	0,0544	0,0134
Z_4	–	–	–	–	–	–
Z_5	–	–	–	–	–	–
Z_6	–	–	–	–	–	–
Z_7	–	–	–	–	–	–
Chi kwadrat Walda	318,1	0,0000	318,04	0,0000	318,7974	0,0000
Pseudo R kwadrat	0,2006		0,2005		0,2010	
Iloraz szans	8,3777		8,3777		7,7678	
Współczynnik trafności (w %)	76,78		76,78		76,39	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Wyniki estymacji logitowych modeli mikro-makro wypłat dywidend na Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 1996-2004 ($n = 1309$)

Wyszczególnienie	Model 4		Model 5		Model 6		Model 7	
	wartość parametru	poziom istotności	wartość parametru	poziom istotności	wartość parametru	poziom istotności	wartość parametru	poziom istotności
Stała	-6,1847	0,0000	-6,4350	0,0000	-6,1790	0,0000	-4,5151	0,0000
X_3	-0,0161	0,0000	-0,0162	0,0000	-0,0145	0,0001	-0,0153	0,0000
X_{11}	1,0739	0,0000	1,0722	0,0000	1,0706	0,0000	1,0721	0,0000
X_{18}	5,9791	0,0000	6,0163	0,0000	6,0715	0,0000	6,0208	0,0000
Z_1	-	-	-	-	-	-	-	-
Z_2	-	-	-	-	-	-	-	-
Z_3	-	-	-	-	-	-	-	-
Z_4	0,0169	0,0167	-	-	-	-	-	-
Z_5	-	-	0,0283	0,0043	-	-	-	-
Z_6	-	-	-	-	0,0022	0,8211	-	-
Z_7	-	-	-	-	-	-	-0,4241	0,0104
Chi kwadrat Walda	318,3854	0,0000	320,7826	0,0000	312,6633	0,0000	319,1886	0,0000
Pseudo R kwadrat	0,2008		0,2023		0,1971		0,2013	
Iloraz szans	7,8559		7,2662		6,4924		7,3561	
Współczynnik trafności (w %)	76,47		76,09		75,40		76,24	

Źródło: obliczenia własne.

mentalnych: logarytm wartości księgowej (X_{11}) oraz reprezentanta zmiennych mieszanych: wskaźnik zysku netto do ceny rynkowej (X_{18}). Zmienne makroekonomiczne były ze sobą na tyle silnie skorelowane, że wprowadzenie do modelu więcej niż jednej z nich powodowało brak istotności, a często również brak koincydencji parametrów strukturalnych. Dlatego szacowano modele z trzema jednowymiennymi zmiennymi mikroekonomicznymi i za czwartą przyjmowano kolejne zmienne makroekonomiczne. Poza modelem 6, gdzie makroekonomiczną zmienną objaśniającą była dynamika eksportu, pozostałe modele charakteryzowały się istotnością i koincydencją wszystkich parametrów strukturalnych. Zbudowane modele w podobnym zakresie wyjaśniają zmienność zmiennej objaśnianej. Jeżeli za kryterium oceny dopasowania przyjmiemy pseudo R^2 , to najlepszy jest model 5 z dynamiką importu jako objaśniającą zmienną makroekonomiczną (Z_5). Jeśli za kryterium jakości dopasowania przyjmiemy współczynnik trafności, to najlepsze są modele 1 oraz 2, w których makroekonomicznymi zmiennymi objaśniającymi są dynamiki odpowiednio PKB (Z_1) oraz wartości dodanej brutto (Z_2), przy czym model 1 charakteryzuje się minimalnie wyższą wartością współczynnika pseudo R^2 .

4. Podsumowanie

Oszacowane modele pokazują, iż wzrost prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy zależy od poprawy zarówno wskaźników mikroekonomicznych osiąganych przez poszczególne spółki, jak też zewnętrznych warunków funkcjonowania spółek. Skala wpływu poszczególnych czynników na decyzje o wypłacie dywidendy jest jednak zróżnicowana.

Korzystając z modelu 1, przeprowadzono symulacje polegające na obliczeniu prawdopodobieństw wypłat dywidend w zależności od różnych kombinacji wartości zmiennych mikroekonomicznych i makroekonomicznych.

Założono, że zmienne mikroekonomiczne mogą przyjąć trzy następujące stany:

Wartości dobre: wyższe o jedno odchylenie standardowe od średnich,

Wartości średnie: dla $X_{11} = 0,01$, dla dwóch pozostałych średnie arytmetyczne,

Wartości złe: niższe o jedno odchylenie standardowe od średniej.

Również zmienne makroekonomiczne mogą przyjąć trzy stany:

Najlepsze: najwyższa w badaniu dynamika PKB, $Z_1 = 6,8$.

Średnie: średnia arytmetyczna dynamik PKB w badaniu $Z_1 = 3,843$.

Najgorsza: najniższa w badaniu dynamika PKB, $Z_1 = 1,0$.

Tabela 6. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy w zależności od wartości zmiennych objaśniających obliczone na podstawie modelu 1

Zmienne mikroekonomiczne	Zmienne makroekonomiczne	Prawdopodobieństwo
Dobre	najlepsze	0,99424
	średnie	0,99240
	najgorsze	0,99017
Średnie	najlepsze	0,26927
	średnie	0,21803
	najgorsze	0,17712
Złe	najlepsze	0,00014
	średnie	0,00010
	najgorsze	0,00008

Źródło: obliczenia własne na podstawie modelu 1.

Obliczone prawdopodobieństwa wypłat dywidend pokazują, że to zmienne mikroekonomiczne mają zdecydowanie większy wpływ na decyzje o wypłacie dywidend. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy przez spółkę o złych wskaźnikach mikroekonomicznych (dużej zmienności cen, małej wartości księgowej i ujemnym wyniku finansowym) jest praktycznie zerowe, niezależnie od tego, czy ma to miejsce w okresie dobrej, czy też złej koniunktury. Z kolei prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy przez spółkę o dobrych wskaźnikach mikroekonomicznych jest tylko minimalnie mniejsze w okresie recesji niż w okresie *prosperity*.

Tabela 7. Wzrost prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy w przypadku poprawy wskaźników mikroekonomicznych ze złych na dobre

Zmienna makroekonomiczna	Wzrost prawdopodobieństwa
Najlepsze	0,9941
Średnie	0,9923
Najgorsze	0,9901

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych tab. 4.

Sytuacja makroekonomiczna ma nieco większy wpływ na decyzje o wypłacie dywidendy w przypadku spółek o średnich wartościach wskaźników mikroekonomicznych.

Tabela 8. Wzrost prawdopodobieństwa wypłaty dywidendy w przypadku poprawy dynamiki PKB z najgorszej do najlepszej

Zmienne mikroekonomiczne	Wzrost prawdopodobieństwa
Dobre	0,0041
Średnie	0,0922
Złe	0,0001

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych tab. 4.

Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy w okresie najwyższej dynamiki PKB w przypadku spółek charakteryzujących się przeciętną sytuacją ekonomiczno-finansową jest o 0,09 wyższe niż w okresie najniższej dynamiki PKB. Innymi słowy, o ile w okresie recesji na 100 spółek o średnich wynikach wskaźników mikroekonomicznych 18 decyduje się wypłacić dywidendy, o tyle w okresie prosperity ich liczba wzrasta do 27.

Przeprowadzone badanie pokazało, że w okresach lepszej koniunktury nieco większy odsetek spółek płaci dywidendy. Natomiast otwarte pozostaje pytanie, dlaczego tak się dzieje. Trudno przecież odmówić całkowicie racji doradcy inwestycyjnemu, którego „...dziwi jednak łatwość, z jaką spółki decydują się na wypłatę kolosalnych przecież zysków. Środki, które mogłyby trafić na zwiększenie potencjału produkcyjnego, inwestycje w nowe technologie czy zakupy udziałów w innych podmiotach – co jest szczególnie istotne w okresie ożywienia gospodarczego – zasilą głównie konta i tak już bogatych i opływających w dostatki akcjonariuszy” [Pączkowski 2006, s. 9]. Najprawdopodobniej, zgodnie z mottem tej pracy, menedżerowie tych spółek wiedzą, że bogaci akcjonariusze, a w Polsce w ostatnich latach również Skarb Państwa, lubią otrzymywać dywidendy.

Literatura

- Baekgaard H., *Integrating Micro and Macro Models: Mutual Benefits*, National Centre for Social and Economic Modelling, University of Canberra, 2005.
- Bień W., *Zarządzanie finansami przedsiębiorstwa*, Difin, Warszawa 2002.
- Fama E.F., K.R. French, *Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay*, „Journal of Financial Economics” 2001 vol. 60.
- Frankfurter G.M., Wood B.G., *Dividend Policy. Theory & Practice*, Academic Press, London 2003.
- Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Monografie i Opracowania, SGH, Warszawa 2001.
- Hellwig Z., *Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny” 1976 nr 1.

- Herauld N., *A Micro-Macro Model for South Africa: Building and Linking a Microsimulation to a CGE Model*, Melbourne Institute Working Paper Series, Working Paper nr 16, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research 2005.
- Jacobson K.C.T., Roszbach J.L.K., *Exploring Relationships between Firms' Balance Sheets and the Macro Economy*, Research Department, Sveriges Riksbank, 10337 Stockholm, May 2004, www.atres.com/financeconference/jacobson.pdf.
- Kowerski M., *Próba określenia czynników determinujących decyzje spółek o wypłacie dywidend na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych*, [w:] *Rachunkowość zarządcza i controlling a strategię przedsiębiorstw i instytucji*, red. E. Nowak, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej nr 1080, Wrocław 2005.
- Kowerski M., *An Influence of Idiosyncratic and Macroeconomic Factors on Consumer Economic Sentiment of Lubelskie Region (Poland)*, referat na 28th CIRET Conference, Rzym 20-23 września 2006.
- Nowak E., *Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań*, PWN, Warszawa 2002.
- Pączkowski K., *Miliony złotych trafią do portfeli akcjonariuszy*, „Gazeta Prawna” 2006 z 19 kwietnia. *Polska gospodarka. Tendencje – Oceny – Prognozy*. Aneks Statystyczny, CASE, Warszawa, 1/2005 (24).
- Souleles N.S., *Consumer Sentiment: Its Rationality and Usefulness in Forecasting Expenditure. Evidence from the Michigan Micro Data*, NBER Working Paper 8410, Michigan 2001.
- Szablewski A., *Maksymalizacja wartości a społeczna odpowiedzialność przedsiębiorstwa*, [w:] *Wycena i zarządzanie wartością firmy*, red. A.R. Szablewski, Poltext, Warszawa 2004.

MICRO AND MACROECONOMIC FACTORS INFLUENCING DIVIDEND DISBURSEMENT DECISIONS ON WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

In the paper, using the micro-macro logit models concept, it was shown that the dividends disbursement decisions made by firms quoted on Warsaw Stock Exchange in the years 1996-2004 depended on both microeconomic factors connected with specific economic – financial condition of each firm and macroeconomic factors. During prosperity periods the propensity to pay dividends was higher then during recession periods.