

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

**WPLYW CZYNNIKÓW MAKROEKONOMICZNYCH
NA DECYZJE DYWIDENDOWE SPÓŁEK NOTOWANYCH
NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH
W WARSZAWIE**

1. Wstęp

W dotychczasowych badaniach czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek kapitałowych znacznie więcej uwagi zwracano na zmienne mikroekonomiczne opisujące sytuację ekonomiczno-finansową przedsiębiorstwa niż na zmienne makroekonomiczne. Ale przedsiębiorstwa nie funkcjonują „w próżni”. Na ich działalność i decyzje znaczny wpływ ma sytuacja gospodarcza (koniunktura)¹, jak również określone rozwiązania prawne, a zwłaszcza podatkowe funkcjonujące w danym kraju czy nawet koniunktura światowa.

Celem artykułu jest analiza wpływu czynników makroekonomicznych na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995-2007. Do jego realizacji zastosowano logitowe modele zmian udziałów spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek.

**2. Czynniki determinujące decyzje dywidendowe
na rozwiniętych rynkach kapitałowych**

Podstawowy kierunek badań nad czynnikami decyzji dywidendowych w ostatnich latach wyznaczyli E.F. Fama i K.R. French, którzy w swojej jakże inspirującej pracy (*seminal*) zaproponowali cztery zmienne opisujące rentowność (stopa zwrotu

¹ Oczywiście nie można zapomnieć, że w swojej masie to przedsiębiorstwa decydują o sytuacji makroekonomicznej kraju – suma ich działalności decyduje o wartości i dynamice PKB i innych wskaźników makroekonomicznych.

z aktywów), wielkość (udział w kapitalizacji giełdy) i możliwości inwestycyjne spółek (mierzone wskaźnikiem wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów lub roczną stopą wzrostu aktywów) [10]. Zmienne te w wielu badaniach uznaje się za zmienne kontrolne, służące testowaniu wpływu innych proponowanych czynników. Badania prowadzone na rozwiniętych rynkach kapitałowych niemal zawsze potwierdzały wnioski Famy i Frencha z badań giełd nowojorskich, że dywidendy chętniej płacą firmy bardziej rentowne, większe, ale o małych możliwościach inwestycyjnych. E. Fama i K. French zaproponowali również najczęściej stosowaną w tego typu badaniach metodologię opartą na modelach logitowych.

H. DeAngelo, L. DeAngelo oraz R. Stulz rozszerzyli tę listę o wynikające z teorii cyklu życia firmy zmienne opisujące dojrzałość spółki, jak: liczba lat od chwili „upublicznienia” akcji, a przede wszystkim wskaźnik zysków zatrzymanych do kapitałów własnych oraz wskaźnik zysków zatrzymanych do aktywów ogółem [8]. Przy czym bardziej skłonne do płacenia dywidend są firmy dojrzałsze. Innymi często stosowanymi do wyjaśnienia decyzji dywidendowych zmiennymi są: wartość dźwigni finansowej mierzona wskaźnikiem wartości księgowej zadłużenia do wartości księgowej aktywów [21, s. 363], stopień kontroli spółki przez akcjonariuszy mierzony m.in. udziałami w kapitale akcyjnym największego i ewentualnie drugiego pod względem wartości akcji akcjonariusza, akcjonariuszy instytucyjnych, spółek z udziałem skarbu państwa itp. [19], wprowadzona do badań przez J. Leintnera lepkość dywidend [15] mierzona za pomocą opóźnionej w czasie zmiennej objaśnianej, która przyjmuje dwie wartości: 1, jeżeli firma w poprzednim roku wypłaciła dywidendę i 0 w przeciwnym wypadku [8, s. 237], czy też ryzyko ekonomiczno-finansowe i rynkowe mierzone odchyleniem standardowym lub zmiennością wyników ekonomiczno-finansowych lub rynkowych w poprzednich latach [21, s. 363]. Firmy o niskiej dźwigni finansowej i małym ryzyku, które już wcześniej płaciły dywidendy, chętniej płacą dywidendy w roku bieżącym.

Znacznie rzadziej autorzy sięgają do zmiennych makroekonomicznych, a jeżeli już, to są to raczej zmienne opisujące systemy prawno-finansowe, a nie wskaźniki zmian sytuacji gospodarczej kraju, którego dotyczy badanie.

Spośród zmiennych opisujących system prawno-finansowy bardzo często wykorzystywano opisy polityki podatkowej. Czynnikiem ten miał szczególnie duże znaczenie w Stanach Zjednoczonych, jako że amerykańska polityka podatkowa w zakresie dywidend w ciągu ostatnich 70 lat była raczej niekorzystna dla beneficjentów dywidend. Poza okresem New Deal, kiedy to firmy zatrzymujące zyski były podejrzewane o podtrzymywanie depresji i stąd zyski te były szczególnie wysoko opodatkowane, dywidendy były opodatkowane wyżej niż dochody kapitałowe.

Fakt ten skłonił F. Blacka do sformułowania tzw. zagadki dywidendowej (*dividend puzzle*) [1], polegającej na pytaniu, dlaczego firmy płacą jednak dywidendy jeżeli są one wyżej opodatkowane niż zyski kapitałowe. Przecież płacący podatki inwestorzy, którzy chcą maksymalizować swoje opodatkowane dochody, powinni

preferować spółki płacące małe dywidendy lub niepłacące dywidend w ogóle. Rozumowanie Blacka opiera się na dwóch przesłankach. Pierwszą jest teoria niezależności (*irrelevance*) dywidend autorstwa F. Modiglianiego i M. Millera, mówiąca, że dla wartości firmy nie ma znaczenia, czy wypłaciła dywidendę, czy też zatrzymała zyski [17]. Drugą przesłanką to niekorzystne opodatkowanie dywidend. W Stanach Zjednoczonych (ale również w Polsce) dywidendy są podwójnie opodatkowane zarówno podatkiem korporacyjnym (CIT) na poziomie firm, jak i podatkiem dochodowym na poziomie inwestorów. Firmy wypłacają dywidendy z zysku netto, a inwestorzy płacą wyższe podatki od dywidend niż od zysków kapitałowych².

Dopiero The Jobs and Growth Relief Reconciliation Act z 23 maja 2003 r. zrównał opodatkowanie obu źródeł dochodów w Stanach Zjednoczonych. Jednakże zdaniem wielu autorów nawet wtedy dywidenda nie jest korzystna, ponieważ inwestor nie może opóźnić momentu zarejestrowania jej jako dochodu podatkowego – zobowiązanie podatkowe powstaje w chwili wypłacenia dywidendy. Natomiast zysk ze sprzedaży akcji inwestor może zrealizować wtedy, kiedy chce, a zatem czas powstania zobowiązania podatkowego leży w jego gestii. Dzięki tej elastyczności inwestor może ograniczyć swoje zobowiązania na dwa sposoby. Po pierwsze, może zrealizować zyski w okresach, gdy jego pozostałe źródła przynoszą niższy dochód – wtedy istnieje szansa, że nie wejdzie w kolejny próg podatkowy. Po drugie, inwestor indywidualny może trzymać akcje aż do śmierci, o ile to przyniesie korzyść podatkową jego spadkobiercy [7, s. 1031].

Badania J. Salasa i C. Chahyadiego dotyczące spółek notowanych na giełdach nowojorskich w latach 1966-2003 nie potwierdziły tezy, że zmniejszenie różnic w opodatkowaniu dywidend i zysków kapitałowych wpłynęło na wzrost prawdopodobieństw wypłat dywidend. Oszacowane parametry przy wprowadzonych do modeli probitowych z losowymi efektami zmiennych opisujących różnice maksymalnego opodatkowania dywidend i zysków kapitałowych przyjęły dodatnie wartości. Oznaczałoby to, że im wyższe opodatkowanie dywidend w porównaniu z opodatkowaniem zysków kapitałowych, tym większe prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy [20]. Takiego wyniku można się było jednak spodziewać, zważywszy na fakt malejącego udziału spółek płacących dywidendy i tendencji do zmniejszania, aż do wyrównania, różnic między obydwoma podatkami. Zresztą z badań A. Brava, J. Grahama, C. Harveya i R. Michaely'ego [5] wynika, że menedżerowie uważają, iż podatki mają mały wpływ na politykę dywidendową zarządzanych przez nich firm.

Jednakże po wprowadzeniu w Stanach Zjednoczonych w 2003 r. przepisów o zrównaniu opodatkowania dywidend z opodatkowaniem zysków kapitałowych zwiększyły się prawdopodobieństwa wypłat dywidend przez spółki notowane na giełdach nowojorskich [22].

² W Polsce z taką sytuacją mieliśmy do czynienia do końca 2003 r., kiedy to zyski kapitałowe nie były w ogóle opodatkowane, a dywidendy podlegały 19-procentowej stawce podatkowej. Obecnie oba rodzaje dochodów giełdowych są jednakowo opodatkowane.

Innym czynnikiem jest system monetarny. Na możliwość różnych decyzji dywidendowych spółek w zależności od systemu monetarnego zwrócili uwagę H. von Eije oraz W. Megginson, którzy zbadali wpływ uczestnictwa bądź nie w strefie euro na decyzje dywidendowe spółek notowanych na giełdach Unii Europejskiej. Uczestnictwo w strefie euro mierzono za pomocą zmiennej zero-jedynkowej przyjmującej wartość 1, gdy dany kraj jest uczestnikiem strefy euro, oraz 0 w przeciwnym wypadku. Z przeprowadzonych przez nich badań wynika, że w latach 1991-2000 w krajach, które stały się pod koniec tego okresu członkami strefy euro, prawdopodobieństwo wypłat dywidend było niższe niż w pozostałych, jednak w latach 2001-2005 a więc kiedy strefa euro stała się faktem, efekt ten był o wiele słabszy i nieistotny statystycznie [21, s. 363-365].

W badaniach obejmujących większą liczbę państw wprowadzano zmienne opisujące system prawny. Zazwyczaj rozpatrywane są dwa systemy: anglosaski (*common law*) i kontynentalny (*civil law*). Pierwszy z nich charakteryzuje się generalnie większą ochroną akcjonariuszy niż drugi, przy czym zmienna opisująca system prawny jest zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1 w krajach o systemie anglosaskim oraz wartość 0 w krajach o systemie kontynentalnym. Z badań R. La Porta, F. Lopez-de-Silanesa, A. Shleifera oraz R. Vishny [14] wynika, że w 1994 r. firmy w krajach o wysokim stopniu ochrony inwestorów charakteryzowały się wyższą stopą wypłat dywidend. Efektywny system prawny zmniejsza koszty agencyjne poprzez wymuszanie na menedżerach wypłat gotówkowych. Wyniki te zostały potwierdzone przez von Eije oraz Megginsona, którzy badając politykę dywidendową w krajach „starej” Unii Europejskiej, stwierdzili, że firmy mające siedziby w Wielkiej Brytanii i Irlandii (*common law system*) są bardziej skłonne do płacenia dywidend, chociaż w latach 1996-2005 parametry przy tej zmiennej są nieistotne statystycznie. To z kolei skłania autorów do postawienia tezy o zbliżaniu się obu ustrojów prawnych w kwestii płacenia dywidend w miarę pogłębiania integracji europejskiej [21, s. 364]. Przeprowadzone na danych z lat 1984-2006 dla 48 krajów (31 233 spółki i 280 087 obserwacji) przez zespół w składzie S.M. Bartram, P. Brown, J.CY. How oraz P. Verhoeven badania [4] potwierdziły w latach 1984-2000 istotnie wyższy udział spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek w krajach o systemie anglosaskim (74,3%) niż w krajach o systemie kontynentalnym (62,9%), natomiast w latach 2001-2006 udział ten był również wyższy, ale nieistotny statystycznie (68,7% wobec 64,6%)³.

Na uwagę zasługuje również dość często rozpatrywana zmienna „premia dywidendowa”. Została ona zaproponowana przez M. Bakera i J. Wurglera w ramach cateringowej teorii dywidend [2]. Zgodnie z tą teorią firmy są bardziej skłonne do płacenia dywidend, jeśli rynek nagradza tę decyzję, lepiej wyceniając płacących

³ Wysokie udziały wypłat wynikają z faktu że nie brano pod uwagę spółek o ujemnych wartościach sprzedaży, wyniku finansowego oraz *cash flow*, jak również takich, dla których dywidendy przekraczały przychody ze sprzedaży.

dywidendy. Innymi słowy – firmy są bardziej chętne do płacenia dywidend, jeżeli premia dywidendowa jest wyższa. Do zmierzenia premii dywidendowej wspomniani autorzy zastosowali różnicę logarytmów naturalnych nieważonych lub ważonych średnich wskaźników całkowitej wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów dla spółek płacących dywidendy i niepłacących. W kolejnej pracy Baker i Wurgler, korzystając z danych spółek notowanych na giełdach nowojorskich w latach dla lat 1963-2000, pokazali, że premia dywidendowa dobrze wyjaśnia zmiany udziałów spółek płacących dywidendy [3].

Jednakże D. Denis i I. Osobov stwierdzili, że hipoteza cateringowa nie sprawdza się poza Stanami Zjednoczonymi [9]. Pomimo tej krytyki, warto jednak rozpatrywać zmiany premii dywidendowej w czasie, gdyż, jak to zresztą podkreślali sami twórcy cateringowej teorii dywidend, premia dywidendowa jest tylko jednym z czynników mogących wyjaśnić zmiany udziałów spółek płacących dywidendy, i to niekoniecznie najważniejszym.

Natomiast zastanawia, że wśród rozpatrywanych czynników determinujących decyzje dywidendowe na rozwiniętych rynkach kapitałowych brakuje zmiennych opisujących zmiany sytuacji gospodarczej (koniunktury gospodarczej). Czyżby przyjmowano punkt widzenia laureata nagrody im. Alfreda Nobla w dziedzinie ekonomii z 1972 r. Kennetha J. Arrowa, iż „makro jest niemożliwe” i że nie ma czegoś dodatkowego w postaci makro? Są zaś tylko sumy działań heterogenicznych przedsiębiorstw oraz działania państwa zastępujące niemożliwe do wyregulowania przez system cen zjawiska w gospodarce [18, s. 161]. Brak zmiennych opisujących sytuację gospodarczą w modelach rozwiniętych rynków kapitałowych jest tym bardziej zastanawiający, że przeprowadzone badania decyzji dywidendowych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wskazują na możliwość istotnego wpływu koniunktury gospodarczej na decyzje dywidendowe [12; 13].

3. Dane i metody

Do badania przyjęto spółki krajowe notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995-2007. Przy czym w danym roku rozpatrywano tylko te spółki, które były notowane na giełdzie cały poprzedni rok, realizowały dodatnią sprzedaż i dodatkowo były ich kapitały własne. Nie wzięto pod uwagę także kilku spółek, które spełniły poprzednio wymienione warunki, ale zostały wykluczone z giełdy na początku następnego roku i nie złożyły kompletnych sprawozdań finansowych. Ze względu na inny sposób sprawozdawczości finansowej nie brano także pod uwagę narodowych funduszy inwestycyjnych. Źródłem informacji o decyzjach dywidendowych spółek były dane zawarte w kolejnych rocznikach giełdowych, natomiast informacje o wynikach ekonomiczno-finansowych spółek pochodzą z baz Notorii. Rozpatrywano tylko dywidendy gotówkowe.

W latach 1996-2007 31,0% spółek, które notowane były cały poprzedni rok, wypłaciło dywidendy gotówkowe, przy czym udział spółek płacących dywidendy wahał się od 47,7% w 1996 r. do 21,4% w 2002 r.

Tabela 1. Wybór spółek do badania

Rok wypłaty dywidendy	Spółki notowane w końcu poprzedniego roku		Spółki płacące dywidendy za poprzedni rok		Spółki notowane cały poprzedni rok						
	ogółem	w tym zagraniczne	ogółem	w tym zagraniczne	ogółem	spółki NFI oraz zagraniczne	spółki o ujemnej wartości księgowej	zerowa wartość sprzedaży lub brak danych	spółki przyjęte do badania	spółki objęte badaniem płacące dywidendy	udział płacących dywidendę w badaniu (%)
1996	65		37		44		0	0	44	21	47,7
1997	83		39		65		1	0	64	26	40,6
1998	143		58		81		1	0	80	29	36,3
1999	198		67		141	15	2	0	124	40	32,3
2000	221		62		192	15	4	0	173	50	28,9
2001	225		54		211	14	10	0	187	46	24,6
2002	230		40		220	14	22	2	182	39	21,4
2003	216		48		207	14	18	2	173	46	26,6
2004	203	1	57	1	197	15	15	3	164	49	29,9
2005	230	5	78	3	194	17	15	3	159	56	35,2
2006	255	7	86	3	218	17	11	3	187	69	36,9
2007	284	12	85	5	247	19	6	4	218	73	33,5
Razem liczba obserwacji	2353	25	711	12	2018	140	105	17	1756	545	31,0

Źródło: obliczenia własne na podstawie roczników giełdowych oraz baz Notorii z lat 1996-2007.

Założono, że o decyzjach dywidendowych podejmowanych zazwyczaj w połowie roku t^4 może decydować sytuacja makroekonomiczna w roku $t-1$. W momencie podejmowania przez walne zgromadzenia akcjonariuszy decyzji dywidendowych sytuacja makroekonomiczna z roku poprzedniego, jak również jej konsekwencje w roku bieżącym są już dobrze znane i przeanalizowane, a więc mogą być czynnikami determinującymi te decyzje.

Ze względu na to, że udziały spółek płacących dywidendy gotówkowe w poszczególnych latach są ułamekami właściwymi do estymacji zależności pomiędzy nimi a zmiennymi makroekonomicznymi, zastosowano model logitowy o postaci:

⁴ Tylko nieliczne rozliczające się tzw. rokiem gospodarczym spółki podejmują te decyzje pod koniec roku t .

$$\text{Logit}Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t-1} + \alpha_2 Z_{2t-1} + \dots + \alpha_k Z_{kt-1} + \varepsilon_t,$$

gdzie: Y_t – udział (częstość) spółek płacących dywidendy w roku t ,

$\text{Logit}Y_t = \ln \frac{Y_t}{1-Y_t}$ – logit zmiennej Y , czyli logarytm naturalny z ilorazu

szans [16, s. 372-373],

$Z_{1t-1}, Z_{2t-1}, \dots, Z_{kt-1}$ – makroekonomiczne zmienne objaśniające w roku $t-1$,

ε_t – składnik losowy,

$t = 1, 2, \dots, n$ – liczba lat.

Udowadnia się, że w wyżej zdefiniowanym liniowym modelu logitowym składniki losowe są heteroscedastyczne [11, s. 229]. W tej sytuacji dla wyznaczenia parametrów strukturalnych trzeba zastosować uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów, przy czym wektor ocen parametrów ma wtedy postać:

$$a = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} L,$$

a macierz V jest macierzą diagonalną, gdzie na głównej przekątnej znajdują się oszacowane wartości wariancji składników losowych. Udowadnia się również, że poszczególne elementy głównej przekątnej macierzy V mają postać [11, s. 230]:

$$v_t = \frac{1}{m_t Y_t (1 - Y_t)},$$

gdzie: m_t – liczba spółek płacących dywidendy w roku t .

W tym miejscu warto przypomnieć, że dla macierzy diagonalnych o postaci:

$$V = \begin{bmatrix} v_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & v_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & v_n \end{bmatrix} \quad \text{mamy:} \quad V^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{v_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{v_2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{v_n} \end{bmatrix}.$$

W prezentowanym badaniu do opisu decyzji dywidendowych przyjęto 10 zmiennych makroekonomicznych, które są potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi dla wyspecyfikowanego wyżej modelu.

Do wyboru najlepszego zestawu zmiennych objaśniających zastosowano metodę szacowania od ogółu do szczegółu [6, s. 75-76 i 86-91], przy czym za optymal-

ny uznano model o największej skorygowanej wartości współczynnika determinacji ze wszystkimi parametrami istotnymi statystycznie na poziomie istotności 0,05⁵ oraz koincydentnymi.

4. Wyniki estymacji modeli decyzji dywidendowych

Już proste badanie zależności korelacyjnych wskazuje na trafność hipotezy o wpływie sytuacji ekonomicznej i rozwiązań prawnych na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

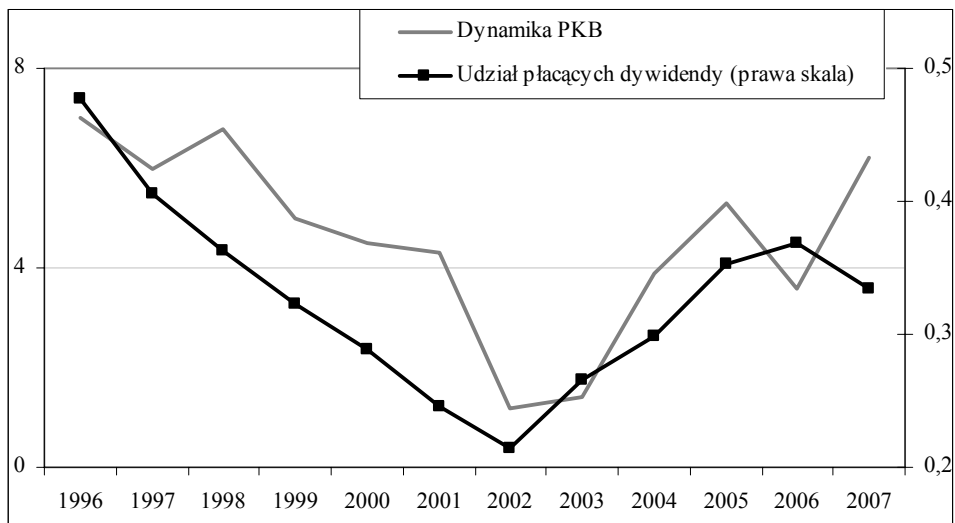
Tabela 2. Współczynniki korelacji wartości potencjalnych zmiennych objaśniających w roku poprzedzającym wypłatę dywidendy z logitem udziałów spółek płacących dywidendy w roku t

Nazwa zmiennej	Symbol zmiennej	Logit Y_t	
		r	p
Dynamika PKB w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z_{1t-1}	0,7851	0,0025
Dynamika nakładów inwestycyjnych w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z_{2t-1}	0,7899	0,0022
Dynamika importu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z_{3t-1}	0,7201	0,0083
Dynamika eksportu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy z rokiem poprzednim w cenach stałych (w %)	Z_{4t-1}	0,0034	0,9916
Średnioroczny kurs dolara w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (w zł)	Z_{5t-1}	-0,9295	0,0000
Dynamika indeksu WIG w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z_{6t-1}	0,3910	0,2088
Dynamika indeksu WIG20 w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z_{7t-1}	0,4386	0,1537
Udział firm z ujemną wartością księgową na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy	Z_{8t-1}	-0,6720	0,0167
Warunki podatkowe w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (zmienna przyjmująca wartość 0 w latach 1995-2003 oraz wartość 1 w latach 2004-2006)	Z_{9t-1}	0,2221	0,4878
Ważona premia dywidendowa w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy*	Z_{10t-1}	0,7263	0,0075

* Przy obliczaniu premii dywidendowej, w przeciwieństwie do M. Bakera i J. Wurglera, którzy zaproponowali oddzielne systemy wag dla spółek płacących dywidendy i niepłacących, przyjęto jeden system wag dla wszystkich spółek. Propozycja ta wynika z przeprowadzonych rachunków korelacyjnych logitów zmiennej Y z premiami dywidendowymi liczonymi za pomocą obu systemów.

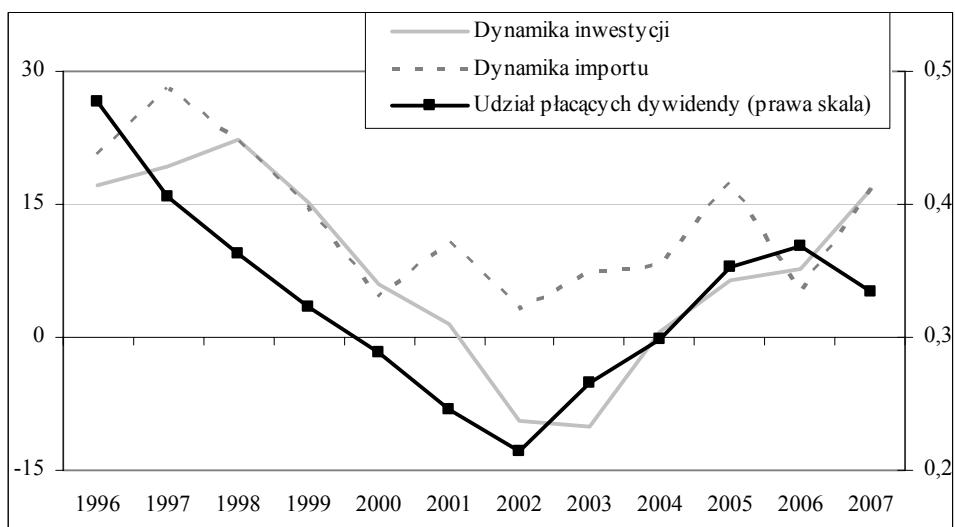
Źródło: obliczenia własne.

⁵ Dopuszczalna jest tylko nieistotność „wyrazu wolnego”.



Rys. 1. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i dynamiki PKB w roku $t - 1$

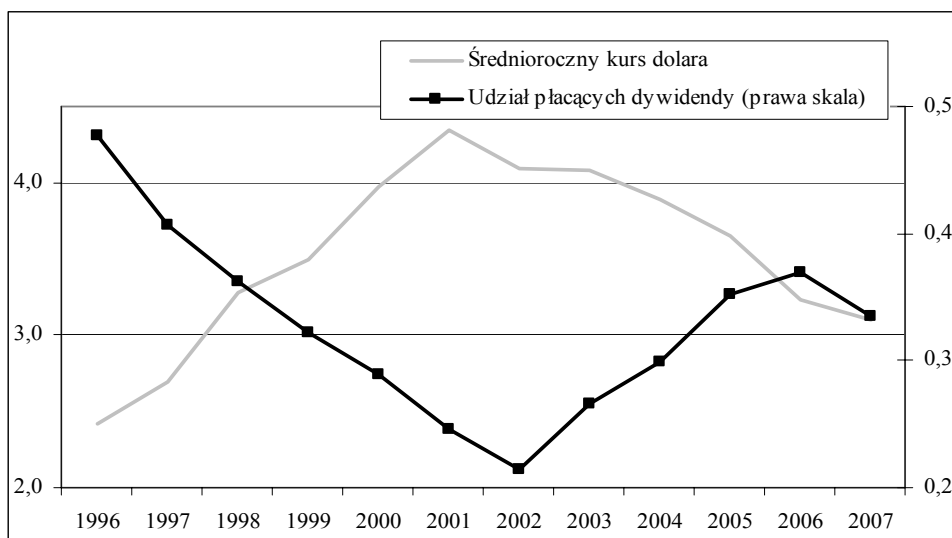
Źródło: obliczenia własne.



Rys. 2. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i dynamik inwestycji oraz importu w roku $t - 1$

Źródło: obliczenia własne.

Logit udziału spółek płacących dywidendy w danym roku jest istotnie na poziomie istotności 0,05 dodatnio skorelowany z dynamiką PKB w poprzednim roku (Z_{1t-1}), dynamiką nakładów inwestycyjnych w poprzednim roku (Z_{2t-1}), dynamiką importu w poprzednim roku (Z_{3t-1}), premią dywidendową oraz ujemnie ze średniorocznym kursem dolara w poprzednim roku (Z_{5t-1}), a także udziałem firm z ujemną wartością księgową w poprzednim roku (Z_{8t-1}).



Rys. 3. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i średniorocznego kursu dolara w roku $t - 1$

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów

Zmienne	Parametry	Standardowy błąd oceny	t-Student	Wartość p	
const	-0,2967	0,2793	-1,06	0,3192	
Z_{1t-1}	0,0684	0,0204	3,35	0,0101	**
Z_{5t-1}	-0,2642	0,0521	-5,07	0,0010	***
Z_{10t-1}	0,2001	0,0508	3,94	0,0043	***

Błąd standardowy HAC, szerokość okna 1 (jądro Bartletta).

Źródło: obliczenia własne w programie Gretl.

Współczynnik determinacji $R^2 = 0,9609$, skorygowany $R^2 = 0,9462$
Statystyka F (3, 8) = 65,5 (wartość $p = 5,67e - 06$)

Statystyka testu Durbina-Watsona = 2,4767

$d^* = 4 - 2,4767 = 1,5233$ $d_L = 0,6577$ $d_U = 1,8640$ (brak decyzji)

Test na normalność rozkładu reszt:

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

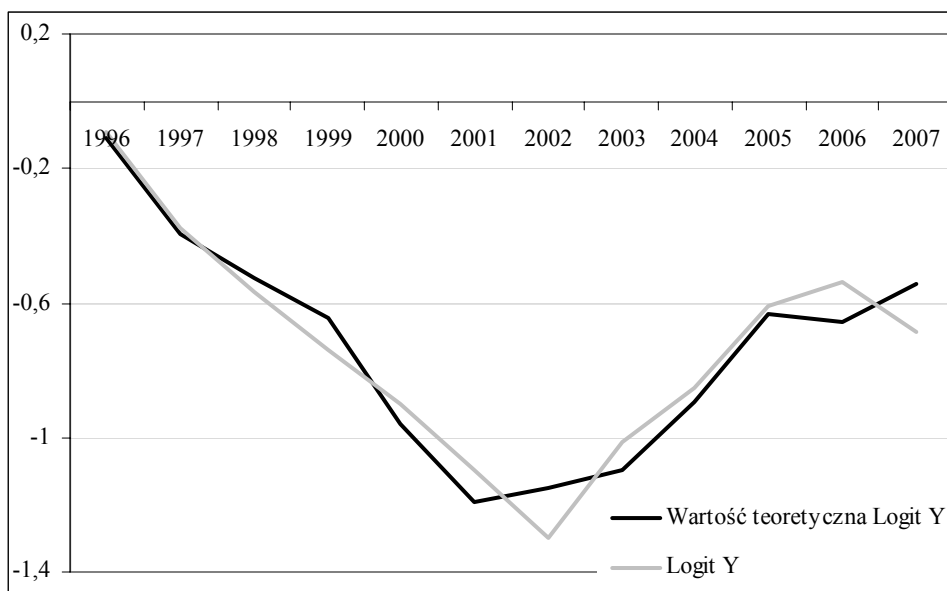
Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 2,39 z wartością $p = 0,3024$

Test ARCH dla pierwszego rzędu opóźnienia:

Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje

Statystyka testu: LM = 0,61 z wartością $p = P(\text{Chi-Square}(1) > 0,61) = 0,4362$.

W wyniku zastosowania procedury modelowania od ogółu do szczegółu modelem o najwyższej wartości współczynnika determinacji okazał się model z trzema zmiennymi objaśniającymi (Z_{1t-1} , Z_{5t-1} , Z_{10t-1}) – model wyjaśnia zmienność częstości wypłat dywidend w 96,09%. Prawdopodobieństwo wypłaty dywidendy rośnie wraz ze wzrostem dynamiki PKB, wzrostem wartości premii dywidendowej i spadkiem kursu złotego wobec dolara.



Rys. 4. Porównanie wartości empirycznych z wartościami teoretycznymi otrzymanymi z najlepszego modelu

Źródło: obliczenia własne.

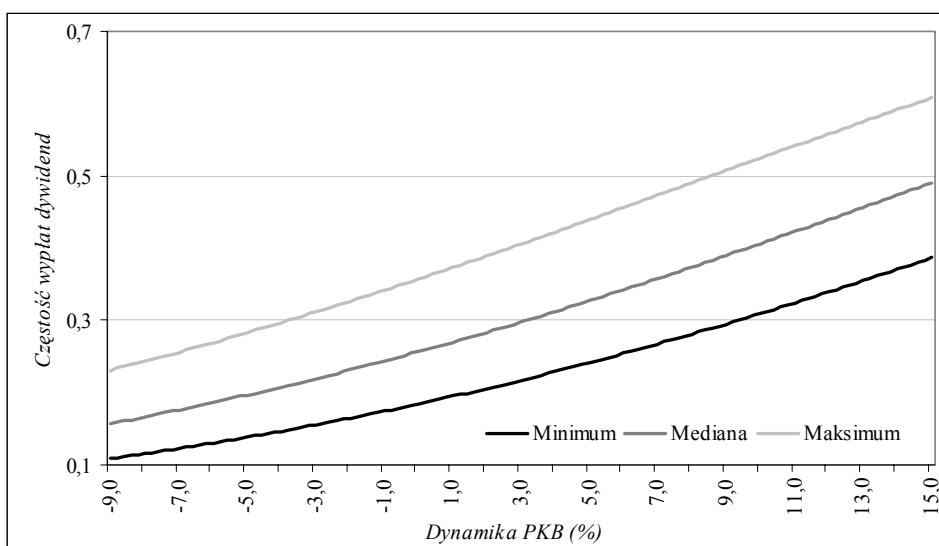
Oszacowany model pozwala na dokonanie symulacji częstości wypłat dywidend w zależności od zmian sytuacji makroekonomicznej.

Tabela 4. Statystyki podstawowe zmiennych objaśniających

Zmienna	Średnia	Mediana	Minimum	Maksimum	Dolny kwartyl	Górny kwartyl
$Z_{1,t-1}$	4,6000	4,7500	1,2000	7,0000	3,7500	6,1000
$Z_{5,t-1}$	3,5221	3,5739	2,4244	4,3464	3,1687	4,0248
$Z_{10,t-1}$	0,8930	0,8856	-0,2111	1,7515	0,7280	1,2029

W przypadku kursu złotego wobec dolara wartość maksymalna jest wartością najgorszą, a wartość minimalna jest wartością najlepszą (destymulantą).

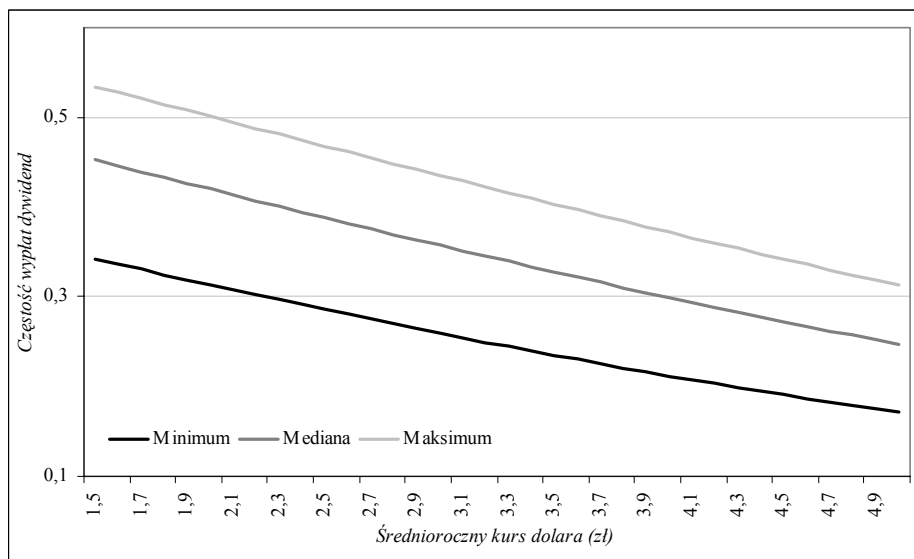
Źródło: obliczenia własne.



Rys. 5. Rozkład częstości wypłat dywidend w zależności od dynamiki PKB (przy założeniu, że pozostałe dwie zmienne objaśniające przyjmą wartości na poziomie odpowiednio minimum, mediany i maksimum)

Źródło: obliczenia własne.

Jeżeli założymy, że wszystkie zmienne objaśniające przyjmą w roku $t-1$ wartości na poziomie median z analizowanego okresu, to w roku t dywidendy powinny wypłacić 32,3% spółek notowanych na warszawskiej giełdzie. Jeżeli jednak sytuacja makroekonomiczna uległaby bardzo znacznej poprawie i np. w roku $t-1$ dynamika PKB wyniosłaby 8%, średnioroczny kurs dolara wyniósłby 2 zł, a premia dywidendowa zanotowałaby maksymalną wartość z analizowanego okresu, to można oczekiwać, że w roku t dywidendy wypłaci 51,8% notowanych spółek. Ale jeśli sytuacja uległaby drastycznemu pogorszeniu i np. w roku $t-1$ dynamika PKB wyniosłaby -5% , średnioroczny kurs dolara wzrósłby do 5 zł, a premia dywidendowa zanotowałaby minimalną wartość z analizowanego okresu, to można oczekiwać, że w roku t dywidendy wypłaciłoby tylko 11,9% notowanych spółek.



Rys. 6. Rozkład częstości wypłat dywidend w zależności od średniorocznego kursu dolara (przy założeniu, że pozostałe dwie zmienne objaśniające przyjmują wartości na poziomie odpowiednio minimum, mediany i maksimum)

Źródło: obliczenia własne.

Literatura

- [1] Black F., *The dividend puzzle*, "Journal of Portfolio Management", Winter 1976, s. 634-639.
- [2] Baker M., J. Wurgler, *A catering theory of dividends*, "The Journal of Finance", vol. LIX, no. 3, June 2004, s. 1125-1165.
- [3] Baker M., Wurgler J., *Appearing and disappearing dividends: The link to catering incentives*, "Journal of Financial Economics" vol. 73, issue 2, 2004, s. 271-288.
- [4] Bartram S.M., Brown P., How J.C.Y., Verhoeven P., *Agency conflicts and corporate payout policies: a global study*, University of Auckland, November 2007.
- [5] Brav A., Graham J., Harvey C., Michaely R., *Payout policy in the 21st Century*, "Journal of Financial Economics" vol. 77, issue 3, 2005, s. 483-527.
- [6] Charemza W.W., Deadman D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- [7] Damodaran A., *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*, Helion, Gliwice 2007.
- [8] DeAngelo H., DeAngelo L., Stulz R., *Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory*, "Journal of Financial Economics", vol. 81, issue 2, 2006, s. 227-254.
- [9] Denis D.J., Osobov I., *Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy*, "Journal of Financial Economics", vol. 89, issue 1, July 2008, s. 62-82.
- [10] Fama E.F., French K.F., *Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?* "Journal of Financial Economics", vol. 60, issue 1, 2001, s. 3-43.

- [11] Jajuga K., *Modele z dyskretną zmienną objaśnianą*, [w:] S. Bartosiewicz (red.), *Estymacja modeli ekonometrycznych*, PWE, Warszawa 1990.
- [12] Kowerski M., *Mikro- i makroekonomiczne czynniki kształtowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej nr 1136, AE, Wrocław 2006, s. 216-227.
- [13] Kowerski M., *Wpływ dotychczasowych strategii dywidendowych na bieżące decyzje o wypłatach dywidend przez spółki giełdowe*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej nr 1175, AE, Wrocław 2007, s. 156-164.
- [14] La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R., *Agency problems and dividend policy around the world*, "Journal of Finance" vol. LV, 2000, s. 1-33.
- [15] Lintner J., *Distribution of incomes of corporation among dividends, retained earnings and taxes*, "American Economic Review" 1956, 46 (2), s. 97-113.
- [16] Maddala G.S., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2006.
- [17] Miller M., Modigliani F., *Dividend policy, growth and valuation of shares*, "The Journal of Business" 1961, 34, s. 411-433.
- [18] Noga A., *Teorie przedsiębiorstw*, PWE, Warszawa 2009.
- [19] Renneboog L., Szilagyi P.G., *How relevant is dividend policy under low shareholder protection*, Working Paper, Tilburg University, February 2007.
- [20] Salas J.M., Chahyadi C.S., *Is there a lower propensity to pay dividends? A decomposition of dividend payers*, Division of Finance, Michael F. Price College of Business, University of Oklahoma, February 2006.
- [21] von Eije H., Megginson W.L., *Dividends and share repurchases in the European Union* "Journal of Financial Economics", vol. 89, issue 2, 2008, s. 347-374.
- [22] Zhuang Ch., *Dividends Y.Fu, Taxes, signaling: evidence from the 2003 dividend tax cut*, Working Paper, University of Georgia, Athens, 2008, electronic copy: <http://ssrn.com>.

INFLUENCE OF MACROECONOMIC FACTORS ON THE DIVIDEND DECISIONS OF COMPANIES QUOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

It was shown in the paper with the use of logit model that the share of the dividend payers in the Warsaw Stock Exchange between 1996 and 2007 depends on the GDP rate of growth, USD exchange rate and dividend premium. For example, if the variables mentioned above took the values at the level of medians in the analyzed period 32.5% of companies quoted on the Warsaw Stock Exchange would pay dividends. But if the macroeconomic conditions improved dramatically; for example GDP would increase to 8%, USD exchange rate would decrease to 2 PLN and the dividend premium would take the maximum value in the analyzed period the share of dividend payers would increase to 53.7%. On the other hand if macroeconomic conditions deteriorated dramatically (adequately data: – 4%, 5 PLN and minimum value of dividend premium) only 13% of companies would pay dividends.