

Wpływ nastrojów gospodarczych przedsiębiorców i konsumentów na decyzje dywidendowe spółek kapitałowych

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

Streszczenie: *W dotychczasowych badaniach czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek kapitałowych zdecydowanie większe znaczenie nadaje się czynnikom mikroekonomicznym, opisującym sytuację ekonomiczno-finansową przedsiębiorstwa, a znacznie mniejsze – czynnikom makroekonomicznym, przy czym brak jest analiz wpływu nastrojów gospodarczych (economic sentiment) na politykę dywidendową spółek. A przedsiębiorstwa nie funkcjonują „w próżni”. Na ich działalność i decyzje znaczący wpływ ma sytuacja gospodarcza (koniunktura) w danym kraju, a nawet koniunktura światowa i jej postrzeganie przez przedsiębiorców.*

Do weryfikacji hipotezy o wpływie nastrojów gospodarczych na decyzje dywidendowe spółek notowanych w latach 1996–2009 na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie zastosowano modele logitowe, w których zmienną objaśnianą był logit udziału spółek wypłacających dywidendy w ogólnej liczbie notowanych na giełdzie spółek w końcu bieżącego roku, a zmiennymi objaśniającymi tempo zmian PKB w roku poprzednim oraz barometr nastrojów gospodarczych w roku bieżącym. Oszacowane modele pozwoliły wyciągnąć wnioski, że oprócz sytuacji ekonomiczno-finansowej w roku $t - 1$ na podejmowane w roku t decyzje dywidendowe wpływ mają nastroje gospodarcze występujące w polskiej gospodarce w maju roku t . Jest to o tyle zrozumiałe, że zgodnie z polskim kodeksem spółek prawa handlowego firma powinna podjąć decyzję o podziale zysku w ciągu 6 miesięcy od zakończenia roku gospodarczego. Tak więc zarządy spółek i akcjonariusze przy podejmowaniu decyzji dywidendowych biorą pod uwagę nie tylko sytuację gospodarczą w poprzednim roku, ale również własne oceny bieżącej koniunktury gospodarczej. Może to być dodatkowe wyjaśnienie ograniczenia wypłat dywidend podczas ostatniej recesji.

Wprowadzenie

W dotychczasowych badaniach czynników determinujących decyzje dywidendowe spółek kapitałowych zdecydowanie większe znaczenie mają czynniki mikroekonomiczne opisujące sytuację ekonomiczno-finansową przedsiębiorstwa, a znacznie mniejsze – czynniki makroekonomiczne, przy czym brak jest analiz wpływu nastrojów gospodarczych (*economic sentiment*) na politykę dywidendową spółek. W ogóle nie analizowano wpływu nastrojów gospodarczych przedsiębiorców i konsumentów (akcjonariuszy) na decyzje o tym, czy płacić dywidendy, czy też nie.

Celem artykułu jest analiza wpływu nastrojów gospodarczych (*economic sentiment*) na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996–2009. Do jego realizacji zastosowano logitowe modele zmian udziałów płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek.

1. Czynniki determinujące decyzje dywidendowe spółek kapitałowych¹

Podstawowy kierunek badań nad czynnikami decyzji dywidendowych w ostatnich latach wyznaczyli Eugene F. Fama i Kennetha R. French, którzy w swojej jakże inspirującej pracy (*seminal*) zaproponowali cztery zmienne opisujące rentowność (stopa zwrotu z aktywów), wielkość (udział w kapitalizacji giełdy) i możliwości inwestycyjne spółek (mierzone wskaźnikiem wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów lub

¹ Rozdział pierwszy pochodzi z pracy: [Kowerski 2009a].

roczną stopą wzrostu aktywów) [Fama, French 2001]. 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, iż 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 analizy opartą na modelach logitowych.

Harry DeAngelo, Linda DeAngelo oraz René Stulz rozszerzyli listę czynników determinujących decyzje o wypłatach dywidend o wynikające z teorii cyklu życia firmy zmienne opisujące dojrzałość spółki: liczba lat od chwili „upublicznienia” akcji, a przede wszystkim wskaźnik zysków zatrzymanych do kapitałów własnych oraz wskaźnik zysków zatrzymanych do aktywów ogółem [DeAngelo, DeAngelo, Stulz 2006], przy czym bardziej skłonne do płacenia dywidend są firmy dojrzałe. Innymi często stosowanymi do wyjaśnienia decyzji dywidendowych zmiennymi są: wskaźnik dźwigni finansowej mierzony relacją wartości księgowej zadłużenia do wartości księgowej aktywów [von Eije, Megginson 2008, s. 363], stopień kontroli spółki przez akcjonariuszy mierzony m.in. udziałami w kapitale akcyjnym największego i ewentualnie drugiego pod względem wartości akcji akcjonariusza, udziałami akcjonariuszy instytucjonalnych w tym skarbu państwa itp. [Renneboog, Szilagyi 2007], wprowadzona do badań przez Johna Leintnera lepkość dywidend [Lintner 1956] mierzona za pomocą opóźnionej w czasie zmiennej objaśnianej, która przyjmuje dwie wartości: 1, jeżeli firma w poprzednim roku wypłaciła dywidendę, i 0 w przeciwnym przypadku [DeAngelo, DeAngelo, Stulz 2006, s. 237], czy też ryzyko ekonomiczno-finansowe i rynkowe mierzone odchyleniem standardowym lub zmiennością wyników ekonomiczno-finansowych lub rynkowych w poprzednich latach [von Eije, Megginson 2008, 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 badanie dotyczy.

Wśród zmiennych opisujących system prawno-finansowy bardzo często sięgano do opisów polityki podatkowej. Czynnik ten miał szczególnie duże znaczenie w Stanach Zjednoczonych, jako że amerykańska polityka podatkowa w zakresie dywidend w przeciągu 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 wyżej opodatkowane niż dochody kapitałowe.

Fakt ten skłonił Fischera Blacka do sformułowania tzw. zagadki dywidendowej (*dividend puzzle*) [Black 1976], polegającej na pytaniu, dlaczego firmy jednak płacą 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 Fischera Blacka opiera się na dwóch przesłankach. Pierwszą jest teoria niezależności (*irrelevance*) dywidend Franco Modiglianiego i Merton Millera mówiąca, że dla wartości firmy nie ma znaczenia, czy wypłaciła dywidendę, czy też zatrzymała zyski [Miller, Modigliani 1961]. Druga przesłanka 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. Jednak 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, 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 [Damodaran 2007, s. 1031].

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.

Badania Jesusa Salasa i Candry Chahyadiego 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 [Salas, Chahyadi 2006]. Takiego wyniku można było się jednak spodziewać, zważywszy na fakt malejącego udziału spółek płacących dywidendy i tendencji do zmniejszania aż do wyrównania różnic pomiędzy obydwoma podatkami. Zresztą z badań Alona Brava, Johna Grahama, Campbella Harveya i Roniego Michaely [Brav i inni 2005] wynika, że menedżerowie uważają, iż podatki mają mały wpływ na politykę dywidendową zarządzanych przez nich firm.

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 [Zhuang, Fu 2008].

Innym czynnikiem jest system monetarny. Na możliwość różnych decyzji dywidendowych spółek w zależności od systemu monetarnego zwrócili uwagę Henk von Eije oraz William 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 przypadku. 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 [von Eije, Megginson 2008, 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 Rafaela La Porta, Florencio Lopez-de-Silanesa, Andrei Shleifera oraz Roberta Vishny [La Porta i inni 2000] 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 Henka von Eije oraz Williama 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 [von Eije, Megginson 2008, s. 364]. Przeprowadzone na danych z lat 1984–2006 dla 48 krajów (31,2 tys. spółek i 280,1 tys. obserwacji) przez zespół w składzie Söhnke M. Bartram, Philip Brown, Janice C.Y. How oraz Peter Verhoeven [Bertram i inni 2007] badania 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 różnica była nieistotna statystycznie (68,7% wobec 64,6%)³.

Na uwagę zasługuje również dość często rozpatrywana zmienna „premia dywidendowa”. Została ona zaproponowana przez Malcolma Bakera i Jeffreya Wurglera w ramach cateringowej teorii dywidend [Baker, Wurgler 2004a]. Zgodnie z tą teorią firmy są bardziej skłonne do płacenia dywidend, jeśli rynek nagradza tę decyzję, lepiej wyceniając płacących dywidendy. Innymi słowy, firmy są bardziej chętne do płacenia dywidend, jeżeli wyższa jest premia dywidendowa. Do pomiaru premii dywidendowej autorzy zastosowali różnicę logarytmów naturalnych nieważonych lub ważonych średnich wskaźników całkowitej wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów dla spółek płacących dywidendy i niepłacących ich. W kolejnej pracy Malcolm Baker i Jeffrey Wurgler, korzystając z danych spółek notowanych na giełdach nowojorskich w latach 1963–2000, pokazali, że premia dywidendowa dobrze wyjaśnia zmiany udziałów spółek płacących dywidendy [Baker, Wurgler 2004b]. David Denis i Igor Osobov stwierdzili jednak, że hipoteza cateringowa nie sprawdza się poza Stanami Zjednoczonymi [Denis, Osobov 2008].

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

Zastanawia, że wśród rozpatrywanych czynników determinujących decyzje dywidendowe na rozwiniętych rynkach kapitałowych niemal brak jest zmiennych opisujących zmiany sytuacji gospodarczej (konjunktury gospodarczej). Do nielicznych wyjątków należy tutaj praca Marcusa i Martina Jacobów [Jacob, Jacob 2010], którzy pokazali pozytywny wpływ tempa wzrostu PKB na decyzje dywidendowe. Również badania autora pokazały znaczący istotny wpływ sytuacji makroekonomicznej mierzonej tempem wzrostu PKB oraz kursu wymiany złotego na dolara na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996–2008 [Kowerski 2006; 2007].

2. Pomiar nastrojów gospodarczych

Badanie nastrojów gospodarczych (*business tendency surveys*), nazywane również badaniem opinii gospodarczej (biznesowej) lub badaniem klimatu gospodarczego (biznesowego), polega na wnioskowaniu o aktywności gospodarczej na podstawie wyników ankietyzacji kierowników przedsiębiorstw oraz konsumentów na temat bieżącej sytuacji ich firm (gospodarstw domowych) oraz ich planów i oczekiwań na najbliższą przyszłość, a także ich ocen i prognoz sytuacji społeczno-gospodarczej kraju.

Badania nastrojów gospodarczych prowadzone są w celu uzyskania jakościowych informacji wykorzystywanych do monitorowania bieżącej sytuacji gospodarczej i prognozowania krótkookresowego. Dotychczasowe doświadczenia pokazują, że informacje pochodzące z tych badań są bardzo ważnym uzupełnieniem tzw. twardych danych statystycznych i odzwierciedlają subiektywne oceny sytuacji gospodarczej przez przedsiębiorców i konsumentów.

Badania nastrojów gospodarczych mają stosunkowo długą tradycję. Już w oficjalnych statystykach niemieckich z drugiej połowy XIX w. można znaleźć wyniki analiz gospodarczych prowadzonych w oparciu o ankiety. Regularne badania ankietowe producentów rozpoczęto w USA w latach 20. XX w., natomiast w Republice Federalnej Niemiec, Francji i we Włoszech jako początek prowadzenia systematycznych analiz tego rodzaju przyjmuje się koniec lat 40. i początek 50. [Barczyk, Kowalczyk 1993, s. 151].

W latach 40. XX w. George Katona, urodzony na Węgrzech psycholog i ekonomista z Ośrodka Badań Ankietowych Uniwersytetu Michigan, zaczął pytać konsumentów o ich plany. Od 1946 r. Uniwersytet Michigan prowadzi regularne (początkowo roczne, później kwartalne i w końcu miesięczne) badania ankietowe konsumentów, które pozwalają obliczyć jedną z najbardziej znanych oraz najwyżej cenionych na świecie subiektywnych miar oceny sytuacji gospodarczej – Indeks Nastrojów Konsumentów Uniwersytetu Michigan (*The University of Michigan's Index of Consumer Sentiment*) [Yamarone 2006, s. 190].

Do rozpowszechnienia metody oceny konjunktury gospodarczej w wyniku bezpośrednich badań ankietowych przyczyniły się w Europie Zachodniej instytuty badawcze, wśród których najważniejszą rolę odegrały Institut für Wirtschaftsforschung (IFO) w Monachium, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) w Paryżu oraz Instituto Nazionale per lo Studio della Congiuntura (ISCO) w Rzymie.

W 1952 r. instytuty te utworzyły międzynarodową organizację do prowadzenia i pogłębiania badań ankietowych nad koniunkturą o nazwie Comité International pour l'Etude des mathodes Conjoncturelles (CIMCO). W roku 1960 CIMCO przemianowano na Centre for International Research on Economic Tendency Surveys (CIRET), którego sekretariat znajduje się w Swiss Institute for Business Cycle Research w Zurychu.

Obecnie badania nastrojów gospodarczych prowadzone są systematycznie w ponad 50 krajach świata, w tym we wszystkich krajach członkowskich OECD oraz Unii Europejskiej.

W Polsce zainicjowane w Instytucie Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Statystyki i Planowania (obecnie Szkoła Główna Handlowa) w Warszawie w 1986 r. przez dr. Alfreda Biecia badania wskaźników wczesnego ostrzegania w przemyśle przetwórczym sektora publicznego dały początek prowadzonym do dziś badaniom konjunktury gospodarczej [Bieć 2008, s. 12]. Od III kwartału 1998 r. barometr konjunktury Instytutu Rozwoju Gospodarczego BARIRG obliczany jest kwartalnie jako średnia ważona siedmiu sektorowych wskaźników konjunktury. Wskaźnikom konjunktury w budownictwie, rolnictwie, handlu, sektorze bankowym i transporcie przypisywana jest waga pojedyncza – 1/9. Natomiast wskaźnik konjunktury w przemyśle oraz wskaźnik kondycji gospodarstw domowych wchodzi w skład barometru z wagami podwójnymi, czyli 2/9 [Adamowicz 2008, s. 11–21].

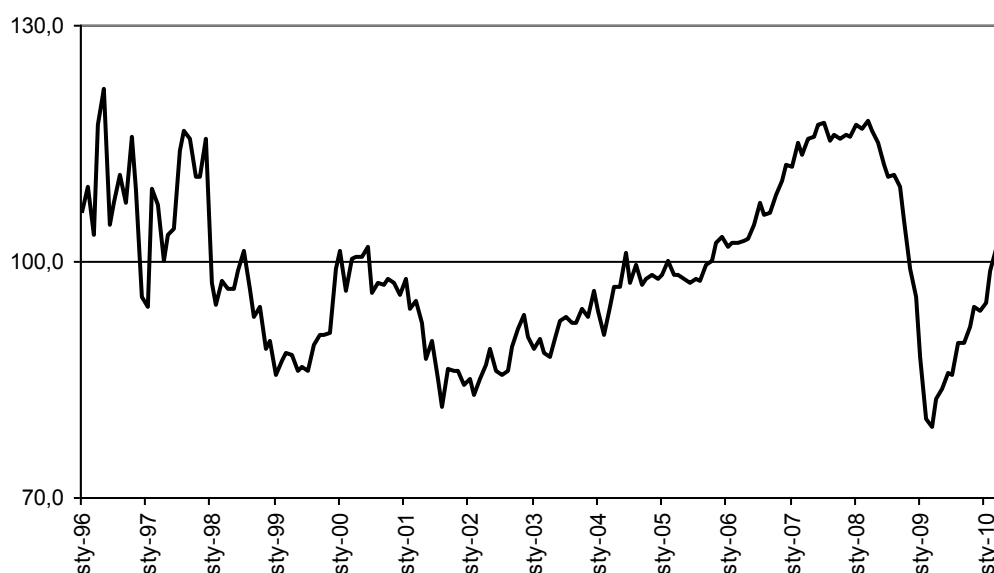
Szczególnie ważne miejsce w upowszechnianiu badań nastrojów gospodarczych zajmuje Dyrekcja Generalna Gospodarki i Finansów Komisji Europejskiej (*Directorate General for Economic and Financial Affairs*)⁴, która

⁴ http://europa.eu.int/comm/dgs/economy_finance/index_en.htm.

od 1961 r. realizuje decyzję Komisji Europejskiej z 15 listopada 1961 r. w sprawie wprowadzenia zharmonizowanego programu badań nastrojów gospodarczych przedsiębiorców i gospodarstw domowych (*The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*). W oparciu o tę decyzję stopniowo wprowadzano badania kolejnych sektorów gospodarek krajów członkowskich. I tak, w 1961 r. rozpoczęto badania przemysłu przetwórczego, w 1966 r. – budownictwa, w 1972 r. – gospodarstw domowych, w 1984 r. – handlu detalicznego, w 1996 r. – usług, a ostatnio również sektora bankowego. Korzystając z testu koniunktury oblicza się co miesiąc wskaźniki klimatów koniunktury w poszczególnych sektorach (*confidence indicators*) oraz syntetyczny barometr nastrojów gospodarczych (*Economic Sentiment Index*). Obecnie badaniami objętych jest 27 państw członkowskich oraz Chorwacja i Turcja jako kraje kandydujące. W poszczególnych krajach badania realizują ministerstwa, urzędy statystyczne, banki i organizacje przedsiębiorców. W Polsce badania te dla przedsiębiorstw realizuje Główny Urząd Statystyczny, natomiast gospodarstwa domowe bada GfK Polonia. W Polsce co miesiąc na jednakowe dla całej Unii pytania odpowiada 20 tys. respondentów.

Barometry nastrojów gospodarczych są syntetycznymi miarami nastrojów przedsiębiorców wszystkich sektorów i konsumentów danego kraju.

Obliczany przez Komisję Europejską dla Polski barometr nastrojów gospodarczych (*Economic Sentiment Indicator*) jest ważoną średnią arytmetyczną standaryzowanych zdesezonalizowanych sald odpowiedzi na 15 pytań dotyczących oceny bieżącej i prognozowanej sytuacji w budownictwie, przemyśle handlu i usługach oraz prognoz sytuacji gospodarstw domowych i sytuacji w kraju. Ważona średnia odpowiedzi na wybrane pytania jest skalowana, aby uzyskać długookresową średnią równą 100 oraz odchylenie standardowe równe 10, stąd też barometr nastrojów gospodarczych jest unormowany na przedział od 0 do 200, przy czym wartości poniżej 100 oznaczają przewagę pesymizmu w ocenie bieżącej sytuacji gospodarczej (nastroje gorsze od długookresowej średniej) [The Joint Harmonised 2007]⁵.



Rys. 1. Zmiany wartości barometru nastrojów gospodarczych liczonego zgodnie z metodologią Komisji Europejskiej w Polsce w latach 1996–2010

Źródło: http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm

3. Zmiany udziałów wypłat dywidend na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Liczyby spółek wypłacających dywidendy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie podlegały różnokierunkowym zmianom. Początkowo wraz z szybkim wzrostem liczby notowanych na giełdzie spółek obserwowano wzrost, chociaż nieregularny, liczby spółek wypłacających dywidendy. W 1999 r. 66 spółek wypłaciło dywidendy. Potem nastąpił spadek liczby płacących dywidendy do 40 spółek w 2002 r. Od 2003 r. obserwuje się ponowny wzrost liczby płatników dywidend, szczególnie wyraźny w latach 2005–2007. W 2008 r. dywidendy

⁵ Omówienie sposobu liczenia barometru nastrojów gospodarczych można znaleźć również w pracy: [Kowerski, 2009b].

wypłaciło 109 spółek, jednak w 2009 r. liczba płacących dywidendy ponownie zmniejszyła się do 93 spółek. W latach 1992–2009 spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie dokonały 970 wypłat dywidend gotówkowych.

Tab. 1. Udziały spółek płacących dywidendy w danym roku do liczby spółek notowanych w końcu roku

Rok	Spółki ogółem			Spółki krajowe			Spółki zagraniczne		
	Spółki ogółem w końcu roku	Płacący dywidendy ogółem w danym roku	Udział spółek płacących dywidendy (%)	Spółki krajowe w końcu roku	Płacące dywidendy spółki krajowe w danym roku	Udział spółek płacących dywidendy wśród spółek krajowych (%)	Spółki zagraniczne w końcu roku	Płacące dywidendy spółki zagraniczne w danym roku	Udział spółek płacących dywidendy wśród spółek zagranicznych (%)
1992	16	6	37,5	16	6	37,5	0	0	0,0
1993	22	7	31,8	22	7	31,8	0	0	0,0
1994	44	7	15,9	44	7	15,9	0	0	0,0
1995	65	35	53,8	65	35	53,8	0	0	0,0
1996	83	37	44,6	83	37	44,6	0	0	0,0
1997	143	39	27,3	143	39	27,3	0	0	0,0
1998	198	58	29,3	198	58	29,3	0	0	0,0
1999	221	67	30,3	221	67	30,3	0	0	0,0
2000	225	62	27,6	225	62	27,6	0	0	0,0
2001	230	54	23,5	230	54	23,5	0	0	0,0
2002	216	40	18,5	216	40	18,5	0	0	0,0
2003	203	48	23,6	202	48	23,8	1	0	0,0
2004	230	57	24,8	225	56	24,9	5	1	20,0
2005	255	78	30,6	248	75	30,2	7	3	42,9
2006	284	87	30,6	272	84	30,9	12	3	25,0
2007	351	86	24,5	328	81	24,7	23	5	21,7
2008	374	109	29,1	349	95	27,2	25	14	56,0
2009	379	93	24,5	354	89	25,1	25	4	16,0

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z roczników giełdowych wydawanych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie

Udział spółek płacących dywidendy liczono jako iloraz liczby spółek wypłacających dywidendy w roku t do liczby spółek notowanych w końcu roku $t^{(6)}$.

Do 1996 r. udział spółek płacących dywidendy w ogólnej licznie spółek notowanych w końcu roku podlegał bardzo dużym wahaniom, chociaż poza 1994 r. był on dość wysoki – najwyższy udział odnotowano w 1995 r. (58,5%). Począwszy od 1996 r., udział spółek płacących dywidendy zaczął spadać, by osiągnąć minimum w 2002 r. (18,5%). W latach 2003–2006 udział ten zaczął ponownie wzrastać (do ok. 30%), jednak w 2007 r. znów się obniżył (do 24,5%), co wynikało przede wszystkim z rekordowej liczby debiutantów, którzy z reguły, poza nielicznymi wyjątkami, nie płacą dywidend w roku wejścia na giełdę. W 2008 r. odnotowano ponowny wzrost udziału spółek płacących dywidendy do 29,1%, ale w 2009 r. udział spółek płacących dywidendy w danym roku w ogólnej liczbie spółek notowanych w końcu roku ponownie spadł do 24,5%. Obliczony jako iloraz sumy wypłat dywidend w latach 1992–2009 do sumy liczby spółek notowanych w końcu każdego z lat analizowanego okresu i przemnożony przez 100% przeciętny udział płacących dywidendy w latach 1992–2009

⁶ Przyjęcie takiego sposobu liczenia sprawia, że spółka, która wypłaciła dywidendę w roku t i w tym samym roku została wykluczona z giełdy, nie była uwzględniana w mianowniku ilorazu. Ze względu na tego typu jednostkowe sytuacje nie ma to jednak wpływu na prowadzone wnioskowanie.

wyniósł 27,4%. Omawiając zmiany udziału płacących dywidendy, podkreślić należy, że ze względu na krótki okres notowań, a także stosunkowo niską skłonność do wypłat w początkowym okresie funkcjonowania giełdy, nie zanotowano zjawiska „drastycznego znikania” dywidend, które tak niepokoi wielu badaczy rozwiniętych rynków kapitałowych [Fama, French 2001].

Jednak jak pokazują badania zespołu kierowanego przez Söhnke Bartrama, Polska pod względem skłonności do płacenia dywidend pomimo wzrostu w ostatnich latach znajduje się na ostatnich miejscach wśród 43 analizowanych państw [Bartram i inni 2007]⁷.

4. Metoda badania

Do badania przyjęto spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995–2009.

Zważywszy na to, że w momencie podejmowania przez walne zgromadzenia akcjonariuszy decyzji o wypłacie lub nie dywidendy sytuacja makroekonomiczna z roku poprzedniego, jak również jej konsekwencje w roku bieżącym są już dobrze znane i przeanalizowane, założono, że o decyzjach dywidendowych podejmowanych w roku t może decydować sytuacja makroekonomiczna w roku $t - 1$, natomiast nastroje gospodarcze właścicieli i zarządzających spółkami dotyczą roku, w którym podejmowana jest decyzja o podziale zysku.

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

$$\text{Logit}Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t-1} + \alpha_2 Z_{2t-1} + \dots + \alpha_k Z_{kt-1} + \beta_1 ESI_{1t} + \dots + \beta_{12} ESI_{12t} + \varepsilon_t,$$

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 [Jajuga 1990],

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

$ESI_{1t}, ESI_{2t}, \dots, ESI_{12t}$ – barometry nastrojów gospodarczych w kolejnych miesiącach roku t ,

ε_t – składnik losowy,

$t = 1, 2, \dots, n$ – liczba lat.

Udowadnia się, że w wyżej zdefiniowanym liniowym modelu logitowym składniki losowe są heteroscedastyczne [Jajuga 1990]. W tej sytuacji dla wyznaczenia parametrów strukturalnych trzeba zastosować uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów, przy czym wektor ocen parametrów ma wtedy postać:

$$a = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} \text{Logit}Y,$$

gdzie:

$X = [Z|ESI]$ – macierz zmiennych objaśniających,

V – macierz diagonalna, w której na głównej przekątnej znajdują się oszacowane wartości wariancji składników losowych.

Udowadnia się też, że poszczególne elementy głównej przekątnej macierzy V mają postać [Jajuga 1990, s. 230]:

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

gdzie:

m_t – liczba spółek płacących dywidendy w roku t .

⁷ I wniosku tego nie może zmienić fakt, iż metodologia cytowanego badania uwzględnia tylko spółki o dodatnich wynikach, a nie wszystkie, co sprawia, że zaprezentowane skłonności są wyższe od przedstawionych wcześniej.

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

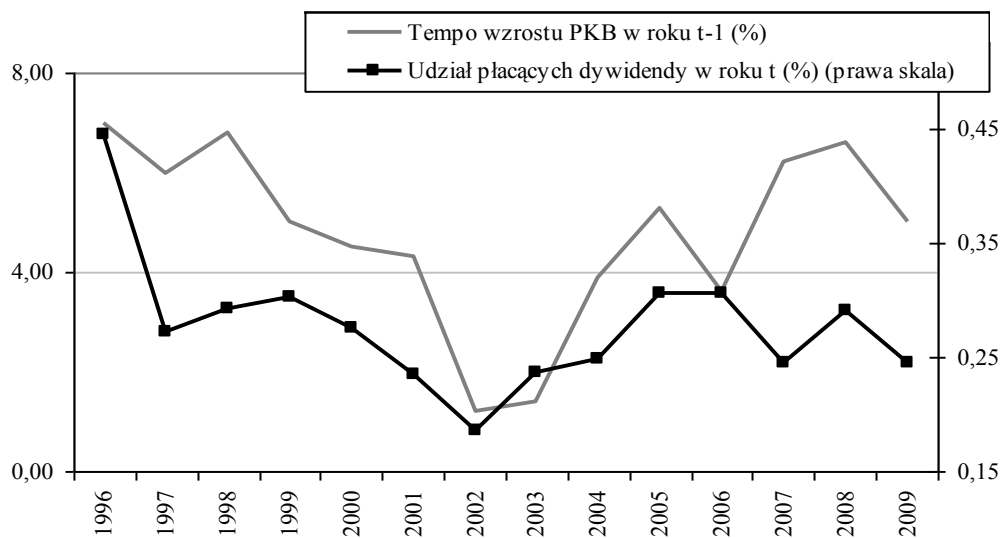
$$V = \begin{bmatrix} v_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & v_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & v_n \end{bmatrix} \quad \text{mamy:} \quad V^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{v_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{v_2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{v_n}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

Do wyboru najlepszego zestawu zmiennych objaśniających zastosowano metodę szacowania od ogółu do szczegółu [Charemza, Deadman 1997, s. 75–76; 86–91], przy czym za optymalny uznano model o największej skorygowanej wartości współczynnika determinacji ze wszystkimi parametrami istotnymi statystycznie na poziomie istotności 0,05⁸ oraz koincydentnymi [Hellwig 1976].

W prezentowanym badaniu do opisu decyzji dywidendowych przyjęto 8 zmiennych makroekonomicznych opisujących sytuację gospodarczą Polski w poprzednim roku oraz 12 barometrów opisujących nastroje gospodarcze dla Polski w końcu każdego z miesięcy roku bieżącego, które są potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi dla wyspecyfikowanego wyżej modelu.

5. Wyniki estymacji

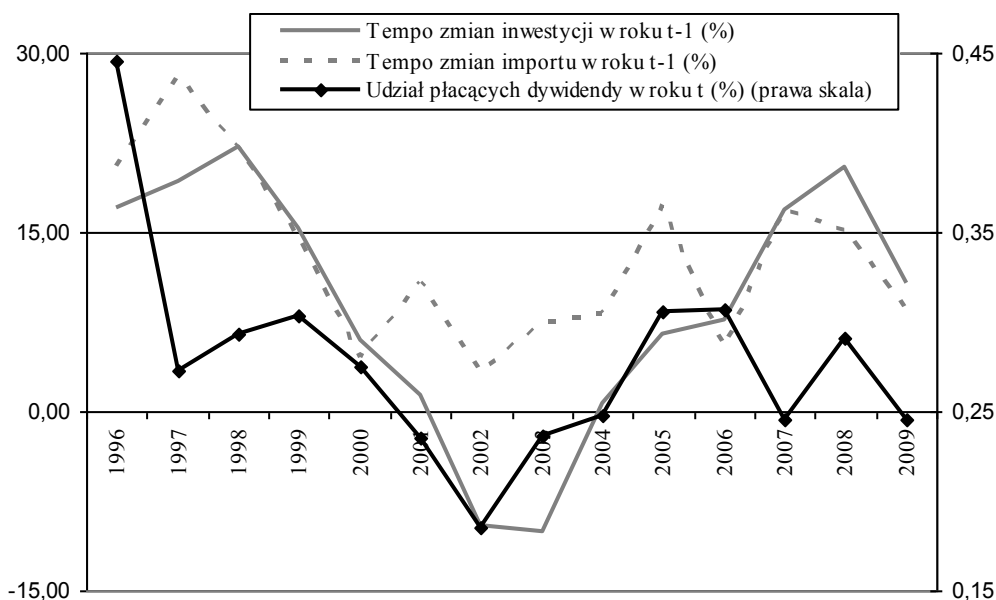
Ze względu na bardzo niewielkie liczby notowanych spółek w początkowym okresie funkcjonowania giełdy zdecydowano, że badaniem objęte zostaną spółki, które podejmowały decyzje o wypłatach dywidend w latach 1996–2009.



Rys. 2. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i tempo wzrostu PKB w roku $t - 1$ w latach 1996–2009. Spółki ogółem

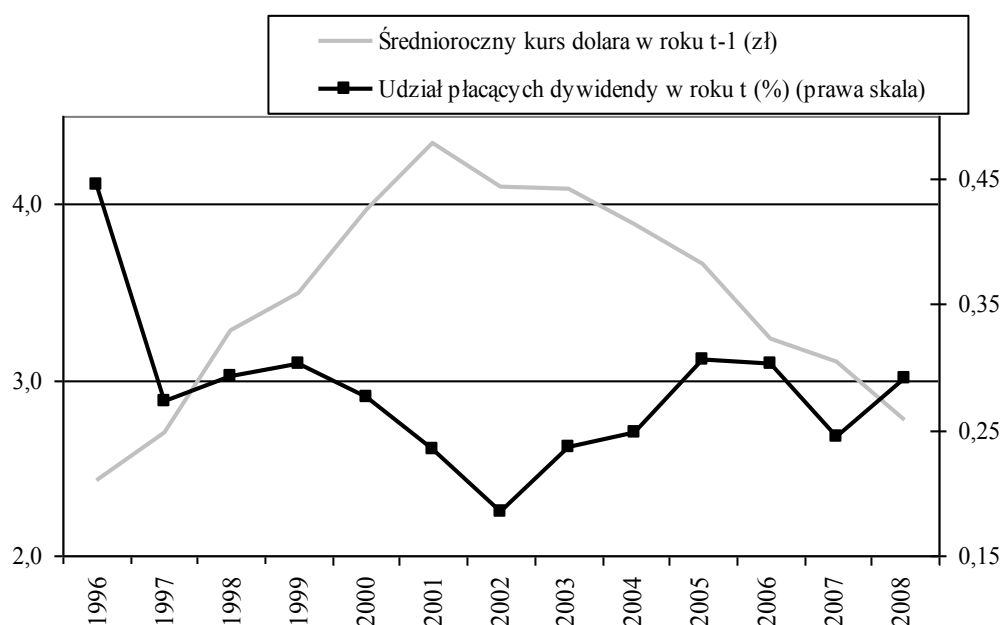
Źródło: Obliczenia własne

⁸ Dopuszczalna jest tylko nieistotność „wyrazu wolnego”.



Rys. 3. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i tempa zmian inwestycji oraz importu w roku $t - 1$ w latach 1996–2009. Spółki ogółem

Źródło: Obliczenia własne



Rys. 4. Zmiany udziałów spółek płacących dywidendy w roku t i średniorocznego kursu dolara w roku $t - 1$ w latach 1996–2009. Spółki ogółem

Źródło: Obliczenia własne

Już proste badanie zależności korelacyjnych wskazuje na trafność hipotezy o wpływie sytuacji ekonomicznej, rozwiązań prawnych oraz postrzegania tej sytuacji przez właścicieli i zarządzających spółkami na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W tym czasie średnio dywidendy płaciło 27,8% notowanych spółek⁹.

⁹ Jest to średnia arytmetyczna rocznych udziałów płacących dywidendy.

Tab. 2. Współczynniki korelacji (r) potencjalnych zmiennych objaśniających
z logitem udziałów spółek płacących dywidendy w roku t w latach 1995–2009 (14 obserwacji)

Nazwa zmiennej	Symbol zmiennej	Spółki ogółem		Spółki krajowe	
		r	poziom istotności	r	poziom istotności
Tempo zmian wartości PKB w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu do roku poprzedniego w cenach stałych (%)	Z_{1t-1}	0,6520	0,0115	0,6294	0,0159
Tempo zmian wartości nakładów inwestycyjnych w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu do roku poprzedniego w cenach stałych (w %)	Z_{2t-1}	0,5911	0,0260	0,5693	0,0336
Tempo zmian wartości importu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy w porównaniu do roku poprzedniego w cenach stałych (w %)	Z_{3t-1}	0,4909	0,0747	0,4770	0,0846
Tempo zmian wartości eksportu w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego w cenach stałych (w %)	Z_{4t-1}	0,0498	0,8658	0,0525	0,8586
Średnioroczny kurs dolara w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (w zł)	Z_{5t-1}	−0,5516	0,0409	−0,5470	0,0429
Tempo zmian wartości indeksu WIG w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z_{6t-1}	0,1180	0,6880	0,1089	0,7109
Tempo zmian wartości indeksu WIG20 w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy do roku poprzedniego (w %)	Z_{7t-1}	0,1991	0,4950	0,1921	0,5106
Warunki podatkowe w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy	Z_{9t-1}	0,0447	0,8793	0,0228	0,9384
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w styczniu	ESI_{1t}	0,4224	0,1324	0,3687	0,1945
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w lutym	ESI_{2t}	0,4795	0,0827	0,4314	0,1235
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w marcu	ESI_{3t}	0,3832	0,1763	0,3276	0,2529
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w kwietniu	ESI_{4t}	0,5750	0,0315	0,5315	0,0505
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w maju	ESI_{5t}	0,5978	0,0240	0,5621	0,0364
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w czerwcu	ESI_{6t}	0,3582	0,2086	0,3219	0,2617
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w lipcu	ESI_{7t}	0,4125	0,1427	0,3855	0,1734
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w sierpniu	ESI_{8t}	0,4764	0,0850	0,4528	0,1040
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce we wrześniu	ESI_{9t}	0,3985	0,1582	0,3729	0,1891
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w październiku	ESI_{10t}	0,5425	0,0450	0,5331	0,0496
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w listopadzie	ESI_{11t}	0,3772	0,1837	0,3833	0,1762
Indeks nastrojów gospodarczych w Polsce w grudniu	ESI_{12t}	0,1449	0,6211	0,1577	0,5902

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych roczników giełdowych, roczników statystycznych GUS oraz http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm

Logity udziałów spółek ogółem oraz spółek krajowych płacących dywidendy w danym roku są istotnie na poziomie istotności 0,05 dodatnio skorelowane z tempem wzrostu PKB w poprzednim roku (Z_{1t-1}), tempem zmian nakładów inwestycyjnych w poprzednim roku (Z_{2t-1}) oraz ujemnie z średniorocznym kursem dolara w poprzednim roku (Z_{5t-1}). Logity udziałów spółek ogółem oraz spółek krajowych płacących dywidendy w danym roku są również istotnie skorelowane z barometrami nastrojów gospodarczych w niektórych miesiącach roku, w którym podejmowano decyzje o wpłatach dywidend. W przypadku spółek ogółem są to kwiecień, maj oraz październik, natomiast w przypadku spółek krajowych – maj i październik¹⁰.

W związku z tym, że wszystkie współczynniki korelacji logitów udziałów spółek ogółem z wyspecyfikowanymi zmiennymi były nieco większe niż współczynniki korelacji logitów udziałów krajowych, skoncentrowano się na analizie decyzji wszystkich spółek.

W wyniku zastosowania procedury modelowania od ogółu do szczegółu tylko dla zmiennych makroekonomicznych modelem o najwyższej wartości współczynnika determinacji przy założeniu istotności parametrów okazał się model z tylko jedną zmienną objaśniającą – tempo zmian wartości produktu krajowego brutto (Z_{1t-1}). Potwierdza to hipotezę, iż sytuacja gospodarcza w poprzednim roku ma istotny wpływ na decyzje o wypłacie dywidendy w bieżącym roku. Model charakteryzuje się pożądanymi właściwościami składników losowych (brak autokorelacji składników losowych, rozkład normalny składników losowych, brak efektu ARCH). Należy jednak przyznać, że dopasowanie oszacowanego modelu do danych empirycznych nie jest zbyt wysokie i wynosi tylko 53,94%. W tab. 3 zaprezentowano również wyniki estymacji modelu wzbogaconego o drugą zmienną – średnioroczny kurs w roku poprzedzającym rok wypłaty dywidendy (w zł), który dla lat 1996–2008 okazał się najlepszy ze względu na przyjęte kryteria oceny jakości.

Tab. 3. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów logitowych modeli udziału spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek względem zmiennych makroekonomicznych

Wyszczególnienie		1996–2009			
		Wartość	poziom p	Wartość	poziom p
Wyraz wolny		–1,5640	<0,00001	–0,7734	0,1619
Oszacowane parametry przy	Z_{1t-1}	0,1325	0,0061	0,0875	0,0158
	Z_{5t-1}			–0,1708	0,1774
Statystyka F		14,05	0,0028	7,76	0,0079
Współczynnik autokorelacji reszt rzędu pierwszego		–0,0745		0,0535	
Statystyka Durbina-Watsona		1,8030	$d_l = 1,045$	1,5077	$d_l = 0,905$
			$d_u = 1,350$		$d_u = 1,551$
Test na normalność rozkładu reszt. Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny. Statystyka chi-kwadrat		1,1974	0,5495	0,0986	0,9519
Test ARCH dla rzędu opóźnienia 1. Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje. Statystyka LM		0,6115	0,4342	1,6809	0,1948
Współczynnik determinacji R-kwadrat		0,5394		0,5852	
Skorygowany R-kwadrat		0,5010		0,5098	
Kryterium Bayes’a-Schwarza		–47,8817		–46,7088	
Kryterium informacyjne Akaike’a		–49,1598		–48,6260	
Kryterium Hannana-Quinna		–49,2781		–48,8034	

Uwaga: Błąd standardowy HAC, szerokość okna 1 (jądro Bartletta)

Źródło: Obliczenia własne w programie GRET [Kufel, 2004]

¹⁰ Obliczono również korelacje logitów udziałów spółek ogółem oraz spółek krajowych płacących dywidendy z miesięcznymi indeksami nastrojów gospodarczych dla całej Unii Europejskiej, ale wszystkie współczynniki korelacji okazały się nieistotne statystycznie.

Aby sprawdzić, czy oprócz sytuacji gospodarczej w poprzednim roku na decyzje dywidendowe wpływ mają również nastroje gospodarcze w roku bieżącym, oszacowano 12 modeli z dwiema zmiennymi objaśniającymi, w których oprócz tempa wzrostu PKB w roku poprzednim jako druga zmienna występował barometr nastrojów gospodarczych w kolejnych miesiącach roku bieżącego¹¹. Tylko w modelach z barometrami nastrojów gospodarczych dla maja i października parametry przy tych zmiennych były istotne na poziomie 0,1. Dla modelu z indeksem nastrojów dla maja wprowadzenie tej zmiennej poprawiło najbardziej współczynnik determinacji w stosunku do modelu tylko z tempem wzrostu PKB (dokładnie o 0,13).

Tab. 4. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów logitowych modeli udziału spółek płacących dywidendy w ogólnej liczbie spółek względem tempa wzrostu PKB oraz miesięcznych barometrów nastrojów gospodarczych w latach 1996–2009

Miesiąc		Wyraz wolny	Z_{1t-1}	ESI	R^2	Skoryg. R^2	Różnica R^2 z modelem tylko ze zmienną Z_{1t-1}	DW
Styczeń	wartość	-2,075	0,114	0,006	0,553	0,471	0,013	1,69
	poziom istotności	0,043	0,007	0,553				
Luty	wartość	-1,988	0,112	0,005	0,553	0,472	0,014	1,83
	poziom istotności	0,002	0,008	0,368				
Marzec	wartość	-1,383	0,140	-0,002	0,541	0,458	0,002	1,80
	poziom istotności	0,027	0,021	0,756				
Kwiecień	wartość	-2,685	0,075	0,014	0,641	0,576	0,102	1,81
	poziom istotności	0,007	0,007	0,157				
Maj	wartość	-2,675	0,074	0,014	0,673	0,613	0,133	1,91
	poziom istotności	0,002	0,005	0,080				
Czerwiec	wartość	-1,651	0,130	0,001	0,540	0,456	0,000	1,81
	poziom istotności	0,023	0,011	0,886				
Lipiec	wartość	-1,672	0,128	0,001	0,540	0,457	0,001	1,82
	poziom istotności	0,006	0,015	0,825				
Sierpień	wartość	-1,956	0,114	0,005	0,554	0,472	0,014	1,88
	poziom istotności	0,001	0,009	0,337				
Wrzesień	wartość	-1,777	0,125	0,002	0,543	0,460	0,003	1,84
	poziom istotności	0,005	0,011	0,666				
Październik	wartość	-2,663	0,092	0,013	0,627	0,559	0,088	2,00
	poziom istotności	0,001	0,000	0,066				
Listopad	wartość	-2,276	0,116	0,008	0,573	0,496	0,034	1,99
	poziom istotności	0,002	0,002	0,171				
Grudzień	wartość	-1,267	0,136	-0,003	0,546	0,464	0,007	1,74
	poziom istotności	0,077	0,011	0,681				

Uwagi: 1. W teście Durбина-Watsona wartości krytyczne na poziomie istotności 0,05 dla $n = 14$ wynoszą odpowiednio: $d_l = 0,8612$ oraz $d_u = 1,5621$.

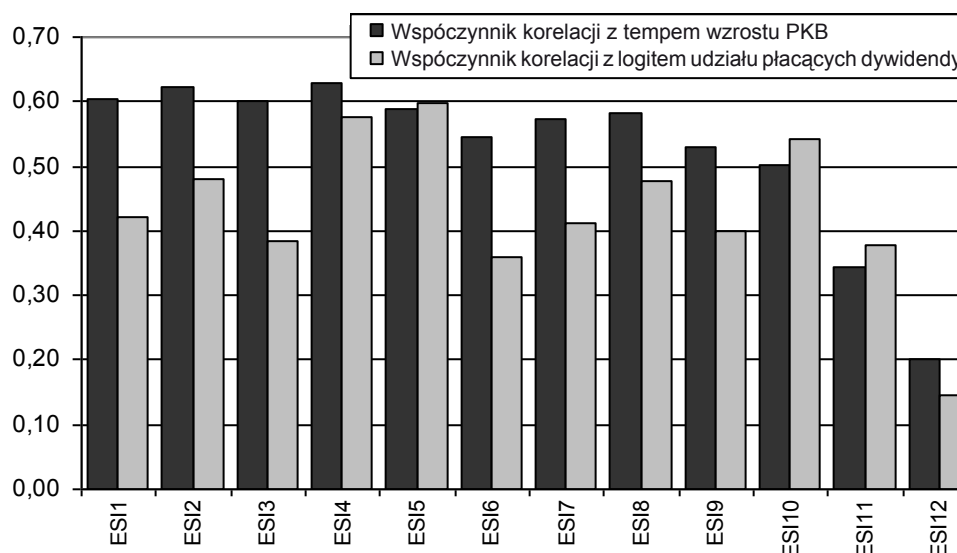
2. Błąd standardowy HAC, szerokość okna 1 (jądro Bartletta).

Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL [Kufel 2004]

¹¹ Oszacowano również modele, w których występowały barometry nastrojów gospodarczych z większej niż jeden liczby miesięcy, ale ze względu na bardzo silne skorelowanie barometrów modele te nie spełniały kryteriów istotności i koincydencji parametrów.

Otrzymane wyniki wskazują, że zmiany PKB w poprzednim roku mają znacznie większy wpływ na decyzje dywidendowe niż nastroje gospodarcze w roku bieżącym.

Nasuwać się tutaj dwa spostrzeżenia. Pierwsze natury formalnej: stosunkowo mały wpływ nastrojów gospodarczych na decyzje dywidendowe wynika z ich silnego skorelowania z tempem wzrostu PKB w poprzednim roku¹², a to sprawia, że tempo wzrostu PKB w roku poprzednim w oszacowanym modelu niejako „reprezentuje” drugą zmienną.



Rys. 5. Współczynniki korelacji barometrów nastrojów gospodarczych z tempem wzrostu PKB w poprzednim roku oraz logitem udziału płacących dywidendy w roku bieżącym w latach 1996–2009

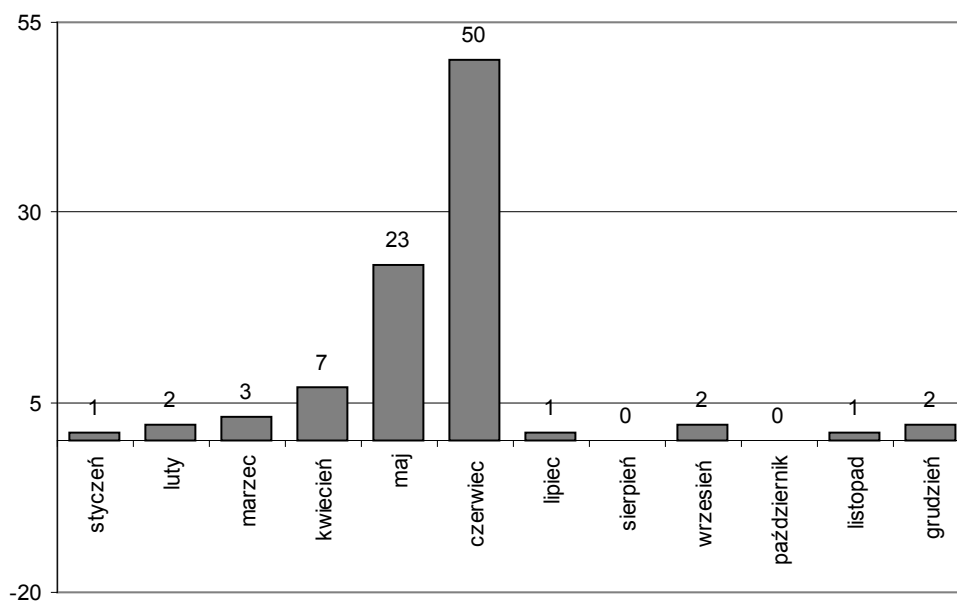
Źródło: Obliczenia własne

To formalne spostrzeżenie zdaje się mieć dość jednoznaczne uzasadnienie w drugim spostrzeżeniu – natury merytorycznej. Otóż na to, jak przedsiębiorcy oceniają bieżącą sytuację gospodarczą, mogą mieć również wpływ wyniki gospodarcze osiągnięte w ostatnim roku – działanie czynników makroekonomicznych wcale nie kończy się z końcem roku kalendarzowego. Z kolei najlepsza jakość modelu ze zmienną objaśniającą opisującą nastroje gospodarcze w końcu maja może wynikać z faktu, że zgodnie z polskimi przepisami walne zgromadzenia akcjonariuszy powinny się odbyć w ciągu 6 miesięcy od zakończenia roku gospodarczego¹³. I w rzeczywistości najczęściej odbywa się ich w czerwcu – a wtedy dysponujemy majowymi nastrojami gospodarczymi.

Powyższe spostrzeżenia pozwalają na stwierdzenie, iż o wypłacie dywidendy decyduje sytuacja ekonomiczna kraju w roku poprzednim, ale w okresie podejmowania decyzji o wypłacie dodatkowo dochodzi subiektywna ocena bieżącej sytuacji gospodarczej.

¹² Skorelowanie to jest w marcu i grudniu na tyle silne, że występuje efekt katalizy, który jest „odpowiedzialny” za zmianę znaku przy zmiennej ESI i brak koincydencji [Hellwig 1977].

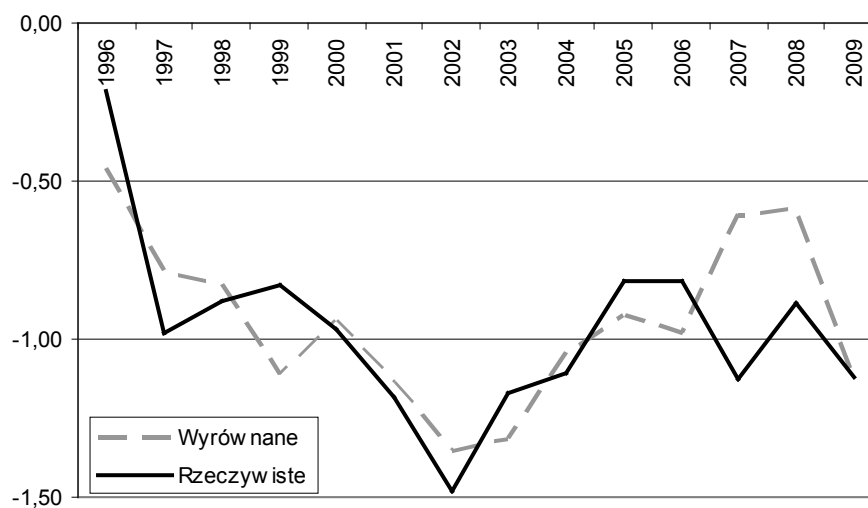
¹³ Poza nielicznymi wyjątkami jest to rok kalendarzowy.



Rys. 6. Rozkład walnych zgromadzeń akcjonariuszy w spółkach, które w 2009 r. podjęły decyzje o wypłatach dywidend według miesięcy

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych *Rocznika Giełdowego 2010*, www.gpw.pl

Model opisujący zależność pomiędzy logitem udziałów płacących dywidendy w roku t a tempem wzrostu PKB w roku $t - 1$ oraz indeksem nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t stał się podstawą do symulacji częstości wypłat dywidend, przy czym analizowano wpływ zmian jednej zmiennej przy założeniu, że druga zmienna objaśniająca przyjmie wartości równe minimum, medianie lub maksimum z analizowanego okresu.



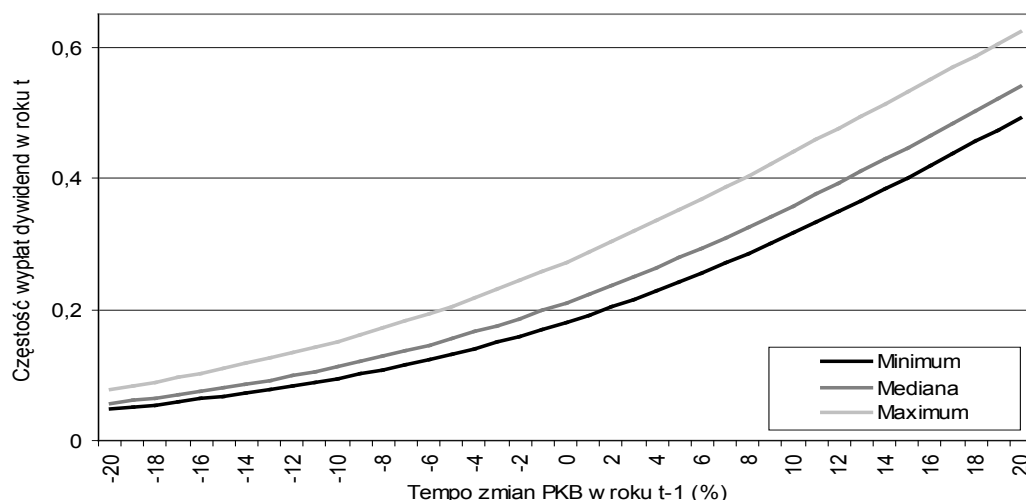
Rys. 7. Porównanie wartości empirycznych z wartościami teoretycznymi otrzymanymi z modelu logitu udziałów wypłat dywidend w roku t względem tempa zmian PKB w roku $t - 1$ i wartości barometru nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t w latach 1996–2009

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu GRETL

Tab. 5. Statystyki podstawowe zmiennych objaśniających w latach 1995–2009

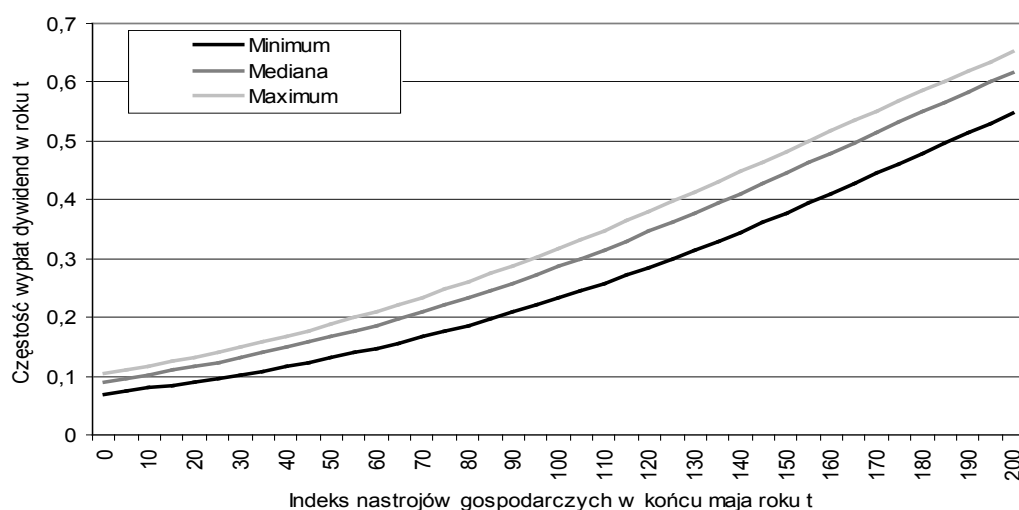
	Średnia	Mediana	Minimum	Maksimum	Dolny	Górny
Z_{1t-1} (w latach 1995–2008)	4,77	5,00	1,20	7,00	3,90	6,20
ESI_{5t} (w latach 1996–2009)	99,06	97,25	83,70	121,80	88,70	103,40

Źródło: Obliczenia własne



Rys. 8. Rozkład częstości wypłat dywidend w roku t w zależności od tempa wzrostu PKB w roku $t - 1$ przy założeniu, że indeks nastrojów gospodarczych w końcu maja roku $t - 1$ przyjmie wartości na poziomie odpowiednio minimum, mediany i maksimum

Źródło: Obliczenia własne



Rys. 9. Rozkład częstości wypłat dywidend w roku t w zależności od wartości indeksu nastrojów gospodarczych w końcu maja roku t oraz przy założeniu, że tempo wzrostu PKB w roku $t - 1$ przyjmie wartości odpowiednio na poziomie minimum, mediany i maksimum

Źródło: Obliczenia własne

Zważywszy na to, że w 2009 r. tempo wzrostu PKB wyniosło 1,7%, natomiast wartość indeksu nastrojów gospodarczych w końcu maja 2010 r. wyniosła 99,2 pkt., zgodnie z tym modelem w 2010 r. powinno dywidendę wypłacić 23,7% spółek.

Literatura

- ADAMOWICZ E. (2008): *Dorobek naukowy Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH w latach 1993–2007*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 81.
- BLACK F. (1976): *The Dividend Puzzle*, „Journal of Portfolio Management”, Winter, s. 634–639.
- BAKER M., WURGLER J. (2004): *A Catering Theory of Dividends*, „The Journal of Finance”, Vol. LIX, nr 3, June, s. 1125–1165.
- BAKER M., WURGLER J. (2004): *Appearing and Disappearing Dividends: The Link to Catering Incentives*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 73, Issue 2, s. 271–288.
- BARCZYK R., KOWALCZYK Z. (1993): *Metody badania koniunktury gospodarczej*, PWN, Warszawa–Poznań, s. 151.

- BARTRAM S.M., BROWN P., HOW J.C.Y., VERHOEVEN P. (2007): *Agency Conflicts and Corporate Payout Policies: A Global Study*, University of Auckland, New Zealand.
- BIEĆ A. (2008): *Badania koniunktury z perspektywy 20 lat*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 80.
- BRAY A., GRAHAM J., HARVEY C., MICHAELY R. (2005): *Payout Policy in the 21st Century*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 77, Issue 3, s. 483–527.
- CHAREMZA W.W., DEADMAN D. (1997): *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- DAMODARAN A. (2007): *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*, Helion, Gliwice.
- DEANGELO H., DEANGELO L., STULZ R. (2006): *Dividend Policy and the Earned/Contributed Capital Mix: a Test of the Life-cycle Theory*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 81, Issue 2, s. 227–254.
- DENIS D.J., OSOBOV I. (2008): *Why do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 89, Issue 1, July, s. 62–82.
- EIJSE VON H., MEGGINSON W.L. (2008): *Dividends and Share Repurchases in the European Union*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 89, Issue 2, s. 347–374.
- FAMA E.F., FRENCH K.F. (2001): *Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity To Pay?*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 60, Issue 1, s. 3–43.
- HELLWIG Z. (1976): *Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1.
- HELLWIG Z. (1977): *Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie*, „Przegląd Statystyczny”, nr 3–4.
- JACOB M., JACOB M. (2010): *Taxation, Dividends and Share Repurchases: Taking Evidence Global* (January 6, 2010), <http://ssrn.com/abstract=1532674>.
- JAJUGA K. (1990): *Modele z dyskretną zmienną objaśnianą*, [w:] Bartosiewicz S. (red.), *Estymacja modeli ekonometrycznych*, PWE, Warszawa.
- KOWERSKI M. (2006): *Mikro- i makroekonomiczne czynniki kształtowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu”, nr 1136, s. 216–227.
- KOWERSKI M. (2007): *Wpływ dotychczasowych strategii dywidendowych na bieżące decyzje o wypłatach dywidend przez spółki giełdowe*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu”, nr 1175, s. 156–164.
- KOWERSKI M. (2009): *Wpływ czynników makroekonomicznych na decyzje dywidendowe spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 56, s. 254–267.
- KOWERSKI M. (2009): *Metodyka badania nastrojów gospodarczych w województwie lubelskim na tle badań Komisji Europejskiej*, „Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy”, nr 3(17), s. 14–28.
- KUFEL T. (2004): *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, PWN, Warszawa.
- LA PORTA R.F., LOPEZ-DE-SILANES, SHLEIFER A., VISHNY R. (2000): *Agency Problems and Dividend Policy Around the World*, „Journal of Finance” Vol. LV, s. 1–33.
- LINTNER J. (1956): *Distribution of Incomes of Corporation Among Dividends, Retained Earnings and Taxes*, „American Economic Review”, nr 46(2), s. 97–113.
- MADDALA G.S. (2006): *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- MILLER M., MODIGLIANI F. (1961): *Dividend Policy, Growth and Valuation of Shares*, „The Journal of Business”, Vol. 34, s. 411–433.
- RENNEBOOG L., SZILAGYI P.G. (2007): *How Relevant is Dividend Policy under Low Shareholder Protection*, Working Paper, Tilburg University, February.
- SALAS J.M., CHAHYADI C.S. (2006): *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.
- The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys User Guide* (4 July 2007): Commission Directorate General Economic and Financial Affairs, Brussels, http://europa.eu.int/comm/dgs/economy_finance/index_en.htm.
- YAMARONE R. (2006): *Wskaźniki ekonomiczne. Przewodnik inwestora*, Helion, Gliwice, s. 190.
- ZHUANG CH., FU Y., (2008): *Dividend Taxes, Signaling: Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut*, Working Paper, University of Georgia, Athens.