

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

POLITYKA DYWIDEND A JAKOŚĆ WYNIKÓW FINANSOWYCH SPÓŁEK PUBLICZNYCH. PRZYKŁAD GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Streszczenie: Ocena jakości wyniku finansowego ze względu na jego syntetyczny i jednocześnie decyzyjny charakter sprawia wiele problemów związanych ze sposobem pomiaru, a także określeniem czynników go determinujących. W pracy pokazano, iż na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie jeszcze wyraźniej niż na rozwiniętych rynkach kapitałowych na jakość wyniku finansowego wpływa polityka dywidend spółek. Spółki płacące dywidendy charakteryzują się wyższą jakością wyników finansowych mierzonych ich trwałością niż spółki niepłacące dywidend.

Słowa kluczowe: jakość wyniku finansowego, trwałość wyniku finansowego, polityka dywidend, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.

„Dividends tell the truth”

[Miller 2006, s. 33]

1. Wstęp

Wynik finansowy jest najbardziej syntetyczną miarą korzyści ekonomicznych osiągniętych dzięki działaniom podejmowanym przez przedsiębiorstwo [Nowak 2009, s. 181]. I właśnie dlatego jest on podstawową miarą oceny działalności przedsiębiorstwa przez akcjonariuszy i potencjalnych inwestorów. Wynik finansowy stanowi również dość często podstawę do oceny i wynagradzania zarządzających przedsiębiorstwem. Informacja na temat osiągniętego w danym roku obrotowym wyniku finansowego należy do najważniejszych informacji przedstawianych w sprawozdaniu finansowym [Nowak 2009, s. 182]. Ale fakt, że jest to miara syntetyczna, będąca w praktyce funkcją wszystkich operacji gospodarczych (zarówno tych pozytywnych, jak i negatywnych) mających miejsce w przedsiębiorstwie, sprawia dużo problemów z jednoznaczną jego oceną. Z drugiej strony decyzyjny charakter wyniku finansowego i jego skomplikowany sposób powstawania sprawia, że jest on jednym z najczęstszych obiektów działań z pogranicza kreatywnej księgowości [Wąsowski

2010, s.16] i może podlegać dość znacznym wahaniom w czasie. Stąd też powstaje pytanie o jakość wyniku finansowego. Jakość wyniku finansowego może być bardzo różnie rozumiana i w różny sposób mierzona. P. Dechow, W. Ge i C. Schrand definiują wyniki finansowe o wysokiej jakości jako te, które dostarczają najwięcej informacji o sytuacji finansowej przedsiębiorstwa [2010, s. 345]. Ci sami autorzy proponują trzy kategorie mierników jakości wyników finansowych [Dechow i in. 2010, s. 345]:

- 1) właściwości wyniku finansowego,
- 2) odpowiedzialności akcjonariuszy za wynik finansowy,
- 3) zewnętrznych oznak (wskaźników) fałszowania wyniku finansowego.

Przy czym właściwości wyniku finansowego proponują mierzyć za pomocą następujących wskaźników:

- 1) trwałość wyniku finansowego (*earnings persistence*),
- 2) anormalne wartości biernych rozliczeń międzyokresowych (*abnormal accruals*),
- 3) gładkość wyniku finansowego (*earnings smoothness*),
- 4) asymetria czasowa i zdolność przewidywania strat (*asymmetric timeliness and timely loss recognition*),
- 5) stopień realizacji prognoz wyniku finansowego (*target beating*).

Autorzy ci proponują również sześć grup czynników determinujących jakość wyniku finansowego [Dechow i in. 2010, s. 379]:

- 1) charakterystyki firm (najczęściej analizowane w badaniach to: poziom wyniku finansowego, poziom zadłużenia, tempo wzrostu firmy i inwestycji, wielkość firmy),
- 2) techniki i praktyki opracowywania sprawozdań finansowych,
- 3) sposób zarządzania i metody kontroli wewnętrznej,
- 4) umiejętności i doświadczenie audytorów zewnętrznych,
- 5) bodźce płynące z rynku finansowego,
- 6) czynniki zewnętrzne (wymogi kapitałowe, czynniki polityczne, regulacje podatkowe).

2. Dywidendy jako narzędzie oceny jakości wyników finansowych na rozwiniętych rynkach kapitałowych

Wśród wcześniej wymienionych czynników determinujących jakość wyniku finansowego brakuje jednego – bardzo ważnego, na który zwrócili uwagę D.J. Skinner i E. Soltis [2011], a mianowicie polityki dywidendowej firmy. W bogatej literaturze, sięgającej przynajmniej artykułów J. Lintnera [1956] oraz M. Millera i F. Modiglianiego [1961], zwraca się uwagę na to, iż dywidendy są formą sygnalizacji (teoria sygnalizacji¹) przez zarządy dobrych perspektyw spółek i wysokich przyszłych zysków.

¹ Za twórców teorii sygnalizacji uważani są S. Bhattacharaya [1979], S. Myers i N. Majluf [1984] oraz K. John i J. Williams [1985].

Podstawą teorii sygnalizacji jest asymetria informacyjna pomiędzy zarządami a akcjonariuszami mniejszościowymi. Akcjonariusze mniejszościowi zazwyczaj nie posiadają takich informacji jak zarządy i akcjonariusze większościowi. Pełnych informacji, zwłaszcza o przyszłości spółki (np. dotyczących technologii i procesów produkcyjnych), nie dostarcza również studiowanie sprawozdań spółek. Stąd też dywidenda może być sposobem na przekazanie mniejszościowym akcjonariuszom i potencjalnym inwestorom informacji o sytuacji spółki i jej przyszłych zyskach. Rozpoczęcie płacenia dywidend bądź wzrost ich wartości to pozytywny sygnał o sytuacji finansowej spółki, natomiast zaprzestanie płacenia dywidend lub zmniejszenie ich wartości to negatywny sygnał.

Zdaniem J. Lintnera [1956, s. 97] to polityka dywidend jest jedną z podstawowych decyzji finansowych spółki. J. Lintner przeprowadził bardzo szczegółowe wywiady z zarządami wybranych w sposób celowy 28 spółek. Zebrał dotyczące ich dane finansowe z lat 1947-1953 (196 obserwacji). Z przeprowadzonych przez Lintnera wywiadów wynika, iż zdaniem członków zarządów dywidendy mają bardzo duże znaczenie dla akcjonariuszy, przy czym akcjonariuszom nie tyle chodzi o poziom wypłacanych dywidend, ile o rozsądną, stabilną stopę wypłaty dywidendy. Przekonanie o tym, iż „rynek premiuje” stabilną lub rosnącą stopę wypłaty dywidendy jest na tyle silne, że zarządzający bardzo niechętnie podejmują decyzje o zwiększaniu stóp wypłat, które mogłyby być w przyszłości zmniejszane [Lintner 1956, s. 99], ale również bardzo niechętnie zmniejszają stopy dywidend².

Wyniki przeprowadzonych przez J. Lintnera z zarządami spółek wywiadów dotyczących polityki dywidend skłaniają do wniosku, że zarządzający spółkami dopóty nie decydują się na wypłatę dywidend, dopóki nie nabiorą przekonania, że będą je w stanie wypłacać również w przyszłości, a więc że również w przyszłości będą w stanie osiągać odpowiednie (trwałe) zyski.

Można więc postawić hipotezę, że dywidendy dostarczają informacji o jakości wyników finansowych mierzonych ich trwałością.

Prawidłowość powyższej hipotezy zdają się również potwierdzać ostatnie skandale księgowe – jeżeli zarządzający mogą stosunkowo łatwo „poprawiać” bieżące zyski i „koloryzować” sytuację spółki, to o wiele bardziej kosztowne jest płacenie dywidend, aby poinformować inwestorów i akcjonariuszy mniejszościowych o dobrej sytuacji finansowej spółki i wysokim poziomie zysków, wtedy gdy ich wysoki poziom jest rezultatem kreatywnej księgowości. Na to już zarządzający decydują się rzadziej, a zwłaszcza gdy ten zysk jest efektem nie rzeczywistych wyników spółki, ale zabiegów księgowych, które ten wynik poprawiają tylko na krótki okres (np. poprzez odpowiednie zaksięgowanie biernych rozliczeń międzyokresowych kosztów na koniec okresu sprawozdawczego).

² Niekiedy „broniąc” dotychczasowych stóp wypłacając dywidendę, omimo iż spółka notuje stratę [DeAngelo i in. 2008, s. 130].

D.J. Skinner i E. Soltes [2011, s. 14] do zbadania zależności pomiędzy polityką dywidend a jakością zysków zaproponowali liniowe modele uzależniające wyniki finansowe w latach $t + 1$ oraz $t + 2$ od decyzji o wypłacie dywidendy w roku t , stopy zwrotu z aktywów w roku t oraz iloczynu zmiennej opisującej decyzję o wypłacie dywidendy w roku t i stopy zwrotu z aktywów w roku t . Przy czym wyniki finansowe roku t , $t + 1$ oraz $t + 2$ odnoszono do aktywów w końcu roku $t - 1$:

$$(E_{it} / A_{it-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 (E_{it} / A_{it-1}) + \alpha_3 D_{it} \cdot (E_{it} / A_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

oraz

$$(E_{it+2} / A_{it-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 (E_{it} / A_{it-1}) + \alpha_3 D_{it} \cdot (E_{it} / A_{it-1}) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

- gdzie: E_{it} / A_{t-1} – relacja wartości wyniku finansowego i -tej spółki w roku t do wartości aktywów i -tej spółki w końcu roku $t - 1$ wyrażona w procentach (stopa zwrotu z aktywów ogółem),
 E_{it+1} / A_{t-1} – relacja wartości wyniku finansowego i -tej spółki w roku $t + 1$ do wartości aktywów i -tej spółki w końcu roku $t - 1$ wyrażona w procentach,
 E_{it+2} / A_{t-1} – relacja wartości wyniku finansowego i -tej spółki w roku $t + 2$ do wartości aktywów i -tej spółki w końcu roku $t - 1$ wyrażona w procentach,
 D_{it} – zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 1, jeżeli i -ta spółka w roku t wypłaciła dywidendę, i 0 w przeciwnym przypadku,
 $D_{it} \cdot (E_{it} / A_{t-1})$ – iloczyn decyzji o wypłacie dywidendy i -tej spółki w roku t i relacji wartości wyniku finansowego i -tej spółki w roku t do wartości aktywów i -tej spółki w końcu roku $t - 1$ wyrażony w procentach.

Jeżeli przyjmiemy, że zmienna E_{it} / A_{t-1} to miara rentowności aktywów ogółem, to zmienna $D_{it} \cdot (E_{it} / A_{t-1})$ jest rentownością spółek wypłacających dywidendy w roku t .

Tak więc autorzy uważają, podobnie jak Lintner, że o jakości wyników finansowych decyduje ich trwałość (*earnings persistence*). Stąd też powyższe modele można nazwać modelami „trwałości wyników finansowych”. Model (1) informuje o trwałości wyników finansowych osiągniętych przez spółki w roku t w następnym roku ($t + 1$), natomiast model (2) – jak trwałe są wyniki finansowe osiągnięte przez spółki w roku t w roku $t + 2$.

W tych równaniach trwałość wyników finansowych wszystkich spółek mierzy parametr α_2 – można go wręcz nazwać wskaźnikiem trwałości wyniku finansowego. W przypadku spółek płacących dywidendy trwałość wyników finansowych mierzy dodatkowo parametr α_3 . Przy założeniu, że dywidendy są źródłem informacji o wy-

sokiej jakości podawanych w sprawozdaniach wyników finansowych, oczekuje się, iż parametr przy wyniku finansowym będzie wyższy dla spółek płacących dywidendy, potwierdzając, że ich wyniki finansowe są bardziej trwałe ($\alpha_3 > 0$). Suma wartości parametrów α_2 i α_3 informuje o trwałości wyników finansowych spółek płacących dywidendy [Skinner, Soltes 2011, s. 14].

Skinner i Soltes badali amerykańskie niefinansowe i niebędące firmami użyteczności publicznej spółki notowane na NYSE, AMEX oraz NASDAQ w latach 1974-2005. Łącznie zebrali 123 728 obserwacji [Skinner, Soltes 2011, s. 10]. Parametry modeli szacowane były metodą najmniejszych kwadratów. Przy czym modele szacowano oddzielnie dla trzech podokresów: 1974-1983, 1984-1993 oraz 1994-2005.

W modelach opisujących trwałość wyników finansowych w roku $t + 1$ (model 1) oszacowane wartości parametrów α_2 oscylowały wokół 0,8 (odpowiednio: 0,781, 0,812, 0,835) i były istotne na poziomie 0,01, co zdaniem autorów oznacza, że zyski są w miarę trwałe, a dodatkowo potwierdza to wyniki badań R.G. Sloana [1996], który otrzymał wartość parametru $\alpha_2 = 0,84$. Jednocześnie wzrost wartości oszacowanych w kolejnych modelach parametrów może świadczyć o poprawie jakości wyników finansowych w czasie, mierzonej wzrostem ich trwałości. Parametry przy zmiennej będącej iloczynem decyzji o wypłacie dywidendy i relacji wyniku finansowego do wartości aktywów ($D_{it} \cdot (E_{it} / A_{t-1})$) są dodatnie i statystycznie istotne we wszystkich trzech podokresach (odpowiednio: 0,031, 0,080 oraz 0,064), co oznacza, że zyski są bardziej trwałe w przypadku płatników dywidend. Od 1984 r. suma wartości parametrów α_2 i α_3 dla płacących dywidendy wynosi około 0,90.

Również podobne wyniki dają modele opisujące trwałość wyników finansowych osiągniętych w roku t dwa lata później (model 2), chociaż wartości parametrów przy zmiennych opisujących wyniki finansowe są nieco mniejsze niż w modelach typu 1. W tym przypadku suma parametrów przy zmiennych opisujących wyniki finansowe dla płacących dywidendy w latach 1994-2005 wynosi $0,730 + 0,099 = 0,829$ [Skinner, Soltes 2011, s. 15]. Warto podkreślić, że oszacowane modele charakteryzują się wysokim stopniem dopasowania do danych empirycznych. Wartości skorygowanych współczynników determinacji dla modeli opisujących trwałość wyników finansowych w roku $t + 1$ wahają się od 0,63 do 0,70, a dla modeli opisujących trwałość wyników finansowych w roku $t + 2$ są nieco gorsze i wahają się od 0,43 do 0,54.

Wyniki estymacji pokazały, że płatnicy dywidend charakteryzują się wyższą trwałością (a więc i jakością) wyników finansowych niż niepłatnicy dywidend i relacja ta nie zależy od poziomu wypłacanych dywidend.

3. Propozycja metody oceny jakości wyniku finansowego spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Do badań jakości wyniku finansowego spółek krajowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie zastosowano metodę i modele zaproponowane przez Skinnera i Soltesa, a omówione w poprzednim rozdziale.

Punktem wyjścia do obliczeń była baza danych o spółkach krajowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995-2008³. Przy czym brano pod uwagę tylko spółki, których akcje notowano na giełdzie przez cały rok. Oznacza to, że nie brano pod uwagę spółek, w których przez część poprzedniego roku notowane były prawa do akcji. Ze zbioru spółek krajowych, których akcje notowano przez cały rok, wykluczono, ze względu na odmienny sposób prowadzenia sprawozdań finansowych, narodowe fundusze inwestycyjny. Z czasem jednak niektóre fundusze zostały przekształcone w spółki prowadzące sprawozdawczość na zasadach ogólnych i takie spółki brano pod uwagę od chwili zmiany systemu sprawozdawczości⁴. Usunięto też spółki, które co prawda były notowane przez cały rok, ale zostały wykluczone z giełdy w pierwszym półroczu następnego roku⁵. Pominęto również spółki o ujemnych wartościach kapitałów własnych oraz spółki o zerowych przychodach netto ze sprzedaży produktów, usług, towarów i materiałów (nieprowadzące w danym roku działalności operacyjnej).

Wraz z rozwojem giełdy wzrastała liczba spółek przyjętych do badania w każdym roku. W 1995 r. do badania przyjęto 44 spółki, natomiast w 2008 roku już 293 spółki. Tym samym uzyskano zbiory danych przekrojowych z 14 lat. W każdym roku zbiór ten składa się z różnych liczb obserwacji i można je analizować dla każdego roku oddzielnie. Można też połączyć dane roczne (przekrojowe) ze wszystkich lat i uzyskać zbiór danych przekrojowo-czasowych. Łącznie zbiór ten składa się z 2263 obserwacji (spółek – lat). Podkreślić należy, że w zbiorze przekrojowo-czasowym każdą obserwację traktuje się jako oddzielną jednostkę [Kowerski 2011].

Zgodnie z modelem 1 relacja wyniku finansowego w roku $t + 1$ do wartości aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ jest funkcją dywidendy w roku t , wyniku finansowego w roku t do wartości aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ oraz iloczynu dwóch poprzednich zmiennych. Oznacza to, że do policzenia wartości zmiennych objaśnianej i objaśniających należy posiadać dane o spółkach notowanych przez kolejne trzy lata. W zbiorze wyjściowym nie wszystkie spółki spełniały to kryterium dlatego też do badania można było przyjąć tylko 1481 obserwacji.

Zgodnie z modelem 2 relacja wyniku finansowego w roku $t + 2$ do wartości aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ jest funkcją dywidendy w roku t , wyniku finansowego w roku t do wartości aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ oraz iloczynu dwóch poprzednich zmiennych. A to z kolei oznacza, że do policzenia wartości zmiennych objaśnianej i objaśniających konieczne są dane o spółkach notowanych przez kolejne cztery lata co ograniczyło zbiór wyjściowy do 1195 obserwacji.

W obu zbiorach pojawiły się pojedyncze obserwacje zmiennej objaśnianej znacznie odstające od pozostałych (*outliers*). Obserwacje tego typu mogą istotnie zmienić końcowy wynik analizy, a ich zlekceważenie może być bardzo groźne w skutkach

³ Dane pochodzą z Notorii.

⁴ Na przykład: MAGNA, OCTAVA, BBIDEV, JUPITER, NFIEMF.

⁵ Spółki takie zazwyczaj nie przedkładały sprawozdań do Notorii.

[Heilpern 1998, s. 236]. Najprostszą, ale dość skuteczną metodą „radzenia sobie” z obserwacjami odstającymi jest usuwanie ich ze zbioru rozpatrywanych danych, co zwiększa odporność szacowanych parametrów. Otrzymane w ten sposób estymatory nazywa się „estymatorami uciętymi” [Heilpern, 1998, s. 267], a oszacowane modele można nazwać „modelami uciętymi”. W prezentowanej pracy usunięto obserwacje, dla których wartości zmiennej objaśnianej były mniejsze od -100% lub wyższe od 100% . W rezultacie wyjściowy zbiór obserwacji dla modelu 1 zmniejszył się do 1468, natomiast dla modelu 2 do 1174.

Należy mieć świadomość, że zastosowana metoda doboru spółek do modeli 1 oraz 2, zwłaszcza w przypadku estymacji odpornej, może powodować obciążenie otrzymanych prób [Heckman 1976] spółkami o nieco lepszej sytuacji ekonomiczno-finansowej. Z prób usuwane są spółki o ujemnych kapitałach własnych oraz te, które nie były notowane lub nie spełniały jakiegoś z kryteriów tworzenia bazy wyjściowej przez odpowiednio trzy lub cztery kolejne lata. Z drugiej strony sytuacja spółek wykluczonych z obliczeń zazwyczaj na tyle odbiega od zdecydowanej większości spółek włączonych do prób, że ich obecność nie tylko nie pomogłaby w wyjaśnieniu zmian jakości wyników finansowych, ale nawet mogłaby wpłynąć na zaciemnienie obrazu tego zjawiska⁶.

W związku z tym, że liczby obserwacji w poszczególnych latach są różne, a jednocześnie nie ma informacji, z jakiego przedziału czasu (z ilu lat) należy je wybierać, zastosowano modelowanie rekursywne, polegające na szacowaniu kolejnych modeli na coraz krótszych szeregach powstających po usunięciu co roku najstarszych danych [Charemza, Deadman 1997, s. 62-65].

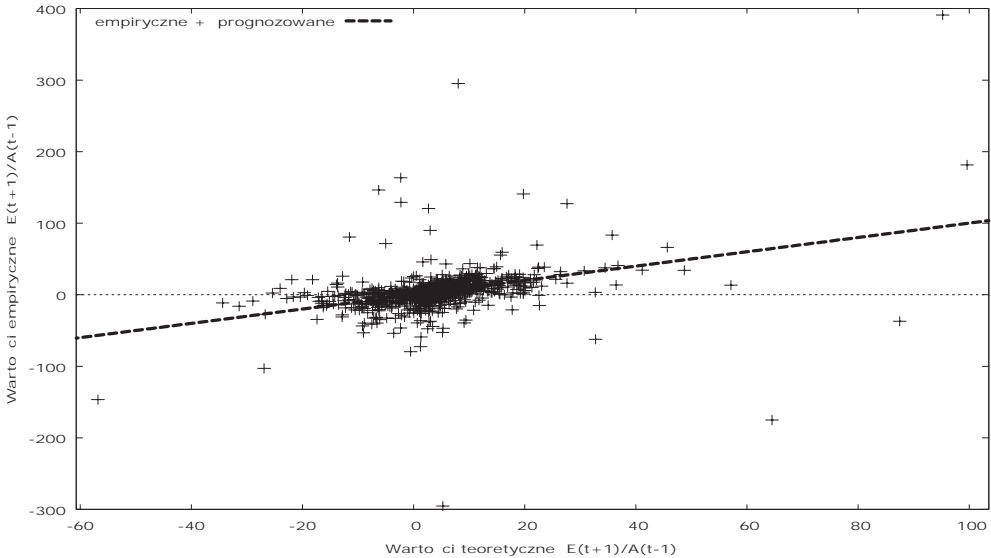
Najlepszą metodą szacowania parametrów modeli 1 oraz 2 okazała się uogólniona metoda najmniejszych kwadratów z korektą heteroscedastyczności [Kufel 2004, s. 121-122].

4. Rezultaty estymacji modeli trwałości wyników finansowych spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie

W oszacowanych za pomocą modelowania rekursywnego, począwszy od wyjściowego zbioru obserwacji (1481 obserwacji dla lat 1997-2008), 10 modelach trwałości wyniku finansowego w następnym roku (modele 1 zmiennej E_{t+1}/A_{t-1}) parametry przy zmiennej D_t okazały się ujemne i nieistotne statystycznie. Dokładniejsza analiza otrzymanych wyników skłania do wniosku, że wystąpił efekt katalizy [Hellwig 1977]. Współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi E_{t+1}/A_{t-1} oraz D_t są dodatnie,

⁶ W przypadku spółek z ujemnymi kapitałami własnymi niektóre wskaźniki nieprawidłowo informują o sytuacji spółki. Na przykład gdy taka spółka notuje ujemny wynik finansowy (co jest bardzo prawdopodobne), to stopa zwrotu z kapitałów własnych jest dodatnia – co mogłoby świadczyć o dobrej sytuacji finansowej.

a parametry przy zmiennej D_t ujemne. Oznacza to, że efekt katalizy spowodował brak koincydencji parametrów przy zmiennej D_t [Hellwig 1976]. Tylko w modelach dla lat 2007-2008 oraz dla roku 2008 parametry przy zmiennej D_t okazały się koincydentne, ale także nieistotne statystycznie. Dlatego też zdecydowano się na odrzucenie zmiennej D_t i szacowanie modeli trwałości wyniku finansowego w następnym roku w zależności od dwóch pozostałych zmiennych.



Rys. 1. Wartości teoretyczne i empiryczne modelu trwałości wyników finansowych w następnym roku w latach 1997-2008

Źródło: opracowanie własne.

Najwyższą wartością skorygowanego współczynnika determinacji charakteryzował się model oszacowany na wszystkich obserwacjach (z lat 1997-2008), chociaż wartość ta (0,0838) jest o wiele niższa niż w modelach Skinnera-Soltesa⁷. Oszacowana w tym modelu wartość parametru α_2 wynosi 0,546, a więc jest o około 0,26 mniejsza niż oszacowane przez Skinnera-Soltesa wartości paramentów α_2 dla giełd amerykańskich. Z kolei oszacowana wartość parametru α_3 wynosi 0,297 i jest od czterech do siedmiu razy większa niż oszacowane przez Skinnera-Soltesa wartości

⁷ Z drugiej strony wartość statystyki F wskazuje na istotność współczynnika korelacji wielorakiej ($p = 3,00E-29$), a tym samym na łączny istotny wpływ obu zmiennych na trwałość wyniku finansowego w następnym roku. A relatywnie niska wartość współczynnika determinacji w modelach przekrojowych i przekrojowych czasowych, szacowanych na dużych zbiorach mikrodanych, jest dość powszechna [Gruszczynski 2002, s. 55].

Tabela 1. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów z korektą heteroscedastyczności modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku. Pełny zbiór obserwacji

Lata obserwacji zmiennej E_{t+1}/A_{t-1}	Liczba obserwacji	Stała		E_t/A_{t-1}		$D_t^*(E_t/A_{t-1})$			R^2	Skorygowany R^2	Test istotności współczynnika korelacji wielorakiej		Suma parametrów
		parametr a_0	poziom istotności	parametr a_2	poziom istotności	parametr a_3	poziom istotności	statystyka F			poziom istotności		
1997-2008	1481	0,996	0,05952	0,546	< 0,00001	0,297	0,00958	0,0850	0,0838	68,7	3,00E-29	0,844	
1998-2008	1439	0,954	0,07731	0,541	< 0,00001	0,311	0,00771	0,0850	0,0837	66,7	2,00E-28	0,852	
1999-2008	1380	1,082	0,05168	0,534	< 0,00001	0,317	0,01003	0,0821	0,0808	61,6	2,45E-26	0,850	
2000-2008	1308	1,211	0,03659	0,512	< 0,00001	0,333	0,01144	0,0755	0,0740	53,3	5,86E-23	0,845	
2001-2008	1198	1,422	0,02133	0,505	< 0,00001	0,344	0,01113	0,0757	0,0741	48,9	3,79E-21	0,848	
2002-2008	1052	1,956	0,00588	0,526	< 0,00001	0,359	0,01116	0,0789	0,0772	44,9	1,88E-19	0,885	
2003-2008	903	2,923	0,0003	0,491	< 0,00001	0,316	0,04349	0,0654	0,0633	31,5	6,16E-14	0,808	
2004-2008	759	3,229	0,00075	0,498	< 0,00001	0,284	0,0896	0,0616	0,0591	24,8	3,63E-11	0,782	
2005-2008	613	3,302	0,00648	0,496	< 0,00001	0,250	0,16236	0,0544	0,0513	17,5	3,90E-08	0,746	
2006-2008	472	2,668	0,06941	0,551	0,00003	0,334	0,09092	0,0709	0,0669	17,9	3,27E-08	0,886	
2007-2008	332	0,742	0,68514	0,701	0,00003	0,204	0,4579	0,0754	0,0698	13,4	2,49E-06	0,905	
2008	181	-3,540	0,16770	0,529	0,01458	0,480	0,12176	0,0818	0,0715	7,9	0,000501	1,009	

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL.

Tabela 2. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów z korektą heteroscedastyczności modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku. Ucięty zbiór obserwacji

Lata obserwacji zmiennej E_{t+1}/A_{t-1}	Liczba obserwacji	Stała			E_t/A_{t-1}			$D_t \cdot (E_t/A_{t-1})$			R^2	Skorygowany R^2	Test istotności współczynnika korelacji wielorakiej			Suma parametrów
		parametr α_0	poziom istotności	parametr α_2	poziom istotności	parametr α_3	poziom istotności	statystyka F	poziom istotności							
1997-2008	1468	0,6061	0,05544	0,5009	< 0,00001	0,3562	< 0,00001	0,1981	0,1970	181,0	5,82E-71	0,857				
1998-2008	1426	0,5259	0,10477	0,5069	< 0,00001	0,3594	< 0,00001	0,1983	0,1971	175,9	5,27E-69	0,866				
1999-2008	1367	0,6341	0,05277	0,4944	< 0,00001	0,3716	< 0,00001	0,2003	0,1992	170,9	6,01E-67	0,866				
2000-2008	1295	0,7683	0,02286	0,4500	< 0,00001	0,4069	< 0,00001	0,1860	0,1847	147,6	1,84E-58	0,857				
2001-2008	1185	0,9451	0,0061	0,4396	< 0,00001	0,4154	< 0,00001	0,1856	0,1842	134,7	2,00E-53	0,855				
2002-2008	1039	1,4338	0,00016	0,4664	< 0,00001	0,4162	< 0,00001	0,2015	0,2000	130,7	2,38E-51	0,883				
2003-2008	890	2,3058	< 0,00001	0,4308	< 0,00001	0,3740	0,00002	0,1856	0,1838	101,1	2,79E-40	0,805				
2004-2008	746	2,3969	< 0,00001	0,4738	< 0,00001	0,3203	0,00026	0,1969	0,1947	91,1	4,23E-36	0,794				
2005-2008	600	2,4024	0,00003	0,4498	< 0,00001	0,3002	0,00115	0,1837	0,1810	67,2	4,81E-27	0,750				
2006-2008	461	2,4810	0,00059	0,4393	< 0,00001	0,3674	0,00050	0,1841	0,1806	51,7	5,74E-21	0,807				
2007-2008	323	1,2964	0,11224	0,4666	< 0,00001	0,3073	0,01230	0,1974	0,1924	39,4	5,20E-16	0,774				
2008	177	-1,3247	0,23739	0,3869	0,00005	0,4635	0,02673	0,1558	0,1461	16,1	3,97E-07	0,850				

Źródło: obliczenia własne w programie GRETLL.

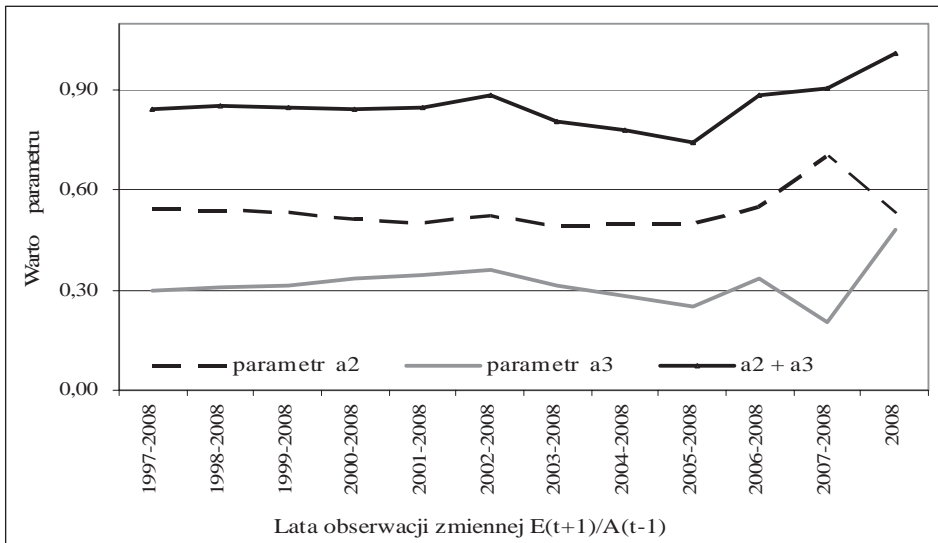
Tabela 3. Wyniki estymacji uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów z korektą heteroscedastyczności modeli trwałości wyników finansowych dwa lata później. Ucięty zbiór obserwacji.

Lata obserwacji zmiennej E_{t+1}/A_{t-1}	Liczba obserwacji	Stała		E/A_{t-1}		$D_t^*(E/A_{t-1})$		R^2	Skorygowany R^2	Test istotności współczynnika korelacji wielorakiej		Suma parametrów
		parametr α_0	poziom istotności	parametr α_2	poziom istotności	parametr α_3	poziom istotności			statystyka F	poziom istotności	
1998-2008	1174	2,051	< 0,00001	0,346	< 0,00001	0,256	0,01986	0,0591	0,0575	36,8	3,22E-16	0,602
1999-2008	1134	2,217	< 0,00001	0,312	< 0,00001	0,260	0,02062	0,0543	0,0526	32,5	1,94E-14	0,572
2000-2008	1080	2,295	< 0,00001	0,328	< 0,00001	0,244	0,03461	0,0568	0,0550	32,4	2,13E-14	0,572
2001-2008	1011	2,400	< 0,00001	0,320	< 0,00001	0,368	0,00176	0,0735	0,0717	40,0	1,94E-17	0,688
2002-2008	912	2,787	< 0,00001	0,309	< 0,00001	0,434	0,00027	0,0829	0,0808	41,1	8,46E-18	0,743
2003-2008	785	3,751	< 0,00001	0,324	< 0,00001	0,463	0,00014	0,1015	0,0992	44,2	6,65E-19	0,787
2004-2008	652	4,336	< 0,00001	0,320	< 0,00001	0,439	0,00074	0,0954	0,0926	34,2	7,34E-15	0,759
2005-2008	516	4,504	< 0,00001	0,363	< 0,00001	0,361	0,00564	0,1085	0,1050	31,2	1,61E-13	0,724
2006-2008	384	5,021	< 0,00001	0,286	0,00265	0,421	0,00687	0,0864	0,0816	18,0	3,35E-08	0,706
2007-2008	252	3,911	0,00002	0,252	0,01351	0,519	0,00417	0,1086	0,1015	15,2	6,06E-07	0,771
2008	137	0,684	0,58910	0,241	0,12247	0,457	0,04066	0,1303	0,1173	10,0	0,000086	0,699

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL.

paramentów α_3 dla giełd amerykańskich⁸. Oznacza to, że w Warszawie wyniki finansowe spółek płacących dywidendy są bardziej trwałe od wyników finansowych spółek niepłacących dywidend i bardziej jest to widoczne w Warszawie niż w Nowym Jorku. W Warszawie wzrost w roku t stopy zwrotu z aktywów ogółem spółki płacącej dywidendę o 1 punkt procentowy powodował wzrost wartości wyniku finansowego w roku $t + 1$ do wartości aktywów w roku $t - 1$ o 0,844 punktu procentowego, podczas gdy spółki niepłacącej dywidendy tylko o 0,546 punktu procentowego. Na giełdach nowojorskich różnica na korzyść spółek płacących dywidendy w zależności od okresu badania nie przekraczała 0,08 punktu procentowego.

Warto również zwrócić uwagę na bardzo dużą stabilność oszacowanych metodą rekursywną parametrów, zwłaszcza przy większych liczbach obserwacji.

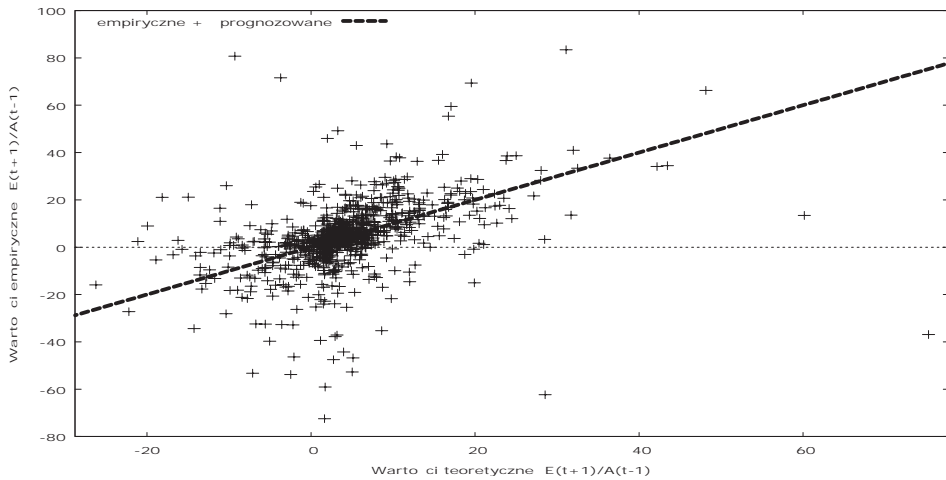


Rys. 2. Zmiany wartości parametrów modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku, oszacowanych metodą modelowania rekursywnego

Źródło: opracowanie własne.

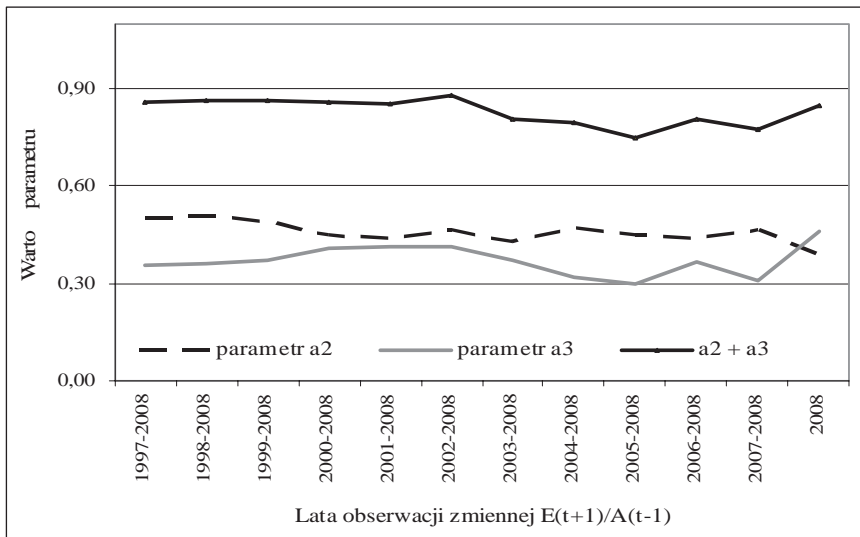
Usunięcie ze zbioru wyjściowego 13 obserwacji o wartościach zmiennej objaśnianej poniżej -100% lub powyżej 100% znacznie poprawiło wyniki estymacji, czego wyrazem są ponad dwukrotnie wyższe niż w modelach estymowanych na wszystkich obserwacjach wartości skorygowanych współczynników determinacji.

⁸ Oczywiście porównania wyników otrzymanych dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie i giełd nowojorskich należy traktować bardzo ostrożnie przede wszystkim ze względu na wielokrotnie mniejszą liczbę obserwacji, na podstawie których szacowane były modele dla GPW, oraz na fakt, że giełdy amerykańskie to rozwinięty rynek kapitałowy, a giełda w Warszawie jest rynkiem rozwijającym się.



Rys. 3. Wartości teoretyczne i empiryczne modelu trwałości wyników finansowych w następnym roku w latach 2002-2008. Ucięty zbiór obserwacji

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 4. Zmiany wartości parametrów uciętych modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku, oszacowanych metodą modelowania rekursywnego

Źródło: opracowanie własne.

W uzyskanych w wyniku modelowania rekursywnego uciętych modelach trwałości wyników finansowych w następnym roku mniejsze niż w modelach szacowanych na podstawie wszystkich obserwacji są wartości parametrów α_2 , natomiast

wyższe są wartości parametrów α_3 . Oznacza to, że po odrzuceniu obserwacji odstających jeszcze wyraźniej widać wpływ decyzji o wypłatach dywidend na trwałość wyników finansowych.

Podobnie jak w modelach szacowanych na wszystkich obserwacjach oszacowane metodą rekursywną parametry ucięte charakteryzują się bardzo dużą stabilnością.

Największą wartością skorygowanego współczynnika determinacji (0,2000) charakteryzuje się model ucięty oszacowany na danych z lat 2002-2008 (1039 obserwacji) i on posłuży do bardziej szczegółowej analizy⁹. Oszacowana w tym modelu wartość parametru α_2 wynosi 0,467, natomiast oszacowana wartość parametru α_3 wynosi 0,416. Oznacza to, że wzrost w roku t stopy zwrotu z aktywów ogółem spółki płacącej dywidendę o 1 punkt procentowy powodował wzrost wartości wyniku finansowego w roku $t + 1$ do wartości aktywów w roku $t - 1$ o 0,883 punktu procentowego, podczas gdy spółki niepłacącej dywidendy tylko o 0,467 punktu procentowego.

Stosując podobne jak w przypadku modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku procedury, oszacowano modele trwałości wyników finansowych dwa lata później. W tym wypadku wyjściowy zbiór składał się z 1195 obserwacji. Jednak oszacowane metodą modelowania rekursywnego modele charakteryzowały się bardzo niską jakością i w ogóle nie nadawały się do interpretacji¹⁰. Dopiero usunięcie 21 obserwacji odstających pozwoliło otrzymać modele, które można wykorzystać do oceny zjawiska. Podobnie jak w przypadku modeli trwałości wyników finansowych w następnym roku i tym razem niekoincydentne okazały się parametry przy zmiennej D_p , dlatego szacowano modele z dwiema zmiennymi objaśniającymi. Oszacowane ucięte modele trwałości wyników finansowych dwa lata później charakteryzują się o wiele gorszą jakością niż ucięte modele trwałości wyników finansowych w następnym roku. Najwyższa wartość skorygowanego współczynnika determinacji nie przekracza 0,12. Znacznie niższe niż w poprzednich modelach są oszacowane wartości parametrów α_2 , natomiast wraz ze skracaniem liczby obserwacji rosną wartości parametrów α_3 . Począwszy od modelu oszacowanego na podstawie danych z lat 2001-2008, z wyjątkiem modelu szacowanego na podstawie danych z lat 2005-2008, oszacowane wartości parametrów α_3 są wyższe niż α_2 . Na przykład w latach 2003-2008 wzrost w roku t stopy zwrotu z aktywów ogółem spółki płacącej dywidendę o 1 punkt procentowy powodował wzrost wartości wyniku finansowego w roku $t + 2$ do wartości aktywów w roku $t - 1$ o 0,787 punktu procentowego, podczas gdy spółki niepłacącej dywidendy tylko o 0,324 punktu procentowego. Wyniki te jeszcze mocniej potwierdzają tezę, że spółki płacące dywidendy charakteryzują

⁹ Podkreślić jednak należy, że uzyskane w wyniku modelowania rekursywnego inne ucięte modele trwałości wyników finansowych w następnym roku charakteryzują się zbliżonymi do omawianego właściwościami.

¹⁰ Również oszacowane przez Skinnera i Soltesa modele trwałości wyników finansowych dwa lata później charakteryzowały się nieco gorszą jakością niż modele trwałości wyników finansowych w następnym roku, ale różnice były niewielkie.

się wyższą jakością wyników finansowych mierzoną ich trwałością. Jednocześnie wpływ polityki dywidend na poprawę trwałości wyników finansowych jest szczególnie widoczny w ostatnich latach.

5. Podsumowanie

Ocena jakości wyniku finansowego ze względu na jego syntetyczny i jednocześnie decyzyjny charakter sprawia wiele problemów związanych ze sposobem pomiaru, a także określeniem czynników go determinujących. Problemy te powiększają się gdy mamy do czynienia z rynkami wschodzącymi, takimi jak Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, gdzie jeszcze dość niski jest zarówno poziom przejrzystości i jawności spółek jak i stopień wprowadzania zasad ładu korporacyjnego [Kowalewski i in. 2007]. W pracy pokazano, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie jeszcze wyraźniej niż na rozwiniętych rynkach kapitałowych widać, że spółki wypłacające dywidendy charakteryzują się wyższą jakością wyników finansowych mierzonych ich trwałością. Można powiedzieć, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w pełni znajduje uzasadnienie motto tej pracy, iż „dywidendy mówią prawdę” – w tym wypadku o jakości zysków.

Literatura

- Bhattacharaya S., *Imperfect informations, dividend policy, and „The bird in the hand” fallacy*, „Bell Journal of Economics” 1979, vol. 10, issue 1, s. 259-270.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.
- DeAngelo H., DeAngelo L., Skinner D.J., *Corporate payout policy*, „Foundations and Trends® in Finance” 2008, vol. 3, no. 2-3, s. 95-287.
- Dechow P., Ge W., Schrand C. 2010, *Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences*, „Journal of Accounting and Economics”, December 2010, vol. 50, issues 2–3, s. 344-401.
- Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa 2002.
- Heckman J.J., *The common structure of statistical models of truncation, sample selection and a limited dependent variables and a simple estimator for such models*, „Annales of Economic and Social Measurement” 1976, vol. 5, issue 4, s. 120-137.
- Heilpern S., *Modele odporne*, [w:] Ostasiewicz S. (red.), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 1998, s. 235-276.
- Hellwig Z., *Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny” 1976, R. XXIII, z. 1, s. 3-11.
- Hellwig Z., *Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie*, „Przegląd Statystyczny” 1977, R. XXIV, z. 2, s. 179-191.
- John K., Williams J., *Dividends, dilution and taxes: A signaling equilibrium*, „The Journal of Finance”, September 1985, vol. XL, no. 4, s. 1053-1070.
- Kowalewski O., Stetsyuk I., Talavera O., *Do corporate governance and ownership determine dividend policy in Poland?*, „Bank i Kredyt” 2007, vol. 38, nr 11-12, s. 60-86.

- Kowerski M., *Ekonomiczne uwarunkowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki publiczne*, Wydawnictwo Konsorcjum Akademickie, WSE w Krakowie, WSIZ w Rzeszowie, WSZiA w Zamościu (w druku).
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004.
- Lintner J., *Distribution of Incomes of Corporation Among Dividends, Retained Earnings and Taxes*, „American Economic Review”, May 1956, vol. 46, issue 2, s. 97-113.
- Miller L., *The Single Best Investment. Creating Wealth with Dividend Growth*, Independent Publishers Group, Chicago 2006.
- Miller M., Modigliani F., *Dividend Policy, Growth and Valuation of Shares*, „The Journal of Business” October 1961, vol. 34, issue 4, s. 411-433.
- Myers S.C., Majluf N.S., *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*, „Journal of Financial Economics”, June 1984, vol. 13, issue 2, s. 187-221.
- Nowak E., *Wynik finansowy przedsiębiorstwa*, [w:] K. Czubakowska, W. Gabrusewicz, E. Nowak, *Przychody, koszty, wynik finansowy przedsiębiorstwa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2009.
- Skinner D.J., Soltes E., *What do dividends tell us about earnings quality?*, „Review of Accounting Studies”, March 2011, vol. 16, no. 1, s. 1-28.
- Sloan R.G., *Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?*, „The Accounting Review”, July 1996, vol. 71, no. 3, s. 289-315.
- Wąsowski W., *Kreatywna rachunkowość. Falszowanie sprawozdań finansowych*, Difin, Warszawa 2010.

DIVIDEND POLICY AND THE PUBLIC COMPANIES' EARNINGS QUALITY. THE CASE OF WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary: It is difficult to estimate quality earnings because of their synthetic and decision-making character. The basic problems are connected with the methods of measurement and the determinants of the quality earnings. The paper shows that on the Warsaw Stock Exchange the quality of earnings depends more distinctly on the firms' dividend policy than on the developed markets. Firms which pay dividends have higher quality of earnings, measured by earnings persistence, than firms which do not pay dividends.