

Znaczenie zysków księgowych dla bieżącej wyceny akcji spółek giełdowych w Polsce

*Karol Marek Klimczak**

1. Wprowadzenie

Badania nad znaczeniem zysków księgowych dla wyceny akcji mają długą historię. Już w 1968 roku Ball i Brown (1968) przeprowadzili pierwsze badanie, w którym poddali testowi empirycznemu powszechne wówczas przekonanie, że rachunkowość jest tylko pustym rytuałem, a wielkości księgowe są pozbawione znaczenia. Ich badanie pokazało, że istnieje związek pomiędzy wyceną akcji a ogłoszonymi zyskami księgowymi, co stanowiło dowód istotności zysków księgowych. Badanie to otworzyło drogę dla następnych badaczy, którzy analizowali siłę tego związku w różnych krajach i w zależności od różnych dodatkowych czynników (np. Bartov et. al, 2005; Abdel-khalik et al., 1999; Collins, Kothari, 1989). Większość tych badań dotyczyła krajów wysokorozwiniętych, lecz w miarę postępu globalizacji pojawiło się także zainteresowanie istotnością danych księgowych w krajach transformacji systemowej oraz krajach rozwijających się.

Przeprowadzanie badań związku pomiędzy wyceną akcji a zyskami księgowymi w krajach rozwijających się ma zazwyczaj dwa cele. Po pierwsze, stwierdzenie istotnego statystycznie związku korelacyjnego pomiędzy zyskami i cenami akcji stanowi dowód, że krajowe rozwiązania w zakresie rachunkowości i instytucji rynku kapitałowego osiągnęły już poziom rozwoju, na którym mogą stanowić podstawę dalszego, stabilnego wzrostu gospodarczego. Na początku transformacji znaczenie zysków księgowych dla wyceny akcji jest zazwyczaj małe, ponieważ instytucje rynku kapitałowego, praktyka rachunkowości i audytu są słabo rozwinięte. Z czasem informacje księgowe powinny zyskiwać na istotności. Stwierdzenie występowania istotnego statystycznie związku jest więc dowodem na skuteczność reform gospodarczych. W poniższym badaniu przedstawiamy analizę siły tego związku dla próby polskich spółek giełdowych w latach 1998-2006.

Drugim celem badań nad związkiem między zyskami a wyceną akcji jest porównanie siły tego związku z wynikami stwierdzonymi w innych krajach. Wyniki dotyczące rynku krajowego porównujemy z wynikami wcześniejszych badań przeprowadzonych w krajach

* dr Karol Marek Klimczak, adiunkt w Katedrze Rachunkowości, Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Zarządzania im. L. Koźmińskiego, kmklim@kozminski.edu.pl

rozwiniętych, do których nasz kraj aspiruje. Porównujemy się także z krajami sąsiednimi, aby sprawdzić, gdzie polityka gospodarcza odnosi lepsze skutki. Im wyższa jest siła związku pomiędzy zyskami a wyceną akcji w danym kraju, tym lepiej to świadczy o rozwoju rynku. W poniższym badaniu przedstawiono porównanie wyników z wcześniejszymi badaniami dotyczącymi sąsiedniego rynku czeskiego (Hellstrom, 2006; Jindrichovska, 2001).

2. Metodologia

Analizę związku pomiędzy zyskami księgowymi spółek i wyceną rynkową ich akcji przeprowadza się zazwyczaj za pomocą liniowego modelu regresji. Model objaśnia cenę akcji lub stopę zwrotu za pomocą zmiennych pochodzących ze sprawozdania finansowego spółki. Należy przy tym pamiętać, że model ten nie czyni żadnych założeń co do kierunku związku przyczynowego (Kothari, 2001). Pozytywny wynik estymacji modelu dowodzi jedynie, że występuje statystycznie istotny związek pomiędzy tymi dwoma zmiennymi, ale nie przesądza, która zmienna wywołuje zmianę w drugiej. Najlepszym, możliwym wynikiem jest uzyskanie oceny parametru dla zysku statystycznie bliskiej jedności, oraz oceny wyrazu wolnego nieistotnie różnej od zera. Oznaczać to będzie, że wzrost zysku powoduje proporcjonalny wzrost wyceny akcji w ciągu roku. Ponadto, przy braku zysku stopa zwrotu z akcji wynosi zero. Współczynnik korelacji ma tutaj znaczenie marginalne, gdyż nie spodziewamy się, że za pomocą zysku można wyjaśnić całość zmian cen akcji.

2.1. Próba

Badanie związku pomiędzy zyskami księgowymi a wyceną akcji spółek zostało przeprowadzone na próbie 667 obserwacji z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, na przestrzeni lat 1997-2006. Badaniem objęto wyniki księgowe spółek raportowane w jednostkowych i skonsolidowanych sprawozdaniach rocznych. Z próby wyłączono instytucje finansowe: banki, ubezpieczycieli i fundusze inwestycyjne ze względu na specyficzną formę działalności i różnice w konstrukcji sprawozdań. Dane pochodziły z bazy Notoria. Podsumowanie cech próby przedstawiono w tabeli 1. W badaniu uwzględniono następujące zmienne:

- a) stopa zwrotu – miara zwrotu z inwestycji w akcje spółki, obliczana jako względny przyrost wartości akcji spółki w ciągu jednego roku do 31. grudnia roku raportu¹

¹ W niektórych badaniach do mierzenia stóp zwrotu wykorzystywany jest okres marzec-marzec, lub kwiecień-kwiecień, czyli rok między momentami publikacji raportu. Jednak wówczas zwrot za akcji liczony jest na

powiększony o wypłaconą dywidendę; rozkład tej zmiennej w próbie przedstawiono na rysunku 1,

- b) stopa zysku – miara zysku księgowego równa zyskowi netto podzielonemu przez liczbę akcji i cenę akcji na początku okresu (stopa zysku oznacza zwrot księgowy na złotówkę wartości rynkowej spółki); rozkład tej zmiennej w próbie przedstawiono na rysunku 2,
- c) zmiana stopy zysku – zwykła różnica między stopą zysku w roku bieżącym i w roku poprzednim,
- d) równo-ważony indeks cen akcji – zwrot z portfela akcji składającego się z jednej akcji każdej spółki w próbie.

Tabela 1. Charakterystyka próby

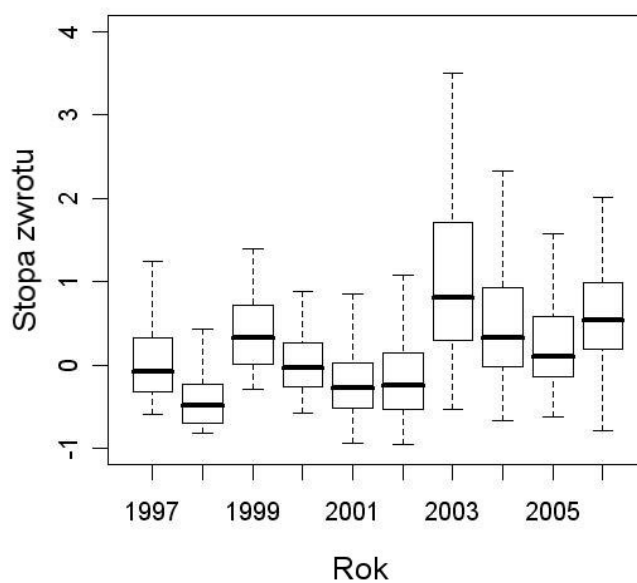
	Razem	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Obserwacje	667	23	36	55	62	67	72	75	78	94	105
Stopa zwrotu											
Minimum	-0.9620	-0.5927	-0.8182	-0.2893	-0.5861	-0.9383	-0.9620	-0.5360	-0.6667	-0.6281	-0.7948
Mediana	0.1333	-0.0871	-0.4819	0.3180	-0.0327	-0.2754	-0.2430	0.8101	0.3177	0.0966	0.5326
Maximum	25.0952	1.2479	0.5899	2.3549	2.1746	0.8559	2.5796	7.3019	5.0784	25.0952	5.7500
Stopa zysku											
Minimum	-66.3030	-13.2112	-1.8992	-19.0998	-49.0785	-40.2252	-66.3030	-35.6179	-7.1677	-8.5790	-3.6978
Mediana	0.0567	0.0854	0.0582	0.0758	0.0400	-0.0017	-0.0040	0.0795	0.0721	0.0592	0.0680
Maximum	19.3600	1.1283	1.8219	1.9009	2.3000	0.6588	3.4592	19.3600	2.8227	2.3323	2.1177
Zmiana stopy zysku											
Minimum	-31.3429	NA	-0.6989	-6.0821	-31.3429	-26.1719	-4.2129	-21.6146	-6.8824	-1.4113	-1.5154
Mediana	0.0115	NA	-0.0175	-0.0246	-0.0360	-0.0560	0.0115	0.1081	0.0504	0.0098	0.0107
Maximum	98.2546	NA	21.6135	4.7793	3.9040	63.2656	98.2546	92.2933	5.0956	13.3797	10.6374
Indeks równo-ważony	NA	0.0676	-0.4162	0.4006	0.0974	-0.2265	-0.1083	1.1979	0.6676	0.6026	0.8117
Średnia stopa zysku	NA	-0.4269	0.0625	-0.4359	-1.0114	-1.1715	-1.7978	-0.1772	0.1029	0.0450	0.0445

Źródło: Obliczenia własne

W badanym okresie wystąpiły istotne wahania analizowanych zmiennych. Zróznicowane były zarówno mediany zmiennych, jak i odchylenia. W przypadku stóp zwrotu z akcji wahania wynikały w dużej mierze z sytuacji na rynku: np. kryzysu roku 1998 i hossy od roku 2003 (rysunek 1). Mniej oczywiste są czynniki stojące za zmianami w stopach zysku (rysunek 2).

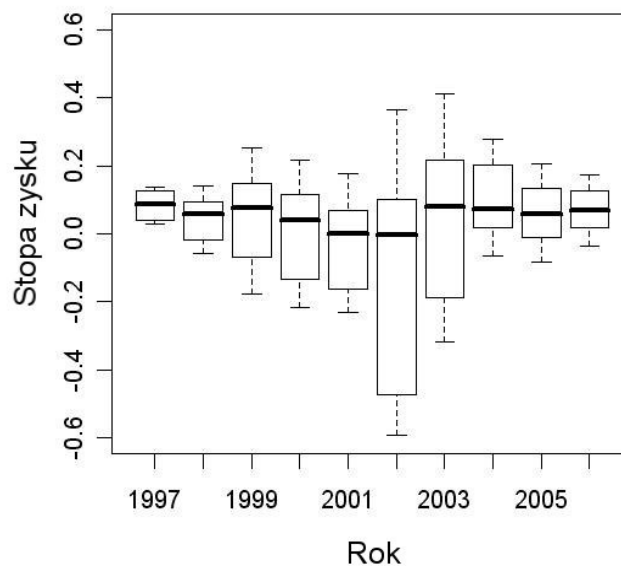
innym okresie niż stopa zysku spółek, co jest błędem metodologicznym. Ponadto, dla pewności nasze badanie zostało przeprowadzone także w układzie marzec-marzec; wyniki nie uległy istotnej zmianie.

Rysunek 1. Rozkład zmiennej stopa zwrotu w próbie w zależności od roku



Źródło: Obliczenia własne

Rysunek 2. Rozkład zmiennej stopa zysku w próbie w zależności od roku



Źródło: Obliczenia własne

2.2. Model

W badaniu wykorzystano równanie wyceny w dwóch wariantach. Pierwszy wariant to prosty model stopy zwrotu, powszechnie wykorzystywany w badaniach z zakresu rachunkowości (Easton et al., 1992). Został on wybrany ze względu na możliwość porównania do badań wcześniejszych dotyczących rynku czeskiego, przede wszystkim Jermakowicz i Gornik-Tomaszewski (1998) oraz Hellstrom (2006). W modelu tym stopa zwrotu za akcji objaśniana jest przez stopę zysku i zmianę stopy zysku:

$$(1) \quad R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EY_{it} + \alpha_2 \Delta EY_{it} + \zeta_{it},$$

Drugi model pochodzi z pracy Kothari i Sloana (1992). Został on zaadaptowany w badaniu dotyczącym rynku czeskiego przez Jindrichovską (2001). Jindrichovska wykorzystwała kilka wersji tego modelu, ponieważ badała w jakim stopniu zwrot z akcji świadczy o przyszłych zyskach. Ponieważ naszym celem jest jedynie porównanie wyników dla rynku polskiego z rynkiem czeskim, wykorzystujemy tylko jedno równanie z pojedynczym opóźnieniem. Od modelu poprzedniego równanie to wyróżnia się pominięciem dywidend oraz zmian w stopie zysku, a także przedstawieniem stopy zysku jako zysk na akcję skalowany ceną akcji na początku okresu:

$$(2) \quad P_{it}/P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it}/P_{i,t-1} + \zeta_{it},$$

gdzie P_{it} oznacza cenę akcji spółki i w okresie t , a EPS_{it} zysk netto na akcję.

3. Wyniki

Estymację przeprowadzono za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Modele estymowano w dwóch wariantach: dla całej próby (razem) oraz dla poszczególnych lat. Wyniki estymacji przedstawia tabela 2.

Wyniki estymacji na całej próbie (razem) wskazują, że zyski spółek były statystycznie istotnie związane z wyceną akcji. W pierwszym modelu istotnie różne od zera wielkości parametrów wystąpiły zarówno w przypadku stopy zysku jak i zmiany w stopie zysku. Obydwa parametry były przy tym dodatnie, zgodnie z założeniami. W modelu drugim stopa zysku była również dodatnio skorelowana z ceną akcji – wielkość parametru była bardzo zbliżona do wyników estymacji modelu pierwszego. Ponieważ obydwie modele różni jedynie uwzględnienie dywidendy w obliczeniu stopy zwrotu oraz dodanie zmiany stopy zysku jako zmiennej objaśniającej w pierwszym modelu, podobne oceny parametrów wskazują na małą

istotność tych dwóch czynników. Jednocześnie w obydwu modelach ocena wyrazu wolnego była istotnie różna od zera. Współczynnik korelacji wahał się w przedziale od 1%-9% (za wyjątkiem roku 2006). Stopień dopasowania można podnieść do 24% poprzez dodanie równo-ważonego indeksu jako zmiennej objaśniającej, a nawet do 35% po dodaniu zmiennych zerojedynkowych dla poszczególnych okresów.

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli

Model 1: $R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EY_{it} + \alpha_2 \Delta EY_{it} + \xi_{it}$

Parametr	Razem	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
α_0	0.4860	NA	-0.3583	0.5854	0.0847	-0.1788	-0.1197	1.2528	0.6912	0.5626	0.8032
t(α_0)	7.6930	NA	-4.6210	6.3260	1.2220	-3.3990	-1.6680	7.6540	5.3860	1.6660	7.4460
α_1	0.0377	NA	0.0301	0.0910	-0.0937	0.0154	0.0215	0.0801	0.2585	0.3580	0.1997
t(α_1)	2.7310	NA	0.1310	0.8550	-1.0480	1.5390	1.0370	2.0860	2.1360	1.3260	0.8370
α_2	0.0155	NA	-0.0156	-0.0235	0.1601	-0.0054	0.0145	-0.0005	0.0170	0.1841	0.4867
t(α_2)	1.7160	NA	-0.5860	-0.3750	1.1620	-0.9020	0.9980	-0.0290	0.1720	0.8000	5.7850
Adj. R ²	1.39%	NA	5.64%	2.17%	4.22%	4.19%	1.67%	8.94%	6.07%	2.40%	30.16%

Model 2: $P_{it}/P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it}/P_{i,t-1} + \zeta_{it}$

Parametr	Razem	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
β_0	1.3989	1.0400	0.5440	1.3737	1.0847	0.7537	0.8826	2.1530	1.6026	1.5693	1.8220
t(β_0)	26.2390	10.9380	8.9040	20.5380	15.4300	17.1900	12.3020	14.4740	13.1050	5.5920	17.1310
β_1	0.0333	0.0386	0.0580	0.0173	0.0097	0.0136	0.0030	0.0752	0.2048	0.2666	-0.3341
t(β_1)	2.6740	1.1260	0.4950	0.6970	0.8800	1.6340	0.3480	2.5760	1.7050	1.1760	-1.4050
Adj. R ²	0.92%	5.69%	0.72%	0.91%	1.27%	3.94%	0.17%	8.33%	3.69%	1.48%	1.88%

Źródło: Obliczenia własne

Analiza wyników w rozbiciu na poszczególne lata wskazuje na wzrost ocen parametrów. Jednak w pierwszym modelu istotne oceny dla stopy zysku wystąpiły jedynie w próbie z lat 2003 i 2004, a w modelu drugim tylko w roku 2003. Warto zauważyć, że oceny przyjmowały wartość dodatnią, zgodnie z założeniami. Wyjątkiem był tylko rok 2000 w przypadku modelu pierwszego, oraz rok 2006 w przypadku modelu drugiego.

Wyniki estymacji porównaliśmy z wynikami otrzymanymi we wcześniejszych badaniach dotyczących rynku czeskiego. Model 1 jest identyczny do modelu zastosowanego przez Hellstrom (2006) w badaniu dotyczącym praskiej giełdy papierów wartościowych w latach 1994-2001. Estymując model na próbie połączonej (1998-2001), Hellstrom uzyskała ocenę parametru reakcji na stopę zysku na poziomie 1,877, statystycznie istotnie różną od zera. Ocena parametru reakcji na zmianę stopy zysku była również istotna, lecz ujemna. Współczynnik korelacji wyniósł 14,1%. Wyniki te wskazują na znaczenie wyższe oceny parametrów niż w naszym badaniu. Do podobnych wniosków prowadzi porównanie ocen parametrów w regresjach przekrojowych estymowanych oddzielnie dla poszczególnych lat.

Ocena parametru reakcji na stopę zysku wynosiła od 1,404 w roku 1998 do 1,744 w roku 2001. Nasze wyniki pokazują ocenę parametru od 0,0301 w 1998 roku do 0,3580 w roku 2005. Dodatkowo istotność statystyczna ocen jest znacznie niższa. Choć nie możemy przeprowadzić porównania przedziałów ufności (w badaniu Hellstrom nie zostały podane oceny statystyki t-studenta ani błędy oceny) różnica między ocenami parametrów w obydwu badaniach jest na tyle duża, że można ją uznać za istotną.

Wyniki możemy porównać z jeszcze jednym badaniem dotyczącym rynku czeskiego. Model 2 jest analogiczny do modelu wykorzystanego przez Jindrichovską (2001), która badała spółki notowane na czeskiej giełdzie w latach 1993-1998. Uzyskała ona ocenę parametru stopy zysku na poziomie 0,540 ($t=4,012$) i współczynnik korelacji 5,5% przy estymacji w całej próbie. Zarówno współczynnik korelacji, jak i ocena parametru była więc znacznie wyższa niż w przypadku naszego badania.

4. Podsumowanie

Porównanie wyników estymacji dwóch modeli z wynikami uzyskanymi we wcześniejszych badaniach dotyczących rynku czeskiego wskazują na wyraźnie słabszy związek pomiędzy zyskami księgowymi spółek i wyceną ich akcji na rynku giełdowym w Polsce niż w Czechach. Niska istotność zysków księgowych sugeruje, że Polska rachunkowość oferuje informacje niższej jakości niż rachunkowość w Czechach, lub też inne instytucje rynku kapitałowego są bardziej sprawne w Czechach. Jest to obserwacja zaskakująca. Choć do 1998 roku w obydwu krajach trwała transformacja systemowa a instytucje rynku kapitałowego były słabo rozwinięte, to później w obydwu krajach przyjęto podobne, nowe rozwiązania prawne. W szczególności, w 1998 roku zarówno w Polsce jak i w Czechach przeprowadzono kompleksową nowelizację prawa o rachunkowości. Należałoby się więc spodziewać podobnych wyników badań. Tymczasem zyski księgowe zyskały na znaczeniu w obydwu krajach, ale w Polsce ich istotność jest ciągle znacznie niższa. Dalsze badania są potrzebne, aby można było odpowiedzieć na pytanie, co jest przyczyną tak różnych wyników.

Bibliografia

- Abdel-khalik, R., Weng, K. A., Wu, A. (1999), The Information Environment of china's A and B Shares: Can we make sense of the numbers?, „*The International Journal of Accounting*”, Vol. 34, No. 4, s. 467-489.
- Ball, R., Brown, P. (1968), An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, „*Journal of Accounting Research*”, Volume 6, Issue 2, s. 159-178.

- Bartov, E., Goldberg, S. R., Kim, M. (2005), Comparative Value Relevance Among German, U.S., and International Accounting Standards: A German Stock Market Perspective, „Journal of Accounting, Auditing & Finance”, Vol. 20, Issue 2, s. 95-119.
- Collins, D. W., Kothari S. P. (1989), An Analysis of Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients, „Journal of Accounting and Economics”, Vol. 11, s. 143-181.
- Easton, P. D., Harris, T. S., & Ohlson, J. A. (1992), Aggregate accounting earnings can explain most of security returns, „Journal of Accounting & Economics”, Vol. 15(2/3), s. 119-142.
- Hellstrom, K. (2006), The Value Relevance of Financial Accounting Information in a Transition Economy: The Case of the Czech Republic, „European Accounting Review”, Vol. 15, No. 3, s. 325-349.
- Jindrichovska, I. (2001), The Relationship Between Accounting Numbers and Returns: Some empirical evidence from the emerging market of the Czech Republic, „European Accounting Review”, Vol. 10, No. 1, s. 107-131.
- Kothari, S. (2001), Capital markets research in accounting, „Journal of Accounting & Economics”, Vol. 31(1-3), s. 105-231.

Streszczenie

Zyski księgowe, raportowane przez spółki giełdowe w okresowych sprawozdaniach finansowych, mogą być istotnym czynnikiem wpływającym na wycenę bieżącą akcji spółek. Siła związku pomiędzy zyskami i wyceną zależy od czynników takich, jak wiarygodność metod obliczania zysku oraz relatywne znaczenie informacji księgowych wobec innych informacji dostępnych uczestnikom rynku. Wielu badaczy uważa siłę tego związku za wyznacznik jakości lokalnego rynku kapitałowego i praktyk rachunkowości. W poniższym artykule przedstawiono badania dotyczące spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1997-2006.

Value relevance of earnings for contemporaneous stock valuation in Polish listed companies

Summary

Accounting earnings, reported by listed companies in their financial statements, can be a significant factor in stock valuation. The degree of value relevance of earnings depends on a number of factors, such as the reliability of accounting methods and informativeness of earnings relative to other information available to market participants. Value relevance of earnings is commonly regarded as a measure of the quality of the local capital market and of accounting practice. This article presents results of quantitative research into value relevance of companies listed at the Warsaw Stock Exchange in the period from 1997 to 2006.