

Sławomir Sklinda

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

**ZASTOSOWANIE MNOŻNIKÓW FUNDAMENTALNYCH
W WYCENIE AKTYWÓW KAPITAŁOWYCH.
EMPIRYCZNY TEST W WARUNKACH
POLSKIEGO RYNKU KAPITAŁOWEGO (1998-2004)**

1. Wstęp

Obserwowany w ostatniej dekadzie wzrost zainteresowania praktyków i teoretyków rynków kapitałowych zastosowaniem mnożników kapitałowych do szacowania oczekiwanych zwrotów wynika w dużej mierze z pojawiających się dowodów podważających zasadność stosowania popularnego modelu CAPM [Black, Jensen, Scholes 1972], którego głównym założeniem jest funkcjonowanie rynku efektywnego¹. Wprowadzanie dodatkowych zmiennych do przekrojowego modelu oczekiwanych stóp zwrotu z aktywów kapitałowych okazywało się zwiększać jego współczynnik determinacji, jednocześnie zmniejszając lub całkowicie eliminując rolę współczynnika beta. Do wspomnianych zmiennych należą przede wszystkim mnożniki fundamentalne i, choć wciąż nie powstała właściwa teoria je opisująca, ich zastosowanie i popularność stale wzrastają.

Celem niniejszej pracy jest weryfikacja empiryczna udokumentowanych przez naukowców [Barber, Lyon 1997; Chan, Hamao, Lakonishok 1991; Daniel, Titman 1997; Fama, French 1992] zależności pomiędzy zwrotem z aktywów kapitałowych a obserwowanymi dla nich mnożnikami fundamentalnymi. W grupie weryfikowanych czynników znalazły się cztery sugerowane przez Famę i Frencha [Fama, French 1992] wskaźniki:

¹ Niestety, większość założeń rynku efektywnego nie jest spełniona w kontekście polskiej giełdy kapitałowej. Do najważniejszych czynników zmniejszających efektywność polskiego rynku należą: brak możliwości nieograniczonej krótkiej sprzedaży, wpływ poszczególnych inwestorów na cenę, różny dostęp do informacji poszczególnych klas inwestorów bądź brak nieskończonej podzielności aktywów.

- zysk netto/cena akcji (*EP*),
- przepływy z działalności operacyjnej/cena akcji (*CF*),
- wartość księgowa/wartość rynkowa (*BVMV*),
- kapitalizacja rynkowa (*CAP*).

Choć ostatni wymieniony czynnik nie należy do grupy mnożników, to wydaje się, z teoretycznego punktu widzenia, istotny przy wyznaczaniu oczekiwanej stopy zwrotu. Jest on przybliżeniem dla mającego wielu zwolenników efektu wielkości opisywanego już przez Banza [Banz 1981].

Pomimo wielu kontrowersji i problemów, jakie przysparza stosowanie mnożników, są one powszechnym narzędziem analitycznym. Najczęściej znajdują zastosowanie w formowaniu strategii inwestycyjnych, pozwalając na identyfikację spółek przewartościowanych i niedowartościowanych, a także w pierwszych emisjach publicznych przy wycenie spółek debiutujących na giełdzie.

2. Wybór danych

Ze względu na krótką historię rynku kapitałowego w Polsce, jego nieduże znaczenie w pierwszych latach istnienia, a także małą liczbę notowanych firm, test przeprowadzony został w latach 1998-2004. W badaniu uwzględniono wszystkie spółki, które w okresie tworzenia zmiennych były notowane na giełdzie. Podobnie jak u Famy i Frencha, z próby wykluczone zostały spółki z branży finansowej (ze względu na wysoką specyfikę branży i nieporównywalny poziom dźwigni finansowej). Wielkość próby nie jest stała i waha się od 113 do 147 spółek w poszczególnych latach, w zależności od dostępności informacji i liczby nowych spółek. Do tworzenia zmiennych zastosowane zostały informacje ze skonsolidowanych sprawozdań finansowych (o ile spółka takie publikowała), w przeciwnym wypadku pod uwagę brane były sprawozdania nieskonsolidowane. Jeśli w trakcie badanego okresu spółka rozpoczęła publikację sprawozdań skonsolidowanych, to stawały się one źródłem informacji.

Zmienną zależną jest miesięczny zwrot z akcji skonstruowany w następujący sposób:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{\text{Cena akcji}_{i,t}}{\text{Cena akcji}_{i,t-1}} \right).$$

Pierwszą z czterech analizowanych zmiennych niezależnych jest mnożnik zysku netto do ceny rynkowej (*EP*). Jest to najpowszechniej stosowany mnożnik na rynku kapitałowym, określający wielokrotność zysku netto, jaką inwestorzy są gotowi zapłacić za daną spółkę. Oczekiwana jest pozytywna relacja pomiędzy zwrotem z akcji spółki, a jej wartością *EP* zdefiniowaną następująco:

$$EP_{i,t} = \frac{EPS_{i,t}}{\text{Cena akcji}_{i,t}}.$$

Kolejnym czynnikiem podlegającym weryfikacji jest mnożnik przepływów z działalności operacyjnej do ceny danego waloru (CF). Teoretycznie czynnik ten powinien być istotniejszy w ocenie inwestorów, gdyż wskazuje na realną zdolność spółki do generowania gotówki. Podobnie jak w poprzednim przypadku, oczekiwana jest pozytywna relacja pomiędzy niniejszym mnożnikiem a stopą zwrotu.

$$CF_{i,t} = \frac{\text{przepływy operacyjne na akcje}_{i,t}}{\text{Cena akcji}_{i,t}}$$

Dodatkowo do modeli z mnożnikami EP i CF dodane zostały sztuczne zmienne – odpowiednio DEP i DCF . Ich zadaniem jest zbadanie efektu ujemnych wartości mnożników EP i CF na przyszłe zwroty spółek. Zmienne przybierają postać:

$$DEP_{i,t} = \begin{cases} EP_{i,t} & \text{dla } EP_{i,t} \leq 0 \\ 0 & \text{dla } EP_{i,t} > 0 \end{cases},$$

$$CEP_{i,t} = \begin{cases} CF_{i,t} & \text{dla } CF_{i,t} \leq 0 \\ 0 & \text{dla } CF_{i,t} > 0 \end{cases}.$$

Trzecią zmienną jest relacja wartości księgowej kapitału własnego spółki do jej ceny rynkowej ($BVMV$). Wysoki poziom tego wskaźnika może oznaczać, że inwestorzy nie uważają firmy za atrakcyjną pod względem efektywności wykorzystania aktywów. Mnożnik ten może też być postrzegany jako miara ryzyka danej firmy, stąd oczekiwana jest wyższa stopa zwrotu ze spółki o wysokiej wartości tego mnożnika. Jest to jednak wskaźnik najbardziej dyskusyjny z zastosowanych czynników, o czym mowa będzie jeszcze w podsumowaniu. Ponieważ w badaniu weryfikacji podlegają jedynie spółki o pozytywnej wartości niniejszego wskaźnika, zastosowana zmienna przybiera postać logarytmiczną:

$$BVMV_{i,t} = \ln\left(\frac{\text{wartosc księgowa kapitału własnego}_{i,t}}{\text{wartosc rynkowa kapitału własnego}_{i,t}}\right).$$

Zgodnie z metodyką przyjętą przez Famę i Frencha, wartości pierwszych trzech mnożników (EP , CF i $BVMV$) obliczane są jako iloraz rocznej wartości właściwych fundamentów na jedną akcję i ceny akcji z ostatniego dnia, w którym spółka była notowana w roku.

Ostatnim czynnikiem jest wielkość kapitalizacji (CAP), która jest drugim przybliżeniem ryzyka spółki. Oczekuje się, iż spółki o wysokiej kapitalizacji należą do grupy bezpieczniejszych i stabilniejszych, dlatego inwestorzy będą wymagać od nich niższego zwrotu niż od spółek małych, często będących także w fazie wzrostowej (przez co bardziej ryzykowne). Zmienna zapisana w postaci logarytmicznej

$$CAP_{i,t+6} = \ln(\text{kapitalizacja firmy}_{i,t+6})$$

obliczana jest w czerwcu kolejnego roku względem pierwszych trzech czynników ($y + 6$).

Wybrane dane finansowe pochodzą z informacji dostępnych w serwisie Securities.com, a kursy spółek ze strony internetowej gazety giełdowej „Parkiet”.

3. Metodyka testu

Do weryfikacji empirycznej zależności przekrojowych pomiędzy stopami zwrotu z aktywów kapitałowych a zdefiniowanymi w poprzednim rozdziale czynnikami zastosowana została technika wzorowana na tej wykorzystanej przez Famę i Frencha (FF). Każdy z czterech czynników podlega oddzielnej weryfikacji dla każdego z sześćdziesięciu miesięcy. Ich istotność statystyczna badana jest na podstawie modeli regresji przekrojowych miesięcznych stóp zwrotu spółki i względem właściwej w tym okresie wartości badanego czynnika tejże spółki, gdzie próbę stanowią wszystkie uwzględnione firmy w danym miesiącu:

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{CZYNNIK}_i + e_i.$$

Zgodnie z propozycją FF, zastosowana jest sześciomiesięczna przerwa pomiędzy grudniem (kiedy obliczana jest wartość pierwszych trzech czynników) a czerwcem roku kolejnego (od kiedy mierzone są miesięczne zwroty R_i). Półroczne opóźnienie pozwala inwestorom zapoznać się z wynikami spółki za rok ubiegły. Wartości mnożników fundamentalnych za rok 1998 stają się zatem obserwacjami na zmiennych niezależnych modeli regresji, do której wykorzystywane są wartości zwrotów za okres lipiec 1999-czerwiec 2000. Konsekwentnie fundamenty za rok 2000 posłużą do modeli regresji lipiec 2000-czerwiec 2001. Inaczej jest z czynnikiem CAP , którego wielkość obliczana jest po raz pierwszy w czerwcu 1999 r. i służy do badania jako obserwacja na zmiennej niezależnej w okresie lipiec 1999-czerwiec 2000. Dla każdego czynnika powyższy proces powtarzany jest przez pięć kolejnych lat.

Uzyskane w ten sposób sześćdziesiąt współczynników $\hat{\gamma}_i$ dla każdego czynnika zostaną uśrednione arytmetycznie, a ich istotność będzie zweryfikowana statystyką t .

Kolejnym krokiem była weryfikacja modelu, w którym wszystkie czynniki występowały jednocześnie:

$$R_i = \gamma_0 + \sum_{k=1}^4 \gamma_{1,k} \text{CZYNNIK}_{i,k} + e_i.$$

Dyskusyjna może też być kwestia półrocznej przerwy pomiędzy końcem roku, którego dotyczą dane ze sprawozdań finansowych, a pierwszą obserwacją zwrotów. Choć w praktyce istnieją spółki, które publikują noty do skonsolidowanych sprawozdań po sześciu miesiącach roku kolejnego, to jednak inwestorzy mają dość precyzyjne oczekiwania co do ich zawartości już pod koniec marca, kiedy publikowane są sprawdzenia jednostkowe za poprzedni rok. W związku z tym badanie zostało powtórzone z przesunięciem terminu jego rozpoczęcia na marzec 1999 r. przy uwzględnieniu danych finansowych za rok 1998 i pozostawieniu innych elementów metodyki bez zmian. Wszystkie modele regresji były szacowane metodą najmniejszych kwadratów.

4. Rezultaty

Zgodnie z metodyką zaprezentowaną w poprzedniej części referatu, oszacowano po 240 modeli regresji przekrojowych (po sześćdziesiąt na każdy z czterech czynników) w badaniach podstawowym i uzupełniającym (zakładającym wcześniejszy okres uzyskania informacji przez inwestorów).

W przypadkach występowania heteroskedastyczności składnika resztowego (test F przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$) standardowa kowariancja MNK została zastąpiona kowariancją White'a. W tabeli 1 przedstawiona jest liczba modeli regresji w poszczególnych grupach, w których powyższy problem wystąpił.

Tabela 1. Liczba modeli regresji z heteroskedastycznością składników resztowych w badaniach podstawowym i uzupełniającym

Wyszczególnienie	EP		CF		BVMV		CAP	
	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty
Liczba modeli regresji z heteroskedastycznością składników resztowych dla $\alpha = 0,1$	16	17	11	11	10	14	17	20

Źródło: opracowanie własne.

Dla pierwszego z badanych czynników, mnożnika zysku netto, zarówno w badaniu podstawowym, jak i uzupełniającym, średnia i mediana współczynnika γ_1 uzyskują wartość dodatnią, co jest zgodne z oczekiwaniami. Jednakże w 21 przypadkach dla okresu lipiec-czerwiec i 19 dla okresu marzec-luty wartość γ_1 jest ujemna i jedynie w co szóstym przypadku statystycznie istotna. Także współczynnik γ_2 jedynie w dziewięciu modelach regresjach okazał się statystycznie istotny i najczęściej ujemny. Wyniki te prezentuje tab. 2.

Tabela 2. Podsumowanie wartości oszacowanych współczynników i ich istotności statystycznej mierzonej statystyką t dla wszystkich modeli regresji modelu $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}EP_{i,t} + \gamma_{2,t}DEP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ w badaniach podstawowym i uzupełniającym

EP	Lipiec-czerwiec						Marzec-luty					
	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$	γ_2	$p < 0,05$	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$	γ_2	$p < 0,05$
Liczba ujemnych współczynników	34	25	21	0	41	7	32	22	19	0	40	7
Liczba dodatnich współczynników	26	18	39	10	19	2	28	17	41	9	20	2
Średnia wartość współczynnika	-0,002		0,044		-0,037		-0,001		0,042		-0,036	
Mediana wartości współczynnika	-0,011		0,027		-0,033		-0,004		0,027		-0,032	

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie uzyskanych wyników (tab. 3) jedynie w pięciu przypadkach dla badania podstawowego i siedmiu w badaniu uzupełniającym można uznać mnożnik CF za statystycznie istotny. W przeciwieństwie do poprzedniego przypadku współczynnik γ_2 dla zmiennej DCF osiąga średnio wartość dodatnią, choć i tu nie można uznać go za istotny.

Tabela 3. Podsumowanie wartości oszacowanych współczynników i ich istotności statystycznej mierzonej statystyką t dla wszystkich modeli regresji modelu $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}CF_{i,t} + \gamma_{2,t}DCF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ w badaniach podstawowym i uzupełniającym

CF	Lipiec-czerwiec						Marzec-luty					
	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$	γ_2	$p < 0,05$	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$	γ_2	$p < 0,05$
Liczba ujemnych współczynników	34	23	25	3	24	4	32	21	25	2	23	4
Liczba dodatnich współczynników	26	18	35	2	36	5	28	19	35	5	37	5
Średnia wartość współczynnika	0,001		0,003		0,010		0,001		0,006		0,012	
Mediana wartości współczynnika	-0,009		0,005		0,010		-0,004		0,005		0,011	

Źródło: opracowanie własne.

Ostatnim z weryfikowanych mnożników jest wartość księgową do wartości rynkowej. Także dla tego czynnika wartość współczynnika γ_1 jest najczęściej statystycznie nieistotna. Jego średnia wartość dla badania podstawowego niewiele różni się od średniej w badaniu uzupełniającym, aczkolwiek znacząca różnica pojawia się w medianie. Pozytywna relacja między stopami zwrotu i mnożnikiem $BVMV$ jest zgodna z przewidywaną. Podsumowanie rezultatów zawiera tab. 4.

Tabela 4. Podsumowanie wartości oszacowanych współczynników i ich istotności statystycznej mierzonej statystyką t dla wszystkich modeli regresji modelu $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}BVMV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ w badaniach podstawowym i uzupełniającym

$BVMV$	Lipiec-czerwiec				Marzec-luty			
	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$	γ_0	$p < 0,05$	γ_1	$p < 0,05$
Liczba ujemnych współczynników	33	8	23	6	32	14	21	6
Liczba dodatnich współczynników	27	11	37	13	28	15	39	12
Średnia wartość współczynnika	0,000		0,0086		0,000		0,0095	
Mediana wartości współczynnika	-0,014		0,0068		-0,008		0,0108	

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki wskazują także, iż efekt wielkości firmy, mierzony jej kapitalizacją, jest negatywnie skorelowany ze stopą zwrotu (podsumowanie w tab. 5). Niniejsza relacja wydaje się prawidłowa. Mniejsze spółki postrzegane są jako bardziej ryzykowne i dlatego oczekuje się od nich wyższych wzrostów niż od dużych, stabilnych, często wypłacających dywidendę. Niższy zwrot ze spółek o wysokiej ka-

pitalizacji jest także rekompensowany ich większą płynnością w wartościach nominalnych. Także i dla tej zmiennej jej współczynnik γ_1 najczęściej nie jest statystycznie istotny.

Tabela 5. Podsumowanie wartości oszacowanych współczynników i ich istotności statystycznej mierzonej statystyką t dla wszystkich modeli regresji modelu $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t}CAP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ w badaniach podstawowym i uzupełniającym

CAP	Lipiec-czerwiec				Marzec-luty			
	γ_0	p < 0,05	γ_1	p < 0,05	γ_0	p < 0,05	γ_1	p < 0,05
Liczba ujemnych współczynników	30	12	36	11	34	15	31	11
Liczba dodatnich współczynników	30	15	24	12	26	15	29	14
Średnia wartość współczynnika	0,006		-0,0005		-0,011		0,0012	
Mediana wartości współczynnika	0,003		-0,0029		-0,037		-0,0006	

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując, żaden z badanych czynników nie okazał się na tyle istotny, by uwzględnić go w ostatnim etapie uśredniania właściwych im współczynników. Choć średnio kierunek wartości współczynników γ_1 jest zgodny z zakładanym, to ich istotność statystyczna pozostaje znikoma. Także współczynniki determinacji, których wartości dla poszczególnych modeli regresji zaprezentowane zostały w tab. 6, są bardzo niskie.

Tabela 6. Podsumowanie wartości współczynnika determinacji dla wszystkich modeli regresji w badaniu podstawowym i uzupełniającym

	EP		CF		BVMV		CAP	
	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty	lipiec-czerwiec	marzec-luty
Liczba modeli regresji z:								
$R^2 < 0,01$	16	23	21	15	31	29	25	27
$0,01 < R^2 < 0,05$	29	28	30	32	18	18	23	17
$0,05 < R^2 < 0,1$	9	6	6	8	9	11	7	11
$R^2 > 0,1$	6	3	3	5	2	2	5	5

Źródło: opracowanie własne.

Uwzględnienie wszystkich czynników w jednym modelu nie zmienia ogólnych wyników badania (szczegółowe wyniki dostępne na prośbę u autora).

5. Podsumowanie

Uzyskane wyniki wskazują na brak jednoznacznej i statystycznie istotnej relacji pomiędzy badanymi czynnikami a stopą zwrotu z aktywów i w dużej mierze pokrywają się z wynikami uzyskanymi przez Tarczyńskiego i Łuniewską [2004]. Istnieje przynajmniej kilka możliwych przyczyn, dla których rezultaty wykonanego badania nie potwierdziły oczekiwanych zależności:

1. Najważniejszym powodem jest możliwość efektywnego uwzględnienia w cenie akcji informacji fundamentalnych. Oczekiwania inwestorów co do wartości fundamentalnych zbliżają się w ciągu roku do ostatecznie prezentowanych po jego zakończeniu (czemu służą sprawozdania kwartalne) i jedynie poważniejszy ruch ceny może występować w okresie publikowania sprawozdań. Spółki uzyskujące w opinii inwestorów dobre wyniki, po ich upublicznieniu, mogą spotęgować oczekiwania względem wyników w kolejnych okresach, powodując systematyczny wzrost kursu akcji.

2. Wszystkie modele zakładają liniową relację pomiędzy badanymi czynnikami a stopą zwrotu. Ponieważ brak jest właściwej teorii opisującej rodzaj zależności pomiędzy powyższymi czynnikami a zwrotem z aktywów kapitałowych, może ona przybierać inną niż testowana postać.

3. Badane współczynniki mają zróżnicowane wartości dla poszczególnych branży, a ich uśrednianie w skali całego rynku mogło wyeliminować ich wartość poznawczą.

4. Dyskusyjne może być stosowanie mnożnika *BVMV* (nienależącego, jak pozostałe dwa, do mnożników dochodowych) w badaniu całego rynku, gdyż jest on najczęściej stosowanych do wyceny (porównywania) spółek kapitałochłonnych. Wydaje się, że nie tylko spółki sektora finansowego powinny w tym przypadku zostać wyeliminowane, ale także spółki z branży nowych technologii.

5. Niski poziom mnożników dochodowych *EP* i *CF* nie musi oznaczać niedowartościowania spółek, a raczej odzwierciedlać ryzyko związane z generowaniem przychodów, ich dystrybucją do akcjonariuszy bądź zdolność do ich reinwestycji po wymaganej koszcie kapitału.

6. Problemem może być błąd pomiaru wartości mnożnika. Wykazany wysoki zysk netto może w dużej części wynikać ze zdarzeń nadzwyczajnych, jednorazowych, które rynek prawidłowo wycenia jako niepowtarzalne, przez co mnożnik *EP* może się wydawać wysoki.

Literatura

- Banz R., *The Relationship between Returns and Market Value of Common Stocks*, „Journal of Financial Economics” 1981, nr 9.
- Barber B., Lyon J., *Firm Size, Book-to-Market Ratio, and Security Returns: A Holdout Sample of Financial Firms*, „Journal of Finance” 1997, nr 52.
- Black F., Jensen M.C., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Findings*, „Studies in the Theory of Capital Markets” 1972.
- Chan L., Hamao Y., Lakonishok J., *Fundamentals and Stock Returns in Japan*, „Journal of Finance” 1991, nr 46.
- Daniel K., Titman S., *Evidence on Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns*, „Journal of Finance” 1997, nr 52.

- Fama E.F., French K.W., *The Cross Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 1992, nr 47.
- Fama E.F., MacBeth J.D., *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy” 1973.
- Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje*, PWN, Warszawa 1998.
- Korhari Z., Shanken T., Sloan F., *Another Look at the Cross Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 1995, nr 50.
- Tarczyński W., *Wskaźnik P/E w aspekcie siły fundamentalnej spółek notowanych na Giełdzie papierów Wartościowych w Warszawie*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 389, *Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia* nr 2, Szczecin 2004.
- Tarczyński W., Łuniewska M., *Istota i znaczenie wybranych wskaźników rynkowych w analizach giełdowych*, [w:] *Zarządzanie finansami. Finansowanie przedsiębiorstw w UE*, t. 2, Uniwersytet Szczeciński 2004.
- Tarczyński W., Łuniewska M., *Portfele klasyczne, fundamentalne i zdywersyfikowane poziomo – analiza porównawcza*, *Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica* 177, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2004.
- Tarczyński W., Łuniewska M., *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu* nr 1037, t. 2, AE, Wrocław 2004.
- Wooldridge J.M., *Introductory Econometrics – Modern Approach*, South-Western College Publishing, 2000.

APPLICATION OF FUNDAMENTAL MULTIPLES IN CAPITAL ASSET PRICING. AN EMPIRICAL VERIFICATION ON THE POLISH MARKET (1998-2004)

Summary

The aim of this paper is empirical verification of fundamental multiples as a capital asset pricing tool. Three multiples were examined: earnings to price, operating cash flow to price and book value to equity. Further, capitalization as a size proxy was added to the explanatory variables. Applied methodology was based on Fama and French [Fama, French 1992], however necessary adjustment had to be done. The survey was conducted on monthly data over the period 1998-2004. Achieved results do not favor fundamental multiples in expected returns estimation and well documented on Western equity markets relations between firms' returns and its multiples do not hold on Polish Stock Exchange.