

TESTAREA PUTERII COEFICIENTULUI DE ASIMETRIE CA SURSA DE RISC LA BURSA DE VALORI BUCURESTI

Cristiana TUDOR
Academia de Studii Economice, București

Abstract: *This paper explores the power of the skewness coefficient in explaining stock returns on the Romanian Equity market. We employ weekly observations for stock returns (logarithmic) for a six years period. We include in our analysis 31 common stocks listed on Bucharest Stock Exchange during the considered period. Skewness coefficients are estimated for each of the 31 stocks and these coefficients are further included in a regression model as the independent variable, where stock returns are the dependent variable. We test the relationship between the two indicators for the whole period, for annual intervals and for portfolios formed after the skewness coefficient. Choosing a 95% confidence level, we find that skewness helps explaining stock returns on the Romanian equity market.*

1. Introducere si privire de ansamblu asupra literaturii financiare

Modelul CAPM¹ (Sharpe 1964), punctul de referinta a teoriei pieței de capital, se bazeaza pe ipoteze universal percepute drept nerealiste. Acestea sunt:

1. Toti investitorii sunt Markowitz-eficienti si cauta portofolii situate pe frontiera eficienta. Situarea pe frontiera eficienta depinde de functiile de utilitate individuale;
2. Investitorii pot imprumuta sau se pot imprumuta cu orice suma de bani la rata fara risc (RFR);
3. Toti investitorii au asteptari omogene, ceea ce inseamna ca ei estimeaza distributii de probabilitati identice pentru ratele de castig viitoare. Aceasta presupunere a modelului o regasim în lucrarile lui Fama si French sub denumirea de *acord complet* (*engl. complete agreement*)
4. Toti investitorii au acelasi orizont de timp de o perioada;
5. Toate activele sunt infinit divizibile, ceea ce inseamna ca este posibil sa cumperi sau sa vinzi parti fractionale dintr-un activ sau portofoliu;
6. Nu exista taxe sau costuri de tranzactionare;
7. Piețele sunt în echilibru, adica la momentul initial toate activele sunt evaluate corect în concordanta cu nivelul propriu de risc.

Aceste conditii fiind indeplinite, modelul lui Sharpe ne va permite sa evaluam rata asteptata a castigului pentru orice activ cu risc, considerand ca singura sursa de risc pentru activele individuale este doar piața în ansamblul sau (risc sistematic), toti ceilalti posibili factori de risc (specifci) putand fi complet eliminati prin diversificare. Modelul CAPM introduce coeficientul beta al unui activ ca masura standardizata a riscului de sistem.

Totusi, ipotezele restrictive de care am amintit anterior fac ca modelul CAPM sa-si piarda relevanta cand vine vorba de aplicarea sa în practica. In consecinta, exista în literatura financiara multe incercari de extindere a modelului introducand în ecuatie scenarii mai realiste. In acest fel, exista doua clase de extensii ale modelului simplu. Prima dintre ele (1) incearca sa reduca sau sa relaxeze ipotezele restrictive despre care am amintit anterior. Cea de-a doua (2) accepta ideea ca investitorii sunt preocupati si de alte surse de risc pe langa riscul pieței considerat de CAPM si incearca sa dovedeasca empiric existenta acestor factori de influenta. Literatura financiara abunda de studii care investigheaza legatura dintre randamentul activelor si coeficientul beta, iar rezultatele sunt

¹ Sharpe, William, *Capital Asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, Journal of Finance 19, 1964.

divergente. Sharpe si Cooper (1972) au descoperit o legatura pozitiva între riscul sistematic si rata castigului activelor individuale, cu toate ca aceasta legatura nu era complet liniara.

Alti autori au calculat beta pentru portofolii de actiuni, ci nu pentru active individuale. Printre acestia se numara Blume (1970)², Friend si Blume (1970) sau Black, Jensen si Scholes (1972). Lucrarea lui Black, Jensen si Scholes (1972) a examinat asadar relatia risc-castig pentru portofolii de actiuni si au gasit o relatie pozitiva liniara între castigul lunar în exces si coeficientul beta al portofoliului, dar o valoare a lui alfa (interceptul) mai mare decat rata fara risc, asa cum trebuia sa fie conform CAPM. Acest fapt a fost confirmat si de alte studii, atat timpurii cat si mai recente, si alti autori gasind valori pentru intercept mai mari decat rata fara risc si coeficienti ai lui beta mai mici decat prima de risc a pietei, asa cum trebuia conform CAPM (printre acestia Douglas-1968, Miller si Scholes-1972, Blume si Friend-1972, Fama si MacBeth-1973³, Stambaugh-1982 sau mai recent Fama si French-1992⁴).

Fama si Macbeth (1973) au demonstrat, în concordanta cu modelul CAPM, existenta unei legaturi pozitive între castigul asteptat al unei actiuni si coeficientul beta al acesteia, studiind piața americana a actiunilor inainte de 1969.

Pe de alta parte, alte studii empirice, printre care Reinganum (1981), Lakonishok si Shapiro (1986), Fama si French (1992) arata faptul ca aceasta legatura între castigul asteptat si beta tinde sa dispara în perioada recenta (1963-1990).

Spre deosebire de Fama si French, care calculasera beta cu rate lunare de castig, Kothari, Shanken si Sloan (1995) au masurat beta cu date anuale si au gasit o legatura pozitiva între castigul asteptat al unei actiuni si coeficientul beta al acesteia. Jagannathan si Wang (1996) au folosit un model CAPM conditionat, care sa permita ajustarea valorii beta si a primei de risc a pietei, model care s-a comportat bine în estimarea ratei castigului asteptat.

Alti posibili factori de influenta asupra randamnetelor a caror putere drept sursa de risc a fost testata empiric sunt anumiti indicatori financiari proprii companiilor. . Unul dintre acesti factori este rata de indatorare, legatura pozitiva între acest indicator (leverage) si castigul mediu fiind demonstrata de catre Bhandari (1988).

Basu (1977) sorteaza actiunile comune în functie de rata Castig pe actiune/Pret (Earning per Share/Price – inversul multiplicatorului PER) si arata faptul ca rata viitoare a castigului pentru actiunile cu valori mari ale indicatorului E/P intrece rata asteptata calculata conform CAPM.

Pe de alta parte, Stattman (1980)⁵, Rosenberg, Reid si Lanstein (1985) au descoperit o legatura directa între castigul actiunilor de pe piața SUA si ratia Capital Propriu/Capitalizare (sau Valoare contabila pe actiune/Valoarea de piața a actiunii – inversul ratiei Pret/Valoare contabila pe actiune) a repectivelor companii.

Chan, Hamao si Lakonishok (1991)⁶ au dovedit existenta acestei legaturi si pe piața japoneza. Capaul, Rowley si Sharpe (1993) gasesc si ei rezultate similare în investigarea efectului ratiei Capital Propriu/Capitalizare pe patru burse europene si pe cea japoneza.

Fama si French (1992) demonstreaza existenta unei relatii pozitive între capitalizarea bursiera si castig, dar si între ratia Capital Propriu/Capitalizare si castig, efectuand regresii în sectiune asupra actiunilor comune de pe piața americana de capital în perioada 1963-2000.

O alta posibila legatura studiata de cercetatori este aceea dintre rata castigului si coeficientul de asimetrie al unei actiuni. Teste empirice efectuate de catre Kraus si Litzenberger (1976) au confirmat existenta unei legaturi pozitive între cei doi indicatori ; importanta coeficientului de asimetrie a mai fost demonstrata de catre Sears si Wei (1988) si Lim (1989).

Observam asadar ca cele mai recente studii empirice resping modelul CAPM clasic, aratand ca puterea explanatorie a coeficientului beta asupra ratei castigului unui activ este redusa, daca nu chiar absenta. In plus, exista alti factori care influenteaza rata castigului unui activ financiar, puterea explanatorie a acestora asupra randamnetelor activelor fiind dovedita în repetate randuri si pe diverse pietę financiare.

² Blume, Marshall, *Portfolio theory: a step toward its practical application*, Journal of Business, 1970.

³ Fama, Eugene, James MacBeth, *Risk, return and equilibrium: empirical tests*, Journal of Political Economy 81, 1973.

⁴ Fama, Eugen, Kenneth French, *The cross-section of expected stock returns*, Journal of Finance 47, 1992.

⁵ Staatman, Dennis, *Book values and stock returns*," The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers 4, 1980.

⁶ Chan, Louis, Yasuchi Hamao, Josef Lakonishok, *Fundamentals and stock returns in Japan*, Journal of Finance 46, 1991.

Lucrarea de fata face parte din a doua clasa de extensii ale CAPM si isi propune sa investigheze empiric puterea coeficientului de asimetrie ca sursa de risc pentru randamentele actiunilor cotate la Bursa de Valori Bucuresti.

2. Date si metodologie

Consideram în analiza toate actiunile tranzactionate la BVB pe parcursul unei perioade de sase ani (2000-2006). Au fost excluse din analiza companiile iesite de la cota bursei (prin faliment sau prin optiune proprie) pe parcursul acestei perioade, precum si noile intrate la cota bursei (prin oferta publica initiala sau prin transferul de pe o alta piata) în acest interval, fiind pastrate doar companiile a caror tranzactionare a fost continua în aceasta perioada. Am inclus asadar în acest studiu 30 de actiuni comune listate la BVB. Am ales sa folosim o frecventa saptamanala a observatiilor. Randamentele au fost ajustate pentru modificarile de capital survenite pe parcursul perioadei considerate, iar modul de calcul al randamentelor este logaritmic.). In finalul prelucrării datelor, toate randamentele individuale sunt ajustate cu randamentul pieței (reprezentata de catre indicele bursier compozit BET-C) pentru perioada corespunzatoare. Facem aceasta ajustare deoarece perioada scurta de analiza nu ne permite sa facem regresii pe serii de timp, iar scazand evolutia pieței putem sa punem loialta cinci ani de rate financiare si randamente si sa le consideram aceasi populatie din punct de vedere statistic si astfel sa efectuam regresii liniare pe aceste date.

Primul pas al acestui studiu este estimarea coeficientului de asimetrie pentru cele 30 de titluri incluse în analiza. In continuare, aceste estimari ale coeficientului de asimetrie vor fi incluse intr-o ecuatie de regresie simpla drept variabila independenta, unde randamentul saptamanal al actinilor va fi variabila dependenta. Panta liniei de regresie va fi apoi testata pentru semnificatie statistica, considerand un interval de incredere de 95%, sau 0.05 nivel de incredere.). Este urmarita legatura dintre coeficientul de asimetrie din saptamana t si si randamentul actiunii din saptamna t+1.

Ecuatia liniei de regresie simpla este :

$$R_{i,t+1} = \alpha_{i,t} + \gamma_{i,t} S_{ki} + \varepsilon_{i,t},$$

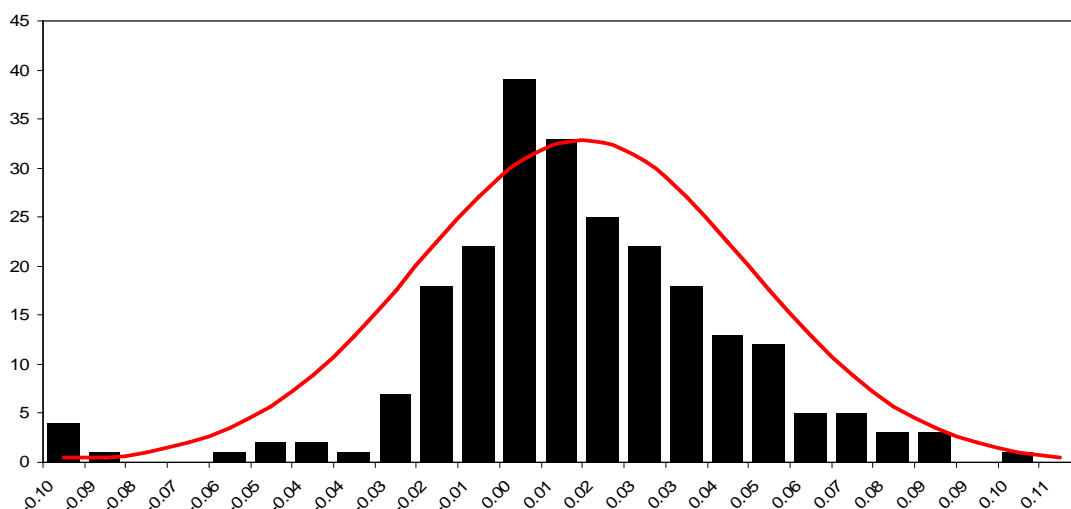
unde S_k este coeficientul de asimetrie calculat, dupa cum am amintit, cu observatii saptamanale pentru o perioada de sase ani dupa formula:

$$S_k = \left[\frac{n}{(n-1)(n-2)} \right] \times \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{\sigma^3}$$

unde X_i este randamentul saptamanal, \bar{X} este randamentul saptamanal mediu în perioada considerata, σ reprezinta deviatia standard a randamentelor saptamanale, iar n este numarul de observatii incluse în analiza.

Figura 1 prezinta histograma randamentelor saptamanale pentru indicele compozit al Bursei de Valori Bucuresti (BET-C) pe parcursul aceleiasi perioade, pentru a oferi o indicatie asupra formei distributiei randamentelor la BVB.

Fig. 1: Histograma randamentelor saptamanale (BET-C) vs Distributia normala: 2000-2005



Observam ca distributia randamentelor indicelui BET-C pe parcursul perioadei de sase ani este usor asimetrica negativ si leptokurtica, cu un coeficient de asimetrie de -0.248 si excess kurtosis 4.004.

3. Testarea puterii coeficientului de asimetrie ca sursa de risc la BVB

Dupa estimarea coeficientului de asimetrie pentru cele 30 de active, investigam prin ecuatia de regresie simpla descrisa anterior legatura liniara dintre randamentul actiunilor si coeficientul lor de asimetrie, legatura ce va fi exprimata de catre coeficientul gamma, panta ecuatiei de regresie.

Rezultatele regresiei sunt expuse în tabelul 1.

Tabelul 1 : Regresia randamentelor saptamanale ajustate (variabila dependenta) fata de coeficientul de asimetrie (variabila independenta) - sase ani

Multiple R	0.260478068
R Square	0.067848824
Adjusted R Square	0.062612019
Standard Error	0.010624726

	<i>Panta</i>	<i>Eroarea standard</i>	<i>t Statistic</i>	<i>P-value</i>	<i>Limita inf 95%</i>	<i>Limita superioara 95%</i>
α	0.001336041	0.00084563	1.579935	0.115897171	-0.00033271	0.003004792
γ	0.002007344	0.000557678	3.599465	0.000413218	0.000906832	0.003107856

NOTA: valorile semnificative dpdv statistic pentru coeficientul gamma au fost ingrosate

Ipoteza nula pe care o testam este egalitatea cu zero a coeficientului gamma, adica $H_0: \gamma = 0$ versus $H_a: \gamma \neq 0$. Alegem un nivel de semnificatie de 0,05.

Coeficientul gamma are o valoare de 0.2% si este statistic semnificativ : valoarea calculata a testului t de 3,59 este mai mare decat valoarea critica (1.97); în acelasi timp valoarea foarte mica p pentru semnificatia acestui test t ne permite sa respingem ipoteza nula de egalitate cu zero a coeficientului gamma (pentru un nivel de semnificatie de 0.05) si sa acceptam ipoteza alternativa. Am descoperit asadar o relatie liniara pozitiva pe parcursul perioadei 2000-2005 între coeficientul de asimetrie si randamentul saptamanal al actiunilor de la cota BVB. In concluzie, coeficientul de asimetrie este o sursa de risc la BVB pentru acest interval de timp, sau altfel spus coeficientul de

asimetrie este un factor care influenteaza randamentul actiunilor, iar aceasta influenta este de 0.2% pe saptamana, sau 10.4% daca anualizam.

Pasul urmat este sa impartim în sub-perioade anuale intreaga perioada considerata pentru a urmări evolutia legaturii liniare dintre skewness si randament în timp si pentru a identifica anumite diferente de la an la an. Aceeasi ecuatie de regresie este folosita asadar anual, iar rezultatele sunt expuse în tabelul 2.

Tabelul 2: Regresia randamentelor saptamanale ajustate (variabila dependenta) fata de coeficientul de asimetrie (variabila independenta) – intervale anuale

2000	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	0.004311	0.001389	3.102886	0.004348	0.001465	0.007157
γ	0.002745	0.000952	2.881791	0.007509	0.000794	0.004696
2001	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	0.010941	0.001747	6.263677	0.000001	0.007363	0.014519
γ	0.002525	0.001337	1.888997	0.069291	-0.000213	0.005263
2002	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	-0.005853	0.001339	-4.370396	0.000155	-0.008596	-0.003110
γ	0.000733	0.000688	1.064264	0.296302	-0.000678	0.002143
2003	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	0.000310	0.001244	0.248943	0.805222	-0.002238	0.002857
γ	0.001646	0.000855	1.924841	0.064464	-0.000106	0.003397
2004	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	-0.001922	0.002298	-0.836584	0.409910	-0.006629	0.002784
γ	0.003674	0.001621	2.265912	0.031381	0.000353	0.006995
2005	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
α	-0.000983	0.002372	-0.414346	0.681778	-0.005841	0.003876
γ	0.005246	0.001656	3.168113	0.003691	0.001854	0.008638

NOTA: valorile semnificative dpdv statistic pentru coeficientul gamma au fost ingrosate

Observam ca testul t incepe sa devina semnificativ incepand cu anul 2004. Din acel moment poeficientii gamma ai ecuatiei de regresie devin diferiti de zero din punct de vedere statistic; asadar în anii 2004 si 2005 putem respinge ipoteza nula de egalitate cu zero a coeficientilor gamma, în timp ce anterior semnificatia testului t nu ne permite sa respingem H_0 , cu o singura exceptie (2000). Coeficientul care ne intereseaza sa fie semnificativ statistic în testarea modelului CAPM, gamma, este semnificativ conform testului t în doar trei din cei sase ani considerati (2000 2004 si 2005), iar valoarea coeficientului în cei trei ani în care este semnificativ are o evolutie crescatoare. Astfel, în 2000 era 0.274%, în timp ce în 2004 a crescut la 0.367%, iar în 2005 la 0.524%.

În cele din urma, pentru a insista în analiza legaturii dintre coeficientul de asimetrie si rata castigului, impartim actiunile considerate în functie de skewness în trei portofolii în ordinea crescatoare a coeficientului de asimetrie (vezi tabelul 3). Primul portofoliu va cuprinde asadar primele 10 actiuni cu cel mai mic skewness (medie negativa pt skewness de -0.58), al doilea portofoliu va cuprinde urmatoarele 10 tiluri în ordinea crescatoare a coeficientului (vom avea o medie pentru skewness de aceasta data de +0.51), iar ultimul portofoliu cuprinde ultimele 10 titluri cu cel mai mare skewness (medie de +1.66).

Tabelul 3: Portofolii formate în funcție de coeficientul de asimetrie

Portofoliul 1 (Low-skewness)	Portofoliul 2 (medium-skewness)	Portofoliul 3 (high –skewness)
alr	asp	elj
imp	apc	sif1
tlv	brm	pei
rls	stz	sof
sif5	rbr	olt
brd	crb	atb
scd	tbm	oil
sif2	ept	pcl
sif3	amo	cmp
sif4	azo	ptr
Average skewness = -0.58	Average skewness = 0.51	Average skewness = 1.66

Vom rula apoi trei ecuații de regresie liniară, câte una pentru fiecare dintre cele trei portofolii, ale caror rezultate sunt prezentate în tabelul 4. Foarte interesant, observăm că legătura liniară pozitivă între skewness și randament investigată până acum este valabilă numai pentru portofoliul format din acțiunile cu cel mai mic coeficient de asimetrie (skewness mediu negativ de -0.58). Și valoarea R squared este mare în acest caz (0.66), în timp ce în celelalte două este neglijabilă (0.16, respectiv 0.000035). Pentru portofoliile 2 și 3 legătura liniară nu este semnificativă din punct de vedere statistic, nici testul t nici p-value neavând semnificație statistică. În cazul primului portofoliu, coeficientul gamma este 0.4578 pentru randamente săptămânale, ceea ce înseamnă că anual coeficientul de asimetrie explică aproximativ 23.8% din randamentul acțiunilor, fiind o semnificativă sursă de risc pentru acțiunile incluse în acest portofoliu.

Tabelul 4: Regresia randamentelor săptămânale ajustate (variabila dependentă) față de coeficientul de asimetrie (variabila independentă) pentru portofolii

Portofoliul 1	Coefficients	Standard		P-value	Upper	
		Error	t Stat		Lower 95%	95%
α	0.004239	0.001724	2.459446	0.039353	0.000264	0.008213
γ	0.004578	0.001169	3.915255	0.004448	0.001882	0.007275
Portofoliul 2	Coefficients	Standard		P-value	Upper	
		Error	t Stat		Lower 95%	95%
α	0.019368	0.009658	2.005374	0.079849	-0.002903	0.041639
γ	-0.022835	0.018502	-1.234159	0.252167	-0.065501	0.019831
Portofoliul 3	Coefficients	Standard		P-value	Upper	
		Error	t Stat		Lower 95%	95%
α	0.008070	0.004953	1.629281	0.141902	-0.003352	0.019493
γ	-0.000042	0.002496	-0.016838	0.986978	-0.005797	0.005713

NOTA: valorile semnificative dpdv statistic pentru coeficientul gamma au fost îngrosate

În concluzie, există o legătură liniară pozitivă între coeficientul de asimetrie și randamentul a 30 de acțiuni comune cotate la BVB, legătura demonstrată empiric prin analizarea unei perioade de șase ani (2000-2005). Investigarea evoluției în timp a legăturii dintre cele două variabile arată prezența acesteia în primul an de analiză (2000), pentru a lipsi apoi în următorii trei ani (2001-2003) și a reveni mai puternică în anii 2004 și 2005. De asemenea, pentru întreaga perioadă de șase ani, legătura pozitivă este prezentă numai pentru primele 10 titluri cu cel mai mic coeficient de asimetrie. Putem deci concluziona că modelul CAPM nu se poate aplica pe bursa românească, unde am descoperit că skewness-ul explică rata câștigului acțiunilor, având asupra ei o influență liniară pozitivă. Riscul

sistematic nu este asadar singura sursa de risc la Bursa de Valori Bucuresti, unde mai exista cel putin un alt factor de risc (coeficientul de asimetrie).

Bibliografie:

1. Amihud, Y., Mendelson, H, *The effects of beta, bid-ask spread, residual risk and size on stock returns*, Journal of Finance 44, 1989;
2. Atkins, A.B., Dyl, E.A., *Transactions costs and holding periods for common stocks*, Journal of Finance 52, 1997;
3. Banz, Rolf, *The relationship between return and market value of common stocks*, Journal of Financial Economics Nr 9, 1981;
4. Basu, Sanjoy, *The relationship between earnings yields, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence*, Journal of Financial Economics Nr 12, 1983;
5. Bhandari, Laxmi Chand, *Debt/equity ratio and expected common stocks returns: empirical evidence*, Journal of Finance 43, 1988;
6. Black, Fisher, *Capital Market Equilibrium with restricted borrowing*, Journal of Business 45, 1972;
7. Blume, Marshall, *Portfolio theory: a step toward its practical application*, Journal of Business, 1970;
8. Campbell, John, *Asset Pricing at the Millennium*, Journal of Finance 55, 2000;
9. Chan K, Nai-fu Chen, *An unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk*, Journal of Finance 43, 1988;
10. Chan, Louis, Yasuchi Hamao, Josef Lakonishok, *Fundamentals and stock returns in Japan*, Journal of Finance 46, 1991;
11. Cont, Rama, *Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues*, Quantitative Finance 1, 2001;
12. Dybvig, Philip, Stephen A Ross, *Yes, APT is testable*, Journal of Finance 40, 1985;
13. Fama, Eugen, Kenneth French, *Size and book-to-market factors in earnings and returns*, Journal of Finance 50, 1995;
14. Fama, Eugen, Kenneth French, *The capital asset pricing model: theory and evidence*, Journal of Economic Perspectives 18, 2004;
15. Fama, Eugen, Kenneth French, *The cross-section of expected stock returns*, Journal of Finance 47, 1992;
16. Fama, Eugen, Kenneth French, *Value versus growth: the international evidence*, Journal of Finance 53, 1998;
17. Fama, Eugene, James MacBeth, *Risk, return and equilibrium: empirical tests*, Journal of Political Economy 81, 1973;
18. Ferson, Wayne, S Khandel, R Stambaugh, *Tests of asset pricing with time-varying expected risk premiums and market betas*, Journal of Finance 42, 1987;
19. Jaffe, Jeffrey, Donald B. Keim, Randolph Westerfield, *Earning yields, market values, and stock returns*, Journal of Finance 44, 1989;
20. Jagannathan, Ravi, Z Wang, *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, Journal of Finance 51, 1996;
21. Jensen, Michael, *The performance of mutual funds in the period 1945-1964*, Journal of Finance 23, 1968
22. Keim, Doanld, *Size-related anomalies and stock return seasonality*, Journal of Financial Economics 12, 1983;
23. Lakonishok, Josef, Alan Shapiro, *Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns*, Journal of Banking and Finance 10, 1986;
24. Linter, John, *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*, Review of Economics and Statistics 47, 1965;
25. MacKinlay, A. Craig, M Richardson, *Using generalized methods of moments to test mean-variance efficiency*, Journal of Finance 46, 1991;
26. Mossin, Jan *“Equilibrium in a Capital Asset Market”*, Econometrica 34, 1966;

27. Petengill, Glen, S Sundaram, I Mathur, *The conditional relation between beta and returns*, Journal of Financial and Quantitative Analysis 30, 1995;
28. Reinganum, Marc, *A new empirical perspective on the CAPM*, Journal of Financial and Quantitative Analysis 16, 1981;
29. Sharpe, William, *A simplified model for portfolio analysis*, Management Science 9, 1963;
30. Sharpe, William, *Capital Asset prices with and without negative holdings*, Journal of Finance 46, 1991;
31. Sharpe, William, *Capital Asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, Journal of Finance 19, 1964;
32. Staatman, Dennis, *Book values and stock returns*,” The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers 4, 1980;
33. Campbell, J, A W Lo, A C MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New York, 1997;
34. Soderlind, Paul, *Lecture Notes in Financial Econometrics*, University of St Gallen, 2003;
35. Connor, G, *A factor pricing theory for capital assets*, Kellogg School Working Paper, Northwestern University, 1981;
36. Tsay, Ruey S, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons Inc, New York, 2002.