



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ  
ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ  
ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ  
ΑΚΑΔΗΜΑΪΚΟΥ ΕΤΟΥΣ 2004-2005**

**ΘΕΜΑ  
“ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ  
ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΕΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ  
ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ”**

**ΣΦΥΡΗ ΓΕΩΡΓΙΑ ΜΧΑΝ/0374**

**Τριμελής Επιτροπή  
Επιβλέπων Καθηγητής : Ν. Κουρογένης  
Ν. Τσαγκαράκης  
Ν. Φίλιππας**

**ΜΑΡΤΙΟΣ 2006**

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

	Σελίδες
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	
A. ΚΕΦΑΛΑΙΟ Θεωρητικό Υπόβαθρο του Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	4-6
1. Βασική θεωρία του Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	7-9
2. Διαχρονική εξέλιξη του Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	9-15
3. Θεωρία Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας και Διεθνείς Κεφαλαιαγορές	15-16
4. Περιορισμοί του υποδείγματος	16-17
5. Σφάλμα αποτίμησης	17
B. ΚΕΦΑΛΑΙΟ Αξιοπιστία Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	18-21
Γ. ΚΕΦΑΛΑΙΟ Εμπειρική Διατύπωση Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	22-24
Δ. ΚΕΦΑΛΑΙΟ Παρουσίαση εμπειρικών μελετών για το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας	25
1. Συνοπτικά συμπεράσματα εμπειρικών μελετών της περιόδου 1976-1985	25
2. Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin (1984) "A critical Reexamination of the empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory"	26-27
3. Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin, and Mustafa N. Guldenkin (1985), "An empirical Examination of the Implications of Arbitrage Pricing Theory"	27-28
4. Trzcinka Charles (1986) "On the Number of factors in the Arbitrage Pricing Theory"	29-30
5. Cho D. Chinyung, Eun S. Cheol and Senbet W. Lemma (1986), "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation"	31-33
6. Diakogiannis P. George (1986) "Arbitrage Pricing Theory Model: A Critical Examination of the Empirical Applicability for the London Stock Exchange"	34-36
7. Gultekin N. Mustafa and Gultekin N. Bulent (1987), "Stock Anomalies and the Test of the APT"	36-39
8. McElroy B. Marjorie and Burmeister (1988): Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression, Model: Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression	40-42

9.	Hamao Yasushi (1988) "An empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory"	42-44
10.	Lehmann N. Bruce και Modest M. David (1988), "The Empirical Foundations of the Arbitrage pricing Theory"	45-47
11.	Östermark R. (1989), "Arbitrage Pricing Model for Two Scandinavian Stock Markets"	47-48
12.	Yli-Olli P., Virtanen I. & Martikainen T. (1990), "Common factors in the Arbitrage Pricing Model in Two Scandinavian Countries"	49-50
13.	Shukla Ravi and Trzcinka Charles (1990), "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood factors"	50-51
14.	Abeysekera P. Sarah και Mahajan Arvind (1990), "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation"	52-54
15.	Chen Su-Jane και Jordan D. Bradford (1993), "Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs derived factors"	54-57
16.	Mei Jianping Semiautoregression (1993) "A Semiautoregression Approach to the Arbitrage Pricing Theory"	57-60
17.	Priestley Richard (1995), "The Arbitrage pricing theory, macroeconomics and financial factors, and expectations generating process"	61-63
18.	Geweke John, Zhou Guofu (1996), Measuring the Pricing Error of the Arbitrage Pricing Theory"	64-67
19.	Diakogiannis, G., Prasad, Dev, Merikas, G. Andreas, and Glezakos, Michalis (1996), "A Critical Reexamination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory"	68-70
20.	Antoniou Antonios, Garrett Ian and Priestley Richard (1998), "Macroeconomic variables as common pervasive factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory"	70-74
21.	Jones S. Christopher (2001), "Extracting factors from heteroskedastic asset returns"	74-76
	Ε. ΚΕΦΑΛΑΙΟ Συνοπτικά συμπεράσματα	77-79
	ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	80-84

## Εισαγωγή

Η θεωρία αποτίμησης αξιόγραφων για πολλά χρόνια είχε ως κύριο θεωρητικό υπόβαθρο το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM). Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων μιας μετοχής (ή ενός χαρτοφυλακίου) με τις αναμενόμενες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Είναι γνωστό ως υπόδειγμα ενός παράγοντα, αφού αναγνωρίζει μόνο μία πηγή συστηματικού κινδύνου και βασίζεται στην αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς, πράγμα το οποίο θεωρείται σημαντικό μειονέκτημα αφού το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη παρατηρήσιμο. Δεν μπορούμε δηλαδή να έχουμε την ακριβή σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς από τη στιγμή που θα πρέπει να εμπεριέχει οτιδήποτε έχει αξία (μετοχές, παράγωγα προϊόντα, ομόλογα δημοσίου και εταιρειών, έργα τέχνης, χρυσός κλπ).

Εκτός αυτού το υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM) θέτει παράλληλα ένα μεγάλο αριθμό τεχνικών περιορισμών (κανονική κατανομή αποδόσεων κλπ). Οι προβληματισμοί πάνω στο εν λόγω υπόδειγμα οδήγησαν πολλούς ερευνητές στην αναζήτηση άλλων υποδειγμάτων που θα συμπεριλαμβάνουν περισσότερες πηγές κινδύνου.

Το 1976 προτάθηκε από τον Ross μια άλλη εναλλακτική μέθοδος αποτίμησης αξιόγραφων, γνωστή ως Θεωρία Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory, εν συντομία APT). Σύμφωνα με τον Ross και με τους μετέπειτα θεωρητικούς που ανέπτυξαν το υπόδειγμα στην θεωρητική και εμπειρική μορφή του (Connor, Huberman, Dybvig, Stambaugh, Chamberlin & Rothchild, Gribblatt & Titman κ.α) δεδομένης της απουσίας κερδοσκοπικών ευκαιριών στα διάφορα στατικά χαρτοφυλάκια, οι αποδόσεις των αξιόγραφων θα είναι γραμμική συνάρτηση των συντελεστών ευαισθησίας της απόδοσης τους, ως προς τις μεταβολές της απόδοσης ενός συνόλου μακροοικονομικών παραγόντων που τις επηρεάζουν. Η μέθοδος αυτή του Ross έδωσε νέα ώθηση σε ένα μεγάλο πεδίο έρευνας της χρηματοοικονομικής θεωρίας, φέροντας στην επιφάνεια το ερώτημα για το ποιοι και πόσοι είναι οι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των

μετοχών. Εδώ θα πρέπει να αναφερθεί, ότι ως σημείο εκκίνησης για τη θεωρία του APT θα μπορούσε να εκληφθεί η εργασία του King (1966), όπου εξετάζονται δεδομένα της αγοράς και της βιομηχανίας και οι επιδράσεις τους στις αποδόσεις των μετοχών (market and industry factors).

Η Θεωρία APT γρήγορα προσέλκυσε το ενδιαφέρον των ερευνητών, αφενός μεν γιατί αρχικά είχε λιγότερους περιορισμούς απ' ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM) και αφετέρου δεν απαιτούσε την εμπλοκή του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Επιπλέον στην μοντέρνα θεωρία χαρτοφυλακίου υπήρχε διάχυτη η διαίσθηση ότι υπάρχουν περισσότερες της μιας, πηγές κινδύνου που επηρεάζουν συστηματικά τα περισσότερα χαρτοφυλάκια αξιόγραφων και οι οποίοι αντανακλώνται ανάλογα στις αποδόσεις τους. Η ικανότητα αυτή του Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας να προσαρμόζει μαθηματικά διάφορες πηγές κινδύνου θεωρήθηκε από πολλούς σημαντικό πλεονέκτημα σε σχέση με το υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM).

Από την εμφάνιση της το 1976 έως σήμερα η θεωρία αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας εξακολουθεί να απασχολεί ένα μεγάλο αριθμό ερευνητών οι οποίοι προσπαθούν είτε να ελέγξουν εμπειρικά το υπόδειγμα ή να βρουν τις κατάλληλες τεχνικές με τις οποίες θα έχει καλύτερη απόδοση. Οι πρώτες εμπειρικές μελέτες του υποδείγματος που έγιναν στη χρονική διάρκεια 1976-1985 δέχτηκαν σκληρή κριτική, επειδή κατέληγαν μάλλον σε αντιφατικά συμπεράσματα, ενώ αμφισβητήθηκε και η εμπειρική διατύπωση του υποδείγματος, (Shanken 1982). Όμως παράλληλα υπήρξε και ένας σημαντικός αριθμός θεωρητικών που συνέβαλε τόσο στη θεωρητική του ανάπτυξη, όσο στην μετατροπή του σε εμπειρική σχέση βελτιώνοντας τις τεχνικές και τις μεθόδους κατά την χρήση του μοντέλου. Εδώ θα πρέπει να αναφερθεί ότι η κριτική που δέχθηκε η θεωρία της αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας δεν αφορούσε τόσο την ίδια τη θεωρία, όσο την τεχνική που ακολουθείτο για να δοκιμασθεί εμπειρικά. Κυρίως στον αν, κατά την εμπειρική εφαρμογή της θεωρίας, γίνεται παράβαση των υποθέσεων της και σε ποιο βαθμό. Σημαντικές παραβάσεις στις υποθέσεις θεωρήθηκαν ως αποδεικτικό στοιχείο, ότι η θεωρία αυτή δεν είναι χρήσιμη, αφού δεν τυχαίνει αξιόπιστης εμπειρικής εφαρμογής.

Πέραν αυτού το υπόδειγμα της Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας έχει κερδίσει την περιέργεια και την προσοχή επενδυτικών εταιρειών, τραπεζών και μεγάλων χρηματοοικονομικών οίκων, που το χρησιμοποιούν για τη μέτρηση του κόστους κεφαλαίων τους. Επί πλέον τα τελευταία χρόνια οι εταιρείες αμοιβαίων κεφαλαίων το χρησιμοποιούν ως βάση για την μέτρηση της αποτελεσματικότητας των επενδυτικών επιλογών τους.

Στην προκείμενη εργασία σκοπός είναι η καταγραφή των εμπειρικών ερευνών για τη θεωρία της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας από την εμφάνιση της μέχρι σήμερα. Περισσότερο διεξοδικά εξετάζονται εμπειρικές μελέτες που εκπονήθηκαν την τελευταία εικοσαετία (1985-2005), για τις οποίες παρουσιάζονται οι τεχνικές που ακολούθησαν, οι υποθέσεις που οριοθετούσαν την εμπειρική τους έρευνα, τα προβλήματα μεθοδολογίας που αντιμετώπισαν, και τα αποτελέσματα τους. Επιπρόσθετα επιχειρείται μια συγκριτική περιγραφή των αποτελεσμάτων μεταξύ των εργασιών, με στόχο να δειχθούν τα σημεία διαφοροποίησης της μιας έρευνας από την άλλη, άλλα και σε ποιο βαθμό καταλήγουν σε ίδια ή παρόμοια συμπεράσματα.

Στα κεφάλαια που ακολουθούν το πρώτο είναι αφιερωμένο στην θεωρητική διατύπωση του υποδείγματος της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας, τους περιορισμούς και τις υποθέσεις που απαιτούνται καθώς και στην παρουσίαση και καταγραφή όλης της σχετικής αρθρογραφίας από την εμφάνιση της θεωρίας μέχρι σήμερα. Στο δεύτερο κεφάλαιο παρατίθεται η κριτική που ασκήθηκε τόσο στη θεωρία όσο στην εμπειρική διατύπωση της. Στόχος του κεφαλαίου αυτού είναι να παραθέσει τα κυριότερα σημεία στα οποία επικεντρώθηκαν οι επικριτές του μοντέλου, αλλά και να αντιπαραθέσει τις απαντήσεις στους ισχυρισμούς τους. Ακολουθεί εμπειρική διατύπωση της θεωρίας στο τρίτο κεφάλαιο στο οποίο παρουσιάζονται σε γενικές γραμμές οι τύποι των μοντέλων που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο της εμπειρικής αξιοπιστίας του APT. Στο τέταρτο κεφάλαιο περιγράφονται οι εμπειρικές μελέτες μία προς μία στα κυριότερα σημεία τους και επιχειρείται μία σύγκριση της κάθε μιας με τις προηγούμενες. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι έρευνες που διεξήχθησαν πριν το 1985 παρουσιάζονται περιεκτικά με επίκεντρο τα προβλήματα μεθοδολογίας που αντιμετώπισαν και σε ποιο βαθμό κατέληξαν σε αξιόπιστα συμπεράσματα. Τέλος στο πέμπτο κεφάλαιο παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα όλων των ερευνών.

**A. ΚΕΦΑΛΑΙΟ**  
**ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ**  
**ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ**

**1. Βασική θεωρία υποδείγματος αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας**

Στη θεωρία αποτίμησης αξιόγραφων σημαντικός σταθμός υπήρξε το υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM) που αναπτύχθηκε από τους **Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966)**. Το υπόδειγμα αυτό περιγράφει μια ακριβή γραμμική σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης ενός αξιόγραφου και του συστηματικού κινδύνου ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, μαθηματικά δε εκφράζεται από την εξής εξίσωση :

$$E_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{im} \quad (1)$$

Όπου  $E_i$  = η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου  $i$ ,  $\gamma_0$  και  $\gamma_1$  δύο σταθερές και  $\beta_{im} = \text{Cov}(R_i, R_m) / \text{Var}(R_m)$ , ο συντελεστής βήτα του αξιόγραφου  $i$ ,  $\text{Cov}(R_i, R_m)$  = η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του αξιόγραφου  $i$  και του χαρτοφυλακίου της αγοράς,  $\text{Var}(R_m)$  = η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM) απασχόλησε για πολλά χρόνια τη θεωρία της χρηματοοικονομικής ανάλυσης όσον αφορά την ικανότητα του να απεικονίσει σωστά τις αποδόσεις κεφαλαιουχικών στοιχείων. Ανάμεσα σε αυτούς που άσκησαν κριτική στο CAPM, ο Ross υποστήριξε ότι το εν λόγω υπόδειγμα θα ήταν αξιόπιστο αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ήταν παρατηρήσιμο και συμπεριελάμβανε όλα τα κεφαλαιουχικά αγαθά που είχαν αξία. Επιπλέον ο Ross θεώρησε ότι η εμπειρική αξιοπιστία του CAPM συνδέεται με τρεις βασικές υποθέσεις που είναι οι εξής: (α) υπάρχουν πολλά κεφαλαιουχικά στοιχεία στην αγορά, (β) η αγορά δεν επιτρέπει την ύπαρξη κερδοσκοπικών ευκαιριών και (γ) οι αποδόσεις των κεφαλαιουχικών στοιχείων εμφανίζονται ως μια διάρθρωση παραγόντων με μικρό όμως αριθμό.

**O Ross** το 1976 πρότεινε μια εναλλακτική πρόταση σε σχέση με τα παραπάνω υποδείγματα, γνωστή ως Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας. Η θεωρία αυτή, έτσι όπως διατυπώθηκε στην αρχική της μορφή (1976a, 1976b) είναι ένα υπόδειγμα μιας περιόδου και βασίζεται στις εξής βασικές υποθέσεις:

1. στην αγορά υπάρχουν άπειρα αξιόγραφα (infinite number of assets) και
2. στην αγορά δεν υπάρχουν κερδοσκοπικές ευκαιρίες (arbitrage Equilibrium).

Επιπλέον ο Ross υπέθεσε ότι κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μπορεί να χωριστεί σε δύο συστατικά τον συστηματικό κίνδυνο που δεν διαφοροποιείται (systematic risk) και τον μη συστηματικό κίνδυνο (idiosyncratic risk). Κάτω από αυτές τις υποθέσεις ότι αποδόσεις των αξιόγραφων κατά τον Ross μπορούν να εκφραστούν ως μια γραμμική σχέση πολλών κοινών μακροοικονομικών παραγόντων που τις επηρεάζουν με την εξής γενική μορφή :

$$R_{it} = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \dots + b_{ik}I_k + e_i$$

Όπου:  $a_i$ : η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής  $i$  όταν οι υπόλοιποι όροι είναι ίσοι με το μηδέν,  $I_1, I_2, \dots, I_k$ : οι κοινός μακροοικονομικοί παράγοντες  $K$  που επηρεάζουν την απόδοση των αμοιβάτων,  $b_{i1}, b_{i2}, \dots + b_{ik}$ : η ευαισθησία της απόδοσης των αξιόγραφων  $i$  στον μακροοικονομικό παράγοντα  $K$  και  $e_i$  : ο διαταρακτικός όρος, ο οποίος έχει μέση τιμή μηδέν  $E(e_{it})=0$  και σταθερή διακύμανση  $\sigma^2(e_{it})$ . Ο διαταρακτικός όρος εκφράζει τον μη συστηματικό κίνδυνο (idiosyncratic risk or residual risk) ο οποίος σύμφωνα με τις υποθέσεις του Ross σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο τείνει να εξαφανιστεί. Για την πλήρη περιγραφή του υποδείγματος ισχύουν επίσης τα εξής:

$E(e_i e_j) = 0$  για όλες τις μετοχές  $i$  και όλους τους παράγοντες  $j$ , όπου  $i \neq j$  και  
 $E[e_i (I_j - \bar{I}_j)] = 0$  για όλες τις μετοχές και όλους τους παράγοντες.

Η θεωρία του Ross αρχικά έτυχε σκληρής κριτικής, όμως προσέλκυσε το ενδιαφέρον πολλών ερευνητών οι οποίοι ασχολήθηκαν για πολλά χρόνια διεξοδικά, τόσο με την μαθηματική απόδειξη της, όσο και με το έλεγχο της εμπειρικής αξιοπιστίας της. Τα σημαντικότερα πλεονεκτήματα που έχει έναντι του CAPM είναι ότι δεν απαιτεί την εμπλοκή του χαρτοφυλακίου της αγοράς, βασίζεται σε παρατηρήσιμα δεδομένα και



το κυριότερο μπορεί να περιγράψει με όρους πολυπαραγοντικής σχέσης τις αποδόσεις των αμοιβάτων.

## 2. Διαχρονική εξέλιξη του υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας

### Huberman G. (1982)

Γενικεύοντας τις εργασίες του Ross και Huberman το υπόδειγμα της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι ένα μοντέλο μιας περιόδου, στο οποίο οι τυχαίες αποδόσεις των αξιόγραφων καθορίζονται από της εξίσωση:

$$r = \mu + \beta f + e_i \quad (1)$$

όπου  $r$  = οι τυχαίες αποδόσεις μιας περιόδου,  $f$  = οι κοινί παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις,  $\mu$  = μία σταθερά,  $\beta$  οι συντελεστές ευαισθησίας των  $n$  χαρτοφυλακίων ως προς τους  $k$  κοινούς παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των  $n$  χαρτοφυλακίων και  $e_i$  ο διαταρακτικός όρος (idiosyncratic risk or residual risk). Θα πρέπει επίσης να ισχύουν  $E[f]=0$  και  $E[e] = 0$ . Στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα της εξίσωσης (1) θα πρέπει  $E[R] = \mu$  και  $E[ee'] = \Omega$  (ο πίνακας συνδιακυμάνσεων).

Η μαθηματική απόδειξη του υποδείγματος απαιτεί περιορισμούς στους συντελεστές ευαισθησίας  $\beta$ .

Ο αριθμός των αξιόγραφων  $n$ , θα πρέπει να είναι πολύ μεγαλύτερος από τον αριθμό των παραγόντων  $k$ . Θα πρέπει να σημειωθεί ότι σε κάποια θεωρητικά υποδείγματα το  $n$  είναι άπειρος αριθμός και σε άλλα τείνει να είναι πεπερασμένος αριθμός. Σ' αυτή την περίπτωση η εξίσωση (1) εφαρμόζεται σε διαδοχικές αγορές κεφαλαίων. Τα πρώτα  $n$  αξιόγραφα της  $(n+1)$  κεφαλαιαγοράς είναι ίδια με τα αξιόγραφα της  $n$  κεφαλαιαγοράς και πρώτες  $n$  σειρές του πίνακα των συντελεστών ευαισθησίας  $\beta$  της  $(n+1)$  κεφαλαιαγοράς συμφωνούν με τον πίνακα συντελεστών ευαισθησίας  $\beta$  της  $n$  κεφαλαιαγοράς.

Το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας απαιτεί μια σταθερά  $a$  η οποία θα είναι τέτοια ώστε για κάθε  $n$  να ισχύει η ανισότητα :

$$(\mu - \chi\lambda) Z^{-1} (\mu - \chi\lambda) \leq a \quad (2)$$

Θα ισχύει για  $a(k+1) \times 1$  της σειράς  $\lambda$ . Όπου  $Z$  είναι ο θετικός οριστικός πίνακας διαστάσεων  $n \times n$ . Σε πολλά υποδείγματα ο θετικός οριστικός πίνακας είναι ο πίνακας συνδιακυμάνσεων  $E[\theta\theta']$  και  $\lambda_0$  είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου μηδενικού κινδύνου. Θεωρητικά προκύπτει ένα ακριβές υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact arbitrage pricing) όταν η σχέση (2) αντικατασταθεί από την :

$$\mu = X\lambda = t\lambda_0 + \beta\lambda_1 \quad (3)$$

όπου το  $\lambda$  αναφέρεται στο πριμ κινδύνου και το  $\beta$  στον πίνακα των συντελεστών ευαισθησίας.

Για την καλύτερη ερμηνεία της εξίσωσης (2) θα πρέπει να σημειωθεί ότι κάθε στοιχείο του  $\mu$  συσχετίζεται κατά προσέγγιση γραμμικά με τους αντίστοιχους συντελεστές ευαισθησίας  $\beta$  και αυτή η σχέση είναι ίδια για όλα τα αξιόγραφα. Αυτή η κατά προσέγγιση σχέση πλησιάζει προς το ακριβέστερο όσο μικρότερη είναι η σταθερά  $a$ , γίνεται δε ακριβής όταν ισχύει η (3) και το  $a=0$

Το 1982 ο **Huberman (1982)**, υποστηρίζοντας σθεναρά τη θεωρία του Ross, προσπάθησε να επεξηγήσει το υπόδειγμα τόσο μαθηματικά όσο και διαισθητικά. Ο Huberman δέχεται την ύπαρξη ενός μηδενικού κόστους χαρτοφυλακίου ως εξής: έστω ένα χαρτοφυλάκιο  $v$  ( $n \times 1$  vector), το κόστος του χαρτοφυλακίου  $v$  θα είναι  $v't$  το εισόδημα από αυτό θα είναι  $v'r$ , και η απόδοση του θα είναι  $v't/v'r$  (εάν το κόστος του δεν είναι μηδενικό). Ο Huberman ορίζει το καθεστώς κερδοσκοπίας ως την ύπαρξη χαρτοφυλακίου μηδενικού κόστους, τέτοια ώστε μια ακολουθία  $\{w\}$  να ικανοποιεί τα εξής :

$$\text{Lim}_{n \rightarrow \infty} E[w'r] = \infty \quad \text{και} \quad \text{Lim}_{n \rightarrow \infty} \text{var}[w'r] = 0 \quad (4)$$

Όπου  $\text{var}[\cdot]$  είναι η διακύμανση. Η πρώτη εξίσωση στην (4) απαιτεί ότι το αναμενόμενο εισόδημα που συνδέεται με χαρτοφυλάκιο  $w$  αυξάνεται, καθώς αυξάνονται τα αξιόγραφα και η δεύτερη ότι ο κίνδυνος χαρτοφυλακίου (που μετρείται με την διακύμανση του εισοδήματος) εξαφανίζεται καθώς αυξάνεται ο αριθμός των αξιόγραφων.

Επίσης ο Huberman έδειξε ότι αν το υπόδειγμα της εξίσωσης (1) ισχύει και αν οι πίνακες των συνδιακυμάνσεων  $E[\theta\theta']$  είναι διαγώνιοι για όλα τα  $n$  και είναι

ομοιόμορφα φραγμένοι, τότε η απουσία κερδοσκοπικών ευκαιριών συναινεί στην ισχύ της ανισότητας (2) με  $Z = I$  και με καθορισμένο άνω φράγμα  $a$ . Αυτό αποδεικνύεται ως εξής: έστω ότι η ορθογώνιος προβολή του "vector"  $\mu$  στο γραμμικό διάστημα συνδέεται με τις στήλες  $X$ :

$$\mu = X \hat{\lambda} + \alpha \quad (5)$$

όπου  $\alpha'X = 0$  και  $\hat{\lambda}$  είναι  $k \times 1$  vector. Επίσης δηλώνει ότι

$$\alpha' \alpha = \min_{\lambda} (\mu - X\lambda)'(\mu - X\lambda) \quad (6)$$

Παράβαση της (2) είναι η ύπαρξη μιας ακολουθίας της  $\{\alpha' \alpha\}$  που προσεγγίζει το άπειρο. Ο "vector"  $\alpha$  συχνά αναφέρεται σαν το σφάλμα αποτίμησης και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την κατασκευή κερδοσκοπικών ευκαιριών. Για κάθε "scalar  $h$ ", το χαρτοφυλάκιο  $w = h\alpha$  θα έχει μηδενικό κόστος. Η σχέση (1) και η προβολή της (5) δηλώνουν ότι ισχύει  $E[w'r] = h(\alpha' \alpha)$  και  $var(w'r) = h^2(\alpha' E[ee'] \alpha)$ . Εάν  $\sigma^2$  είναι το ανώτατο φράγμα των διαγώνιων στοιχείων της  $E[ee']$ , τότε  $var(w'r) \leq h^2(\alpha' \alpha) \sigma^2$ . Εάν  $h$  επιλεγθεί έτσι ώστε να είναι  $(\alpha' \alpha)^{-2/3}$ , τότε  $E[w'r] = (\alpha' \alpha)^{1/3}$  και  $var(w'r) \leq (\alpha' \alpha)^{1/3} \sigma^2$ , το οποίο δηλώνει ότι η (4) ικανοποιείται με την απουσία του χαρτοφυλακίου μηδενικού κόστους  $\{(\alpha' \alpha)^{-2/3} \alpha\}$ .

Χρησιμοποιώντας τον ανωτέρω ορισμό της συνθήκης μη ύπαρξης κερδοσκοπικών ευκαιριών ο Huberman όρισε το ακριβές υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact APT) που μπορεί να ισχύσει για ένα οριακά καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο. Ένα χαρτοφυλάκιο  $w$  είναι καλά διαφοροποιημένο αν ισχύουν  $w't = 1$  και  $var[w'e] = 0$  και μια ακολουθία χαρτοφυλακίων  $\{w\}$  είναι οριακά καλά διαφοροποιημένη αν ισχύουν  $w't = 1$  και  $\lim_{n \rightarrow \infty} var[w'e] = 0$ . Με την υπόθεση ότι υπάρχουν  $m$  ακολουθίες καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων και  $m$  είναι ένας ορισμένος αριθμός μεγαλύτερος από τον  $k+1$  και  $w$  ένας πίνακας διαστάσεων  $n \times m$  του οποίου κάθε στήλη είναι ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, τότε το ακριβές υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact APT) θα ισχύει εφόσον :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (W'\mu - \bar{X}\lambda)' W'\mu - \bar{X}\lambda = 0 \quad (7)$$

### **Ingersoll E.J. (1984)**

Έχοντας ως βάση τη θεώρηση του Huberman ο Ingersoll πρόσθεσε δύο ισχυρότερες συνθήκες στο υπόδειγμα της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας, που αφορούσαν την βασική υπόθεση της μη ύπαρξης κερδοσκοπικών ευκαιριών. Σύμφωνα με το Ingersoll πρώτον δεν υπάρχουν ευκαιρίες κερδοσκοπίας όταν ισχύει:

$$(a_n - B_n \lambda_n)' \Omega_n^{-1} (a_n - B_n \lambda_n) \leq V < 0 \quad \text{για όλα τα } n \quad (8)$$

(όπου  $\Omega$  είναι ο θετικά ορισμένος πίνακας συνδιακυμάνσεων) και δεύτερον ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο έχει σχεδόν μηδενικό ή πολύ μικρό μη συστηματικό κίνδυνο (residual risk) στο όριο όταν ικανοποιείται η σχέση :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} a_n' \Omega_n a_n = 0 \quad (9)$$

### **Chamberlain G. and Rothschild M. (1983)**

Ισχυρότερες υποθέσεις στην θεωρία της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας έθεσε και ο Chamberlain σύμφωνα με τον οποίο η εξίσωση (2) θα ισχύει εάν τεθούν ακριβή ανώτατα και κατώτατα όρια στον αριστερό όρο της. Κατά πρώτον όλοι οι παράγοντες θα πρέπει να παρουσιάζονται ως όρια των εμπορεύσιμων αξιόγραφων και κατά δεύτερον η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της κάθε ακολουθίας των καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων είναι οριακή με τους κοινούς παράγοντες να συγκλίνουν στο μηδέν. Οι Chamberlain και Rothschild επίσης ασχολήθηκαν με την μαθηματική απόδειξη του υποδείγματος χρησιμοποιώντας το διάστημα Hilbert (Hilbert space)

### **Connor G. and Korajczyk A. R. (1980, 1984 και 1986)**

Στην πρώτη εργασία του το 1980, ο Connor επικεντρώθηκε στις αδυναμίες της αρχικής θεωρίας του Ross και υποστήριξε ότι το υπόδειγμα της αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας μπορεί να απεικονίσει τις αποδόσεις των αξιόγραφων κατά προσέγγιση. Το 1985 οι Connor and Korajczyk, προέκτειναν την αρχική εργασία του Connor μετατρέποντας το αρχικό μοντέλο μιας περιόδου σε υπόδειγμα πολλαπλών περιόδων το οποίο μπορεί να εκφράσει κατά προσέγγιση τις αποδόσεις των αξιόγραφων ως εξής:

$$\tilde{R}_i \approx \mu_i + \mathbf{b}_{i1} \tilde{F}_1 + \mathbf{b}_{i2} \tilde{F}_2 + \dots + \mathbf{b}_{ik} \tilde{F}_k + T_i \quad (10)$$

όπου  $\tilde{R}$  = οι αποδόσεις των αξιόγραφων,  $\tilde{F}$  = οι κοινοί παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις,  $\mu$  μία σταθερά,  $b$  οι συντελεστές ευαισθησίας ( $n \times k$  matrix) και  $e$  ( $n \times 1$  vector) ο διαταρακτικός όρος. Επίσης ισχύουν  $E[F_j]=0$  και  $E[T_i] = 0$  και  $E[F_j T_i] = 0$  για κάθε  $j$  και  $i$ . Για το ένα ακριβές υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact ART) έθεσαν ότι θα πρέπει ισχύει  $V = E[T_i T_i']$ .

Στο υπόδειγμα που ανέπτυξαν οι δύο συγγραφείς υπέθεσαν ότι τα αξιόγραφα παραμένουν τα ίδια σε όλες τις χρονικές περιόδους και ότι οι χρηματοροές της κάθε περιόδου των αξιόγραφων αυτών, πειθαρχούν σε μία δομή παραγόντων (factor structure). Έτσι υπάρχει μία ανταγωνιστική ισορροπία (competitive equilibrium), ωσάν ολόκληρη η οικονομία να εκφράζεται από έναν επενδυτή, ο οποίος μεγιστοποιεί την χρησιμότητα του.

Το 1986 οι **Connor** και **Korajczyk** σε μια περαιτέρω εργασία τους, οι δύο συγγραφείς θεωρούν ότι αν υπάρχει μια ομάδα επενδυτών, οι οποίοι κατέχουν καλύτερη πληροφόρηση για τις αποδόσεις των αξιόγραφων απ' ότι οι περισσότεροι επενδυτές, τότε οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων τους θα έχουν ένα θετικό δείκτη Jensen. Προσθέτοντας δε στο υπόδειγμα τους και άλλες υποθέσεις απέδειξαν ότι οι επενδυτές θα έχουν υψηλότερους δείκτες Treynor και Black μόνον και μόνον όταν έχουν αυστηρά προνομιακή πληροφόρηση (superiority of information).

**Dybvig H. P. (1983), Grinblatt M. and Titman S. (1983):**

Ο Dybvig εξετάζει το υπόδειγμα στην περίπτωση μιας πεπερασμένης σε αριθμό οικονομίας (one agent economy και multiagent case that allocation is Pareto optimal). Επίσης υπέθεσε ότι η κατανομή του διαταρακτικού όρου  $e$  (idiosyncratic term) έχει κατώτατο σύνоро και ότι ο συντελεστής ανάληψης κινδύνου του κάθε επενδυτή δεν θα αυξάνεται. Οι Grinblatt και Titman (1983) στο υπόδειγμα τους έθεσαν ως βασικές προϋποθέσεις τα εξής: πρώτον υπάρχει όριο στην ανάληψη κινδύνου από την μεριά των επενδυτών, δεύτερον υπάρχει η  $k$  ανεξάρτητη

μεταβλητή και τρίτον τα χαρτοφυλάκια είναι καλά διαφοροποιημένα και χωρίς κόστος.

### **Jarrow A. R. 1988**

Ο Jarrow εξετάζει τις τρεις βασικές υποθέσεις της θεωρίας της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας δηλ. την ύπαρξη άπειρων κεφαλαιουχικών στοιχείων ανεξάρτητων μεταξύ τους, την υπόθεση ότι υπάρχει μια κατά προσέγγιση γραμμική διάρθρωση των κοινών παραγόντων  $K$  και την απουσία κερδοσκοπικών ευκαιριών, έχοντας ως γνώμονα τις συνεχείς προτιμήσεις των επενδυτών πάνω στο σύνολο των κεφαλαιουχικών στοιχείων της αγοράς. Κατά τον Jarrow η αξιοπιστία της θεωρίας του Ross εξαρτάται από το κατά πόσο λογική μπορεί να είναι η υπόθεση της γραμμικής σχέσης των παραγόντων.

### **Connor G. and Korajczyk A.R. 1989**

Στην τελευταία εργασία τους το 1989 οι Connor and Korajczyk αναπτύσσουν ένα περισσότερο δυναμικό, όσον αφορά το χρόνο, μοντέλο APT (Intertemporal Equilibrium Beta Pricing Model), έναντι του στατικού υποδείγματος (static APT) και βασίζεται στις εργασίες του Lucas (1978) και Prescott and Mehra (1980). Το υπόδειγμα τους είναι περισσότερο συμβατό με τις τεχνικές χρονικών σειρών και έχει ως κύριο πλεονέκτημα ότι ενσωματώνει τις διαχρονικές μεταβολές των κινδύνων.

### **Reisman H. 1992**

Ο Reisman θεωρεί ότι στο βαθμό που η διάρθρωση των παραγόντων δεν είναι ακριβής αλλά κατά προσέγγιση, κάθε σύνολο μεταβλητών που συσχετίζεται με τους κοινούς παράγοντες μπορεί να εξυπηρετήσει ως σημείο αναφοράς (Benchmark) στην κατά προσέγγιση σχέση του υποδείγματος APT. Στο υπόδειγμα του προτείνει τη χρήση "Proxies" όσον αφορά τους κοινούς μακροοικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν την διαμόρφωση των αποδόσεων των αξιόγραφων σύμφωνα με τη θεωρία του υποδείγματος APT. Τα "Proxies" θα πρέπει να ικανοποιούν μόνο την συνθήκη ότι ο πίνακας των συνδυακυμάνσεων τους κατά την παλινδρόμηση να είναι ανάστροφος.

### **Kahn A. M. and Sun Y. (1997, 2002)**

Διατυπώνεται μαθηματικά η έννοια ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου για κεφαλαιαγορές με πολύ μεγάλα χαρτοφυλάκια αλλά πεπερασμένο αριθμό κεφαλαιουχικών στοιχείων.

### 3. Θεωρία Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας & Διεθνείς Κεφαλαιαγορές

#### Solnik Bruno H. 1985

Βασική υπόθεση του διεθνοποιημένου υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι ότι οι διεθνείς αγορές αποτελούν ένα ενιαίο σύνολο. Η δε ζήτηση κεφαλαίων είναι το άθροισμα όλων των ζητούμενων κεφαλαιουχικών στοιχείων από τους παγκόσμιους επενδυτές, οι οποίοι έχουν διαφορετικές απαιτήσεις όσον αφορά την αριθμητική απόδοση των αξιόγραφων. Εκτός από τις βασικές υποθέσεις της θεωρίας APT απαιτείται οι αγορές να λειτουργούν τέλεια, να υπάρχει ομοιογένεια στις προσδοκίες δεδομένης της χώρας και ότι οι αποδόσεις υπολογίζονται σε πολύ μικρό χρονικό διάστημα. Δεδομένων αυτών των υποθέσεων οι αποδόσεις ενός αξιόγραφου  $i$  υπολογίζονται στο ξένο νόμισμα της χώρας  $j$  ως εξής:

$$R_i^j = r_i - s_j - r_i s_j + \sigma_j^2 \quad (11)$$

Όπου  $R_i^j$  οι αποδόσεις του αξιόγραφου  $i$  υπολογισμένη στο νόμισμα της χώρας  $j$ ,  $r_i$  οι αποδόσεις του αξιόγραφου  $i$  σε εγχώριο νόμισμα,  $s_j = (S_t - S_{t-1}) / S_{t-1}$  η συναλλαγματική ισοτιμία του νομίσματος  $j$  εκφρασμένο σε μονάδες του εγχώριου νομίσματος  $i$ ,  $r_i s_j = C_{ij}$  ο πίνακας συνδιακυμάνσεων  $r_i$  και  $s_j$ , και  $\sigma_j^2$  η διακύμανση του  $s_j$

Αν υποθέσουμε ότι η διαδικασία διαμόρφωσης των τιμών είναι ένα υπόδειγμα  $K$  παραγόντων για ένα εγχώριο αξιόγραφο  $i$  θα έχουμε :

$$R_{it} = \tilde{R}_i + b_{i1} F_1 + \dots + b_{ik} F_k + e_i \quad (12)$$

Όπου  $\tilde{R}_i$  είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων του αξιόγραφου  $i$ . Αν υποθέσουμε ότι υπάρχει ένα επιτόκιο άνευ κινδύνου στο ξένο νόμισμα  $j$  (το οποίο είναι ένα από τα πολλά αξιόγραφα της οικονομίας της  $j$ ) οι εγχώριες αποδόσεις  $\tilde{R}_i$  θα ακολουθούν την σχέση (9) και η στοχαστική του μορφή θα είναι  $s_j$ .

$$S_j = E(S_j) + b_{j1} F_1 + \dots + b_{jk} F_k + e_j \quad (13)$$

Αντικαθιστώντας την (13) στην (11) προκύπτει η σχέση του διεθνοποιημένου υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας:

$$R_j^i = \tilde{R}_j^i + \mathbf{b}_{i1} \tilde{F}_1 + \dots + \mathbf{b}_{ik} \tilde{F}_k + v_j \quad (14)$$

Όπου  $\mathbf{b}_{ik} = (b_{ik} - b_{jk})$  και  $v_j = v_i - v_j$

Υποθέτοντας ότι οι  $k$  παράγοντες είναι ασυσχέτιστοι με τα νομίσματα και λαμβάνοντας υπόψη όλες τις υποθέσεις της θεωρίας APT θα έχουμε :

$$R_j = \lambda_0^j + \lambda_1^j \beta_1^j + \dots + \lambda_m^j \beta_m^j \quad (15)$$

Όπου  $\lambda_0^j$  το επιτόκιο άνευ κινδύνου. Όσον αφορά των πίνακα συνδιακυμάνσεων θα ισχύει  $E^j = L^j B^{*j}$

Επιπλέον ο πίνακας συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων και των ξένων νομισμάτων θα είναι :

$$C_{ij} = (\lambda_i - \lambda_j) \beta_{ij} + \dots + (\lambda_m - \lambda_m) \beta_{im} \quad (16)$$

#### 4. Περιορισμοί της Θεωρίας Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας

Η βασική θεωρία του Ross έτυχε μεγάλου ενδιαφέροντος από την επιστημονική κοινότητα, η οποία ασχολήθηκε τόσο με την μαθηματική απόδειξη του υποδείγματος όσο και με τον εμπειρικό έλεγχο. Κατά την εξέταση της θεωρίας οι περισσότεροι ερευνητές δεδομένων των εγγενών προβλημάτων του υποδείγματος και προκειμένου να ενισχύσουν την αξιοπιστία του υποδείγματος έθεσαν ένα σημαντικό αριθμό περιορισμών, από τους οποίους οι κυριότεροι είναι οι εξής:

- κάθε κεφαλαιουχικό στοιχείο έχει πολύ μικρή διακύμανση του μη συστηματικού κινδύνου (idiosyncratic variance,  $\text{var}(T_i)$ )
- κάθε κεφαλαιουχικό στοιχείο έχει ελάχιστη προσφορά στο σύνολο της οικονομίας (τουλάχιστον οριακή)
- υπάρχει ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο σταθερά μιμείται έναν παράγοντα  $k$  (τουλάχιστον προσεγγιστικά και ίσως και οριακά)
- αρκετοί επενδυτές έχουν ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο το οποίο δεν εμπεριέχει κανένα μη συστηματικό κίνδυνο (no idiosyncratic risk)



- δεν υπάρχουν κερδοσκοπικές ευκαιρίες (άμεσα ή με την ασυμπτωτική έννοια)
- υπάρχει η κατά Pareto αποτελεσματικότητα (μερικά ή συνολικά)
- υπάρχει άπειρος αριθμός αξιόγραφων

Εκτός από τις ανωτέρω υποθέσεις στις εργασίες των διάφορων ερευνητών, έχουν προστεθεί και διάφορες άλλες υποθέσεις που δεν κρίνεται σκόπιμο να αναφερθούν, όμως θα πρέπει να σημειωθεί, ότι οι υποθέσεις αυτές στον βαθμό που ισχύουν κατά προσέγγιση και δεν γίνεται σημαντική παράβαση τους συντελούν στην ύπαρξη ενός αξιόπιστου υποδείγματος APT.

### 5. Σφάλμα Αποτίμησης (Pricing Error) & Θεωρία Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας

Η προσεγγιστική φύση της θεωρίας της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας αποτέλεσε αντικείμενο σκληρής κριτικής, γεγονός που απασχόλησε τόσο τους υποστηρικτές της όσο και του επικριτές της.

Στην εισήγηση του για ένα “competitive equilibrium APT” ο **Connor (1984)** προτείνει ένα ποσοτικό μέτρο για το σφάλμα αποτίμησης:

$$Q^2 = 1/N \sum_{t=1}^N (\alpha_i - \lambda_0 - \beta_{i1}\lambda_1 - \dots - \beta_{ik}\lambda_k)^2 \quad (17)$$

Σύμφωνα με τον Connor η εξίσωση (10) θα είναι ακριβής αν το  $Q$  είναι ίσο με το μηδέν ( $Q=0$ ). Για την δε ασυμπτωτική εκδοχή του APT το  $Q$  τείνει στο μηδέν καθώς ο αριθμός των μετοχών προσεγγίζει το άπειρο. Ο **Shanken (1992)** υποστήριξε ότι με δεδομένο το  $N$  δεν είναι απαραίτητο το  $Q$  να είναι μικρό. Επιπλέον ο Shanken θεωρεί ότι το  $Q$  δίνει πληροφορίες για την κλίση του αποδοτικού συνόρου.

Θεωρητικά ο ελάχιστος μέσος όρος του σφάλματος εκτίμησης δίνεται από την εξίσωση

$$Q^2 = 1/N \alpha' [1_N - \beta^*(\beta^{*\prime}\beta^*)^{-1}\beta^{*\prime}] \alpha \quad (18)$$

Όπου  $\beta^* = (1_N, \beta)$  και  $1_N$  είναι  $N \times 1$ .

Πέρα από την ανωτέρω εισήγηση του Connor το 1996 οι Geweke και Zhou ανέπτυξαν μια μεθοδολογία σύμφωνα με την οποία επέρχεται μικρή βελτίωση του σφάλματος εκτίμησης στα πλαίσια της APT προσέγγισης.

## **Β. ΚΕΦΑΛΑΙΟ**

### **ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ**

Πυρήνας του υποδείγματος αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι να αναγνωρίσει ότι μόνο μερικοί συστηματικοί παράγοντες επηρεάζουν μακροπρόθεσμα την κατά μέσο όρο απόδοση των αξιόγραφων. Δεν αρνείται ότι καθημερινά ένα μεγάλος αριθμός παραγόντων επηρεάζουν την διακύμανση των αξιόγραφων, όμως επικεντρώνεται στις κύριες δυνάμεις που κινούν το σύνολο των αξιόγραφων σε μεγάλα χαρτοφυλάκια. Οι υποστηρικτές της θεωρίας APT θεωρούν ότι έχοντας γνώση των κύριων αυτών δυνάμεων μπορούμε να έχουμε μια διαισθητική προσέγγιση της επιρροής τους πάνω στις αποδόσεις των αξιόγραφων. Ο τελικός στόχος είναι να αποκτήσουμε μια καλύτερη άποψη σχετικά με τη δομή των χαρτοφυλακίων και της εκτίμησης τους και κατά επέκταση της διαδικασίας δημιουργίας των αποδόσεων τους.

Από την άλλη πλευρά οι επικριτές της θεωρίας επισημαίνουν ότι η αποδεικτική αξία κάθε οικονομικής θεωρίας είναι κατά πόσο μπορεί να αποτυπώσει την πραγματικότητα. Θεωρούν ότι το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι εξαιρετικά γενικό. Ο Brennan (1981) περιγράφει το υπόδειγμα APT ως ένα μινιμαλιστικό υπόδειγμα ισορροπίας στην αγορά μετοχών και θεωρεί όμως λογικό να έχει αξιώσεις ως προς τη χρησιμότητα έναντι άλλων υποδειγμάτων και θα πρέπει να ελεγχθεί πριν θεωρηθεί ένα ισχυρό και χρήσιμο υπόδειγμα. Άλλοι πάλι επισημαίνουν ότι η γενικότητα αυτή του προσδίδει δύναμη αλλά και αδυναμία ταυτοχρόνως. Αφενός δίνει την δυνατότητα να διατυπωθούν οι αποδόσεις των αξιόγραφων σε όρους πολυπαραγοντικού μοντέλου, αφετέρου όμως δεν δίνει αποδεικτικά στοιχεία πως θα πρέπει να είναι ένα κατάλληλο πολυπαραγοντικό μοντέλο ενώ επίσης δεν καθορίζει ποια πρέπει να είναι η διάρθρωση των κοινών παραγόντων (factor structure). Γεγονός πάντως είναι ότι κατά προσέγγιση διάρθρωση των παραγόντων (approximation of factor structure) απασχόλησε έντονα τους θεωρητικούς και προσπάθησαν να θέσουν ισχυρότερους περιορισμούς.

Κυριότερος επικριτής της θεωρίας του APT υπήρξε ο Shanken (1982, 1992), ο οποίος επικέντρωσε την προσοχή του και άσκησε την κριτική όχι τόσο στο αν είναι σωστή ή λάθος η θεωρία του APT, όσο στο αν το υπόδειγμα διατυπώνεται σωστά στην εμπειρική του εφαρμογή. Ο Shanken στη κριτική που άσκησε έναντι της θεωρίας APT προβάλλει το ερώτημα αν το APT είναι περισσότερο ευάλωτο στις εμπειρικές επαληθεύσεις απ' ότι το CAPM. Οι επικρίσεις του Shanken καθώς και των Dhrymes, Friend & Gultekin (1984,1985) για την εμπειρική αξιοπιστία του υποδείγματος αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας αφορούσαν στα εξής:

- Το θεωρητικό υπόβαθρο του APT προϋποθέτει ότι οι όροι  $e_i$  δηλ. οι μη συστηματικοί κίνδυνοι είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους. Όμως υπάρχουν αρκετά εμπειρικά αποτελέσματα στα υποδείγματα της αγοράς που δείχνουν ότι μπορεί να υπάρξει συσχέτιση μεταξύ των όρων  $e_i$  (King 1966). Στην πράξη παραβιάζεται ο περιορισμός της μη συσχέτισης των  $e_i$  και κατ' επέκταση ο ορισμός του υποδείγματος APT. Ο Shanken επιμένει ότι ακόμη και σε καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια ο μη συστηματικός κίνδυνος (idiosyncratic risk) δεν εξαλείφεται ολοσχερώς.
- Η γραμμική σχέση απόδοσης – κινδύνου ακόμα και όταν έχουμε ένα μεγάλο δείγμα αξιόγραφων (ακόμα και όταν ο αριθμός τείνει στο άπειρο) μπορεί απλά να είναι μια μαθηματική συνέπεια και μπορεί να αποδειχθεί λανθασμένη η πίστη ότι χαρακτηρίζει ολόκληρη την οικονομία.
- Στην εμπειρική διατύπωση του το APT δεν κάνει διακρίσεις μεταξύ διαφορετικών πακέτων. Ομάδες μετοχών ίσης αξίας μπορεί να είναι συμβατές με πολύ διαφορετικές διαρθρώσεις παραγόντων. Η συνήθης εμπειρική διατύπωση του APT, όταν εφαρμόζεται σε διαφορετικές δομές παραγόντων μπορεί να δώσει ασυνεπείς επιρροές όσον αφορά τις αναμενόμενες αποδόσεις για ένα δεδομένο σύνολο μετοχών. Οι επιρροές μπορεί να είναι συνεπείς μόνον και όταν όλες οι μετοχές έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση. Τα συμπεράσματα αυτά δεν ισχύουν μόνο για δύο ομάδες μετοχών αλλά για άπειρο αριθμό ομάδων μετοχών.

- Στην περίπτωση της διάρθρωσης των κοινών παραγόντων το APT δεν φαίνεται να παράγει κάποιο κριτήριο το οποίο θα απομονώνει μία και μοναδική δομή παραγόντων η οποία θα είναι και η πιο σχετική όταν έχουμε χαρτοφυλάκια ίσης αξίας. Δεν είναι ευκρινές και με ποια έννοια υπάρχει μία και μοναδική διάρθρωση παραγόντων.

Στις αντιρρήσεις του Shanken όσον αφορά την εμπειρική αξιοπιστία της θεωρίας αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας οι υποστηρικτές της θεωρίας (**Chen, Roll, Ross, Dybvig και Ingersoll**) απαντούν ότι η θεωρία αυτή παρ' όλα τα εγγενή προβλήματα είναι περισσότερη συμβατή με την γενική διαίσθηση ότι υπάρχουν πολλοί παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις της αγοράς. Κύριο επιχείρημα των υπέρμαχων της θεωρίας του Ross είναι ότι το υπόδειγμα της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας στη διάρκεια της εξέλιξης του δέχθηκε ένα μεγάλο αριθμό επιπρόσθετων, σε σχέση με τη βασική του θεώρηση, περιορισμών οι οποίοι συνέτειναν στην δημιουργία ενός αξιόπιστου και χρήσιμου στην θεωρία αποτίμησης των κεφαλαιουχικών στοιχείων αυτή (Dybvig and Ross 1985).

Για τους επιπλέον περιορισμούς και ειδικότερα για την έννοια της προσεγγιστικότητας έτσι όπως την εισήγαγε ο Connor θεωρήθηκε ως έγκυρη μόνο αν υπάρχει ένας σημαντικά μεγάλος αριθμός αξιόγραφων. Όμως και πάλι τέθηκε το ερώτημα ότι δεν είναι εκ των προτέρων γνωστό κατά πόσο μεγάλος πρέπει να είναι αυτός ο αριθμός των παραγόντων για να θεωρηθεί αρκετά μεγάλος και κατά πόσο ένας μικρός αριθμός χαρακτηρίζει ένα δείγμα αρκετά μικρό. Επί πλέον τονίστηκε ότι η έννοια της προσεγγιστικότητας δεν είναι χρήσιμη σε μια πεπερασμένη οικονομία

Ένα άλλο εγγενές πρόβλημα στο οποίο αναφέρθηκαν σχεδόν όλοι οι ερευνητές, είναι ότι η θεωρία δεν αναφέρεται καθόλου στο πως τα διάφορα αναμενόμενα ή μη αναμενόμενα γεγονότα ενσωματώνονται στις προσδοκίες των επενδυτών και κατά επέκταση στη διαδικασία προσδιορισμού των αποδόσεων των αξιόγραφων (return generating process).

Τέλος θα πρέπει να αναφερθεί ότι αρκετές φορές κατά την εμπειρική εφαρμογή του υποδείγματος έγινε υπέρβαση των υποθέσεων, γεγονός που αποτέλεσε αντικείμενο σκληρής κριτικής εναντίον του υποδείγματος. Από την άλλη πλευρά οι υποστηρικτές θεωρούν ότι μόνον η παράβαση μιας ή περισσότερων υποθέσεων δεν μπορεί να

αμφισβητήσει ολόκληρο το θεωρητικό υπόβαθρο του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Μπορεί απλά να δείξει ότι η παρούσα στατιστική μεθοδολογία δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εξαγωγή ενός αναμφίβολου δοκιμαστικού ελέγχου του υποδείγματος.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

## Γ. ΚΕΦΑΛΑΙΟ

### ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι στις περισσότερες εμπειρικές εφαρμογές του υποδείγματος της αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας τυπικά αγνοείται η σχέση (2) και η εφαρμογή του υποδείγματος γίνεται πάνω στο θεωρητικό υπόβαθρο που αναπτύχθηκε ως ακριβές υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact arbitrage pricing model). Οι περισσότεροι ερευνητές που έλεγξαν εμπειρικά το υπόδειγμα APT χρησιμοποίησαν γενικά υποδείγματα ανάλυσης παραγόντων (General Factor Models) ή τη διαδικασία δύο βημάτων (Two-Steps Procedure) όπως αναπτύχθηκε από τους Fama & Macbeth 1973. Στο πρώτο στάδιο της διαδικασίας υπολογίζονται οι συντελεστές ευαισθησίας  $b_s$  (Factor Loadings). Τρέχεται δηλαδή μια παλινδρόμηση της μορφής :

$$R_{it} = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + e_i$$

Όπου  $F_t$  είναι οι πραγματικές τιμές των κοινών μακροοικονομικών παραγόντων. Στη συνέχεια ακολουθούν οι "cross sectional" παλινδρομήσεις χρησιμοποιώντας εκτιμήσεις των  $b_s$  ως εξαρτημένες μεταβλητές και είναι της μορφής:

$$R_{pt} = \lambda_{ot} + \lambda_1 b_{p1} + \dots + \lambda_k b_{pk} + e_p$$

Στο δεύτερο στάδιο δημιουργούνται χρονολογικές σειρές των πριμ κινδύνων ( $\lambda_s$ ) που συνδέονται με τις μακροοικονομικές μεταβλητές. Οι μέσοι όροι των χρονολογικών αυτών σειρών ελέγχονται με t-test. Σημαντικές τιμές του  $\lambda_1$  και ασήμαντες τιμές του  $\lambda_2$  θεωρούνται ως αποδεικτικά στοιχεία ότι αναφερόμενοι μακροοικονομικοί παράγοντες είναι μέρος του ακριβούς υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact APT).

Οι Black, Jensen και Scholes (1972) και Fama και Ross (1973) χρησιμοποίησαν πρώτοι αυτή την προσέγγιση για να ελέγξουν εμπειρικά το CAPM. Επίσης οι Chen, Roll και Ross χρησιμοποίησαν την "cross sectional" εξίσωση για να ελέγξουν την εμπειρική αξιοπιστία του APT. Τέλος ο Shanken και Jagannathan και Wang (1998) ανέπτυξαν τις θεμελιώδεις στατιστικές αρχές της "cross sectional approach", η

οποία έχει γίνει ένα δημοφιλές εργαλείο στην ανάλυση των κινδύνων στα πολυπαραγοντικά υποδείγματα.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι τα μοντέλα της παραπάνω μορφής (General Factor Models) δέχθηκαν την κριτική πολλών ερευνητών ότι λόγω των οικονομικών και οικονομετρικών δυσκολιών που παρουσιάζουν δεν μπορούν να περιγράψουν με ακρίβεια την διαδικασία καθορισμού των αποδόσεων των μετοχών. Ειδικότερα οι McElroy και Burmeister (1988) συνοψίζουν τα προβλήματα της μεθόδου αυτής ως εξής:

1. Εάν τα σφάλματα δεν είναι από κοινού κανονικά κατανομημένα, οι ιδιότητες των εκτιμητών για τους συντελεστές ευαισθησίας ( $\hat{\beta}_{ij}$ ) που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση παραγόντων είναι άγνωστες,
2. Οι εκτιμήσεις των ( $\hat{\beta}_{ij}$ ) δεν χαρακτηρίζονται από μοναδικότητα εάν  $\hat{\beta}$  είναι ο πίνακας συνδιακυμάνσεων των ( $\hat{\beta}_{ij}$ ) και  $\hat{\beta}G$  είναι ισοδύναμο του  $\hat{\beta}$  για κάθε ορθογώνιο μετατροπή με  $GG' = 1$ ,
3. Εάν οι συντελεστές ευαισθησίας κατατάσσονται με τις ιδιοτιμές τους  $\lambda_j$  για δύο διαφορετικά χαρτοφυλάκια δεν υπάρχει εγγύηση ο παράγοντας 1 για το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα είναι ο ίδιος και για το δεύτερο χαρτοφυλάκιο,
4. Οι εκτιμώμενες τιμές κινδύνου δηλ. τα  $\lambda_j$  και η στατιστική τους σημαντικότητα δεν θα μεταβάλλονται όσον αφορά την αυθαίρετη συμμετοχή των αξιόγραφων στο χαρτοφυλάκιο (error-in-variables problem-EIV), και
5. Τα σκόρς των παραγόντων και κατ' επέκταση τα  $\lambda_j$  δεν έχουν μια απ' ευθείας οικονομική ερμηνεία (lag of straightforward interpretation).

Αντί αυτών των μοντέλων από πολλούς ερευνητές προτάθηκαν τα "Macroeconomic Variables Models" σύμφωνα με τα οποία επιλέγεται ένα σετ μακροοικονομικών παραγόντων και η εκτίμηση των ( $\hat{\beta}_{ij}$ ) και  $\lambda_j$  γίνεται ταυτόχρονα σε ένα στάδιο. Τα μοντέλα αυτά έχουν το πλεονέκτημα να προσφέρουν οικονομική ερμηνεία, μοναδικότητα όσον αφορά τη διαδικασία καθορισμού των αποδόσεων των μετοχών (returns generating process), ενώ αποφεύγεται το πρόβλημα του "error-in-variables" (EIV). Όμως παρουσιάζουν ένα μειονέκτημα που έχει να κάνει με τα εγγενή

προβλήματα του APT. Η θεωρία του APT δεν αναφέρεται καθόλου όσον αφορά ποιος είναι ο σωστός αριθμός παραγόντων ούτε παρέχει ένα κριτήριο επιλογής του σετ μακροοικονομικών παραγόντων. Σε απάντηση αυτού του προβλήματος οι Roll & Ross, Huberman, Kandel & Stambaugh (1987) πρότειναν χαρτοφυλάκια μετοχών που θα μιμούνται τους μακροοικονομικούς παράγοντες ως παράγοντες όταν θα εφαρμόζονται στο APT (Mimicking Portfolios and exact APT). Εκτός αυτού οι Connor & Korajczyk (1993) ανέπτυξαν μια τεχνική βάσει της οποίας θα καθορίζεται ο κατάλληλος αριθμός παραγόντων.

Τέλος θα πρέπει να σημειωθεί ότι κατά την εφαρμογή του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας έχουν τεθεί περισσότεροι περιορισμοί από ότι απαιτούσε η αρχική θεωρία. Στην πράξη έχουν αναπτυχθεί αρκετές τεχνικές οι οποίες λαμβάνουν υπόψη τους περισσότερους περιορισμούς που τέθηκαν κατά την εξέλιξη της θεωρίας της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (Campbell, Lo and MacKlley (1997), Jagannathan and Wang (2002), Jagannathan, Skoulakis και Wang (2002).



## Δ. ΚΕΦΑΛΑΙΟ

### ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ

#### 1. Εμπειρικές μελέτες της περιόδου 1976-1985

Οι πρώτες εμπειρικές μελέτες που έγιναν για το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας δεν ήταν και τόσο ενθαρρυντικές για το APT. Πολλές από αυτές απέρριπταν την εμπειρική εφαρμογή του APT με την επιφύλαξη όμως ότι η τεχνική που ακολουθούν ίσως να μην είναι η κατάλληλη για τη θεωρία αυτή. Επί πλέον συχνά γίνονταν λόγος για το περιορισμό των προγραμμάτων των ηλεκτρονικών υπολογιστών της εποχής εκείνης. Οι πρώτοι ερευνητές που προσπάθησαν να ελέγξουν το υπόδειγμα της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι: Gehr (1978), R. Roll & S.A.Ross (1980), Reinganum R.M (1980, 1981), Hughes (1978), Kryzanowski L. & To C. M. (1983), Cho D.C (1984), Cho D. C., Elton J. E. & Gruber J. M. (1984), Bower H.D., Bower S. R. & Logue E.D. (1984) και Dhrymes P., Frind I. & Gultenkin (1984). Τα δε συμπεράσματα από τις μελέτες αυτές συνοψίζονται ως εξής:

- Υπάρχει θετική σχέση του μεγέθους του δείγματος και του αριθμού των παραγόντων που είναι στατιστικά σημαντικοί. Όσο προστίθενται μετοχές στο δείγμα ή στην ομάδα χαρτοφυλακίων ο αριθμός των παραγόντων αυξάνει.
- Είναι πολύ δύσκολο να καθορισθεί το κατάλληλο μέγεθος του δείγματος για την εμπειρική έρευνα του APT. Ακόμη και όταν χρησιμοποιείται το ίδιο μέγεθος δεν εγγυάται ότι η διαδικασία καθορισμού των αποδόσεων θα παραμείνει η ίδια μεταξύ των ομάδων
- Αντιφατικά συμπεράσματα μεταξύ των διαφόρων ερευνών
- Σε πολλές από αυτές έγινε παράβαση των υποθέσεων του θεωρητικού υποδείγματος

## **2. Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin (1984) "A Critical Reexamination of the empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory"**

Στη πρώτη εμπειρική μελέτη τους για το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (1984) οι ανωτέρω συγγραφείς, ερευνούν τον αριθμό των παραγόντων που πρέπει να χαρακτηρίζει ένα υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Βασιζόμενοι στα αποτελέσματα προηγούμενων ερευνών και στα αντιφατικά συμπεράσματα σχετικά με τον ακριβή αριθμό των παραγόντων (οι Roll & Ross και Chen είχαν προσδιορίσει τον αριθμό αυτό σε 5 παράγοντες), εξέτασαν το γεγονός κατά πόσο ο αριθμός αυτός μεταβάλλεται, αυξάνοντας το μέγεθος του δείγματος των μετοχών. Χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες αποδόσεις 1260 μετοχών εισηγμένων στο NYSE και AMEX για την χρονική περίοδο 3 Ιουλίου 1962 έως 31 Δεκεμβρίου 1972 (2.509 παρατηρήσεις) σχημάτισαν 40 ομάδες μετοχών αποτελούμενες από 15, 30, 45, 60, 90 και 240 μετοχές. Η ανάλυση των δεδομένων ίδια με αυτή των προηγούμενων ερευνών δηλαδή με την μέθοδο FLM (Factor Loading Model), τη διαδικασία δύο βημάτων (two steps procedure), "cross-sectional GLS regression" και F-test. Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας έχουν ως εξής:

Ο αριθμός των παραγόντων αυξάνεται σημαντικά από 2 σε 9 προσθέτοντας και άλλες μετοχές στο δείγμα. Αναλυτικότερα εξετάζοντας ομάδες που συμπεριλαμβάνουν 15 μετοχές βρίσκονται 2 παράγοντες, για ομάδες 30 μετοχών βρίσκονται 3 παράγοντες, για ομάδες 45 μετοχών 4 παράγοντες, για ομάδες 60 μετοχών 6 παράγοντες και τέλος για ομάδες 90 μετοχών 9 παράγοντες. Συνεπώς τίθεται σε αμφιβολία το συμπέρασμα προηγούμενων ερευνών (Roll & Ross και Chen) ότι 5 παράγοντες είναι αρκετοί για να χαρακτηρίσουν ένα APT υπόδειγμα.

Από τα αποτελέσματα αυτά τίθεται το ερώτημα αν και σε ποιο σε ποιο μέγεθος δείγματος θα σταθεροποιηθεί ο αριθμός των παραγόντων, προσθέτοντας δηλ. και άλλες μετοχές στο δείγμα ο αριθμός των μετοχών θα παραμένει ίδιος.

Τέλος οι ερευνητές επισημαίνουν ότι έτσι όπως προτείνεται στο θεωρητικό υπόβαθρο του υποδείγματος APT όλες οι μετοχές θα πρέπει να μεταχειρίζονται συμμετρικά. Στην προκείμενη εργασία δεν είναι βέβαιο ότι έχει χρησιμοποιηθεί το κατάλληλο πληροφοριακό σύστημα για την διεξαγωγή της έρευνας (έχει

χρησιμοποιηθεί το SAS). Η διαφορά δηλαδή με τα αποτελέσματα των εργασιών των Roll & Ross και Chen, μπορεί να οφείλεται είτε στις περιορισμένες δυνατότητες του λογισμικού είτε στην έλλειψη στοιχείων (ελλιπείς παρατηρήσεις) στην έρευνα των Roll και Ross. Συγκεκριμένα στην προκείμενη έρευνα ο στατιστικός έλεγχος για το “p-value” ίσον με το μηδέν έδειξε ότι επτά ομάδες (16,6%) έχουν “p-value” που υποδηλοί ότι μια διάρθρωση 5 παραγόντων δεν είναι αρκετή σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Από την άλλη πλευρά οι Roll & Ross υποστηρίζουν ότι αυτό συμβαίνει στο 2,4% των ομάδων. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι στο δείγμα των Roll & Ross υπήρχαν αρκετές μετοχές για τις οποίες έλλειπαν πάνω από 800 ημερήσιες παρατηρήσεις και μία μετοχή με έλλειψη 1.400 ημερήσιων παρατηρήσεων.

### **3. Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin, and Mustafa N. Gultenkin (1985), “An empirical Examination of the Implications of Arbitrage Pricing Theory”**

Στην δεύτερη έρευνα τους οι ίδιοι συγγραφείς (έχει προστεθεί ο Mustafa N. Gultenkin) εξετάζουν τους δύο βασικούς θεωρητικούς ισχυρισμούς του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Πρώτον ότι μόνον η συνδιακύμανση των συντελεστών ευαισθησίας των παραγόντων (beta coefficients on different factors) είναι σχετική στην μέτρηση των κινδύνων των μετοχών και δεύτερον ο σταθερός όρος στη γραμμική σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων με τους συντελεστές ευαισθησίας είναι είτε το επιτόκιο άνευ κινδύνου είτε η απόδοση ενός μοντέλου μηδενικών betas (“zero beta rate”)

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Όπως και την προηγούμενη εργασία χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις 1260 μετοχών εισηγμένων στο NYSE και AMEX για την χρονική περίοδο 3 Ιουλίου 1962 έως 31 Δεκεμβρίου 1972 (2.509 παρατηρήσεις) με τη διαφορά ότι εδώ σχημάτισαν 42 ομάδες μετοχών αποτελούμενες από 30 μετοχές η κάθε μία. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η διαδικασία και η ανάλυση των δεδομένων είναι ίδια με αυτή που ακολουθήθηκε στην έρευνα των Roll & Ross για λόγους συγκρισιμότητας. Κατά τα άλλα είναι ίδια με αυτή των προηγούμενων ερευνών δηλαδή με την μέθοδο FLM (Factor Loading Model), τη διαδικασία δύο βημάτων (two steps procedure), “cross-sectional GLS regression” και F-test.

### **Αποτελέσματα:**

Σε σύνολο 42 ομάδων μόνο 6 ομάδες (30 μετοχές στην κάθε μία) δηλ. 14% του συνόλου φαίνεται να τιμολογούν τουλάχιστον ένα πριμ κινδύνου (για τις 3 ομάδες επίπεδο σημαντικότητας 5% και τις άλλες 3 επίπεδο σημαντικότητας 10%). Αντίθετα η εργασία των Roll & Ross αναφέρει ότι στο 88,1% των ομάδων τιμολογείται τουλάχιστον ένα πριμ κινδύνου.

Επί πλέον οι ανωτέρω ερευνητές θεωρούν ότι ο αριθμός των παραγόντων εμφανίζει θετική σχέση όχι μόνον όσον αφορά το μέγεθος του δείγματος (προηγούμενη εργασία) αλλά και με τον αριθμό των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση των μέσων τιμών των μετοχών και των κινδύνων.

Εκτός των ανωτέρω προβλημάτων ελέγχθηκε εντατικά επίσης αν ο σταθερός όρος είναι ίδιος σε όλες τις ομάδες μετοχών, πράγμα το οποίο θα ίσχυε αν όρος αυτός ήταν το επιτόκιο άνευ κινδύνου ή απόδοση ενός υποδείγματος με μηδενικούς συντελεστές ευαισθησίας ("zero-beta"-model). Τα αποτελέσματα αυτού του ελέγχου δεν ήταν ευνοϊκά για το υπόδειγμα APT. Θέτοντας απ' ευθείας την υπόθεση ότι η σταθερά είναι το επιτόκιο άνευ κινδύνου μετρούμενο για αυτό το σκοπό ως το επιτόκιο των εβδομαδιαίων "Treasury Bill", η υπόθεση αυτή απορρίφθηκε (test – statistic,  $\chi^2_{42}$  για αυτή την περίπτωση είναι 48,87)

Τέλος σε 36 ομάδες μετοχών από τις 42 συνολικά τα αποτελέσματα δείχνουν μια έλλειψη γραμμικής σχέσης μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των παραμετρικών κινδύνων έτσι όπως νοείται στη θεωρία APT.

Όμως όταν οι τυπικές αποκλίσεις και η κυρτότητα εισάγονται στην συνάρτηση των αποδόσεων (asset-return function) καταλήγει να είναι στατιστικά σημαντική τόσο συχνά όσο έχει προταθεί από τους Roll & Ross και άλλους συγγραφείς, όμως γενικά αποφέρει μη σημαντικούς συντελεστές. Ως εκ τούτου τα αποτελέσματα αυτά κρίνονται αντιφατικά γι' αυτό απαιτείται περαιτέρω έρευνα.

#### **4. Trzcinka Charles (1986) "On the Number of factors in the Arbitrage Pricing Theory"**

Η εργασία του Trzcinka επικεντρώνεται στον αριθμό των παραγόντων του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας και αν υπάρχει τρόπος να καθορισθεί ένας δεδομένος αριθμός παραγόντων. Ειδικότερα εξετάζονται τα "eigenvalue models". Έχοντας υπόψη τους επιπρόσθετους περιορισμούς που έθεσαν στο θεωρητικό υπόβαθρο του υποδείγματος οι Chamberlain & Rothschild (1983), ο φυσικός τρόπος να για την εκτίμηση του αριθμού των παραγόντων είναι να υπολογισθούν οι ιδιοτιμές διαδοχικά μεγάλων πινάκων διακυμάνσεων και να προσδιορισθεί ο αριθμός στον οποίο αυξάνονται. Εάν το  $K$  δεν είναι σταθερό, τότε τα δεδομένα δεν μπορούν να στηρίξουν την υπόθεση της γραμμικής σχέσης μεταξύ των παραγόντων και των αποδόσεων. Λογικά δεν μπορεί κανείς να απορρίψει τη θεωρία APT μόνο από αυτό τον έλεγχο. Ο Ross εξηγώντας τη θεωρία του έφερε ως επιχείρημα ότι η υπόθεση της γραμμικότητας είναι εύσχημη και σε άλλα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων. Από την άλλη μεριά αν το  $K$  παραμένει σταθερό η εκτίμηση του ο αριθμού των παραγόντων δεν βασίζεται στην "cross-sectional regression" και τα συνέπεια δεν υφίσταται στις στατιστικές δυσκολίες.

##### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις εταιρειών για τις οποίες υπήρχαν στοιχεία στο CRSP ("Center for Research in Security Prices" του Πανεπιστημίου του Σικάγο) για την περίοδο 1963-1983. Τα στοιχεία κάλυπταν 1.069 εβδομάδες για 865 εταιρείες οι οποίες παρέμειναν στη λίστα των εισηγμένων καθ' όλη την περίοδο. Ο ελάχιστος αριθμός παρατηρήσεων ήταν 906 και μόνον 9 εταιρείες είχαν παρατηρήσεις μεταξύ 906 και 1000. Δεν χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις προς αποφυγή των γνωστών προβλημάτων εποχικότητα κλπ. (fama & Mackbeth). Βάσει των ανωτέρω δεδομένων σχηματίστηκε ένα δίκτυο πινάκων συνδιακυμάνσεων αρχίζοντας από ένα πίνακα συνδιακυμάνσεων 50 μετοχών προσθέτοντας γραμμές και στήλες τυχαία χωρίς να μεταβάλλεται η προηγούμενη γραμμή και στήλη. Η πλήρης ανάπτυξη του δικτύου είναι  $n=50, 100, 200, 300, 400, 500, 600, 700, 880$  και 865. Παράλληλα γίνεται έλεγχος της συμπεριφοράς των ιδιοτιμών (eigenvalues) με μια σειρά παλινδρομήσεων χρησιμοποιώντας τις

χαρακτηριστικές ρίζες, την κατάταξη και τον αριθμό των μετοχών καθώς επίσης και έλεγχο του μεγέθους του δείγματος. Για τον έλεγχο των αποτελεσμάτων γίνεται χρήση του chi-square statistic.

### **Αποτελέσματα:**

Σε γενικές γραμμές η ανάλυση των δεδομένων έδειξε ότι στις περισσότερες περιπτώσεις επικρατεί μια ιδιοτιμή (eigenvalue) στο πίνακα των συνδιακυμάνσεων. Η μέγιστη ιδιοτιμή ως ποσοστό ανίχνευσης συγκλίνει σε μία σταθερά, όμως αυτό δεν συμβαίνει με τις υπόλοιπες ιδιοτιμές. Η δεύτερη έως της πέμπτη ιδιοτιμή αυξάνονται περισσότερο ευδιάκριτα η μία από την άλλη, αυτό όμως δεν παρατηρείται και στις υπόλοιπες ιδιοτιμές. Το γεγονός αυτό μπορεί να εξηγήσει γιατί σε προηγούμενες μελέτες βρέθηκαν σημαντικοί περισσότεροι από έναν παράγοντες. Σε όρους απόλυτου μεγέθους των ιδιοτιμών, όλες οι ιδιοτιμές αυξάνονταν με τον αριθμό των μετοχών, ενώ το "chi-square test" έδειξε ότι δεν μπορούμε να δεχθούμε την υπόθεση ότι με ένα σταθερό  $K$  η ανάλυση συστατικών στοιχείων (principal components analysis) που χρησιμοποιήθηκε για την έρευνα μπορεί να εξηγήσει τις αποκλίσεις των αποδόσεων των μετοχών.

Το βέβαιο είναι ότι κάποιος δεν μπορεί να συμπεράνει από τα αποτελέσματα ότι μόνον ένας παράγοντας είναι αρκετός για την αποτίμηση των μετοχών. Βρέθηκαν δηλαδή στοιχεία από τα οποία αποδεικνύεται ότι τουλάχιστον ένας παράγοντας επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών. Όμως δεν βρέθηκε ένας ξεκάθαρος τρόπος να επιλέξει κανείς περισσότερους από έναν παράγοντες.

Τέλος πρέπει να σημειωθεί ότι στην έρευνα αυτή έγινε η υπόθεση ότι η διάρθρωση των παραγόντων παραμένει σταθερή καθ' όλη τη διάρκεια της εικοσαετίας. Αυτό είναι πολύ γενική προσέγγιση, προσαρμοσμένη στις ανάγκες της μεθοδολογίας. Είναι φανερό ότι η δομή των παραγόντων δεν μπορεί να παραμένει αμετάβλητη για ένα τόσο μεγάλο χρονικό διάστημα και αυτός είναι ίσως ο λόγος που βρέθηκε μια ιδιοτιμή ήταν πάρα πολύ μεγάλη.

Το γενικό συμπέρασμα πάντως είναι ενθαρρυντικό για το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας αφού πιστοποιείται ότι τουλάχιστον ένας παράγοντας είναι σημαντικός και ίσως και παραπάνω.

**5. Cho D. Chinyung, Eun S. Cheol and Senbet W. Lemma (1986),  
“International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation”**

Το θεωρητικό υπόβαθρο για ένα υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας που θα ισχύει για τις διεθνείς αγορές στο πνεύμα που αναπτύχθηκε από τους: Solnik, Grauer, Litzenberger, Stehle και Stulz αποτελεί το αντικείμενο έρευνας της εργασίας των παραπάνω συγγραφέων. Ειδικότερα επιχειρείται η εκτίμηση των διεθνών κοινών παραγόντων χρησιμοποιώντας την “inter-battery factor analysis” και το “Chow test” για τον έλεγχο ενός διεθνούς APT υποδείγματος. Επί πλέον εξετάζεται η περίπτωση αν η διάρθρωση των παραγόντων και η σχέση αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων είναι διάφορες του αριθμού, επιλέγοντας ως κύρια νομίσματα το αμερικανικό Δολάριο και το ιαπωνικό Γιέν.

Το θεωρητικό υπόβαθρο ενός διεθνούς υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (IAPT) εκτός από τις βασικές υποθέσεις που θέτονται σε ένα εγχώριο υπόδειγμα, απαιτεί μία παραπάνω υπόθεση. Οι διεθνείς αγορές μπορούν να θεωρηθούν ένα ενιαίο σύνολο, εάν η εμπορεία των κεφαλαιουχικών στοιχείων στις διάφορες εγχώριες αγορές, γίνεται σε τιμές που καθορίζονται σαν να ήταν μια ενοποιημένη αγορά. Υπάρχει μόνο η διακύμανση των συναλλαγματικών ισοτιμιών και δεν λαμβάνονται υπόψη άλλοι περιορισμοί όπως συννοριακοί φόροι, έλλειψη πληροφόρησης κλπ.

**Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Στην ανάλυση των δεδομένων χρησιμοποιείται η “inter-battery factor analysis” ως η πλέον κατάλληλη αντί της απλής ανάλυσης παραγόντων για τον λόγο ότι μπορεί κανείς να εκτιμήσει τους συντελεστές ευαισθησίας των κοινών παραγόντων (betas) δύο διαφορετικών ομάδων μετοχών, εξετάζοντας μόνο τον πίνακα συνδιακυμάνσεων δύο ομάδων που έχουν ίδιους κοινούς παράγοντες αντί ολόκληρου του πίνακα συνδιακυμάνσεων. Μετά τον υπολογισμό των συντελεστών ευαισθησίας ακολουθεί η “cross-sectional analysis” στην οποία συγκρίνονται το επιτόκιο άνευ κινδύνου με τα πριμ κινδύνου μεταξύ δύο διαφορετικών χωρών,

χρησιμοποιώντας το Chow test έτσι όπως διατυπώθηκε από τους Brown & Weinstein. Ειδικότερα ελέγχονται οι εξής υποθέσεις:

- ο (H1) το άνευ κινδύνου επιτόκιο είναι το ίδιο μεταξύ των δύο ομάδων χωρών
- ο (H2) τα πριμ κινδύνου είναι τα ίδια μεταξύ των δύο ομάδων χωρών
- ο (H3) και το επιτόκιο άνευ κινδύνου και τα πριμ κινδύνου είναι τα ίδια μεταξύ των δύο ομάδων χωρών

Στο δείγμα συμπεριλαμβάνονται τα στοιχεία 349 μετοχών από 11 χώρες και οι μηνιαίες τους αποδόσεις τους. Επιλέχθηκαν μετοχές για τις οποίες υπήρχαν διαθέσιμα στοιχεία για ολόκληρη την χρονική περίοδο που εξετάζεται από τον Ιανουάριο 1973 έως τον Δεκέμβριο 1983. Οι αποδόσεις των μετοχών είναι προσαρμοσμένες κατά τα μερίσματα. Επί πλέον στη διάρκεια της περιόδου υπήρχε καθεστώς κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι μετοχές που συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα προέρχονται από τις εξής χώρες: ΗΠΑ (60 μετοχές), Καναδάς (28 μετοχές), Γαλλία (24 μετοχές), Γερμανία (22 μετοχές), Ολλανδία (26 μετοχές), Ελβετία (22 μετοχές), Αγγλία (48 μετοχές), Αυστραλία (26 μετοχές), Χονγκ Κονγκ (14 μετοχές), Σιγκαπούρη (24 μετοχές), και Ιαπωνία (50 μετοχές),

#### **Αποτελέσματα:**

Η ομάδα μετοχών των Ηνωμένων Πολιτειών φαίνεται να έχει τον μεγαλύτερο αριθμό παραγόντων από ότι οι υπόλοιπες ομάδες, προφανώς λόγω του μεγάλου αριθμού μετοχών που συμπεριλαμβάνονται σε αυτή την ομάδα. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με αντίστοιχα άλλων ερευνών που έγιναν σύμφωνα με την παραδοσιακή ανάλυση παραγόντων (Kryzanowski & To, Dhrymes, Friend & Gultekin) όπου ο αριθμός παραγόντων αυξάνεται καθώς προστίθενται μετοχές στο δείγμα. Οι προηγούμενες εργασίες είχαν δείξει συντελεστή συσχέτισης μεταξύ του αριθμού των παραγόντων και του μεγέθους του δείγματος περίπου 0,98. Στην προκείμενη ανάλυση ο ανάλογος συντελεστής συσχέτισης δεν βρέθηκε πολύ υψηλός (περίπου 0,45). Αυτό μπορεί να ερμηνευθεί ως ένα πλεονέκτημα της "inter-battery analysis". Μπορεί όμως και να οφείλεται στη διαφορετικά μεγέθη των ομάδων.



Ο αριθμός των παραγόντων κυμαίνεται από 1 έως 5. Τα διάφορα τεστ που έγιναν σε εγχώριο επίπεδο έδειξαν ότι ο αριθμός των παραγόντων μπορεί να φθάσει έως τους 9. Αρα σε διεθνές επίπεδο ο αριθμός των παραγόντων παρουσιάζει μικρότερο εύρος διακύμανσης από ότι σε εγχώριο επίπεδο. Επίσης στον έλεγχο πόσο παράγοντες είναι κοινοί σε πολλές χώρες, βρέθηκε ότι οι Ηνωμένες Πολιτείες έχουν 5 κοινούς παράγοντες με άλλες χώρες.

Όσον αφορά τον έλεγχο των τριών υποθέσεων που προαναφέρθηκαν η πρώτη υπόθεση (H1 ίδιο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου μεταξύ διαφορετικών ομάδων χωρών) απορρίφθηκε σε 3 περιπτώσεις σε σύνολο 55 σε όρους αμερικανικού Δολαρίου (5,45% του συνολικού δείγματος) και σε όρους ιαπωνικού Γιεν σε 2 περιπτώσεις σε σύνολο 55 (3,64% του συνολικού δείγματος) σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05. Η δεύτερη υπόθεση (H2 ίδια πριμ κινδύνων μεταξύ διαφορετικών ομάδων μετοχών) απορρίφθηκε στις 30 περιπτώσεις σε σύνολο 55 τόσο σε όρους Δολαρίου όσο και σε όρους Γιεν (55% του συνολικού δείγματος). Τέλος όσον αφορά την Τρίτη υπόθεση H3 ίδιο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και ίδια πριμ κινδύνου μεταξύ των διαφορετικών ομάδων χωρών απορρίφθηκε σε 32 περιπτώσεις έναντι 55 του συνόλου και σε όρους Δολαρίου και σε όρους Γιεν (58% του συνολικού δείγματος, επίπεδο σημαντικότητας 0,05).

Συνεπώς τα αποτελέσματα από τον έλεγχο των παραπάνω τριών υποθέσεων δεν μπορούν να στηρίξουν την υπόθεση ότι οι διεθνείς αγορές λειτουργούν σαν μια ενοποιημένη αγορά.

## **6. Diakogiannis P. George (1986) "Arbitrage Pricing Theory Model: A Critical Examination of the Empirical Applicability for the London Stock Exchange"**

Αντικείμενο αυτής της μελέτης είναι διπλό. Πρώτον σκοπεύει να επιβεβαιώσει εάν ο αριθμός των παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών έχει σχέση με το μέγεθος των της ομάδας που συμμετέχει στο δείγμα και δεύτερον να ελέγξει εάν ο αριθμός των παραγόντων που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών παραμένει αμετάβλητος στις διάφορες χρονικές περιόδους για ομάδες μετοχών ίδιου μεγέθους.

### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Η εμπειρική επαλήθευση των υποθέσεων ότι υπάρχει ένας μοναδικός τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών, ο οποίος παραμένει ο ίδιος μεταξύ διαφορετικών ομάδων μετοχών και μεταξύ διαφορετικών χρονικών περιόδων, απαιτεί ένα μεγάλο αριθμό δείγματος, τόσο όσον αφορά τον αριθμό των μετοχών, όσο και την σειρά των δεδομένων. Έτσι με αυτή τη λογική επιλέχθηκε μια χρονική σειρά στοιχείων από τον Νοέμβριο 1956 έως το Δεκέμβριο 1981 για ένα δείγμα 200 μετοχών και περιλαμβάνει 300 μηνιαίες παρατηρήσεις για κάθε μετοχή, έχοντας συνεχή μηνιαία στοιχεία για όλη τη χρονική περίοδο. Ο αριθμός των μετοχών σε κάθε δείγμα χωρίστηκε αρχικά σε διάφορα κύρια τυχαία δείγματα ίδιου μεγέθους. Κάθε κύρια ομάδα θα περιλαμβάνει 40 μετοχές, έτσι έχοντας 200 μετοχές προκύπτουν 5 κύριες ομάδες μετοχών. Επίσης σχηματίστηκαν 7 υποομάδες που η κάθε μία περιλαμβάνει: 5, 10, 15, 20, 25, 30 και 35 μετοχές ανάλογα. Οι υποπερίοδοι καθορίστηκαν βάσει των κριτηρίων της μη επικάλυψης, ίσων χρονικών περιόδων και ο αριθμός των παρατηρήσεων των αποδόσεων να είναι μεγαλύτερος από τον μέγεθος της κύριας ομάδας προς αποφυγή της εξαγωγής ενός "singular matrix" Έτσι οι 302 παρατηρήσεις χωρίστηκαν σε δύο διαφορετικά σετ υποπεριόδων. Πρώτο σετ -100 παρατηρήσεις- υποπερίοδοι: 11/1956 – 2/1965, 3/1965 – 6/1973 και 7/1973 – 12/1981. Δεύτερο σετ – 151 παρατηρήσεις- 11/1956 – 5/1969 και 6/1969 – 12/1981. Χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος της Μέγιστης Πιθανοφάνειας λόγω του μεγέθους του δείγματος και η μέθοδος ανάλυσης παραγόντων του Rao και το Chi-square statistic για τον έλεγχο.

### **Αποτελέσματα:**

Από τις 100 περιπτώσεις οι 93 έδειξαν ότι ο αριθμός των παραγόντων αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το μέγεθος του δείγματος, Ακόμα και όταν πάρουμε το μέσο όρο του αριθμού παραγόντων των ομάδων ίσου μεγέθους, τότε πάλι βγαίνει το συμπέρασμα ότι ο αριθμός των παραγόντων αυξάνεται όσο αυξάνεται το μέγεθος του δείγματος. Αυτό φανερώνει ότι ο αριθμός των παραγόντων, ο οποίος καθορίζει τις αποδόσεις, δεν είναι ο ίδιος στα διάφορα είδη ομάδων μετοχών διαφορετικού μεγέθους και επίσης ο αριθμός παραγόντων δεν είναι ίδιος σε ομάδες μετοχών ίδιου μεγέθους.

Ο αριθμός των παραγόντων αλλάζει μεταξύ των υποπεριόδων, καθώς αλλάζει το μέγεθος της ομάδας

Ενας τρόπος για να έχουμε μία καλύτερη άποψη όσον αφορά τη σχέση μεταξύ του μέσου αριθμού παραγόντων και του μεγέθους είναι να τρέξουμε μία cross sectional regression έχοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή το κατά μέσο όρο αριθμό παραγόντων και ως εξαρτημένη μεταβλητή το μέγεθος της ομάδας. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι αριθμός των παραγόντων αυξάνεται καθώς αυξάνεται το μέγεθος του δείγματος. Αυτό εξηγείται πιθανόν από τον περιορισμένο αριθμό των μηνιαίων παρατηρήσεων για το Χρηματιστήριο του Λονδίνου και κατά επέκταση η χρησιμοποίηση δειγμάτων μικρού μεγέθους σε όρους χρονικών περιόδων. Ενας μικρός αριθμός παρατηρήσεων μπορεί να υπονοεί υψηλά συσχετιζόμενες αποδόσεις, πράγμα το οποίο αυξάνει την τιμή του t-statistic. Μπορεί να απαιτούνται περισσότεροι παράγοντες για να παράξουν μια αξία που προσεγγίζει μια Chi-square κατανομή.

Το κύριο μειονέκτημα της διαδοχικής διαδικασίας είναι ότι η κρίσιμη τιμή του test criterion είναι σταθερά καθορισμένη, ενώ η μηδενική υπόθεση του αριθμού των παραγόντων ελέγχεται διαδοχικά και έτσι παράγονται διαφορετικές τιμές της Chi-square. Κατά συνέπεια ο αριθμός των παραγόντων αυξάνεται με την αύξηση του μεγέθους του δείγματος. Αν αυτό ισχύει, ανακύπτουν παράγοντες οι οποίοι αντιπροσωπεύουν μόνο μια στατιστική τεχνική που τα αποτελέσματα της είναι μη ρεαλιστικά, γεγονός που μπορεί να δηλώνει μια ανικανότητα της ανάλυσης παραγόντων να περιγράψει ένα υπόδειγμα δημιουργίας αποδόσεων των μετοχών. Η παραπάνω εξήγηση έχει να κάνει με τις υποθέσεις του μαθηματικού υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκαν για να ελέγξουν τη σχέση μεταξύ του αριθμού των μετοχών και του μεγέθους του δείγματος, όμως αυτό δεν είναι η μόνη εξήγηση.

Για να γίνει ο έλεγχος της υπόθεσης ότι ο αριθμός των παραγόντων είναι ο ίδιος μεταξύ των ίσου μεγέθους δειγμάτων χρησιμοποιήθηκε τυχαίο δείγμα μετοχών. Αυτό το τυχαίο δείγμα δημιούργησε ένα μεγάλο αριθμό τυχαίων ομάδων μετοχών. Όμως πολλές ομάδες μετοχών μπορεί να περιέχουν μετοχές του ίδιου κλάδου βιομηχανίας, ενώ άλλες μπορεί να περιλαμβάνουν μετοχές διαφορετικών κλάδων. Έτσι ο αριθμός των παραγόντων αλλάζει μεταξύ διαφορετικών ομάδων μετοχών ίδιου μεγέθους. Πέρα από αυτό, αν κάποιος σε μια ομάδα προσθέσει νέες μετοχές που ανήκουν σε άλλους κλάδους μετοχών, τότε αυξάνεται ο αριθμός των παραγόντων. Επίσης υπάρχουν παράγοντες, που είναι υπεύθυνοι για μεγάλο μέρος της μεταβλητότητας σε πολλές μετοχές, όμως η επιρροή τους σε άλλες μετοχές είναι σχεδόν αμελητέα. Επειδή η κατάταξη των μετοχών σε ομάδες σε αυτή την εργασία έγινε τυχαία, είναι δυνατόν να βρεθούν ομάδες μετοχών, των οποίων οι αποδόσεις να μην επηρεάζονται σημαντικά από αυτούς τους παράγοντες, ενώ για άλλες ομάδες αυτοί οι παράγοντες να είναι καθοριστικοί για την δημιουργία των αποδόσεων. Συνεπώς ο αριθμός των παραγόντων, ο οποίος καθορίζει τις αποδόσεις, δεν είναι ο ίδιος στα διάφορα είδη ομάδων μετοχών διαφορετικού μεγέθους και επίσης ο αριθμός παραγόντων δεν είναι ίδιος σε ομάδες μετοχών ίδιου μεγέθους.

#### **7. Gultekin N. Mustafa and Gultekin N. Bulent (1987), "Stock Anomalies and the Test of the APT"**

Από τις διάφορες ερευνητικές εργασίες που έχουν γίνει για το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM) είναι γνωστό ότι οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν το φαινόμενο της εποχικότητας (Tinic & West). Έχει μάλιστα αποδειχθεί ότι ο μήνας Ιανουάριος είναι ο μόνος μήνας που εμφανίζει σταθερά μια θετική και σίγουρη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Εάν τα δεδομένα του Ιανουαρίου αποκλεισθούν από την ανάλυση, τότε τα πριμ κινδύνου παίρνουν σχεδόν μηδενική τιμή. Έχοντας αυτά υπόψη οι ανωτέρω ερευνητές εξετάζουν αν το φαινόμενο της εποχικότητας εμπλέκεται σοβαρά στις αποδόσεις των μετοχών κατά τις εμπειρικές μελέτες που γίνονται στο υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αφορούσαν τις ημερήσιες αποδόσεις μετοχών του NYSE και AMEX, έτσι όπως αντλήθηκαν από το κέντρο ερευνών των τιμών μετοχών του Πανεπιστημίου του Σικάγο (CRSP) για την χρονική περίοδο από τον Ιούλιο 1962 έως τον Δεκέμβριο 1981. Αντλήθηκαν στοιχεία για 900 μετοχές με 4.793 έως 4.893 ημερήσιες αποδόσεις για κάθε μετοχή. Οι μετοχές ταξινομήθηκαν αλφαβητικά και μετά σχηματίστηκαν 30 ομάδες με 30 μετοχές η κάθε μία και 10 ομάδες με 90 μετοχές.

### **Αποτελέσματα:**

Στη πρώτη φάση της έρευνας εφαρμόστηκε κανονικά η ανάλυση παραγόντων του APT υποδείγματος με την διαδικασία δύο βημάτων. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης έδειξαν ότι πριμ κινδύνων βρέθηκαν να τιμολογούνται σε 5 ομάδες μετοχών που αποτελούν το 50% του συνόλου χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο 17 παραγόντων. Χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο 7 παραγόντων βρέθηκαν 9 ομάδες μετοχών να συμπεριλαμβάνουν πριμ κινδύνου, ποσοστό 90% και επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Στη δεύτερη φάση το τεστ επαναλήφθηκε για κάθε μήνα χωριστά, εκτιμώντας δηλαδή το υπόδειγμα ξανά για κάθε μήνα μόνο του (re-estimate of GLS regression model for each calendar month separately). Τα αποτελέσματα ήταν αποκαλυπτικά. Πριμ κινδύνων βρέθηκε να τιμολογούνται μόνο τον Ιανουάριο. Στους υπόλοιπους μήνες ούτε οι παράγοντες κινδύνων, ούτε η τυπική απόκλιση του υπολειμματικού κινδύνου βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί. Ακόμη και αν θέσει κανείς ως κριτήριο το μέγεθος του δείγματος (ομάδες των 30 μετοχών έναντι ομάδων των 90 μετοχών) η εποχικότητα του Ιανουαρίου επηρεάζει εξίσου όλα τα μεγέθη μετοχών.

Τέλος στην τελευταία φάση του τεστ εξετάστηκε αν το υπόδειγμα APT μπορεί να τιμολογήσει οποιοδήποτε πριμ κινδύνου γενικά αν αποκλειστούν οι μήνες Ιανουάριος και Δεκέμβριος. Δηλαδή έγινε επανάληψη του τεστ για τους δέκα μήνες μαζί και για τον Ιανουάριο και Δεκέμβριο χωριστά. Η απόφαση αυτή στηρίχθηκε στα αποτελέσματα έρευνας του Keim (1983) οι αποδόσεις των μετοχών την τελευταία εβδομάδα του Δεκεμβρίου και τις δύο πρώτες εβδομάδες του Ιανουαρίου είναι οι μεγαλύτερες.

Τα αποτελέσματα του τεστ χωρίς τους μήνες Ιανουάριο και Δεκέμβριο επαλήθευσαν τα προηγούμενα συμπεράσματα καθότι βρέθηκε μόνο μια ομάδα μετοχών από τις

30 συνολικά να επηρεάζεται από τους διάφορους κινδύνους. Αντίθετα αν παρατηρήσει κανείς τα αποτελέσματα μόνο των μηνών Ιανουαρίου και Δεκεμβρίου βλέπει να τιμολογούνται κίνδυνοι σε 27 ομάδες μετοχών.

Τέλος θα πρέπει να σημειωθεί ότι προκειμένου να εξακριβωθεί η εγκυρότητα των αποτελεσμάτων οι ερευνητές προχώρησαν σε επιπρόσθετα πειράματα ως εξής: (α) επανάληψη της “cross-sectional” παλινδρόμησης αποκλείοντας ένα μήνα κάθε φορά και υπολογίζοντας τα “test-statistics” για τους υπόλοιπους 11 μήνες (β) επανάληψη του τεστ για ομάδες των 60, 90 και 200 μετοχών σε κάθε μία και (γ) επανάληψη του τεστ για το 25% των ομάδων επανεκτιμώντας τους συντελεστές ευαισθησίας χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις κάθε μήνα χωριστά.

Σε γενικές γραμμές τα συμπεράσματα της έρευνας είναι παρόμοια με αυτά των Titic & West για το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM). Επιβεβαιώνουν δηλ. την ύπαρξη της εποχικότητας του Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών ακόμη και όταν οι κίνδυνοι αποτιμώνται με το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT), χωρίς επί πλέον να δίνεται μια πιθανή εξήγηση γι’ αυτό. Αρα το γενικό συμπέρασμα είναι ότι υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων που βασίζονται στη μέτρηση των συνδιακυμάνσεων των κινδύνων δεν εξηγήσουν τις ανωμαλίες στις αποδόσεις των μετοχών στους μήνες Ιανουάριο και Δεκέμβριο (turn-it-of-the-year affect).

Seasonal Pattern in the Two-Stage Tests of the Arbitrage Pricing Theory: Test of Significance for Risk Premia against Residual Standard Deviation as an Alternate to the ART Model: Percentage of Groups with Significant Test Statistics at Five Percent Level - July 3, 1962 through December 31, 1981					
		Excluded Months			
		January	Other Months <sup>a</sup>	Jan and Dec	Feb-Nov.
Independent Variables	Test Statistics	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A.	Seven-factor model, 30 groups of 30 stocks each				
B only <sup>b</sup>	chi-square for B	100 <sup>c</sup>	9	3	90
B and $\Omega^d$	chi-square for B	60	6	10	17
	t-ratio for $\Omega$	57	3	7	43
Panel B.	Seven-factor model, 10 groups of 90 stocks each				
B only <sup>b</sup>	chi-square for B	100	27	10	100
B and $\Omega^d$	chi-square for B	90	21	10	90
	t-ratio for $\Omega$	90	5	10	70
Panel C.	Seventeen-factor model, 10 groups of 90 stocks each				
B only <sup>b</sup>	chi-square for B	100	15	10	90
B and $\Omega^d$	chi-square for B	80	7	20	40
	t-ratio for $\Omega$				

<sup>a</sup> Average of other eleven months results

<sup>b</sup> factor Loadings are the only independent variables. Chi-square tests the null hypothesis that the risk-premia vector is null

<sup>c</sup> The percentage correspond to the percentage of groups for which the null hypothesis that the risk-premia vector is null is rejected, i.e., risk premia are priced

<sup>d</sup> Residual standard deviations of securities are included as additional explanatory variables. Residual variance corresponds to the diagonal elements of  $\Omega$  in  $\Psi = B'B + \Omega$  in factor analysis. Chi-square tests the significance of the risk-premia coefficients and  $t(\Omega)$  tests the significance of the residual-variance coefficient in regression model (5)

## **8. McElroy B. Marjorie and Burmeister (1988) "Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression, Model: Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression"**

Οι τρεις συγγραφείς προτείνουν ένα μη γραμμικό πολυμεταβλητό μοντέλο παλινδρόμησης για την εμπειρική εφαρμογή της θεωρίας APT, με την λογική ότι με το μοντέλο αυτό εξαλείφονται πάρα πολλά προβλήματα, που έχουν να κάνουν με την τεχνική των μοντέλων που ακολουθούσαν οι προηγούμενες έρευνες.

Οι περισσότερες προηγούμενες μελέτες έγιναν είτε με την απλή ανάλυση παραγόντων (Factor Loading Models) ή με την παραδοσιακή τεχνική των δύο βημάτων βάσει των εργασιών των Black, Jensen & Sholes (1972), Fama & Macbeth (1973) είναι συνδεδεμένες με δυσκολίες όπως όχι και τόσο καλούς εκτιμητές όταν υπάρχει παρέκκλιση από την κανονική κατανομή των σφαλμάτων, απώλεια αποτελεσματικότητας κλπ. Επί η διαδικασία δύο βημάτων παρουσιάζει το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των εκτιμητών που προκαλείται από την αυθαίρετη συμμετοχή των μετοχών στα χαρτοφυλάκια, ενώ οι στατιστικοί έλεγχοι βασίζονται σε μέσους όρους παραμέτρων.

Η μέθοδος που προτείνεται από τους McElroy & Burmeister δηλαδή η "nonlinear seemingly unrelated regression" (NLSUR), ουσιαστικά επιβάλλει την εκδοχή του ακριβούς υποδείγματος APT έναντι αυτής του κατά προσέγγιση υποδείγματος (exact APT than a linear approximation of APT) ελαχιστοποιεί τα παραπάνω προβλήματα για δύο λόγους:

(1) ακόμη και εν τη απουσία της κανονικής κατανομής των σφαλμάτων, δίνει ενιαίους εκτιμητές των συντελεστών ευαισθησίας και των πριμ κινδύνων οι οποίοι είναι ισχυρά συνεπείς και ασυμπτωτικά κανονικά κατανομημένοι ακόμη και αν χρησιμοποιηθεί οποιοσδήποτε στατιστικός έλεγχος.

(2) επί πλέον αν υποθέσει κανείς ότι τα σφάλματα έχουν κανονική κατανομή, οι εκτιμητές της μεθόδου ITNLSUR (iterated nonlinear seemingly unrelated regression) είναι εκτιμητές της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων, των οποίων η ισχυρή συνέπεια, η ασυμπτωτική κανονικότητα και η απορρέουσα νομιμότητα αποτελεί εύρωστη βάση για τον έλεγχο υποθέσεων ακόμα και σε σχέση με την μη κανονική κατανομή των σφαλμάτων.



## Δεδομένα και μεθοδολογία

Η κύρια διαφορά της μεθόδου της “iterated nonlinear seemingly unrelated regression” ή ITNLSUR με την παραδοσιακή διαδικασία δύο βημάτων είναι η εξής: σε ένα ισοδύναμο πολυμεταβλητό μη γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για τυχαίους ορθογώνιους παράγοντες οι μη παρατηρήσιμοι παράγοντες αντικαθίσταται με παρατηρήσιμες μεταβλητές μακροοικονομικών παραγόντων. Παρατηρήσιμους μακροοικονομικούς παράγοντες είχαν και οι Chen, Roll & Ross, όμως δεν είχαν χρησιμοποιήσει μη γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης αλλά απλά εφάρμοσαν την διαδικασία δύο βημάτων των Fama & Macbeth.

Η εκτίμηση του υποδείγματος στηρίχθηκε σε εκτιμητές της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) με την λογική ότι έχουν ισχυρότερες ιδιότητες συνέπειας και αποτελεσματικότητας.

Τα δεδομένα αφορούσαν τις μηνιαίες αποδόσεις ενός δείγματος 70 μετοχών για μια χρονική περίοδο 132 μηνών (Ιανουάριος 1972 έως Δεκέμβριος 1982) του δείκτη S&P 500. Χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις μακροοικονομικοί παράγοντες ως εξής :

- (1) Αποδόσεις ομολόγων  $UPR(t) = \eta$  διαφορά των μηνιαίων αποδόσεων των ομολόγων Δημοσίου και εταιρικών ομολόγων για την περίοδο 1972-1982
- (2)  $f_2(t) = UTS(t) = GBONDS(t) - TBILLS(t+1)$
- (3)  $f_3(t) = UI(t) = E_t\pi(t) - \pi(t)$  η διαφορά της εκτίμησης του μη προσδοκώμενου πληθωρισμού και του παρατηρήσιμου ρυθμού πληθωρισμού
- (4)  $f_4 = USG(t) = E_t[G(t)] - E_{t+1}[G(t)]$  μη αναμενόμενη αύξηση των πωλήσεων
- (5) οι μηνιαίες αποδόσεις του Δείκτη S&P 500

## Αποτελέσματα:

1. Κάθε μεταβλητή που ερευνάται έχει μια “APT τιμή κινδύνου”. Η ενιαία και μεμονωμένη στατιστική σημαντικότητα των αυτών των τιμών κινδύνων είναι συντριπτική. Έχουν “probability values” .001, .001, .07, .03 και .002, γεγονός που στηρίζει τον ισχυρισμό της θεωρίας APT ότι διαφορετικοί κίνδυνοι έχουν μη μηδενικές τιμές (nonzero “prices”).
2. Όταν χρησιμοποιείται η εναλλακτική μεθοδολογία του γραμμικού μοντέλου παραγόντων (linear factor model) δεν μπορεί να απορριφθεί το APT σε κανονικά

επίπεδα σημαντικότητας. Έτσι το εμπειρικό περιεχόμενο της θεωρίας APT και ειδικότερα οι περιορισμοί του υποδείγματος στηρίζονται επίσης.

3. Ελέγχθηκε η μηδενική υπόθεση ότι οι τέσσερις μακροοικονομικές μεταβλητές δεν προσθέτουν οποιαδήποτε ερμηνευτική δύναμη που ακόμη δεν έχει ενσωματωθεί στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς (the Standard and Poor –S&P) που χρησιμοποιείται ως “ροχυ” και συμπεριλαμβάνει την πιθανότητα ότι αυτή η μηδενική υπόθεση είναι αληθινή, είναι λιγότερη από την πιθανότητα ότι η κανονική τυπική απόκλιση υπερβαίνει το 20.

### **9. Hamao Yasushi (1988) “An empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory”**

Ο κύριος σκοπός της εργασίας του Hamao είναι να ελέγξει την εμπειρική αξιοπιστία της θεωρίας του APT στην ιαπωνική αγορά μετοχών. Παράλληλα επιδιώκει μια σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα της έρευνας των Chen, Roll & Ross για την αμερικανική αγορά και επιπλέον με την αξιοπιστία του CAPM.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Στην ανάλυση του ο Hamao χρησιμοποιεί την κλασική μεθοδολογία δύο βημάτων των Fama & Macbeth. Όμως η επιλογή των μακροοικονομικών μεταβλητών έγινε στο πνεύμα της εργασίας των Chen, Roll & Ross. Κατέληξε σε αυτή την λύση για να είναι δυνατόν μια απ’ ευθείας σύγκριση των επιρροών παρόμοιων μακροοικονομικών μεταβλητών σε διαφορετικές οικονομίες (Ιαπωνία και ΗΠΑ).

Στα δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις του TSE (Tokyo Stock Exchange) για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1975 – Δεκέμβριος 1984 (πηγή: Nomura Research Institute). Από τις 1066 εισηγμένες μετοχές εξαιρέθηκαν αυτές που παρουσίαζαν έλλειψη στοιχείων (ο αριθμός των αποκλεισμένων μετοχών ποικίλει από μήνα σε μήνα κατά 53 έως 188 μετοχές). Οι μετοχές χωρίστηκαν 20 σε χαρτοφυλάκια με κατά προσέγγιση ίσο αριθμό μετοχών. Οι μετοχές κατατάχθηκαν με κριτήριο το μέγεθος της εταιρείας, την τιμή της μετοχής και τον όγκο συναλλαγών.

Ως μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν σε γενικές γραμμές κατασκευάστηκαν ως εξής:

- (1) Βιομηχανική παραγωγή :  $MP(t) = \ln IP(t) - \ln IP(t-1)$
- (2) Πληθωρισμός:  $UI(t) = I(t) - E[I(t) / t-1]$  και  $DEI(t) = E[I(t+1)/t] - E[I(t)/t-1]$  για τον υπολογισμό του αναμενόμενου πληθωρισμού χρησιμοποιήθηκε η μεθοδολογία που ανέπτυξαν οι Chen, Roll & Ross.
- (3) Πριμ κινδύνων :  $URPL(t) = EL(t) - LGB(t)$  και  $UPRMF(t) = MF(t) - LGB(t)$  όπου  $EL(t)$ =οι αποδόσεις των ομολόγων εταιρειών ηλεκτρισμού,  $LGB(t)$ =οι αποδόσεις μακροπρόθεσμων ομολόγων δημοσίου και  $MF(t)$ = οι αποδόσεις των "managed funds"
- (4) Καμπύλη επιτοκίων  $UTS(t) = LGB(t) - GR(t-1)$
- (5) Συναλλαγματική ισοτιμία :  $DTT(t) = \ln TT(t) - \ln TT(t-1)$  όπου  $TT$ =Δείκτης εξαγομένων προϊόντων / δείκτης εισαγομένων προϊόντων. Επιλέχθηκε αυτός ο τύπος γιατί η ιαπωνική οικονομία έχει έντονο εξωστρεφή χαρακτήρα.
- (6) Χαρτοφυλάκιο της αγοράς :  $VW(t) = \eta$  απόδοση του σταθμισμένου δείκτη (value-weighted) TSE-I συμπεριλαμβανομένων και των μερισμάτων και  $EW(t) = \eta$  απόδοση του ισοσταθμισμένου (equally value-weighted) TSE-I δείκτη συμπεριλαμβανομένων και των μερισμάτων.
- (7) Τιμές πετρελαίου : Η μεταβλητή OG της αύξησης των τιμών πετρελαίου κατασκευάστηκε ως η μηνιαία log διαφορά της "Arabian Light spot price" μεταφρασμένη σε ιαπωνικό νόμισμα.

Όσον αφορά την διαδικασία χρησιμοποιήθηκε η τεχνική των δύο βημάτων (Fama & Macbeth). Πρώτα πραγματοποιήθηκε παλινδρόμηση για πάνω από 5 έτη για τα 20 χαρτοφυλάκια κατανεμημένα κατά την τρέχουσα αξία με την εξής μορφή

$$R_p = a_p + b_{1p} MP(SA) + b_{2p} DEI + b_{3p} UI + b_{4p} UPR + b_{5p} UTS + e_p$$

Στη συνέχεια ακολούθησαν οι "cross sectional" παλινδρομήσεις χρησιμοποιώντας εκτιμήσεις των  $b_s$  ως εξαρτημένες μεταβλητές για 5 έτη. Η διαδικασία επαναλήφθηκε για κάθε μήνα και για τα 5 έτη.

$$R_{pt} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t} b_{1p} + \lambda_{2t} b_{2p} + \lambda_{3t} b_{3p} + \lambda_{4t} b_{4p} + \lambda_{5t} b_{5p} + e_{pt}$$

Στο δεύτερο στάδιο δημιουργήθηκαν χρονολογικές σειρές των πριμ κινδύνων ( $\lambda_s$ ) που συνδέονται με τις μακροοικονομικές μεταβλητές. Οι μέσοι όροι των χρονολογικών αυτών σειρών ελέγχθηκαν με t-test.

### **Αποτελέσματα:**

Ο έλεγχος των αποτελεσμάτων έδειξε ότι οι μακροοικονομικοί παράγοντες που επηρεάζουν σημαντικά τις αποδόσεις των μετοχών του ιαπωνικού χρηματιστηρίου είναι οι εξής: μεταβολές στον αναμενόμενο πληθωρισμό, μη αναμενόμενες μεταβολές στα πριμ κινδύνου, μη αναμενόμενες μεταβολές στην καμπύλη επιτοκίων. Κάπως αδύναμα αποδεικτικά στοιχεία ύπαρξης κινδύνου βρέθηκαν στις μεταβολές της βιομηχανικής παραγωγής και στις μεταβολές του εμπορίου.

Τα μακροοικονομικά δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν δεν ήταν ιδανικά. Οι μεταβολές στα πριμ κινδύνου παρήχθησαν χρησιμοποιώντας ομόλογα δημοσίου με υψηλή βαθμολογία πιστοληπτικής ικανότητας, πράγμα το οποίο είναι αδύναμο ως μέτρο κινδύνου. Οι μεταβολές στους όρους του εμπορίου έχουν μια φανερή αυτοσυσχέτιση. Εάν βελτιωθούν αυτές οι μεταβλητές μπορεί να υπάρξουν περισσότερα αποδεικτικά στοιχεία για αποτίμηση των κινδύνων.

Από την άλλη πλευρά είναι ξεκάθαρο ότι οι τιμές του πετρελαίου και οι μη αναμενόμενες μεταβολές στην συναλλαγματική ισοτιμία δεν έχουν τιμολογηθεί σαν παράγοντες κινδύνου, γεγονός που αποτελεί έκπληξη εάν λάβει κανείς υπόψη του πόσο σημαντικό είναι το διεθνές εμπόριο για την ιαπωνική οικονομία. Επίσης το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν είναι στατιστικά σημαντικό στην ανάλυση των κινδύνων των αποδόσεων των μετοχών της Ιαπωνίας.

Σε γενικές γραμμές τα αποτελέσματα της εμπειρικής εφαρμογής της θεωρίας APT στις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου του Τόκιο είναι ενθαρρυντικά αλλά χρήζουν περαιτέρω έρευνας.

## 10. Lehmann N. Bruce και Modest M. David (1988), “The Empirical Foundations of the Arbitrage pricing Theory”

Βασιζόμενοι στην κύρια υπόθεση της θεωρίας APT ότι απαιτείται μεγάλος αριθμός (που να τείνει στο άπειρο) χαρτοφυλακίων και στο γεγονός ότι οι περισσότερες εμπειρικές έρευνες χρησιμοποιούσαν μικρού μεγέθους χαρτοφυλάκια, οι Lehmann και Modest προσπαθούν να ελέγξουν την αξιοπιστία της θεωρίας APT σε μεγάλο μεγέθους αντιπροσωπευτικά δείγματα χαρτοφυλακίων. Η στρατηγική που ακολουθούν έχει ως στόχο να ελέγξει το υπόδειγμα APT στις διάφορες μορφές διατύπωσης και κυρίως της μορφής του ακριβούς υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (exact APT). Πρώτα εκτιμώνται οι συντελεστές ευαισθησίας  $\beta$  και οι αποκλίσεις του μη συστηματικού κινδύνου σε ένα μεγάλο σε αριθμό μετοχών δείγμα και μετά οι εκτιμήσεις αυτές χρησιμοποιούνται για να κατασκευαστεί ένα χαρτοφυλάκιο βάσης στο οποίο θα αντανakλώνται επιρροές των κοινών μακροοικονομικών παραγόντων. Μετά σχηματίζονται ομάδες χαρτοφυλακίων με κριτήρια το μέγεθος της εταιρείας, το ετήσιο μέρισμα και οι αποκλίσεις τους. Τέλος γίνεται παλινδρόμηση των αποδόσεων των κατηγοριοποιημένων χαρτοφυλακίων με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου βάσης. Η όλη διαδικασία συμπεριλαμβάνει το F test για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης όσον αφορά τον ακριβή αριθμό των παραγόντων. Επί πλέον ελέγχεται η “mean variance efficiency” για δείκτες ισοσταθμισμένους (equaly-weighted) και σταθμισμένους με βάση την αξία (value-weighted).

### **Δεδομένα:**

Συμπεριλαμβάνονται μετοχές που συμμετέχουν στους δείκτες New Stock Exchange (NYSE) και American Stock Exchange (AMEX). Το χρονικό διάστημα που εξετάζεται την περίοδο 1963-1982 και είναι διηρημένο τέσσερις πενταετείς υποπεριόδους: 1963-1967, 1968-1972, 1973-1977 και 1978-1982. Σε κάθε περίοδο συμπεριλαμβάνονται 1.001, 1.359, 1.346 και 1.281 μετοχές, οι οποίες παραμένουν στη λίστα των εισηγμένων μετοχών καθ’ όλη τη διάρκεια της υποπεριόδου, ενώ μετοχές που παρουσιάζουν κενά δεδομένων έχουν αποκλειστεί. Ο αριθμός των ημερήσιων παρατηρήσεων για κάθε υποπερίοδο ανέρχεται σε 1.259, 1.234, 1.263 και 1.264 αντίστοιχα, ενώ παράλληλα υπάρχουν 750 εβδομαδιαίες παρατηρήσεις. Ως κατάλληλη μεθοδολογία δεδομένου του μεγάλου μεγέθους του δείγματος οι

ερευνητές θεωρούν αυτή της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum-likelihood factor analysis).

### **Αποτελέσματα:**

Σε γενικές γραμμές τα οι περισσότεροι στατιστικοί έλεγχοι συνηγορούν στην αξιοπιστία της θεωρίας εξισορροπητικής αγοραπωλησίας σε πολλά δε σημεία υπερέχει έναντι του CAPM. Όμως αδυνατεί να επεξηγήσει σωστά τις αποδόσεις των όταν διαφέρει το μέγεθος των εταιρειών που συμπεριλαμβάνεται στο δείγμα. Αναλυτικότερα τα συμπεράσματα της έρευνας έχουν ως εξής:

- Το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας μπορεί να περιγράψει καλά μια δυνατή σχέση μεταξύ των μέσων όρων των αποδόσεων και κινδύνων όσον όταν επιλέγεται ως κριτήριο ετήσιο μέρισμα (dividend yield) ή οι μεταβολές των μετοχών (own variance), σημεία στα οποία το CAPM έχει αποτύχει.
- Αντίθετα οι στατιστικοί έλεγχοι που έγινε με κριτήριο το μέγεθος της εταιρείας (ύψος ιδίων κεφαλαίων) πρόβαλε ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία εναντίον της θεωρίας APT . Αυτό μπορεί να οφείλεται στα εγγενή προβλήματα της θεωρίας. Είναι σίγουρο όμως ότι το μεγάλος αριθμός του δείγματος εξαλείφει σε σημαντικό βαθμό τα σφάλματα εκτίμησης. Επίσης βέβαιο είναι ότι δεν οφείλεται στο “thin trading” ή στις αποδόσεις του Ιανουαρίου, καθόσον έγιναν οι απαραίτητες διορθώσεις (σε ορισμένα τεστ του δείγματος αποκλείστηκαν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου). Επί πλέον τα “test statistics” ενισχύουν την άποψη ότι η θεωρία APT αδυνατεί να περιγράψει καλά τις αποδόσεις των μετοχών όταν χρησιμοποιείται ως κριτήριο το μέγεθος της εταιρείας.
- Μια πιθανή εξήγηση στο πρόβλημα αυτό είναι ότι η έρευνα επικεντρώνεται σε ομάδες μετοχών εταιρειών εξαιρετικά μικρού μεγέθους ή εξαιρετικά μεγάλου μεγέθους. Η έκθεση μιας μικρής εταιρίας στους οικονομικούς κύκλους (business-cycle risk) είναι πολύ διαφορετική από την αντίστοιχη έκθεση μιας μεγάλης εταιρείας. Επί πλέον οι εταιρείες που επιλέχθηκαν είχαν να επιδείξουν μακρά βιωσιμότητα που σημαίνει ότι επηρεάστηκαν λιγότερο από τον εν λόγω κίνδυνο. Από τη σκοπιά αυτή μπορεί να έγιναν σφάλματα

εκτίμησης που αφορούσαν όχι την διαδικασία και την στατιστική μεθοδολογία της έρευνας όσο στην επιλογή των αξιόγραφων.

### **11. Östermark R. (1989), “Arbitrage Pricing Model for Two Scandinavian Stock Markets”**

Στη εμπειρική μελέτη του Östermark συγκρίνεται η κυρίαρχη σχέση μεταξύ των υποδειγμάτων APT και CAPM στις κεφαλαιαγορές της Φιλανδίας και της Σουηδίας. Η ιδέα για αυτή την σύγκριση προήλθε από τις εργασίες διάφορων άλλων συγγραφέων (Stultz 1981, Cho 1986) που είχαν γίνει για το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας στις διεθνείς κεφαλαιαγορές χρησιμοποιώντας την “inter-battery factor analysis”. Επί πλέον ο συγγραφέας έχοντας υπόψη τις βασικές υποθέσεις της θεωρίας APT, μεγάλος αριθμός δεδομένων, καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια και τέλεια ανταγωνιστικές οικονομίες με απουσία κερδοσκοπικών δεδομένων, θέλησε να επαληθεύσει αν αυτές ενισχύουν ή αποθαρρύνουν την θεωρία APT σε αγορές που δεν έχουν μεγάλο βάθος και διαφοροποίηση δηλ. της Φιλανδίας και της Σουηδίας.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

**Δεδομένα Φιλανδίας:** οι ημερήσιες αποδόσεις του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Φιλανδίας (Helsinki Stock Exchange –HeSE) και των επιμέρους μετοχών για την χρονική περίοδο Φεβρουάριος 1970 – Δεκέμβριος 1987. Οι εισηγμένες μετοχές ανέρχονταν στα τέλη του 1983 σε 70 και μέχρι τα τέλη του 1987 έφθασαν τις 100. Οι τιμές των τιμών είναι ο μέσος όρος κάθε εργάσιμης ημέρας. Επίσης έγιναν διορθώσεις όσον αφορά τα μερίσματα, διαιρέσεις μετοχών και νέες εκδόσεις.

**Δεδομένα Σουηδίας:** οι ημερήσιες αποδόσεις του Δείκτη της Στοκχόλμης (Stockholm Stock Exchange -StSE) και των επί μέρους μετοχών για την χρονική περίοδο 1977-1987. Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν και έγιναν οι ανάλογες διορθώσεις όπως και για την περίπτωση της Φιλανδίας. Χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις 371 μετοχών για 2.737 ημέρες.

Όσον αφορά την μεθοδολογία ο σχεδιασμός του εμπειρικού ελέγχου έγινε με το την διαδικασία δύο βημάτων όπως έχει αναπτυχθεί από τους Fama & Macbeth. Θα

πρέπει να σημειωθεί ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών και των δύο χρηματιστηρίων εμφανίζουν εποχικές ανωμαλίες που αποδίδονται είτε στην εποχικότητα (weekday, month of the year and announcement effects), το μέγεθος της εταιρείας και μη κανονική κατανομή. Στην συγκριμένη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες μεταβολές.

Για το εμπειρικό έλεγχο του υποδείγματος APT ακολουθήθηκε η διαδικασία έτσι όπως έχει αναπτυχθεί από τους Chen, Roll & Ross. Οσον αφορά τον αριθμό των μακροοικονομικών παραγόντων, έχοντας υπόψη όλα τα προβλήματα που έχουν παρουσιασθεί σε εμπειρικές μελέτες για τα χρηματιστήρια άλλων χωρών, εφαρμόστηκε η "principal component analysis". Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι για τα δεδομένα της Φιλανδίας απαιτούνται τουλάχιστον 4 μακροοικονομικοί παράγοντες για το 95% της συνολικής απόκλισης των υποκείμενων αποκλίσεων. Για κάποιους πίνακες συνδιακυμάνσεων δεν απαιτούνται πάνω από 3 κοινοί παράγοντες για το 95% των αποκλίσεων, εν τούτοις χρειάζονται 5 κοινοί παράγοντες για να εξηγηθεί το 95% των αποκλίσεων για όλα τα υποδιαστήματα. Από την άλλη πλευρά 90% των αποκλίσεων εξηγείται από 3 κοινούς παράγοντες για όλα τα υποδιαστήματα. Το Chi-square statistic για το έλεγχο της ομοιότητας των υπόλοιπων k-r παραγόντων υποδηλοί ότι οι παράγοντες είναι ενιαίοι. Με βάση τα δεδομένα των στατιστικών ελέγχων που έγιναν ο αριθμός των παραγόντων καθορίστηκε στους 5.

#### **Αποτελέσματα:**

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα για τις δύο χώρες διαπιστώθηκε ότι οι συντελεστές ευαισθησίας των δεδομένων της Φιλανδίας τείνουν να είναι περισσότερο ευμετάβλητοι από ότι οι αντίστοιχοι της Σουηδίας. Φαίνεται ότι τα αποτελέσματα ενισχύουν περισσότερο το υπόδειγμα CAPM για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστήριου της Στοκχόλμης, από ότι για το χρηματιστήριο της Φιλανδίας.

Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την υπόθεση της μη καθαρής κυριαρχίας ενός μοντέλου APT (hypothesis of non-pure APT-dominance) για το υπόδειγμα APT 5 μακροοικονομικών παραγόντων. Οι στατιστικοί έλεγχοι Davidson-Mackinnon ήταν υπέρ του APT και στις δύο χώρες.



## **12. Yli-Olli P., Virtanen I. & Martikainen T. (1990), "Common factors in the Arbitrage Pricing Model in Two Scandinavian Countries"**

Το αντικείμενο της εργασίας των Yli-Olli P., Virtanen I. & Martikainen αφορά επίσης τις δύο χώρες Φιλανδία και Σουηδία, εξετάζεται όμως μόνο το υπόδειγμα της APT. Χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες αποδόσεις των δύο αντίστοιχων χρηματιστηρίων για την χρονική περίοδο 1977-1986 υπολογίζονται πρώτα τα συστατικά του συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή χρησιμοποιώντας την ανάλυση παραγόντων. Στο δεύτερο στάδιο ελέγχεται αν ο αριθμός και η δομή των παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις παραμένει αμετάβλητος στις διάφορες χρονικές περιόδους και αν επίσης αλλάζει μεταξύ δειγμάτων διαφορετικών μεγεθών και για τις δύο σκανδιναβικές χώρες. Παράλληλα εισάγεται μια άλλη μέθοδος η λεγόμενη "transformation analysis", έτσι όπως αναπτύχθηκε από τους Ahmavaara 1966 και Mustonen (1966) προκειμένου να συγκριθούν δείγματα διαφορετικών ομάδων και διαφορετικών αντικειμένων εντός της ίδιας ομάδας.

### **Αποτελέσματα:**

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης έδειξαν ότι μπορούν να βρεθούν τουλάχιστον τρεις σταθεροί παράγοντες για τα αντιπροσωπευτικά δείγματα, στα οποία συμπεριλαμβάνονταν μόνο μετοχές που είχαν τη μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα. Από την άλλη πλευρά στα δείγματα στα οποία οι μετοχές που συμπεριλαμβάνονταν είχαν δείξει τη μικρότερη εμπορευσιμότητα αναγνωρίστηκαν μόνο δύο παράγοντες. Αυτό μπορεί να οφείλεται σε προβλήματα μέτρησης των αποδόσεων και του υπολογισμού των συντελεστών ευαισθησίας για τις μετοχές με χαμηλή εμπορευσιμότητα. Το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να σημαίνει ότι η μη συχνή εμπορευσιμότητα των μετοχών μπορεί να δημιουργεί προβλήματα στην συγκεκριμένη ανάλυση όταν χρησιμοποιείται για το υπόδειγμα APT.

Όσον αφορά τον έλεγχο για τον αριθμό των παραγόντων μεταξύ διαφορετικών δειγμάτων διαπιστώθηκε ότι μπορούν να αναγνωρισθούν δύο παράγοντες και στα δύο είδη δειγμάτων.

Τέλος ο έλεγχος αν αλλάζει ο αριθμός των παραγόντων στις διάφορες χρονικές περιόδους έδειξε ότι υπάρχει μεγάλος βαθμός ομοιότητας παραγόντων μεταξύ ίδιων

χρονικών περιόδων. Στην πρώτη υποπερίοδο τα αποτελέσματα φαίνεται ότι στηρίζουν το υπόδειγμα APT στην δεύτερη όμως υποπερίοδο δεν είναι και τόσο ενθαρρυντικά.

### **13. Shukla Ravi and Trzcinka Charles (1990), "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood factors"**

Στην εργασία αυτή εξετάζεται η συμπεριφορά του εμπειρικού σφάλματος αποτίμησης των "cross-sectional" παλινδρομήσεων των μέσων όρων των αποδόσεων όσον αφορά "Eigenvectors", τους μακροοικονομικούς παράγοντες και τους συντελεστές ευαισθησίας. Υπολογίζονται οι πίνακες συνδιακυμάνσεων των ιδιοτιμών και των παραγόντων σε διαδοχική σειρά αυξάνοντας το μέγεθος των πινάκων χρησιμοποιώντας στοιχεία όλων των εταιρειών για τις οποίες υπάρχουν στοιχεία στο GRSP (Center of Research For Security Prices) για μια χρονική περίοδο 20 ετών. Οι αποδόσεις των μετοχών παλινδρομούνται "cross-sectionally" έναντι των μέτρων που προαναφέρθηκαν. Για τον στατιστικό έλεγχο έγινε η υπόθεση ότι υπάρχει στασιμότητα για 20 έτη.

Αποδείχθηκε ότι εάν το σφάλμα αποτίμησης είναι ασυσχέτιστο με τον συστηματικό κίνδυνο, τότε αυτό πρέπει να συγκλίνει καθώς αυξάνεται ο πίνακας των συνδιακυμάνσεων έτσι ώστε να επιτρέπει την απομόνωση του θεωρητικού σφάλματος αποτίμησης.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι εμπειρικές σταθερές των one-vector models" συγκλίνουν στο 7% περίπου για τους μέσους όρους 20 ετών, γεγονός που υπονοεί μικρό σφάλμα αποτίμησης. Χαρακτηριστικά το one-vector model έχει εμπειρικό σφάλμα αποτίμησης μικρότερο ή ίσο με ένα ισοδύναμο five-vector model, χρησιμοποιώντας την μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας για 20 έτη.

Τα αποτελέσματα για τους μέσους όρους των δείχνουν ότι τα "eigenvector models" είναι τόσο καλά όσο και τα μοντέλα ανάλυσης παραγόντων "factor analysis models". Όμως οι εκτιμήσεις των πριμ κινδύνων και η ερμηνευτική δύναμη της παλινδρόμησης παρουσιάζει υψηλό βαθμό διακυμάνσεων μεταξύ των υποπεριοδών που σημαίνει ότι το πρόβλημα της μη στασιμότητας θα πρέπει να χειρισθεί με

περισσότερο εξεζητημένο τρόπο εάν θέλουμε να είναι σημαντικές οι εκτιμήσεις της σχέσης απόδοση-κινδύνου.

Στην εξέταση εάν αυτά τα συμπεράσματα οφείλονται στο μέγεθος και στα κατάλοιπα και οι δύο μέθοδοι *factors and vectors* συμπεριλαμβάνουν στα αποτελέσματα τους το θέμα του μεγέθους πολύ καλά. Καμία όμως από αυτές δεν μπορεί να εξηγήσει την αποτίμηση των καταλοίπων.

Τα αποτελέσματα αυτά δεν πρέπει να ληφθούν ως συνηγορία υπέρ “*eigenvector*” υποδειγμάτων. Σε πολλές εμπειρικές έρευνες τα “*factor*” έχουν υψηλότερο  $R^2$ , γεγονός που θεωρείται σπουδαίο πλεονέκτημα. Αυτό όμως δεν σημαίνει ότι τα “*eigenvector*” υποδείγματα θα πρέπει να αποκλεισθούν *a priori*. Η δύναμη της κάθε μεθοδολογίας θα πρέπει να κάτω από ειδικές περιπτώσεις κάθε φορά. Μπορεί η ανάλυση παραγόντων (*factor analysis*) να υπερέχει της “*principal components analysis*” αλλά τα αποτελέσματα της προκειμένης εργασίας έδειξαν ότι η κάθε μεθοδολογία πρέπει να εξετάζεται κατά περίπτωση.

Τέλος από τα αποτελέσματα της “*cross-sectional*” παλινδρόμησης έγινε ξεκάθαρο ότι APT υπόδειγμα σημαντική εμπειρική δύναμη. Το 5 διαστάσεων μέτρο του συστηματικού κινδύνου μπορεί να εξηγήσει το 40% της απόκλισης των μέσων όρων των αποδόσεων του δείγματος. Αυτό συμβαίνει σε παλινδρομήσεις οι οποίες που κάνουν την ηρωική υπόθεση ότι οι μέσοι όροι, οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις μένουν στάσιμες για 20 έτη. Επιπλέον η παλινδρόμηση είχε σταθερό όρο 7% για κάθε έτος παρότι τα σφάλματα αποτίμησης συμπεριλαμβάνονται στον σταθερό όρο.

#### 14. Abeysekera P. Sarah και Mahajan Arvind (1990), "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation"

Βασιζόμενοι στο θεωρητικό υπόβαθρο που ανέπτυξε ο Solnik το 1983 για ένα υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας που θα ισχύει για τις διεθνείς αγορές οι δύο ερευνητές στην εργασία τους αυτή επιχειρούν τον εμπειρικό έλεγχο της βασικής υπόθεσης ότι διεθνείς κεφαλαιαγορές αποτελούν ένα ενιαίο σύνολο (international capital market integration). Αναλυτικότερα ελέγχονται εμπειρικά οι εξής υποθέσεις:

H1. Οι σταθεροί όροι είναι τα επιτόκια άνευ κινδύνου

$$H_0 : m = m_j$$

$$H_0 : m \neq m_j$$

H2. Ο αριθμός των παραγόντων είναι διάφορος της συναλλαγματικής ισοτιμίας

$$H_0 : \lambda^j_0 = R_j$$

$$H_0 : \lambda^j_0 \neq R_j$$

Όπου  $m$  είναι ο αριθμός των παραγόντων πριν την αριθμητική μετατροπή των αποδόσεων από το ένα νόμισμα στο άλλο και  $m_j$  ο αριθμός των παραγόντων μετά την μετατροπή της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

H3. Η στατιστική σημαντικότητα των κινδύνων που έχουν εκτιμηθεί.

$$H_0 : \lambda_k = 0 \quad k = 1, \dots, m$$

$$H_0 : \lambda_k \neq 0 \quad k = 1, \dots, m$$

H4. Η ισότητα των πινάκων των συνδιακυμάνσεων των μετοχών της άλλης χώρας, που έχουν υπολογισθεί βάσει του μοντέλου ( $\hat{C}_{ij}$ ) και αυτών που έχουν υπολογισθεί βάσει των παρατηρήσιμων δεδομένων ( $C_{ij}$ ).

$$H_0 : (C_{ij}) = \hat{C}_{ij}$$

$$H_0 : (C_{ij}) \neq \hat{C}_{ij}$$

#### Δεδομένα και μεθοδολογία:

(α) Οι μηνιαίες αποδόσεις μεμονωμένων μετοχών (προσαρμοσμένες κατά τα μερίσματα και τις διαιρέσεις τους) τριών βιομηχανικών χωρών : Καναδάς, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες.

(β) οι αντίστοιχες τρέχουσες συναλλαγματικές ισοτιμίες

(γ) Χρονική περίοδος Ιανουάριος 1973 έως Δεκέμβριος 1986 (συνολικά 168 μήνες) στο βαθμό που υπήρχαν διαθέσιμα στοιχεία και κατά τη διάρκεια καθεστώτος διακυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι μετοχές επιλέχθηκαν τυχαία, με συνεχή παρουσία στη λίστα των εισηγμένων μετοχών καθ' όλη τη διάρκεια της περιόδου και στις τρεις χώρες στα αντίστοιχα χρηματιστήρια: Toronto, London, NYSE και AMEX. Σχηματίστηκαν συνολικά 21 χαρτοφυλάκια, 7 για κάθε χώρα.

(δ) Ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, τα αντίστοιχα επιτόκια των εντόκων γραμματίων διάρκειας 90 ημερών και για τις τρεις χώρες

(ε) Μέθοδος : Maximum Likelihood Factor Analysis (MLFA) έχοντας προδιαγράψει τον αριθμό των παραγόντων από το 1 έως το 8 για τον υπολογισμό των συντελεστών ευαισθησίας των παραγόντων. Για τον προσδιορισμό της επάρκειας του δείγματος χρησιμοποιήθηκε το Chi-square statistic.

Θα πρέπει να σημειωθεί επειδή ο αριθμός των παραγόντων διέφερε και δεν ήταν ίδιος για τα κάθε 7 χαρτοφυλάκια της κάθε χώρας, το κάθε χαρτοφυλάκιο εξετάστηκε χωριστά. Κατά τα άλλα ακολουθήθηκε η συνήθη διαδικασία των δύο βημάτων

#### **Αποτελέσματα:**

Όσον αφορά την υπόθεση H1 ότι το επιτόκιο άνευ κινδύνου είναι ίσο με τους αντίστοιχους "intercepts terms" του υποδείγματος βρέθηκε ότι η πραγματοποίηση του δείγματος δεν φαίνεται να υποστηρίζει την υπόθεση και κατ' επέκταση προσφέρει αδύναμη στήριξη στην εκδοχή ενός διεθνούς APT υποδείγματος.

Σε γενικές γραμμές τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο αριθμός των παραγόντων σε μια δεδομένη οικονομία είναι διάφορος όσον αφορά το νόμισμα στο οποίο ανάγονται οι αποδόσεις των αξιογράφων άρα συμφωνούν με την υπόθεση H2. Αυτό όμως θα πρέπει να ερμηνευθεί προσεκτικά επειδή δεν υπέστη σε παραμετρικό τεστ λόγω του περιορισμού των δεδομένων.

Για την υπόθεση H3 και οι δύο διαδικασίες t-statistic και Chi-square test έδειξαν ότι τα πριμ κινδύνων δεν είναι διάφορα του μηδενός, γεγονός το οποίο δεν στηρίζει την θεωρία APT σε διεθνές επίπεδο. Τέλος όσον αφορά την τελευταία υπόθεση H4 από τα αποτελέσματα βγαίνει το συμπέρασμα ότι επιβάλλονται επί πλέον περιορισμοί στο υπόδειγμα.

Όπως φαίνεται από την ανωτέρω ανάλυση οι έλεγχοι που έγιναν δεν προσδίδουν κάποια αξιοπιστία στην εκδοχή ενός υποδείγματος εξισορροπητικής

αγοραπωλησίας που να περιγράφει σωστά τις αποδόσεις μετοχών που διαπραγματεύονται σε διεθνή χρηματιστήρια. Από την άλλη πλευρά όμως θα πρέπει να σημειωθεί η όλη διαδικασία είχε κάποιες αδυναμίες (υπεραπλουστεύμενη μέθοδος) και στερείται κατά κάποιο τρόπο ερμηνευτικής δύναμης. Ισως απαιτείται μια τεχνικά πιο προχωρημένη για να προσεγγιστεί ή υπόθεση ότι οι διεθνείς κεφαλαιαγορές δεν λειτουργούν αναπόσπαστα η μία από την άλλη .

### **15. Chen Su-Jane και Jordan D. Bradford (1993), “Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs derived factors”**

Η εμπειρική προσέγγιση της θεωρίας αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας, στις περισσότερες έρευνες έγινε με δύο τρόπους προσέγγισης. Στην πρώτη μεθοδολογία οι κοινοί μακροοικονομικοί παράγοντες είναι άγνωστοι και απλώς εξάγονται από τα δεδομένα του υποδείγματος. Έτσι με βάση τους εξαγόμενους παράγοντες που έχουν μηδενικό μέσο μπορεί κανείς να σχηματίσει χαρτοφυλάκια τα οποία μειώνουν την έκθεση στον κίνδυνο (Factor Loading Model). Στην δεύτερη μεθοδολογία απαιτείται εκ των προτέρων να είναι γνωστό ένα σύνολο μακροοικονομικών παραγόντων (Macroeconomic Variable Model). Στα πλεονεκτήματα της δεύτερης μεθοδολογίας αναφέρονται ότι δεν υπόκειται σε στατιστικά προβλήματα και επιπλέον έχοντας καθορίσει τους μακροοικονομικούς παράγοντες από πριν μπορείς να έχει κανείς μια απ' ευθείας σύνδεση μεταξύ των διαφόρων στρατηγικών (σύνθεση κεφαλαίων, μερισματική πολιτική) και των μεταβολών των παραγόντων αυτών. Στα μειονεκτήματα της συγκαταλέγεται η έλλειψη οδηγιών πώς να επιλέξει κάποιος το σετ των μακροοικονομικών παραγόντων

Έχοντας υπόψη τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα της κάθε μεθόδου οι δύο ερευνητές επιχειρούν μια ευθέως σύγκριση των δύο μεθόδων προκειμένου να αποφανθούν για την ικανότητα τους να προβλέπουν τις αποδόσεις των μετοχών.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Το αρχικό υπόδειγμα περιλαμβάνει όλες τις εταιρείες για τις οποίες υπάρχουν στοιχεία στο CRSP (“Center for Research in Security Prices” του Πανεπιστημίου του Σικάγο) και για τις οποίες δεν απουσίαζαν περισσότερες από 100 ημερήσιες

παρατηρήσεις για όλη τη χρονική διάρκεια από τον Ιανουάριο 1979 έως Δεκέμβριο 1986. Οι μετοχές αυτές είναι εισηγμένες στα χρηματιστήρια NYSE και AMEX. Στην ανάλυση υπολογίζονται όμως οι μηνιαίες μεταβολές (192 παρατηρήσεις) επειδή τα μακροοικονομικά δεδομένα δημοσιεύονται σε μηνιαία βάση. Για την μείωση των ιδιόμορφων κινδύνων, συνδεδεμένων με τις επιμέρους μετοχές, σχηματίστηκαν ισάριθμα χαρτοφυλάκια με βάση τα "three-digit SIC codes" γιατί πιστεύεται ότι διαφορετικοί κλάδοι έχουν διαφορετικά χαρακτηριστικά στη σχέση απόδοσης-κινδύνου (θεωρείται δοκιμασμένη μέθοδος από τους King 1966, Livingston 1997 και Pari & Chen 1984). Το τελικό δείγμα αποτελείται από χαρτοφυλάκια, συνολικά 691 μετοχές. Το μέγεθος των χαρτοφυλακίων είναι κατά μέσο όρο 10 μετοχές, με ελάχιστο 5 μετοχές και μέγιστο 59 μετοχές για κάθε βιομηχανικό κλάδο).

Στην πρώτη μέθοδο (Factor Loading Model ή FLM) σύμφωνα με την οποία πρέπει να καθορισθεί ο αριθμός των παραγόντων, χρησιμοποιήθηκαν 5 παράγοντες προκειμένου να συγκριθούν τα αποτελέσματα με προηγούμενες μελέτες των Roll & Ross (1980), Brown & Weinstein (1983), Rogalski (1981) και Chen (1983), που προτείνουν τον ίδιο αριθμό παραγόντων. Για τον υπολογισμό των συντελεστών betas χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος "Maximum Likelihood Factor Analysis". Μετά τον υπολογισμό των συντελεστών ευαισθησίας των παραγόντων ακολουθήθηκε η διαδικασία του Barlett (1937) για την εκτίμηση των "factor scores". Η όλη διαδικασία έδειξε ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ όλων των παραγόντων (εκτός από τον 2) και του παράγοντα 5 σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Επίσης υπήρξε συσχέτιση μεταξύ του πρώτου και του τρίτου παράγοντα. Σε γενικές γραμμές η συσχέτιση μεταξύ των παραγόντων είναι σχετικά μικρή.

Στη δεύτερη μέθοδο (Macroeconomic Variable Model ή MLM), που απαιτείται ένα σύνολο μακροοικονομικών είναι το εξής: μη αναμενόμενες μεταβολές στην καμπύλη επιτοκίων, μη αναμενόμενες μεταβολές στα πριμ κινδύνου, μη αναμενόμενος πληθωρισμός, μεταβολές του αναμενόμενου πληθωρισμού, μη αναμενόμενες μεταβολές στον αυξητικό ρυθμό της βιομηχανικής παραγωγής, τιμές πετρελαίου και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Ο στατιστικός έλεγχος αν συσχετίζονται μεταξύ τους οι παράγοντες έδειξε ότι σε γενικές γραμμές δεν υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ των παραγόντων. Μια σχετική συσχέτιση υπάρχει μεταξύ αναμενόμενου πληθωρισμού και καμπύλης επιτοκίων καθώς επίσης και μεταξύ του ρυθμού

ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής και των πριμ κινδύνων. Σημαντική συσχέτιση μεταξύ του χαρτοφυλακίου της αγοράς και μερικών μακροοικονομικών παραγόντων ήταν η αναμενόμενη.

#### **Αποτελέσματα:**

Για την σύγκριση των δύο μεθόδων FLM και MVM χρησιμοποιήθηκε το  $U^2$  Theil (1966). Η παλινδρόμηση των δύο μοντέλων (single cross-sectional GLS) έδειξε  $R^2$  0,314 για το μοντέλο MVM και 0,374 για το FLM. Προκύπτει δηλαδή μια μικρή υπεροχή του υποδείγματος FLM έναντι του MVM. Όμως και τα δύο μοντέλα αδυνατούν να εξηγήσουν πάνω από 30% της υπερβάλλουσας απόδοσης. Οι στατιστικοί έλεγχοι που έγιναν αν αυτή η υπεροχή οφείλεται στα χαρτοφυλάκια (holdout sample results) δύο από τους τρεις συνηγορούν υπέρ της μεθόδου MVM. Η βιωσιμότητα του MVM έναντι του FLM αποδείχθηκε και από την εξέταση της προβλεπτικής ικανότητας των δύο μοντέλων.

Σε γενικές γραμμές θα μπορούσε να λεχθεί ότι η απόσταση μεταξύ των δύο υποδειγμάτων είναι μικρή. Όμως οι στατιστικοί έλεγχοι δείχνουν καλύτερο το μοντέλο MVM. Το γεγονός αυτό σε συνδυασμό με τα πλεονεκτήματα του μοντέλου αυτού δίνουν μεγαλύτερη υπεροχή του MVM έναντι του FLM. Θα πρέπει όμως να σημειωθεί ότι δεν έγιναν προσπάθειες για τον καθορισμό ενός καλύτερου σετ μακροοικονομικών παραγόντων, πράγμα το οποίο μπορεί να βελτίωνε ακόμη περισσότερο την εικόνα για το MVM.



### Cross-sectional regression results (percent per month)

<b>Panel A: Macrovariabel Model (MVM)</b>									
Constant	MP	UI	CEI	UTS	UPR	ULGI	ULGO	F-ratio	R <sup>2</sup>
0,288	0,427	-0,026	-0,024	0,103	0,020	0,043	0,480	4,955	0,314
(1,986)	(2,954)	(-1,345)	(-2,337)	(0,556)	(-1,016)	(-0,856)	(-1,746)	(0,000)	
(0,052)	(0,005)	(0,183)	(0,023)	(0,581)	(0,314)	(0,395)	(0,086)		
<b>Panel B: Factor Loading Model (FLM)</b>									
Constant	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	F-ratio	R <sup>2</sup>		
0,53	1,208	8,465	-2,576	-3,632	2,665	7,880	0,374		
(7,522)	(0,538)	(4,172)	(-0,912)	(-1,707)	(1,272)	(0,000)			
(0,592)	(0,592)	(0,000)	(0,365)	(0,093)	(0,208)				

#### Notes:

The coefficients are obtained from a GLS regression of average excess returns of industry portfolios on the respective model factor betas. The t-statistics for the regression coefficients and their significance levels are reported in parentheses. F-ratio tests the overall significance of the estimated equation. The significance level is reported in parenthesis

#### Glossary:

<b>MP</b>	=the market index
<b>UI</b>	=the unanticipated inflation rate,
<b>CEI</b>	=the unanticipated in expected inflation,
<b>UTS</b>	=the unanticipated change in term structure,
<b>UPR</b>	=the unanticipated change in risk premium,
<b>ULGI</b>	=the unanticipated in the growth rate in industrial production,
<b>ULGO</b>	=the unanticipated change in oil prices

### 16. Mei Jianping Semiautoregression (1993) "A Semiautoregression Approach to the Arbitrage Pricing Theory"

Στην εργασία του αυτή ο συγγραφέας αναπτύσσει ένα υπόδειγμα για την εκτίμηση των παραγόντων της θεωρίας APT, το οποίο έχει ως πλεονέκτημα την δημιουργία ενός απλού ασυμπτωτικού πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που κάνει ευκολότερο έλεγχο του σφάλματος αποτίμησης.

Η προσέγγιση του Μεί διαφέρει από τις άλλες αναλύσεις σε πολλά σημεία. Πρώτον δεν απαιτεί τις υποθέσεις που αφορούν την κατανομή της μεθοδολογίας της

μέγιστης πιθανοφάνειας και δεύτερον θέτει λιγότερους περιορισμούς στις χρονικές διακυμάνσεις του μη συστηματικού κινδύνου (idiosyncratic risk). Επιπλέον ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων που παράγεται μπορεί να χρησιμοποιηθεί αφενός μεν για τον έλεγχο της εμπειρικής αξιοπιστίας του APT, αφετέρου δε για την εκτίμηση της αποδοτικότητας, όταν κάποιος χρειάζεται να λάβει υπόψη του το σφάλμα εκτίμησης όταν υπολογίζει την μη ομαλή αποδοτικότητα των χαρτοφυλακίων αναφοράς. Επίσης η προσέγγιση αυτή συνδυάζει την της απλότητα μιας παλινδρόμησης με την ευελιξία της διαδικασίας προσαρμογής των Newey-West. Σε γενικές γραμμές η εργασία του Μεί διαπραγματεύεται με τα εξής:

(1) Πρώτα αποδεικνύει ότι οι ιστορικές αποδόσεις μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την προσέγγιση των μη παρατηρήσιμων συντελεστών ευαισθησίας (Factor Loadings) με τη χρήση μιας "semiautoregression" (SAR). Με άλλα λόγια για τους οποιοδήποτε συντελεστές ευαισθησίας υπάρχει μια κατά προσέγγιση γραμμική σχέση μεταξύ αποδόσεων και συντελεστών ευαισθησίας και αν υπάρχουν περισσότερες αποδόσεις από ότι συντελεστές ευαισθησίας, μπορεί κανείς να υπολογίσει κατά προσέγγιση τους συντελεστές ευαισθησίας χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις μιας υποομάδας. Με αυτό τον τρόπο εάν υπάρχουν "proxies" για τους συντελεστές ευαισθησίας μπορεί κανείς να πραγματοποιήσει μεγάλες "cross-sectional" παλινδρομήσεις για την εκτίμηση παραγόντων που συνδέονται με αποδόσεις χρονικής περιόδου άλλου δείγματος.

(2) Στη συνέχεια εκτιμά ένα APT υπόδειγμα 5 παραγόντων και μετά διενεργεί κάποιους ελέγχους για να συγκρίνει τα αποτελέσματα με το CAPM.

(3) Συγκρίνει τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα της μεθόδου που χρησιμοποίησε με εναλλακτικές μεθόδους και

(4) Μελετά την σχέση μεταξύ των εξαγόμενων παραγόντων και των οικονομικών κύκλων.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Χρησιμοποιούνται όλες οι μηνιαίες αποδόσεις μετοχών για τις οποίες υπήρχαν στοιχεία στο GRSP για την χρονική περίοδο 1969-1988 και ήταν εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE). Κατασκευάστηκαν στοιχεία για 4 χρονικές περιόδους: 1969-1973, 1974-1978, 1979-1983 και 1984-1988 για 1105, 1276, 1210 και 1089 μετοχές αντίστοιχα, προκειμένου τα αποτελέσματα να συγκριθούν με ανάλογες εργασίες των Connor & Korajczyk.

Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας τα 4 σετ στοιχείων εκτιμήθηκε ένα υπόδειγμα 5 παραγόντων για τις περιόδους 1970-1973, 1975-1978, 1980-1983 και 1985-1988 χρησιμοποιώντας στοιχεία από τα έτη 1969, 1974, 1979 και 1984 για την έλλειψη στοιχείων. Για κάθε πενταετή περίοδο χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις των πρώτων πέντε μηνών για ως "semiautoregressors". Μετά αρχίζοντας από τον δέκατο τρίτο μήνα επιλέγονται αποδόσεις  $t-1$  έως  $t-7$  ως εργαλεία για να εκτιμηθούν οι παράγοντες για κάθε δεδομένο μήνα  $t$ . Για το υπολογισμό του πίνακα προσαρμογής Newey-West πρώτα κατατάχθηκαν οι μετοχές ανάλογα με τον κλάδο βιομηχανίας και στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκε ένα κινούμενο παράθυρο μέσω των όρων. (30 μετοχές κατά μέσο όρο σε κάθε κλάδο). Εγινε η υπόθεση ότι όροι του μη συστηματικού κινδύνου είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους. Μετά την εκτίμηση συντελεστών ευαισθησίας αυτοί εφαρμόζονται ισοδύναμα στα ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια ως ενιαίοι συντελεστές ευαισθησίας για κάθε παράγοντα.

#### **Αποτελέσματα:**

- (1) Οι παράγοντες που εξήχθησαν παίζουν ένα σχετικό ίσο ρόλο στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Τα αποτελέσματα αυτά διαφέρουν κάπως από τα αντίστοιχα της έρευνας των Connor & Korajczyk (1988). Στη εργασία των δύο αυτών ερευνητών, βάσει της τεχνικής "asymptotic principal components", ο πρώτος παράγοντας, ο οποίος αντιστοιχούσε στην μεγαλύτερη ιδιοτιμή, εξηγούσε το 99% της απόκλισης της υπερβάλλουσας απόδοσης των ισοσταθμισμένων χαρτοφυλακίων, ενώ οι άλλοι παράγοντες είχαν ελάχιστη ερμηνευτική δύναμη όσον αφορά τις αποκλίσεις. Στην προκείμενη εργασία η μέγιστη ερμηνευτική δύναμη ενός παράγοντα (οποιοδήποτε) είναι περίπου 43% της απόκλισης. Επιπλέον ο παράγοντας που εξηγεί τα περισσότερα μπορεί να είναι ο πρώτος παράγοντας της πρώτης δειγματικής περιόδου και ο τέταρτος της επόμενης περιόδου.
- (2) Στην εκτίμηση ενός υποδείγματος 5 παραγόντων τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με αυτά της μεθόδου Connor & Korajczyk, όμως δεν είναι ταυτόσημα. Οι παράγοντες της μεθόδου των Connor & Korajczyk γενικά εξηγούν ελαφρώς περισσότερο τις αποκλίσεις των αποδόσεων. Και τα δύο υποδείγματα αποτιμούν εσφαλμένα προς την ίδια κατεύθυνση τον δείκτη της αγοράς με μία μικρή διαφορά στο μέγεθος. Το υπόδειγμα του Mei είναι

περισσότερο τονίζει περισσότερο τις ανωμαλίες των αποδόσεων μικρών μετοχών.

- (3) Τέλος όσον αφορά την σύγκριση του APT υποδείγματος με το CAPM, σύμφωνα με την μεθοδολογία του Mei το APT υπόδειγμα παρουσιάζει το μικρότερο σφάλμα αποτίμησης σε όλα σχεδόν τα χαρτοφυλάκια. Επιπλέον το APT υπόδειγμα 5 παραγόντων εξηγεί περίπου 17 έως 47% της απόκλισης των μέσων όρων των αποδόσεων των μετοχών, ενώ το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων χρησιμοποιώντας το σταθμισμένο κατά την αξία ή το ισοδύναμα σταθμισμένο κατά αξία χαρτοφυλάκιο ως σημείο αναφοράς εξηγεί ποσοστό 0 έως 18% ή 2% έως 28% αντίστοιχα.

<b>Comparison between the SAR Approach and the Principal Components Approach</b>				
Time series regression of the monthly market index returns, in excess of one-month Treasury bill returns, on a constant and either a) factors estimated by the semiautoregressive method, or b) factors estimated by the principal components approach of the Connor and Korajczyk. Indices are the value-weighted (VW) and equally weighted (EW) portfolios of NYSE and Amex stocks, a long-term low-grade corporate bond portfolio (JBRET), and a long-term government bond portfolio (UTS) obtained from Ibbotson Associates (1990). Mispricing is defined as intercept of the regression				
Index	The SAR Approach		The Connor & Korajczyk Approach	
	Mispricing (% per Annum)	R <sup>2</sup> per Annum	Mispricing (%)	R <sup>2</sup>
1969-1973				
VW	1,89	0,915	0,85	0,938
EW	-3,72	0,936	-1,20	0,997
JBRET	3,97	0,092	0,67	0,340
UTS	2,41	-0,004	4,49	0,291
1974-1978				
VW	-5,54	0,910	-5,52	0,962
EW	4,20	0,973	0,56	0,998
JBRET	-1,99	0,366	-2,52	0,553
UTS	-0,28	0,295	-0,63	0,194
1979-1984				
VW	-2,72	0,887	-3,72	0,941
EW	1,20	0,966	0,06	0,997
JBRET	-1,33	0,138	-2,28	0,479
UTS	-0,90	0,185	-6,85	0,437

## **17. Priestley Richard (1995), "The Arbitrage pricing theory, macroeconomics and financial factors, and expectations generating process"**

Ο **Priestley** χρησιμοποιεί τρία είδη τεχνικών προκειμένου να δείξει ποια μη αναμενόμενα γεγονότα έχουν ενσωματωθεί στις προσδοκίες των επενδυτών και κατ' επέκταση έχουν επηρεάσει τις αποδόσεις. Καταφεύγει σε αυτή την επιλογή πρώτον γιατί η θεωρία APT δεν αναφέρεται καθόλου στην διαδικασία δημιουργίας των αποδόσεων των αξιόγραφων και δεύτερον πιστεύει ότι οι μέχρι τώρα τεχνικές που χρησιμοποιήθηκαν για τον εμπειρικό έλεγχο της εν λόγω θεωρίας οδηγούσαν σε λάθος συμπεράσματα όσον αφορά τον προσδιορισμό της ομάδας μακροοικονομικών παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις.

Τα μοντέλα βάσει των οποίων έχουν πραγματοποιηθεί οι περισσότερες έρευνες είναι είτε απλά "rate of change" ή αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα. Τα πρώτα εξ' αυτών ουσιαστικά υποθέτουν ότι οι μεταβλητές ακολουθούν τυχαίο περίπατο, ενώ τα δεύτερα είναι πιο γενικά και υποθέτουν ότι οι επενδυτές χρησιμοποιούν αυτοπαλίνδρομα μοντέλα για να διαμορφώσουν τις προσδοκίες τους και ότι τα μη προβλεπόμενα γεγονότα είναι τα κατάλοιπα αυτών των υποδειγμάτων. Με βάση αυτή τη λογική ο Priestley προσπαθεί να αποδείξει τις αδυναμίες των προαναφερόμενων υποδειγμάτων να απεικονίσουν σωστά την όλη διαδικασία διαμόρφωσης των τιμών των αξιόγραφων. Για την μέθοδο "rate of change" βρήκε ότι δεν παράγει βασικά κριτήρια για να υποστηρίξει το γεγονός ότι τα μη προβλεπόμενα γεγονότα είναι σειριακά ασυσχέτιστα μεταξύ τους. Από την άλλη τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα αποτυγχάνουν να αποκλείσουν την πιθανότητα ότι οι επενδυτές κάνουν συστηματικά λάθη στις προβλέψεις τους. Αντ' αυτών προτείνει μια εναλλακτική μέθοδο βασισμένη στο "Kalman filter" την οποία θεωρεί πιο αξιόπιστη για τον έλεγχο της APT γιατί ανταποκρίνεται καλύτερα στις δύο προαναφερόμενες απαιτήσεις της διαδικασίας διαμόρφωσης των αποδόσεων. Το βασικό συμπέρασμα με τη χρήση της μεθοδολογίας αυτής είναι ότι οι εκτιμήσεις των κινδύνων έδειξαν ότι είναι περισσότερο ευαίσθητες στα μη αναμενόμενα γεγονότα.

### **Δεδομένα:**

Και για τις τρεις μεθόδους ο Priestley επέλεξε 69 μετοχές βρετανικών εταιρειών μικρού και μεγάλου μεγέθους. Η χρονική περίοδος επιλέχθηκε έτσι ώστε να παρέχει

σημαντικό αριθμό παρατηρήσεων και να εξασφαλίζει την αξιοπιστία των εκτιμήσεων των παραμέτρων και καλύπτει την περίοδο από τον Δεκέμβριο 1979 έως τον Αύγουστο 1993. Έτσι αναπτύχθηκε ένα σύστημα 69 εξισώσεων το οποίο φθάνει στις 70 εξισώσεις συμπεριλαμβανομένης και αυτής για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ( $N = 70$  και  $T = 164$  παρατηρήσεις, πηγή των δεδομένων: Datastream). Επί πλέον το δείγμα αυτό είναι θεωρείται αρκετά μεγάλο και ικανοποιεί όλες της συνθήκες της “non-linear three-stage least-squares” τεχνικής (NL3SLS) δηλαδή  $NT > K(N+1)$  όπου  $K$  ο αριθμός των παραγόντων.

Τα μακροοικονομικά και χρηματοοικονομικά δεδομένα της βρετανικής οικονομίας που χρησιμοποιήθηκαν ως υποψήφιοι παράγοντες που ενέχουν κινδύνους είναι τα εξής:  $\lambda_1$ = κίνδυνος χρεοκοπίας,  $\lambda_2$ = βιομηχανική παραγωγή,  $\lambda_3$ =συναλλαγματική ισοτιμία,  $\lambda_4$ = λιανικές πωλήσεις,  $\lambda_5$ = προσφορά χρήματος,  $\lambda_6$  = μη αναμενόμενος πληθωρισμός,  $\lambda_7$ = μεταβολές αναμενόμενου πληθωρισμού,  $\lambda_8$ = καμπύλη επιτοκίων,  $\lambda_9$ = τιμές διαρκών αγαθών και  $\lambda_{10}$ = χαρτοφυλάκιο της αγοράς (Standard and Poor 500 Index, United Kingdom Unlisted Securities Market Index).

#### **Αποτελέσματα:**

Σύμφωνα με την μεθοδολογία “rate of change” βρέθηκαν επτά σημαντικοί παράγοντες, που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών του βρετανικού χρηματιστηρίου, ενώ με τις μεθοδολογίες “autoregressive methodology” και “Kalman filter” ο αριθμός των παραγόντων μειώνεται στο πέντε. Από τους μακροοικονομικούς παράγοντες μόνο δύο είναι κοινοί και στις τρεις μεθόδους, ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Οι τιμές του μη αναμενόμενου πληθωρισμού είναι περίπου ίσες μόνο στις δύο τελευταίες μεθοδολογίες και μόνον οι τιμές των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι περίπου ίσες και στα τρία υποδείγματα. Το γεγονός αυτό πρόβαλε το ερώτημα αν οι οικονομικοί παράγοντες περισυλλέγουν απλά μια οποιαδήποτε σχέση μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων ή αν η αποτελεσματικότητα του μοντέλου εντός του δείγματος οφείλεται εξολοκλήρου στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Για να ελέγξει αυτή την υπόθεση ο Priestley επανέλαβε την διαδικασία με δύο υποδείγματα όπου το ένα απέκλειε την συμμετοχή του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ενώ στο άλλο ο μόνος παράγοντας που συμμετείχε ήταν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (CAPM). Για καλύτερα αποτελέσματα χώρισε το χρονικό διάστημα σε τρεις υποπεριόδους. Μετά

από αυτό συμπεράνει ότι η μέθοδος που βασίζεται στο "Kalman filter" δείχνει καλύτερη αποτελεσματικότητα του APT, ασχέτως αν συμπεριλαμβάνεται ή όχι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, ενώ τα δύο άλλα υποδείγματα παρουσίασαν μειωμένη ικανότητα να εξηγήσουν τις εκτός δείγματος αποδόσεις (out-of-sample returns).

Επομένως κατά τον Priestley το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας, συγκρινόμενο μάλιστα με το CAPM έχει την ικανότητα να περιγράψει καλύτερα την διαδικασία διαμόρφωσης των αποδόσεων των μετοχών εντός και εκτός δείγματος, αλλά ως μεθοδολογία προτείνει αυτή που βασίζεται στο "Kalman filter"

#### Εκτιμήσεις κινδύνων με το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT)

Παράμετροι	Εκτιμήσεις	T-ratio	Στατιστιστικά Σημαντικό
<b>A. Μεθοδολογία "rate of change"</b>			
λ1 (κίνδυνος χρεοκοπίας)	-0,01072	-16,71	1%
λ2 (πραγματική βιομηχανική παραγωγή)	0,0028	4,57	1%
λ5 (προσφορά χρήματος)	0,00198	1,65	10%
λ6 (μη αναμενόμενος πληθωρισμός)	-0,00501	-6,65	1%
λ7 (αναμενόμενος πληθωρισμός)	-0,0045	-3,21	5%
λ9 (τιμές αγαθών διαρκείας)	-0,01521	-3,68	1%
λ10 (χαρτοφυλάκιο της αγοράς)	0,00172	1,92	10%
Μέτρο ετήσιας λανθασμένης εκτίμησης	3,10%		
<b>B. Μεθοδολογία "autoregressive"</b>			
λ2 (πραγματική βιομηχανική παραγωγή)	0,00228	4,43	1%
λ4 (πραγματικές λιανικές πωλήσεις)	-0,00078	-2,44	5%
λ6 (μη αναμενόμενος πληθωρισμός)	0,00087	1,67	10%
λ9 (τιμές αγαθών διαρκείας)	-0,00621	-2,34	5%
λ10 (χαρτοφυλάκιο της αγοράς)	0,0016	2,19	5%
Μέτρο ετήσιας λανθασμένης εκτίμησης	2,10%		
<b>Γ. Μεθοδολογία "Kalman Filter"</b>			
λ1 (κίνδυνος χρεοκοπίας)	0,00035	3,87	1%
λ3 (συναλλαγματική ισοτιμία)	0,00748	3,04	1%
λ5 (προσφορά χρήματος)	0,00073	1,69	10%
λ6 (μη αναμενόμενος πληθωρισμός)	-0,0008	-2,31	5%
λ10 (χαρτοφυλάκιο της αγοράς)	0,00128	1,98	5%
Μέτρο ετήσιας λανθασμένης εκτίμησης	1,63%		

## **18. Geweke John, Zhou Guofu (1996), Measuring the Pricing Error of the Arbitrage Pricing Theory”**

Στην εργασία τους οι Geweke και Zhou ανέπτυξαν ένα ακριβές εμπειρικό πλαίσιο (bayesian framework) που ανταποκρίνεται καλύτερα στη θεωρία και στους περιορισμούς του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας και προτείνουν ένα ποσοτικό μέτρο για το σφάλμα εκτίμησης το οποίο δείχνει κατά πόσα τα δεδομένα αποκλίνουν από τη εξίσωση της θεωρίας APT. Η διαδικασία που ακολουθούν πραγματοποιείται σε ένα μόνο ένα στάδιο, σε αντίθεση με άλλες έρευνες που απαιτούσαν σε δύο στάδια. Η προσέγγιση αυτή όπως υποστηρίζουν οι δυο ερευνητές είναι περισσότερο σύμφωνη με διαδικασία διαμόρφωσης των αποδόσεων των μετοχών (return generating process) και δεν είναι ανάγκη να υπολογίσουν χωριστά τις παραμέτρους  $\beta$  και  $f$ . Πρώτον γιατί υπάρχουν μη παρατηρήσιμοι παράγοντες των οποίων η αβεβαιότητα ενσωματώνεται αναπόφευκτα κατά την διαδικασία και κατά δεύτερον αυξάνεται η ερμηνευτική ικανότητα των αποτελεσμάτων.

### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Χρησιμοποιούνται δυο σετ δεδομένων. Στο πρώτο συμπεριλαμβάνονται οι αποδόσεις του κλάδου της βιομηχανίας ομαδοποιημένες ακολουθώντας τις μεθοδολογίες των Breeden, Gibbons και Litzenberger (1989), Ferston και Harvey (1991) Gibbons, Ross και Shanken (1989) και Sharpe (1964) τα οποία αντλήθηκαν από το “Center for Research in Security Prices (CRSP) του Πανεπιστημίου του Σικάγο. Τα στοιχεία περιλαμβάνουν 12 βιομηχανικούς τομείς: πετρέλαιο, χρηματοοικονομικός κλάδος, ακίνητα, διαρκή αγαθά, τρόφιμα, καπνά, εμπόριο, κατασκευαστικό κλάδος, κεφαλαιουχικά αγαθά, μεταφορές, υφαντουργία και υπηρεσίες. Οι αποδόσεις είναι σε μηνιαία βάση και εκτείνονται σε μια χρονική περίοδο 61 ετών, από τον Φεβρουάριο 1926 έως τον Δεκέμβριο 1986 ( $T=731$ ). Για την σύγκριση των αποτελεσμάτων χρησιμοποιείται ένα δεύτερο σετ δεδομένων (“decile portfolios”) που είναι οι μηνιαίες αποδόσεις ταξινομημένες κατά την αγοραία αξία NYSE από το 1 έως το 10.



Αν  $r_{it}$  είναι η απόδοση του αξιόγραφου  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$ , τότε το  $K$ -παραγοντικό υπόδειγμα για τις αποδόσεις θα είναι:

$$R_{it} = a_i + \beta_{i1}f_{1t} + \dots + \beta_{iK}f_{Kt} + e_{it} \quad i=1, \dots, N \text{ και } t=1, \dots, T$$

Όπου  $a_i = E(R_{it})$  η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου  $i$ ,  $f_{it}$  ο κοινός μακροοικονομικός παράγοντας που επηρεάζει τις μετοχές τη χρονική στιγμή  $t$  και  $e_{it}$  ο μη συστηματικός κίνδυνος του αξιόγραφου  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$  και  $\beta_{ik}$  ο συντελεστής ευαισθησίας του  $K$  μακροοικονομικού παράγοντα. Το σφάλμα εκτίμησης για το υπόδειγμα APT υπολογίζεται ως  $Q > 0$  όπου:

$$Q^2 = 1/N \sum_{t=1}^T (\alpha_i - \lambda_0 - \beta_{i1}\lambda_1 - \dots - \beta_{iK}\lambda_K)^2 = 1/N \alpha' [1_N - \beta^*(\beta^*\beta^*)^{-1}\beta^*] \alpha$$

Όπου  $\lambda_0, \dots, \lambda_K$  το πριμ κινδύνου από του  $k$  παράγοντα ( $k=1, \dots, K$ ),  $\beta^* = (1_N, \beta)$  και  $\beta$  είναι ο πίνακας  $N \times K$  των συντελεστών ευαισθησίας και  $1_N = 1 \times N$ .

Η διαφορά στην ανάλυση των Geweke και Zhou δηλαδή στο "bayesian framework" είναι ότι το  $Q$  είναι ανεξάρτητη μεταβλητή. Το ελάχιστο σφάλμα εκτίμησης  $Q$  είναι ο μέσος όρος των τετραγώνων των σφαλμάτων εκτίμησης κατά μήκος όλων των αξιόγραφων. Όπου το σφάλμα εκτίμησης για κάθε μεμονωμένο αξιόγραφο είναι η απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης του από το μέσο όρο όλων των αναμενόμενων αποδόσεων.

### Αποτελέσματα:

Οι δύο συγγραφείς προκειμένου να διαγνώσουν ότι το υπόδειγμα τους τροφοδοτείται σωστά συγκρίνανε τα αποτελέσματα μιας παλινδρόμησης των αποδόσεων στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς με τα αποτελέσματα μιας άλλης που βασίστηκε σε μονοπαραγοντικό μοντέλο APT. Η σύγκριση έδειξε ότι υπάρχουν σαφώς καλύτερα αποτελέσματα όσον αφορά το  $R^2$  χρησιμοποιώντας το APT υπόδειγμα. Επειδή αυτό από μόνο του δεν σημαίνει ότι το σφάλμα εκτίμησης είναι μικρό, προχώρησαν σε μια περαιτέρω εξέταση (under informative or diffuse priors), Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μια μικρή βελτίωση όσον αφορά τη μείωση του σφάλματος εκτίμησης που όμως συνδέεται με την αύξηση του αριθμού των παραγόντων (θα πρέπει οι παράγοντες να είναι πάνω έναν).

### Average pricing errors

Industry returns (N=12)				Decile returns (N=10)			
K	Q	Std. errors	90% interval	Q	Std. errors	90% interval	
<b>Panel A: February 1926 to December 1986 (whole period)</b>							
0	0,2408	0,0536	[0,1564, 0,3323]	0,3520	0,0859	[0,2184, 0,5009]	
1	0,1184	0,0286	[0,0746, 0,1679]	0,0845	0,0292	[0,0448, 0,1388]	
2	0,1169	0,0299	[0,0710, 0,1690]	0,0649	0,0228	[0,0347, 0,1077]	
3	0,1070	0,0283	[0,0624, 0,1558]	0,0437	0,0127	[0,0244, 0,0660]	
4	0,0982	0,0273	[0,0557, 0,1458]	0,0422	0,013	[0,0234, 0,0658]	
<b>Panel B: February 1926 to June 1956 (subperiod)</b>							
0	0,4237	0,0941	[0,2750, 0,5836]	0,5499	0,1443	[0,3336, 0,8072]	
1	0,2083	0,0485	[0,1331, 0,2916]	0,1647	0,0573	[0,0865, 0,2715]	
2	0,1767	0,0443	[0,1100, 0,2540]	0,1350	0,0387	[0,0769, 0,2040]	
3	0,1681	0,0426	[0,1019, 0,2421]	0,1095	0,0283	[0,0672, 0,1594]	
4	0,1504	0,0445	[0,0812, 0,2275]	0,0854	0,0241	[0,0391, 0,1436]	
<b>Panel c: July 1956 to December 1986 (subperiod)</b>							
0	0,2807	0,6232	[0,1836, 0,3871]	0,3268	0,0731	[0,2122, 0,4528]	
1	0,1693	0,0317	[0,1185, 0,2226]	0,0854	0,0236	[0,0498, 0,1275]	
2	0,1524	0,0334	[0,0910, 0,2086]	0,0601	0,0183	[0,0325, 0,1004]	
3	0,1302	0,0294	[0,0831, 0,1793]	0,0467	0,0145	[0,0257, 0,0824]	
4	0,1273	0,0480	[0,0751, 0,2051]	0,0416	0,0159	[0,0214, 0,0811]	

### Average pricing errors under informative priors

		Industry returns			Decile returns (N=10)		
K	Q	Std. errors	90% interval	Q	Std. errors	90% interval	
Panel A: A large prior error							
1	1,734	0,3919	[1,1127, 2,4012]	0,3129	0,0791	[0,1879, 0,4469]	
	<i>0,1214</i>	<i>0,0282</i>	<i>[0,0777, 0,1694]</i>	<i>0,0845</i>	<i>0,0343</i>	<i>[0,0534, 0,1633]</i>	
2	1,6231	0,3877	[1,0113, 2,2866]	0,0983	0,0397	[0,0849, 0,2151]	
	<i>0,1169</i>	<i>0,0277</i>	<i>[0,0734, 0,1642]</i>	<i>0,1463</i>	<i>0,0204</i>	<i>[0,0327, 0,0979]</i>	
3	2,1268	0,5373	[1,2856, 3,0608]	0,0596	0,0442	[0,0805, 0,2253]	
	<i>0,1079</i>	<i>0,0298</i>	<i>[0,0260, 0,0673]</i>	<i>0,1492</i>	<i>0,0125</i>	<i>[0,0260, 0,0673]</i>	
4	2,1276	0,5852	[1,2122, 3,1403]	0,0456	0,0477	[0,0734, 0,2292]	
	<i>0,0913</i>	<i>0,0262</i>	<i>[0,0521, 0,1376]</i>	<i>0,1468</i>	<i>0,0113</i>	<i>[0,0214, 0,0586]</i>	
0,0394							
1	0,0693	0,0156	[0,0564, 0,1342]	0,0313	0,0079	[0,0188, 0,0447]	
	<i>0,0357</i>	<i>0,006</i>	<i>[0,0258, 0,0458]</i>	<i>0,0295</i>	<i>0,0075</i>	<i>[0,0177, 0,0424]</i>	
2	0,0649	0,0155	[0,0405, 0,0215]	0,0146	0,004	[0,0085, 0,0215]	
	<i>0,0591</i>	<i>0,0136</i>	<i>[0,0377, 0,0822]</i>	<i>0,0145</i>	<i>0,0039</i>	<i>[0,0084, 0,0214]</i>	
3	0,0854	0,0215	[0,0520, 0,1224]	0,0149	0,0044	[0,0080, 0,0225]	
	<i>0,0692</i>	<i>0,0168</i>	<i>[0,0428, 0,0981]</i>	<i>0,0146</i>	<i>0,0043</i>	<i>[0,0079, 0,0220]</i>	
4	0,0846	0,0232	[0,0488, 0,1247]	0,0146	0,0048	[0,0073, 0,0230]	
	<i>0,0675</i>	<i>0,0175</i>	<i>[0,0398, 0,0976]</i>	<i>0,0145</i>	<i>0,0046</i>	<i>[0,0074, 0,0227]</i>	

(The data are monthly industry and decile pricing from February 1926 to December 1986 (T=731). The Panel A have larger pricing than the panein Panel B. The first row next to a given number K summarizes the prior distribution of Q , and the second reports the posterior means, standard deviations, and the 90 percent Bayesian confidence intervals -the results are multiplied by 100)

## **19. Diakogiannis, G., Prasad, Dev, Merikas, G. Andreas, and Glezakos, Michalis (1996), "A Critical Reexamination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory"**

Το αντικείμενο της παρούσας έρευνας είναι να εξετάσει τα μεθοδολογικά και στατιστικά προβλήματα που εμφανίζονται στις διάφορες τεχνικές που εφαρμόστηκαν κατά καιρούς στα τεστ που έγιναν πάνω στο υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Συγκεκριμένα εξετάζεται το πρόβλημα καθορισμού του αριθμού των παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις, χρησιμοποιώντας τρεις τεχνικές : (α) Maximum Likelihood (Joreskog 1967), (β) Canonical factor Analysis (Rao 1955) και (γ) Alpha Factor Analysis (Kaiser and Caffrey 1965).

### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Η πρώτη μέθοδος εκτιμά τις παραμέτρους ενός υποδείγματος  $K$  παραγόντων μεγιστοποιώντας τη συνάρτηση πιθανοφάνειας του συνδιακυμάνσεων ολόκληρου του σετ μεταβλητών. Ο αλγόριθμος του Joreskog παράγει ασυμπτωτικά αποτελεσματικούς και σταθερούς συντελεστές ευαισθησίας και παράλληλα φροντίζει για τον έλεγχο της τροφοδοσίας του δείγματος (chi-square test). Σύμφωνα με την δεύτερη μέθοδο οι παράμετροι ενός υποδείγματος  $K$  παραγόντων εκτιμώνται μεγιστοποιώντας το τετράγωνο μιας κανονική συσχέτισης μεταξύ δυο υποτιθέμενων παραγόντων για όλο τον πληθυσμό των παρατηρήσεων. Παρότι οι εκτιμήσεις της τεχνικής αυτής έχουν παραχθεί από τα αρχικά στοιχεία διαφέρει από την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας γιατί ικανοποιεί διαφορετικές εξισώσεις. Η Τρίτη μέθοδος μεγιστοποιεί το τετράγωνο συσχέτισης μεταξύ δύο σετ υποτιθέμενων παραγόντων από τον πληθυσμό των μεταβλητών και ενός σετ παραγόντων ενός τυχαίου δείγματος που έχει εξαχθεί από τον πληθυσμό των παρατηρήσεων.

Οι λύσεις των τριών μεθόδων είναι διαφορετικές μεταξύ τους. Στις δύο πρώτες η διαδικασία προϋποθέτει ότι ένα δεδομένο δείγμα συμπεριλαμβάνει ολόκληρο το σετ των τυχαίων μεταβλητών και ότι τα στατιστικά συμπεράσματα όσον αφορά στην εκτίμηση των κοινών παραγόντων εξάγονται από ένα τυχαίο δείγμα των παρατηρήσεων που παίρνεται από τον πληθυσμό. Από την άλλη πλευρά η "alpha factor analysis" υποθέτοντας ότι οι μεταβλητές παρατηρούνται σε ένα δεδομένο πληθυσμό παρατηρήσεων, δίνει τη δυνατότητα για την εξαγωγή στατιστικών

συμπερασμάτων όσον αφορά την εκτίμηση των παραγόντων ενός τυχαίου δείγματος που παίρνεται από τον πληθυσμό.

Συμπεριλαμβάνονται 899 μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου και για τις οποίες υπήρχαν συνεχή στοιχεία για όλη τη διάρκεια της δεκαετίας. Για την ανάλυση και των τριών μεθόδων χρησιμοποιούνται δύο δείγματα, η χρονολογική σειρά των αποδόσεων των μετοχών και ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα χρηματοοικονομικών δεικτών (cross-sectional sample of financial ratios). Με αυτό τον τρόπο μπορούν να ερευνηθεί αν η ευαισθησία του υποδείγματος για την ίδια ομάδα μετοχών και των τριών μεθόδων προσέγγισης συνδέεται με τα δεδομένα της χρονολογικής σειράς, ή με τα "cross sectional" δεδομένα ή και με τα δύο μαζί. Γι' αυτό το σκοπό επιλέχθηκε μια χρονική περίοδος 10 ετών από τον Ιανουάριο 1979 έως τον Δεκέμβριο 1988. Μετοχές που εμφάνιζαν ελλιπή στοιχεία για πάνω από ένα μήνα αποκλείστηκαν από το δείγμα. Για τον υπολογισμό των χρηματοοικονομικών δεικτών χρησιμοποιήθηκαν λογιστικά δεδομένα 2.424 εταιρειών στο τέλος του έτους 1988.

#### **Αποτελέσματα:**

Οι δύο πρώτες τεχνικές, η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας και η κανονική ανάλυση δίνουν τον ίδιο αριθμό παραγόντων με τη διαφορά ότι ο αλγόριθμος του Rao δίνει μεγαλύτερο chi-square statistic από ότι αυτόν του Joreskog. Επίσης και τρεις μέθοδοι παράγουν τον ίδιο αριθμό παραγόντων μόνο σε 2 ομάδες μετοχών σε σύνολο 16 ομάδες.

Η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας μπορεί να εφαρμοστεί αποτελεσματικά μόνο σε 9 ομάδες, έναντι 16 του συνόλου. Αυτό οφείλεται στα εγγενή προβλήματα της μεθόδου, είναι εξαιρετικά σε "ill-conditions" του πίνακα συσχετίσεων.

Η κανονική ανάλυση (canonical analysis) παράγει μεγαλύτερο αριθμό παραγόντων από ότι η alpha analysis γεγονός που δεν συμφωνεί με τα αποτελέσματα προηγούμενης έρευνας των Kryzanowski & Το, βάσει των οποίων οι δυο μέθοδοι βγάζουν το ίδιο αριθμό παραγόντων.

Η κανονική ανάλυση είναι περισσότερο ευαίσθητη στο μέγεθος του δείγματος και δεν ενδείκνυται για δείγματα που συμπεριλαμβάνουν λίγες μετοχές. Εδώ θα πρέπει να σημειωθεί ότι είναι δύσκολο να αποφασίσει κανείς ποια από τις τρεις μεθόδους είναι κατάλληλη για δείγματα μικτού μεγέθους.

Σε γενικές γραμμές τα αποτελέσματα έδειξαν ότι διαφορετικές μέθοδοι ανάλυσης των δεδομένων παράγουν διαφορετικούς τρόπους διαμόρφωσης των αποδόσεων των μετοχών (different generating process). Έτσι δεν μπορεί κανείς να υποστηρίξει η διαδικασία διαμόρφωσης των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας μια συγκεκριμένη μέθοδο είναι και η μοναδική για το APT υπόδειγμα. Αυτό το συμπέρασμα έρχεται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα άλλων ερευνών.

**20. Antoniou Antonios, Garrett Ian and Priestley Richard (1998),  
“Macroeconomic variables as common pervasive factors and the empirical  
content of the arbitrage pricing theory”**

Ερευνάται η εμπειρική αξιοπιστία της θεωρίας της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας και παράλληλα εξετάζεται η διαδικασία υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες επικεντρώνεται στο πρόβλημα της μοναδικότητας της διαδικασίας υπολογισμού των αποδόσεων (uniqueness of the return generating process). Στην ανάλυση της αποδοτικότητας του πολυπαραγοντικού μοντέλου χρησιμοποιούνται δύο διαφορετικά δείγματα μετοχών, ένα για να εξετασθεί η σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και των μακροοικονομικών παραγόντων και ένα με σκοπό να ελέγξει την εγκυρότητα της σχέσης έτσι όπως την πρότεινε ο Fama το 1991.

Χρησιμοποιήθηκε η μεθοδολογία μη γραμμικών χρονικών σειρών έτσι όπως συζητήθηκε από τον McElroy (1985) και εφαρμόστηκε από τον ίδιο και τον Bumeister (1988). Τα πλεονεκτήματα αυτής της μεθόδου είναι : πρώτον, αφού το APT είναι ένα γραμμικό παραγοντικό υπόδειγμα οι παραμετρικοί περιορισμοί της θεωρίας αυτής μπορούν να δοκιμασθούν εμπειρικά και εφόσον είναι αξιόπιστοι, μπορούν να γίνουν εκμεταλλεύσιμοι, αντί του να γίνεται υπόθεση αυτών των περιορισμών και μετά να θεωρούνται χρήσιμα a priori. Δεύτερον, αν οι αποδόσεις καθορίζονται κατά το καλύτερο τρόπο από ένα κατά προσέγγιση σύνολο παραγόντων, η μεθοδολογία των μη γραμμικών σειρών μπορεί να προνοήσει γι' αυτό με προσαρμοστικότητα κατά τον καθορισμό του πίνακα συνδιακυμάνσεων των ιδιόμορφων αποδόσεων. Τρίτον είναι ευχύτερο στο πλαίσιο αυτό να περιορίσεις τις τιμές του κινδύνου, μέσα στα δύο αυτά δείγματα μετοχών προκειμένου να ελεγχθεί

η μοναδικότητα της διαδικασίας υπολογισμού των αποδόσεων. Τα αποτελέσματα της έρευνας έχουν ως εξής: βρέθηκε ότι είναι δυνατόν να αποφασίσουμε υπέρ του APT υποδείγματος το οποίο παρουσιάζει μοναδικότητα υπολογισμού των αποδόσεων με την έννοια που προαναφέρθηκε. Επιπρόσθετα, ακόμη και όταν και όταν το τμηματικό δείγμα είναι σχετικά μικρό, βρέθηκε ότι το υπόδειγμα είναι ικανό να εξηγήσει μια σημαντική ποσότητα διαφοροποίησης των μέσων όρων των αποδόσεων.

Ακολουθώντας τον Gibson (1982) και McElroy (1985) που προτείνει την μη γραμμική, φαινομενικά ασυσχέτιστη παλινδρόμηση χρονικών σειρών, έχει κανείς το πλεονέκτημα, ότι αφού υπολογισθούν οι ευαισθησίες και αποτιμηθεί ο κίνδυνος μαζί δεν εμφανίζεται το πρόβλημα "error in variables" (EIV) και έτσι δεν υπάρχει η ανάγκη να σχηματίσουμε χαρτοφυλάκια. Με αυτό τον τρόπο τα αποτελέσματα δεν θα είναι ευαίσθητα οσον αφορά τα κριτήρια σχηματισμού χαρτοφυλακίων. Δεύτερον η μέθοδος στον πίνακα συνδιακυμάνσεων λαμβάνει υπόψη της ένα μη-διαγώνιο λάθος(non-diagonal error) και έτσι μπορεί να συμπεριλάβει πρόσκαιρες εξαρτήσεις στις ιδιόμορφες αποδόσεις. Τρίτον αυτό το πλαίσιο μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο και όχι για να επιβάλει το μη γραμμικό υπόδειγμα.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Τα δεδομένα για τις αποδόσεις των μετοχών και για τα μακροοικονομικά στοιχεία είναι μηνιαία και καλύπτουν μία χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο 1980 έως τον Αύγουστο 1993, έχοντας συνολικά 164 παρατηρήσεις. Χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις από 138 μετοχές οι οποίες επιλέχθηκαν τυχαία από ένα σύνολο μετοχών για τις οποίες υπήρχαν στοιχεία.

Αυτές οι μετοχές χωρίστηκαν επίσης τυχαία σε δύο δείγματα: το πρώτο δείγμα είναι η εκτίμηση του δείγματος και το δεύτερο δείγμα είναι ένα δείγμα επικύρωσης του δείγματος για να γίνει έλεγχος της πρότασης ότι οι ίδιοι παράγοντες που αποτιμώνται έχουν τις ίδιες τιμές κινδύνου και στα δύο δείγματα. Σε κάθε δείγμα χρησιμοποιούνται οι υπερβάλλουσες αποδόσεις, υπολογισμένες ως η απόδοση της κάθε μετοχής, αφού αφαιρεθεί η απόδοση των μηνιαίων βρετανικών εντόκων γραμματίων σε 69 μετοχές. Επίσης συμπεριλαμβάνεται μια εξίσωση για τις υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς. Αυτό δίνει ένα σύστημα 70 εξισώσεων που

εκτιμάται με NL3SLS μιας και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς λαμβάνεται ως ενδογενές. Οι δε μακροοικονομικοί παράγοντες που χρησιμοποιούνται είναι :

Μη προσδοκόμενος πληθωρισμός και μεταβολές στον αναμενόμενο πληθωρισμό

Μη προβλεπόμενα σοκ στην βιομηχανική παραγωγή

Μη προβλεπόμενα σοκ στη αγορά ακινήτων

Μη προβλεπόμενα σοκ στην προσφορά χρήματος

Μη προβλεπόμενα σοκ στην αγορά διαρκών αγαθών

Μη προβλεπόμενα σοκ στην καμπύλη επιτοκίων

Μη προβλεπόμενα σοκ στον κίνδυνο χρεοκοπίας

Μη προβλεπόμενα σοκ στην συναλλαγματική ισοτιμία

Μη προβλεπόμενα σοκ στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς

Τα μη προβλεπόμενα σοκ προέρχονται κυρίως από απλά μη παρατηρήσιμα συστατικά ή με αυτοπαλίνδρομα μοντέλα με χρονικά διαφορετικούς παραμέτρους, και επαναληπτικά ανάλογα με τις διαθέσιμες πληροφορίες στην κάθε χρονική στιγμή.

Κατά την εκτίμηση του υποδείγματος ακολουθούνται οι προτάσεις του Amemiya (1977), το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι οργανωμένο χρησιμοποιώντας τις ορθογώνια προσαρμοσμένες αξίες από την παλινδρόμηση στις υπερβάλλουσες αποδόσεις στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς ως προς τους άλλους παράγοντες.

#### **Αποτελέσματα:**

Είναι εμφανές ότι, γίνονται εύκολα αποδεκτοί όλοι οι περιορισμοί ενός APT υποδείγματος. Με την πρώτη ματιά το APT δεν φαίνεται να είναι μια παράλογη αποτύπωση αποδόσεων των μετοχών

Σε κανένα στάδιο της εκτίμησης του APT δεν απορρίφθηκαν οι προδιαγραφές που τέθηκαν, επιπλέον οι παραμετρικές προδιαγραφές ήταν αξιόπιστες.

Από την ανάλυση των πρωτογενών παραγόντων καταλήγουν στην ύπαρξη πέντε μακροοικονομικών παραγόντων ως πηγές συστηματικού κινδύνου. Αυτοί είναι ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός, η προσφορά χρήματος, ο κίνδυνος χρεοκοπίας, η συναλλαγματική ισοτιμία και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αυτά τα αποτελέσματα, αν εξαιρέσει κανείς την συναλλαγματική ισοτιμία που αντανάκλα τον ανοιχτό χαρακτήρα της βρετανικής οικονομίας και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, οι τιμές όλων των άλλων παραγόντων συμφωνούν με τα αποτελέσματα που βρέθηκαν για την αμερικανική οικονομία από τους: Chen 1986, Burmeister and McElroy 1988,



McElroy and Burmeister 1988. Όπως ο Chen το 1986 βρέθηκαν αρνητικές τιμές κινδύνου που συνδέεται με τις μεταβλητές πληθωρισμό και επιπέδου επιτοκίων γεγονός που δηλώνει την συνοχή των δύο οικονομιών των δύο αυτών χωρών.

Από τους έξι παράγοντες μόνον οι τρεις (μη αναμενόμενος πληθωρισμός, η προσφορά χρήματος και η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς) είναι “μοναδικοί” με την έννοια ότι φέρουν τις ίδιες τιμές κινδύνου και στα δύο δείγματα. Εκ πρώτης όψεως αυτό έρχεται σε αντίθεση με τις συνθήκες ευρωστίας που έθεσε ο Fama (1991) για την εγκυρότητα ενός υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων. Μια εγγύτερη εξέταση των αποτελεσμάτων βλέπει κανείς ότι οι δύο “μη μοναδικοί παράγοντες” συνεισφέρουν ουσιαστικά στην ερμηνεία μόνο δύο μετοχών για κάθε δείγμα, η συνεισφορά τους στις υπόλοιπες μετοχές είναι οριακή. Αρα θα πρέπει κανείς να είναι προσεκτικός γιατί πάντα είναι δυνατόν να βρεθούν επί πλέον παράγοντες οι οποίοι θα είναι “διαβρωτικοί” (pervasive) για όλο το APT δείγμα, αλλά απλώς η συνεισφορά τους θα είναι οριακή για το σύνολο των μετοχών.

Σε γενικές γραμμές συμπεραίνεται ότι είναι δυνατόν να αναπτυχθεί ένα υπόδειγμα το οποίο θα ικανοποιεί τους περιορισμούς που θέτει η θεωρία APT και θα έχει μία μοναδική διαδικασία διαμόρφωσης τιμών για παράγοντες οι οποίοι θα φέρουν τις ίδιες τιμές κινδύνου και στα δύο διαφορετικά υποσύνολα μετοχών. Επί πλέον αυτό μπορεί να πραγματοποιηθεί χωρίς να θυσιαστεί η ικανότητα του APT να εξηγήσει ένα σημαντικό μέρος της απόκλισης της κατά μέσο όρο υπερβάλλουσας απόδοσης.

<b>Μέσοι Οροι, Τυπικές αποκλίσεις και συντελεστής πρώτης τάξης παλινδρόμησης [ρ(1)] για τους παράγοντες</b>			
	Μέσοι Οροι	Τυπική απόκλιση	ρ(1)
Πληθωρισμός	-0,0000656	0,0038023	-0,12580(-1,611)
Μεταβολές στον αναμενόμενο πληθωρισμό	-0,0000411	0,0037996	-0,11604(-1,486)
Βιομηχανική παραγωγή	0,0000132	0,0021596	-0,06847(-0,977)
Πωλήσεις ακινήτων	-0,0000072	0,0020667	-0,18454**(-2,363)
Προσφορά Χρήματος	0,0000592	0,0043807	-0,17590**(-2,253)
Τιμές αγαθών διάρκειας	-0,0000196	0,0133800	-0,12519(-1,603)
Καμπύλη επιτοκίων	0,0001236	0,0048033	0,02179(0,279)
Κίνδυνος χρεοκοπίας	0,0000595	0,009544	0,10389(1,330)
Συναλλαγματική ισοτιμία	-0,0001304	0,019983	-0,00425(-0,054)
Υπερβάλλουσες αποδόσεις στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς	0,0022072	0,053519	-0,00508(-0,065)

Τα στοιχεία στην παρένθεση κάτω από τους συντελεστές παλινδρόμησης είναι το t-statistic, \*σημαντικό στο 10%, \*\*στατιστικά σημαντικό στο 5%, \*\*\*\*στατιστικά σημαντικό στο 1%

## **21. Jones S. Christopher (2001), “Extracting factors from heteroskedastic asset returns”**

Το υπόδειγμα που προτείνεται από τον Jones είναι μια προέκταση της “asymptotic principal components” διαδικασίας που είχε προταθεί από τους Connor & Korajczyk (1986). Η νέα μέθοδος που προτείνεται δεν απαιτεί ισχυρούς περιορισμούς είναι απλή στην εφαρμογή και μπορεί να εξηγήσει τις αποκλίσεις των αποδόσεων των μετοχών σε μεγαλύτερο ποσοστό από ότι η μέθοδος των Connor & Korajczyk κατά τον εμπειρικό έλεγχο της θεωρίας APT.

Στη εργασία του αυτή ο Jones πρώτα-πρώτα αποδεικνύει ότι η κεντρική ιδέα της “asymptotic principal components analysis”, μπορεί να εξασφαλισθεί και στην περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας. Οτι δηλαδή δεδομένου ενός αρκετά μεγάλου δείγματος αποδόσεων μετοχών, των οποίων τα κατάλοιπα είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους, οι πραγματοποιήσεις των μη παρατηρήσιμων παραγόντων για μια καθορισμένη χρονική περίοδο, μπορεί να ανακτηθούν με οποιαδήποτε επιθυμητή

ακρίβεια. Με αυτό τον τρόπο μπορεί να ελεγχθεί η εμπειρική αξιοπιστία του APT σαν να θεωρείται ότι οι πραγματικοί παράγοντες είναι γνωστοί εκ των προτέρων.

Οι Connor & Korajczyk στη θεωρητικό τους υπόδειγμα υπέθεσαν ότι η κανονικότητα των αποδόσεων των μετοχών και ο διαγώνιος πίνακας συνδιακυμάνσεων ούτε εμπειρικά ούτε θεωρητικά είναι απαραίτητος για την εμπειρική αξιοπιστία του APT.

Αν και το υπόδειγμα τους υπόκειται σε λιγότερους περιορισμούς από αυτούς της μεθόδου μέγιστης πιθανοφάνειας, παραμένει η υπόθεση ότι ο πίνακας συνδιακυμάνσεων των κατάλοιπων των παραγόντων διαχρονικά είναι σταθερός. Όμως έχει ήδη αποδειχθεί (French 1987) ότι η μεταβλητότητα της αγοράς μπορεί να προκαλέσει μεγάλες και επίμονες αποκλίσεις από τον μακροπρόθεσμο μέσο της. Επίσης έχει αποδειχθεί ότι οι μεταβλητότητες μεμονωμένων μετοχών έχουν στοιχεία που αφορούν την αγορά, βιομηχανία και την ιδιομορφία της κάθε επιχείρησης (Campbell 2001). Από αυτή τη σκοπιά το υπόδειγμα των Connor & Korajczyk θεωρήθηκε από τον Jones κάπως παρωχημένο και αντ' αυτού προτείνει την ετεροσκεδαστική ανάλυση παραγόντων. Στο υπόδειγμα αυτό η υπόθεση της σταθερότητας του πίνακα συνδιακυμάνσεων αντικαθίσταται ως εξής: υπάρχει μία κατά μέσο όρο απόκλιση του μη συστηματικού κινδύνου (idiosyncratic risk) σε κάθε περίοδο, όμως επιτρέπεται αυτή να αλλάξει ποσοτικά, ελεύθερα από την μία χρονική περίοδο στην άλλη.

#### **Δεδομένα και μεθοδολογία:**

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούν τις μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο NYSE, AMEX και NASDAQ. Τα στοιχεία για τις αποδόσεις των μετοχών αντλήθηκαν από το GRSP και αφορούν την χρονική περίοδο 1979-1998. Επιλέχθηκε να χωρισθεί η χρονική περίοδος σε 5 υποπεριόδους (αρχίζοντας την 1<sup>η</sup>: 1979-1983) για λόγους διαφορετικής μεταβλητότητας της αγοράς καθώς και διαφορετικής μεταβλητότητας της κάθε εταιρείας από περίοδο σε περίοδο. Κάθε περίοδος συμπεριλαμβάνει διαφορετικό αριθμό μετοχών, αφού προστίθενται μετοχές και συμπεριλαμβάνονται επίσης μετοχές με ελλιπή στοιχεία. Τα αποτελέσματα αναφέρονται σε δυο σετ παραγόντων : ένα σετ των "πραγματικών παραγόντων" και ένα σετ των εκτιμήσεων των παραγόντων. Τα δεδομένα της διαδικασίας της διαμόρφωσης των τιμών των αποδόσεων (generating process) στην ανάλυση προσομοίωσης είναι έτσι

διαμορφωμένα να μιμούνται τα πραγματικά δεδομένα όσο πιο πιστά γίνεται. Το τεστ αξιοπιστίας του APT πραγματοποιήθηκε και για τις δύο μεθόδους : (1) asymptotic principal components analysis ή CK και (2) heteroskedastic factor analysis ή HFA

### **Αποτελέσματα:**

Από την σύγκριση των δύο μεθόδων πρόκυψε ότι υπάρχει τουλάχιστον μία χρονική περίοδος για την οποία η μέθοδος HFA προσφέρει πολύ μεγαλύτερη ερμηνευτική δύναμη από ότι η CK. Συγκεκριμένα για την περίοδο 1989-1993 η πρώτη μέθοδος εκτιμά εσφαλμένα του “πραγματικούς παράγοντες”, ενώ στις άλλες χρονικές περιόδους τα αποτελέσματα και των δύο μεθόδων είναι παρόμοια, όμως η HFA υπερέχει της CK. Εκτός αυτού η ετεροσκεδαστικότητα του μη συστηματικού κινδύνου (residuals) αποδεικνύεται επίσης σημαντική στον έλεγχο της εμπειρικής αξιοπιστίας της θεωρίας APT.

Στα δείγματα μετοχών, τα οποία επιλέχθηκαν έτσι ώστε να μην υπάρχουν ελλειπίες παρατηρήσεις για μια ολόκληρη την εικοσαετία, ο αριθμός των μετοχών είναι μικρός με αποτέλεσμα να μην εξάγονται συμπεράσματα εξαιρετικά ακριβή. Προσθέτοντας στο δείγμα εταιρείες με ελλειπίες παρατηρήσεις, ο αριθμός των μετοχών αυξάνεται εξαιρετικά (19.000 μετοχές περίπου), όμως η εισαγωγή νέων μετοχών ή η αποχώρηση άλλων μετοχών κάνει των δείγμα περισσότερο ετεροσκεδαστικό όσον αφορά τον “residual risk”, με αποτέλεσμα η μέθοδος HFA προσφέρεται περισσότερο γιατί πλεονεκτεί έναντι της CK.

Τέλος η μέθοδος χρήσι HFA χρήζει περαιτέρω έρευνας αν λάβει κανείς υπόψη ότι παρότι η μεταβλητότητα της αγοράς δεν έχει αυξηθεί στη περίοδο 1962-1997 όμως η μεταβλητότητα του μη συστηματικού κινδύνου (idiosyncratic risk) των μεμονωμένων μετοχών έχει αυξηθεί αρκετά, γεγονός που κάνει η ετεροσκεδαστικότητα ακόμη πιο ουσιαστική κατά την εμπειρική αξιοπιστία του APT.

## **Ε. ΚΕΦΑΛΑΙΟ**

### **ΣΥΝΟΠΤΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Ο αριθμός των εμπειρικών μελετών που εξετάζει την αξιοπιστία της θεωρίας εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT) ως εναλλακτική μέθοδος αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων είναι πολυάριθμος και το θέμα έχει σχεδόν εξαντληθεί από πολλές πλευρές. Οι πρώτες εμπειρικές μελέτες (1976-1985) εφαρμόστηκαν σε απλά μοντέλα ανάλυσης παραγόντων (general factor models), στα οποία πρώτα εκτιμώνται οι συντελεστές ευαισθησίας (factor loadings) και στη συνέχεια οι μακροοικονομικοί παράγοντες που αποτελούν πηγές κινδύνου για τη θεωρία εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Δεδομένης της κριτικής που δέχτηκε η θεωρία APT και των αντιφατικών συμπερασμάτων των πρώτων εμπειρικών μελετών, οι ερευνητές έστρεψαν την προσοχή τους προς την ανεύρεση πληρέστερων τεχνικών στα πλαίσια των οποίων ότι η θεωρία APT αποδίδει καλύτερα και σε μερικές περιπτώσεις μπορεί να ερμηνεύσει τις αποκλίσεις των αποδόσεων των μετοχών καλύτερα από το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM). Σε γενικές γραμμές οι εμπειρικές μελέτες μετά το 1988 αφιερώνονται στην σύγκριση των διάφορων τεχνικών που χρησιμοποιούνται για την εμπειρική εφαρμογή του APT και στην ανεύρεση μιας μεθοδολογίας, στα πλαίσια της οποίας θα αποδίδει καλύτερα και θα έχει τους λιγότερους περιορισμούς.

Ανακεφαλαιώνοντας τα συμπεράσματα των εμπειρικών μελετών που εξετάστηκαν σε αυτή την εργασία συνοψίζονται ως εξής:

- Ø Οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες έδειξαν ότι το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας μπορεί να περιγράψει καλά μια γραμμική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών και των παραμετρικών κινδύνων και ελάχιστες είναι αυτές που απέδειξαν έλλειψη γραμμικότητας.
- Ø Σε πολλές εμπειρικές μελέτες ο αριθμός των παραγόντων που αναγνωρίστηκαν ως πηγές κινδύνου συσχετίζεται θετικά με το μέγεθος της ομάδας, (υπήρξαν και περιπτώσεις που αυτό δεν ίσχυε). Ο αριθμός των

παραγόντων, ο οποίος καθορίζει τις αποδόσεις, δεν είναι ο ίδιος στα διάφορα είδη ομάδων μετοχών διαφορετικού μεγέθους και επίσης ο αριθμός παραγόντων δεν είναι ίδιος σε ομάδες μετοχών ίδιου μεγέθους. Ο αριθμός των παραγόντων αλλάζει μεταξύ των υποπεριόδων, καθώς αλλάζει το μέγεθος της ομάδας, επίσης αλλάζει αν αυξηθεί ο αριθμός των παρατηρήσεων

- Ø Το ανωτέρω συμπέρασμα θέτει το ερώτημα αν και σε ποιο σε ποιο μέγεθος δείγματος θα σταθεροποιηθεί ο αριθμός των παραγόντων.
- Ø Το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας μπορεί να περιγράψει καλά μια δυνατή σχέση μεταξύ των μέσων όρων των αποδόσεων και παραμετρικών κινδύνων όσον όταν επιλέγεται ως κριτήριο ετήσιο μέρισμα.
- Ø Ο αριθμός των μακροοικονομικών παραγόντων που αναγνωρίζονται ως πηγές κινδύνου αλλάζει από χώρα σε χώρα. Όσο μεγαλύτερη είναι η χώρα και κατά επέκταση η κεφαλαιαγορά της ο αριθμός των παραγόντων κυμαίνεται από 5 έως 9 (ΗΠΑ), για αγορές που χαρακτηρίζονται από χαμηλότερη εμπορευσιμότητα και χωρίς βάθος ο αριθμός των παραγόντων είναι μεταξύ 2 και 3 (Σκανδιναβικές χώρες).
- Ø Ο αριθμός των παραγόντων βρέθηκε επίσης μικρότερος όταν εξετάστηκε το υπόδειγμα APT σε διεθνές επίπεδο.
- Ø Ο εμπειρικός έλεγχος της αξιοπιστίας του APT σε διεθνές επίπεδο έδειξε ότι η βασική υπόθεση οι διεθνείς κεφαλαιαγορές είναι ενοποιημένες δεν μπορεί να στηριχθεί στατιστικά και κατ' επέκταση δεν μπορεί να στηριχθεί η εκδοχή του διεθνούς APT (IAPT).
- Ø Εμπειρικά αποδείχθηκε ότι το υπόδειγμα APT καθώς και το CAPM δεν μπορεί να εξηγήσει το φαινόμενο της εποχικότητας των αποδόσεων στους μήνες Ιανουάριο και Δεκέμβριο (turn-off-the-year effect).
- Ø Στην πράξη έχουν αναπτυχθεί μοντέλα εφαρμογής της θεωρίας του APT στα υπάρχει βελτίωση του σφάλματος αποτίμησης (pricing error and Bayesian approach)
- Ø Από τις εμπειρικές μελέτες που είχαν ως αντικείμενο την σύγκριση των διάφορων τεχνικών που εφαρμόζονται στα μοντέλα εμπειρικής εφαρμογής του APT φαίνεται ότι τα "Macroeconomic Variables Models" υπερέχουν έναντι των "General Factor Models" των "Factor Loadings Model" και της Two-Steps Procedure". Η επιχειρηματολογία για την υπεροχή των μοντέλων

αυτών στηρίζεται σε δύο βασικά σημεία. Πρώτον τα MVM μπορούν να περιγράψουν καλύτερα την διαδικασία διαμόρφωσης των τιμών των αποδόσεων (returns generating process) και δεύτερον έχουν μεγαλύτερη οικονομική ερμηνευτική δύναμη. Σε γενικές γραμμές συμπεραίνεται ότι είναι δυνατόν να αναπτυχθεί ένα υπόδειγμα το οποίο θα ικανοποιεί τους περιορισμούς που θέτει η θεωρία APT και θα έχει μία μοναδική διαδικασία διαμόρφωσης τιμών για παράγοντες οι οποίοι θα φέρουν τις ίδιες τιμές κινδύνου και στα δύο διαφορετικά υποσύνολα μετοχών. Επί πλέον αυτό μπορεί να πραγματοποιηθεί χωρίς να θυσιαστεί η ικανότητα του APT να εξηγήσει ένα σημαντικό μέρος της απόκλισης της κατά μέσο όρο υπερβάλλουσας απόδοσης.

## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

**Abeysekera P Sarath and Mahajan Arvind**, "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation", Southern Economic Journal, Vol. 56, No 3 (Jan. 1990), pp 760-773,

**Bower H. Dorothy, Bower S. Richard, and Logue E. Dennis**, "Arbitrage Pricing Theory and Utility Stock Returns", The Journal Of Finance, Vol. 39, No 4, (Sep. 1984), pp. 1041-1054,

**Brown J. Stephen**, "Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory: Discussion", The Journal of Finance, Vol. 43, No. 3 (Jul. 1988), pp. 734-735.

**Chamberlain Gary and Rothschild Michael**, "Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets", Econometrica, Vol. 51, No. 5, (Sep. 1983), pp. 1281-1304

**Chen Nai-Fu and Ingersoll E. Jonathanan**, " Exact Pricing in Linear Factor Models with Finite Many Assets: Note", The Journal of Finance, Vol 38, No.3, (1983), pp985-988

**Chen Su-Jane and Jordan D. Bradford**, "Some empirical tests in the arbitrage pricing theory: Macro variables vs derived factors", Journal of Banking & Finance, Vol. 17, Issue 1, (Feb. 1993), pp 65-89.

**Cho D. Chinyung**, "On Testing the Arbitrage Pricing Theory: Inter-Battery Factor Analysis", The Journal of Finance, Vol. XXXIX, No. 5, (Dec. 1984), pp. 1485-1502.

**Cho, D. Chinyung, Elton, Edwin J. and Gruber, Martin J.**, "On the Robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 39, No. 1 (March 1984), pp. 1-10.

**Cho D. Chinyung**, "On Testing the Arbitrage Pricing Theory: Inter-Battery Factor Analysis", The Journal of Finance, Vol. 39, No 5 (Dec. 1984), pp. 1485-1502,

**Cho, D. Chinyung, Eun S. Cheol, Senbet W. Lemma**, "International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation", The Journal of Finance, Vol. 41, No 2, (1986), pp 313-329.

Clare, A.C. Thomas, S.H. "Macroeconomic factors, the APT and the U.K. stockmarket", Journal of Business Finance and Accounting, 21, pp. 309-330

**Connor Gregory and Korajczyk A. Robert**, "Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory", Journal of Financial Economics, 15 (1986), pp. 373-394



**Connor Gregory, and Korajczyk A. Robert**, "Risk and return in an equilibrium ART: Application of new test methodology", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, Issue 2, (Sep. 1988), pp. 255-289

**Connor Gregory, Korajczyk, A. Robert**, "An Intertemporal Equilibrium Beta Pricing Model", *The Review of Financial Studies* / v 2 n 3 1989, pp. 373-392,

**Connor Gregory and Korajczyk A. Robert**, "Test for the Number of Factors in an Approximate factor Model", *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 4 (Sep. 1993), pp 1263-1291.

**Diakogiannis G. P.**, (1986a) "Some Empirical Evidence on the International Stationary of the Security Returns Distributions for the London Stock Exchange", *Journal of Accounting and Business Research* (1986), pp. 43-48.

**Diakogiannis G. P.**, "Arbitrage Pricing Model: A Critical Examination of its Empirical Applicability for the London Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, 13 (4) Winter 1986, pp. 498-504.

**Diakogiannis, G., Prasad, Dev, Merikas, G. Andreas, and Glezakos, Michalis**, "A Critical Reexamination of the Return Generating process of the Arbitrage Pricing Theory", *Advances of International Finance and Banking* (1996), pp. 139-161 1996.

**Dybvig H. Philip**, "An Explicit Bound on Individual Assets Deviations from APT Pricing in a finite Economy", *Journal of Financial Economics*, 12 (1983), pp 483-496

**Dybvig H. Philip and Ross A. Stephen**, "Yes, APT is Testable", *The Journal of Finance*, Vol. 40, No 4 (Sep. 1985), pp-1173-1188.

**Fama F. Eugene and MacBeth James**, "Risk return and equilibrium Empirical tests", *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp. 607-636.

**Geweke, John, and Zhou, Guofu**, "Measuring the Pricing Error of the Arbitrage Pricing Theory", *The Review of Finance Studies* /v 9 n 2 1996, pp. 557-587.

**M. Grinblatt and Titman S.**, "Factor Pricing in a Finite Economy", *Journal of Financial Economics*, 12 (December 1983), pp. 497-507

**Gultekin N. Mustafa and Gultekin N. Bulent**, "Stock Return Anomalies and the Tests of the APT", *The Journal of Finance*", Vol. 42, No 5 (Dec. 1987), pp. 1213-1224.

**Hamao Yasushi**, "An empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory", *Japan and World Economy* 1(1988), pp 4561.

**Huberman Gur, Kandel Shmuel and Stambaugh, Robert F.** "Mimicking Portfolios and Exact Arbitrage Pricing", *The Journal of Finance*, 42, No. 1 (Mar. 1987) pp. 1-9

**Hughes, P.** "A Test of the Arbitrage Pricing Theory", Working Paper, University of British Columbia, 1981.

**Ingersoll E. Jonathanan,** "Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing", *The Journal of Finance*, Vol. 39 No. 4, (1984), pp 1021-1039.

**Jarrow, A. Robert,** "Preferences, Continuity, and the Arbitrage Pricing Theory", *The Review of Financial Studies / Summer*, 1988, pp. 161-172,

**Jobson D. J.** "A Multivariate Linear Regression Test for the Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, Vol XXXVII, No. 4 (Sep. 1982), pp 1037-1042.

**Jones S. Christopher,** "Extracting factors from heteroskedastic asset returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, Iss. 2, (Nov. 2001), pp 293-325.

**Khan M. Ali and Sun Yeneng,** "Exact arbitrage, well-diversified portfolios and asset pricing in large markets", *Journal of Economic Theory*, 110 (2003), pp 337-373.

**Kleidon W. Allan and Pflleider Paul,** "International Arbitrage Pricing Theory: Discussion", *The Journal of Finance*, Vol. 38, No. 2 (May 1983), pp 470-472

**Kryzanowski Lawrence and To Minh Cahau,** "General Factor Models and the Structure of Security Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 18, No.1, (1983), pp. 31-52

**Lehman, Bruce, and Modest, David,** "The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory I: Empirical Tests", *Journal of Finance Economics*, 21 (1988), pp. 213-254.

**McCulloch Robert and Rossi E. Peter,** "A Bayesian approach to the arbitrage pricing theory", *Journal of Economics*, Vol. 49, Iss. 1-2 (Aug. 1991), pp. 141-168

**McElroy B. Marjorie, Burmeister Edwin and Wall D. Kent,** "Two Estimators for the APT Model when Factors are measured", *Economics Letters* 19 (1985), pp. 271-275.

**McElroy B. Marjorie and Burmeister Edwin,** "Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model: Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Estimates", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 6, No 1, (Jan. 1988), pp. 29-42.

**Mei Jianping,** "A semiautoregression Approach to the Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2 (Jun. 1993), pp 599-620.

**Merton, Robert C.** "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model" *Econometrica*, 41 (1973), pp. 867-887

**Östermark P,** "A super criterion for testing portfolio efficiency: Empirical evidence on Finish stock data", *European Journal Of operational Research*, Vol. 46, Issue 3, 15 June 1990. pp. 304-312,

**Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin,** "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Theory: A reply", *The Journal of Finance*, Vol. 39, No 2, (Jun. 1984), pp. 323-346,

**Phoebus J. Dhrymes, Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin, and Mustafa N. Gultenkin** "An Empirical Examination of the implications of arbitrage pricing theory", *The Journal of Banking and Finance*, Vol. 9, Issue 1, (March 1985), pp. 73-99,

**Priestley Richard,** "The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating process", *Journal of banking & Finance*, Vol. 20, Issue 5, June 1996, pp. 869-890,

**Reingganum M.** "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results, *The Journal of Finance*, Vol. 36, No. 2, (May 1980), pp. 313-321

**Reinganum, M.** "Empirical Tests of Multi-factor Pricing Model, The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results", *The Journal of Finance*, Vol. 36, No 2, (May, 1981), pp. 313-321,

**Reisman, Haim** "A General Approach to the arbitrage Pricing Theory (APT)", *Econometrica*, Vol 56, (1988), pp. 473-476

**Reisman, Haim** "Reference variables, factor structure, and the approximate multibeta representation", *Journal of Finance*, Vol 47, No. 3 (1992), pp. 1303-1314

**Ross, S. A.** "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13 (Dec. 1976), pp. 341-360.

**Roll, R.** " A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests", *Journal of Financial Economics*, 4 (May 1977), pp. 129-176

**Roll, R. and Ross, S. A.** "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, 35, No. 5 (Dec. 1980), pp. 1073-1103

**Roll, R. and Ross, S. A.** "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning", *Financial Analysis Journal*, January/February 1995, pp. 122-131

**Shanken, Jay,** "The Arbitrage Pricing Theory: Is It Testable?", *Journal of Finance*, 37, No 5 (Dec. 1982), pp. 1129-1140,

**Shanken Jay**, "The Current State of the Arbitrage Pricing Theory", The Journal of Finance, Vol. No. 4 (Sep. 1992), pp. 1569-1574,

**Sharpe, W.** "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk.", Journal of Finance, 19 (Sept. 1964), pp. 425-442.

**Shukla Ravi and Trzcinka Charles**, "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors", The Journal of Finance, Vol. 45, No 5, (Dec. 1990), pp. 1541-1564.

**Solnik, Bruno H.**, "International Arbitrage Pricing Theory", Journal of Finance, May 1983, pp 449-457

**Trzcinka Charles**, "On the Number of factors in the Arbitrage Pricing Model", The Journal of Finance, Vol. 41, No 2 (1986), pp 347-368

**Yki-Olli P., I Virtanen and T Martikainen**, " Common Factors in the arbitrage pricing model in two Scandinavian countries", Omega, Vol. 18, issue 6, 1990, pp. 615-624,