



**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ  
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΔΙΑΤΡΙΒΗ**

**Η ΣΧΕΣΗ ΜΕΣΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ – ΚΙΝΔΥΝΟΥ**

**Μεταπτυχιακή Φοιτήτρια  
Μάγκα Ελένη**

**Επιβλέπων καθηγητής  
Διακογιάννης Γεώργιος**

**Μέλη Επιτροπής  
Διακογιάννης Γεώργιος  
Κυριαζής Δημήτριος  
Σκιαδόπουλος Γεώργιος**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ, ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2012**

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 – ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ</b>	<b>4</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 – ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ</b>	<b>6</b>
2.1 Εισαγωγή	6
2.2 Η έννοια του χαρτοφυλακίου	6
2.2.1 Αποδοτικότητα χαρτοφυλακίου	7
2.2.2 Κίνδυνος χαρτοφυλακίου	7
2.2.2.1 Είδη κινδύνου	7
2.2.2.2 Μέτρα Κινδύνου	9
2.2.3 Συνάρτηση της χρησιμότητας και αποστροφή στον κίνδυνο ( <i>risk aversion</i> )	10
2.3 Θεωρία Χαρτοφυλακίου κατά Markowitz	11
2.3.1 Οι υποθέσεις του υποδείγματος	12
2.3.2 Το αποτελεσματικό σύνορο ( <i>efficient frontier</i> )	13
2.4 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Υ.Α.Κ.Σ.)	15
2.4.1 Οι υποθέσεις του Υ.Α.Κ.Σ.	20
2.5 Διαφορές και ομοιότητες γραμμής κεφαλαιαγοράς και Υ.Α.Κ.Σ.	22
2.6 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα	22
2.6.1 Αναμενόμενη απόδοση	24
2.6.2 Κίνδυνος	25
2.6.3 Μετατροπή του μονοπαραγοντικού υποδείγματος σε ένα εμπειρικό υπόδειγμα	27
2.7 Σύγκριση μονοπαραγοντικού υποδείγματος και Υ.Α.Κ.Σ.	27
2.8 Εναλλακτικές μορφές του Υ.Α.Κ.Σ.	28
2.8.1 Απαγόρευση ακάλυπτης πώλησης	28
2.8.2 Τροποποιήσεις στο δανεισμό με επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο	29
2.8.2.1 Μη χρήση του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο	30
2.8.2.2 Δανειοδότηση με επιτόκιο <i>risk free</i> και δανειοληψία με διαφορετικό επιτόκιο	40
2.9 Υ.Α.Κ.Σ. 1	40
2.9 Το Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια	43

2.9.1 Οι υποθέσεις του Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια	43
2.9.2 Θεωρητικά αποτελέσματα του Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια	43
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 – ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ.</b>	<b>51</b>
3.1 Εισαγωγή	51
3.2 Εμπειρικές μελέτες του Υ.Α.Κ.Σ. πριν την κριτική του Roll (1977)	51
3.2.1 Douglas (1968) «Risk in the Equity Markets: An empirical appraisal of market efficiency»	51
3.2.2 Sharpe & Cooper (1972) «Risk – Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks»	53
3.2.3 Miller & Scholes (1972) «Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings»	55
3.2.4 Black, Jensen & Scholes (1972) «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests»	59
3.2.5 Fama & MacBeth (1973) «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests»	65
3.2.6 Blume & Friend (1973) «A New Look at the Capital Asset Pricing Model»	70
3.3 Roll (1977) «A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, Part I: On Past and Potential Testability of the Theory»	77
3.4 Εμπειρικές μελέτες του Υ.Α.Κ.Σ. μετά την κριτική του Roll (1977)	85
3.4.1 Jay Shanken (1985) «Multivariate tests of the Zero – Beta CAPM»	85
3.4.2 A. Graig MacKinlay (1987) «On Multivariate Tests of the CAPM»	86
3.4.3 Γεώργιος Π. Διακογιάννης & Κωνσταντίνος Ν. Σεργεδάκης (1996) «Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών»	87
3.4.4 Aktham Maghyereh (2003) « The Empirical Relationship between Expected Return and Risk in the Amman Stock Exchange»	91
3.4.5 Dimitris Balios (2008) «Intraday Risk – Return Relationship and Price Patterns in the Athens Stock Exchange»	93
3.4.6 Loukeris Nikolaos (2009) «An Empirical Evaluation of CAPM's validity in the British Stock Exchange»	96
3.4.7 Leroi Raputsoane (2009) «The risk – return relationship in the South Africa stock market»	99
3.4.8 Hasanali Sinaee & Habibolah Morandi (2010) «Risk – Return Relationship in Iran Stock Market»	100

<b>3.5 Συμπεράσματα</b>	<b>106</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 - ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ</b>	<b>110</b>
<b>4.1 Ανάλυση δεδομένων</b>	<b>110</b>
<b>4.2 Μεθοδολογία</b>	<b>111</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ</b>	<b>136</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 – ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ</b>	<b>147</b>
<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ</b>	<b>151</b>

**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 – ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ**

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (εφεξής Υ.Α.Κ.Σ.) έχει αποτελέσει στο παρελθόν αντικείμενο μελέτης αρκετών ερευνητών. Σύμφωνα με το Υ.Α.Κ.Σ., η αναμενόμενη απόδοση ενός κεφαλαιακού στοιχείου είναι γραμμική συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου του εν λόγω κεφαλαιακού στοιχείου. Ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου, παραδείγματος χάρη μιας μετοχής, αντικατοπτρίζεται από τη μεταβολή της απόδοσης σε σχέση με τη μεταβολή της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς, εξουδετερώνοντας το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης.

Σκοπός της παρούσας μελέτης αποτελεί η διερεύνηση της ακριβούς και γραμμικής σχέσης της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής με το συστηματικό κίνδυνο για τρεις ευρωπαϊκές χώρες: την Αγγλία, την Γαλλία και την Ιταλία για την χρονική περίοδο 2001 έως 2010.

Οι περιορισμοί που είχαμε στην επιλογή των μετοχών ήταν οι ακόλουθοι:

1. Να υπάρχουν επαρκή ιστορικά στοιχεία για τις τιμές της μετοχής (π.χ. να μην είναι νέα εταιρεία) και
2. Να μην παρουσιάζει αδράνεια συναλλαγών (thin trading). Μετοχές οι οποίες παρουσίασαν ποσοστό μεγαλύτερο του 30% μηδενικές αποδόσεις έχουν διαγραφεί

Στο κεφάλαιο που ακολουθεί γίνεται μια ανασκόπηση στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου. Περιγράφονται οι έννοιες όπως του χαρτοφυλακίου, της μέσης απόδοσης, του συστηματικού κινδύνου και του αποτελεσματικού συνόρου. Ακόμη περιγράφεται η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς και η μετάβαση στο Υ.Α.Κ.Σ.. Τέλος, γίνεται μια αναφορά σε εναλλακτικές μορφές του Υ.Α.Κ.Σ..

Στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται μια ανασκόπηση των προηγούμενων μελετών του Υ.Α.Κ.Σ.. Το κεφάλαιο αυτό αποτελείται από τρεις υποενότητες. Στην πρώτη υποενότητα γίνεται αναφορά στις μελέτες που πραγματοποιήθηκαν πριν από την κριτική του Roll (1977). Ακολούθως γίνεται μια επισκόπηση της κριτικής

του Roll (1977) και των μελετών που ακολούθησαν αυτής. Τέλος παρουσιάζονται τα συμπεράσματα των μελετών και μια συνοπτική παρουσίαση των εμπειρικών μελετών.

Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα δεδομένα και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε για την πραγματοποίηση της εμπειρικής μελέτης. Γίνεται μια παρουσίαση των πρώτων δυο βημάτων και των δεδομένων που προέκυψαν, ενώ για το τρίτο βήμα παρουσιάζονται οι μέσες αποδόσεις και οι συντελεστές βήτα που χρησιμοποιούνται για τον εμπειρικό έλεγχο.

Στο πέμπτο κεφάλαιο γίνεται παρουσίαση των αποτελεσμάτων της διαστρωματικής παλινδρόμησης κατά την οποία χρησιμοποιούμε ως ανεξάρτητη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 – ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

### 2.1 Εισαγωγή

Η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι ένα σύνολο μεθόδων/ τεχνικών που μας βοηθάνε να αναλύσουμε και να επιλέξουμε χαρτοφυλάκια αξιόγραφων με ένα στόχο ή στόχους. Εν προκειμένω, αναλύονται η θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz η οποία ήταν προπομπός του γνωστού Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Υ.Α.Κ.Σ.), που αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία και ως C.A.P.M. (Capital Asset Pricing Model).

Στο παρόν κεφάλαιο αναλύονται βασικές έννοιες στη θεωρία χαρτοφυλακίου, όπως του χαρτοφυλακίου, της μέσης τιμής, η έννοια του κινδύνου, τα μέτρα κινδύνου, το αποτελεσματικό σύνορο (efficient frontier), η γραμμή κεφαλαιαγοράς (capital market line) και η γραμμή αξιόγραφων (security market line).

Ακόμη, αναπτύσσονται εναλλακτικές μορφές του Υ.Α.Κ.Σ. που αφορούν την υπόθεση δανεισμού με το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο.

Τέλος, γίνεται μνεία στο διορθωμένο Υ.Α.Κ.Σ. 1, το οποίο ισχύει όταν ο δείκτης δεν είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο.

### 2.2 Η έννοια του χαρτοφυλακίου

Χαρτοφυλάκιο στα χρηματοοικονομικά νοείται ένα σύνολο περιουσιακών στοιχείων που βρίσκονται στην κατοχή μιας οικονομικής μονάδας. Ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να απαρτίζεται από τοποθετήσεις σε πολλά διαφορετικά στοιχεία, όπως μετοχές, παράγωγα αξιόγραφα, ομολογίες, αμοιβαία κεφάλαια, προθεσμιακές καταθέσεις και άλλα, τα οποία δίνουν διαφορετικές αποδόσεις. Το χαρτοφυλάκιο δημιουργείται στα πλαίσια της διαφοροποίησης, με σκοπό την επίτευξη μέγιστης απόδοσης και ελάχιστου κινδύνου.

### 2.2.1 Αποδοτικότητα χαρτοφυλακίου

Η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου δίνεται από τις λογαριθμικές διαφορές των τιμών των επιμέρους στοιχείων, δηλαδή:

$$R_p = d \log(P) \quad (2.1)$$

όπου:

$R_p$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου και  
 $d \log(P)$  = η λογαριθμική μεταβολή της τιμής του χαρτοφυλακίου

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ορίζεται ως ο σταθμικός μέσος όρος των προσδοκώμενων αποδοτικότητας από τα επιμέρους στοιχεία που περιλαμβάνει. Παραστατικά έχουμε:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) \quad (2.2)$$

όπου:

$E(R_i)$  = η προσδοκώμενη αποδοτικότητα από το στοιχείο  $i$  ,  
 $w_i$  = το σταθμό που αντιπροσωπεύει την αξία του στοιχείου στο σύνολο του χαρτοφυλακίου και  
 $n$  = ο συνολικός αριθμός των στοιχείων που έχουν συμπεριληφθεί στο χαρτοφυλάκιο.

### 2.2.2 Κίνδυνος χαρτοφυλακίου

#### 2.2.2.1 Είδη κινδύνου

Ο κίνδυνος διαιρείται σε δυο μέρη, στον συστηματικό και στον μη συστηματικό κίνδυνο.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να ελαττωθεί ή ακόμα και να εξαλειφθεί με τροποποίηση της σύνθεσης του χαρτοφυλακίου του επενδυτή. Αναφέρεται στον κίνδυνο που πλαισιώνει ένα συγκεκριμένο περιουσιακό στοιχείο που



περιλαμβάνεται στο χαρτοφυλάκιο. Αναφορικά με τα χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από μετοχές, όταν ένας επενδυτής κατέχει χαρτοφυλάκιο με περισσότερες από 20 μετοχές, θεωρητικά ελαχιστοποιεί τον εν λόγω κίνδυνο, υπό την προϋπόθεση ότι οι μετοχές αυτές είναι επιχειρήσεων με διαφορετικά αντικείμενα δραστηριότητας.

Ο συστηματικός κίνδυνος συνδέεται με τον κίνδυνο αγοράς. Απαρτίζεται από τις γενικές συνθήκες που επικρατούν στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου και τους παράγοντες που τις επηρεάζουν, λόγου χάρη από την απειλή πολέμου, την οικονομική αστάθεια, πολιτικές κρίσεις, και γενικότερα από οικονομικά ή και κοινωνικά γεγονότα. Ο εν λόγω κίνδυνος μπορεί να περιοριστεί με διασπορά του χαρτοφυλακίου, επενδύοντας σε διαφορετικούς τίτλους ή κλάδους.

Για παράδειγμα, μπορεί να γίνει διαφοροποίηση επενδύοντας σε χρηματοοικονομικά προϊόντα άλλων χωρών για την αποφυγή εγχώριας μεταβλητότητας λόγω πολιτικής κρίσης. Παρόλα ταύτα, η εν λόγω στρατηγική ενέχει και τους ανάλογους κινδύνους, όπως λόγου χάρη ο κίνδυνος της μεταβλητότητας των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Άλλοι κίνδυνοι που ενέχονται στα διεθνή χαρτοφυλάκια είναι:

1. Δραματικές διαφορές στην αγοραστική αξία. Ένας τρόπος για αντιμετωπιστούνε αυτές οι αλλαγές στις τιμές είναι να επενδύουμε σε μακροχρόνιο ορίζοντα, προσπαθώντας να συνεχίζουμε ομαλά κατά τη διάρκεια απότομων αλλαγών στην αγορά.
2. Πολιτικά, οικονομικά και κοινωνικά γεγονότα στην άλλη χώρα. Είναι δύσκολο για τους επενδυτές να κατανοήσουν τους πολιτικούς, οικονομικούς και κοινωνικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις ξένες αγορές. Αυτοί οι παράγοντες προσφέρουν διαφοροποίηση, αλλά παράλληλα συνεισφέρουν στον κίνδυνο της επένδυσης.
3. Έλλειψη ρευστότητας. Οι ξένες αγορές μπορεί να έχουν χαμηλότερη ταχύτητα εμπορευσιμότητας και λιγότερες συμμετέχουσες εταιρείες. Μπορεί να είναι ανοιχτές λίγες ώρες κατά τη διάρκεια της ημέρας. Μερικές χώρες περιορίζουν την ποσότητα ή των τύπο των μετοχών που

οι ξένοι επενδυτές μπορούν να αποκτήσουν. Μπορεί να χρειαστεί ο επενδυτής να πληρώσει πριμ στις τιμές για να αγοράσει ένα ξένο αξιόγραφο και να έχει δυσκολία να βρει αγοραστή όταν θελήσει να το πουλήσει.

4. Λιγότερη πληροφόρηση. Ορισμένες ξένες εταιρείες δεν διαθέτουν τις ίδιου είδους πληροφορίες στους επενδυτές, εν συγκρίσει με τις ντόπιες εταιρείες. Μπορεί να είναι δύσκολη η συνεχής πληροφόρηση και μπορεί αυτή να μη δημοσιεύεται σε γλώσσα που κατανοεί ο επενδυτής.
5. Εμπιστοσύνη στις ξένες νομικές αρχές. Αν ο επενδυτής έχει κάποιο πρόβλημα με την επένδυσή του, δεν μπορεί να μηνύσει την εταιρεία στη χώρα του. Θα πρέπει να βασιστεί στην αλλοδαπή δικαιοσύνη για να αναμείνει τη δικαίωση του ή όχι.
6. Διαφορετικές διαδικασίες αγοράς. Οι ξένες αγορές έχουν διαφορετικές διαδικασίες από αυτές της χώρας του επενδυτή. Για παράδειγμα μπορεί να ορίζεται διαφορετική περίοδος εκκαθάρισης και τοποθέτησης των συναλλαγών των αξιόγραφων.

### 2.2.2.2 Μέτρα Κινδύνου

Η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου θεωρεί ότι οι επενδυτές έχουν αποστροφή κινδύνου (risk averse), εννοώντας ότι αν έχουν να επιλέξουν ανάμεσα σε δυο χαρτοφυλάκια με την ίδια απόδοση, θα επιλέξουν αυτό με τον ελάχιστο κίνδυνο.

Η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου, μετρά τη διασπορά των αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη τιμή των αποδόσεων αυτών και δίνεται από το ακόλουθο άθροισμα:

$$\sigma^2(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N w_i w_j \text{Cov}(R_i, R_j) \quad (2.3)$$

όπου:

$\sigma^2 R_p$  = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου,

$w_i$  = τα σταθμά των  $i$  στοιχείων για  $i$  από 1 έως  $N$ ,

$\sigma^2_i$  = οι διακυμάνσεις των  $i$  στοιχείων για  $i$  από 1 έως  $N$ ,

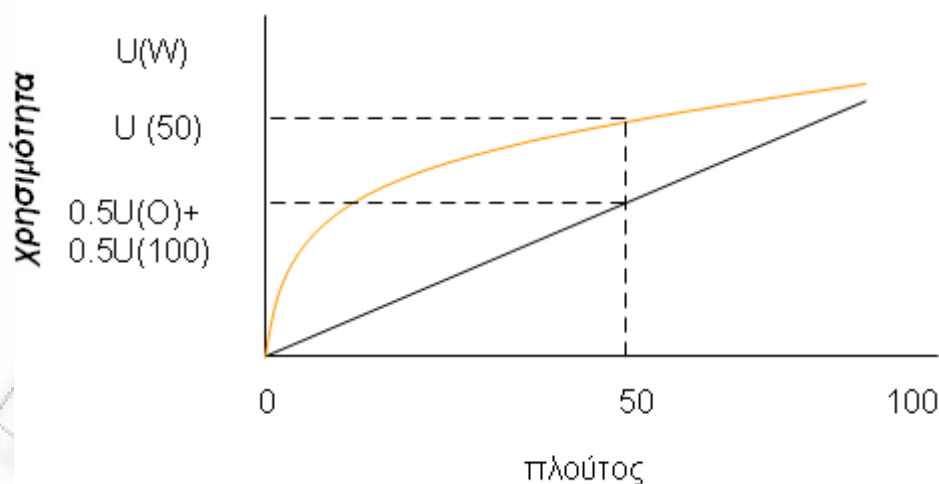
$w_j$  = τα σταθμά των  $j$  στοιχείων για  $j$  από 1 έως  $N$  και,

$\text{cov}(R_i, R_j)$  = η συνδιακύμανση των αποδόσεων των στοιχείων για  $i, j$  από 1 έως  $N$  και  $i \neq j$

Άλλα γνωστά μέτρα κινδύνου είναι η τυπική απόκλιση, η οποία δίδεται από την τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης και το volatility το οποίο μετρά τον κίνδυνο ανά μονάδα χρόνου.

### 2.2.3 Συνάρτηση της χρησιμότητας και αποστροφή στον κίνδυνο (risk aversion)

Η αποστροφή στον κίνδυνο εφαρμόζεται βάσει της υπόθεσης ότι οι άνθρωποι προτιμούν το \$1, παρά την πιθανότητα 50% για \$2 ή \$0. Ο κίνδυνος σχετίζεται με κάτι στο οποίο έχουμε αποστροφή και είναι κάτι το οποίο αποτιμάται στη χρηματαγορά επειδή δεν μπορεί να απαλειφτεί, και οι επενδυτές πρέπει να είναι πεπεισμένοι να τον αποδεχτούν έναντι μιας επιπλέον απόδοσης (πριμ κινδύνου).



**Διάγραμμα 2.1** – Χρησιμότητα και αποστροφή κινδύνου

Η χρησιμότητα, αποτυπώνει το βαθμό ικανοποίησης που παίρνει κάποιος σε μονάδες χρήσης. Επομένως, η χρησιμότητα είναι αύξουσα ως προς την ποσότητα που έχουμε ή καταναλώνουμε. Από μαθηματικής άποψης, η πρώτη παράγωγος πρέπει να είναι πάντα θετική και η δεύτερη πάντα αρνητική.

Οι Milton Friedman και Leonard Savage (1948) χρησιμοποίησαν τη von Neumann – Morgenstern συνάρτηση χρησιμότητας για να εισάγουν την έννοια του univariate risk aversion, το οποίο υποδηλώνει ότι όταν αντιμετωπίζουμε επιλογές με συγκρίσιμες αποδόσεις, επιλέγουμε την επιλογή με τον ελάχιστο κίνδυνο. Στο διάγραμμα 2.1 η επιλογή των \$50, είναι προτιμότερη από την προσδοκία απόκτησης \$0 ή \$100 με ίσες πιθανότητες, δηλαδή προτιμάται το σίγουρο λόγω αποστροφής στον κίνδυνο.

### 2.3 Θεωρία Χαρτοφυλακίου κατά Markowitz

Μια από τις πιο σημαντικές θεωρίες που σχετίζονται με την χρηματοοικονομική και τις επενδύσεις, η Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου αναπτύχθηκε από τον Harry Markowitz και δημοσιεύθηκε υπό τον τίτλο «Επιλογή Χαρτοφυλακίου» το 1952 στο Journal of Finance.

Η Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου πραγματεύεται το γεγονός ότι δεν αρκεί η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μιας συγκεκριμένης μετοχής. Επενδύοντας σε μια και μόνο μετοχή, ο επενδυτής δεν μπορεί να καρπωθεί τα προνόμια της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου, ανάμεσα στα οποία περιλαμβάνεται η μείωση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου.

Για την πλειονότητα των επενδυτών, ο κίνδυνος που ενέχει η αγορά μιας μετοχής έγκειται στο γεγονός της χαμηλότερης απόδοσης από την αναμενόμενη. Με άλλα λόγια, είναι η απόκλιση από τη μέση απόδοση. Κάθε μετοχή έχει τη δική της τυπική απόκλιση και το δικό της μέσο.

Ο κίνδυνος σε ένα χαρτοφυλάκιο με διαφοροποιημένες μετοχές είναι λιγότερος από τον κίνδυνο που ενέχει η διακράτηση μιας και μόνο οποιασδήποτε από τις μετοχές που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο.

Με άλλα λόγια, ο Markowitz (1952) απέδειξε ότι επένδυση δεν είναι μια απλή επιλογή μετοχών, αλλά η επιλογή του σωστού συνδυασμού μετοχών.

Ο επενδυτής επιθυμεί ένα χαρτοφυλάκιο με μεγάλη απόδοση και μικρό κίνδυνο. Αφού οι στόχοι της μεγιστοποίησης της απόδοσης και ελαχιστοποίησης του κινδύνου είναι συνήθως συγκρουόμενοι, δημιουργούμε ένα μοντέλο που να ελαχιστοποιεί τη διακύμανση ενώ ικανοποιείται ένα δεδομένο επίπεδο απόδοσης.

Αναλυτικότερα, θέλουμε να ελαχιστοποιήσουμε τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου  $\sigma_p^2$ , δεδομένων:

1.  $E(R_p)$  = δεδομένη τιμή
2.  $w_1 + w_2 + \dots + w_i = 1$
3.  $w_i \geq 0$ ,  $i = 1, 2, N$

Η θεωρία του Markowitz απαρτίζεται από 3 βασικά στάδια:

- 1<sup>ο</sup> Στάδιο: Ανάλυση χαρακτηριστικών των αξιόγραφων (κίνδυνος και αναμενόμενη απόδοση),
- 2<sup>ο</sup> Στάδιο: Ανάλυση χαρτοφυλακίου (συνδυασμός αποτελεσματικών αξιόγραφων, με ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση) και
- 3<sup>ο</sup> Στάδιο: Επιλογή χαρτοφυλακίου (ανάλογα με τις προτιμήσεις του επενδυτή).

### 2.3.1 Οι υποθέσεις του υποδείγματος

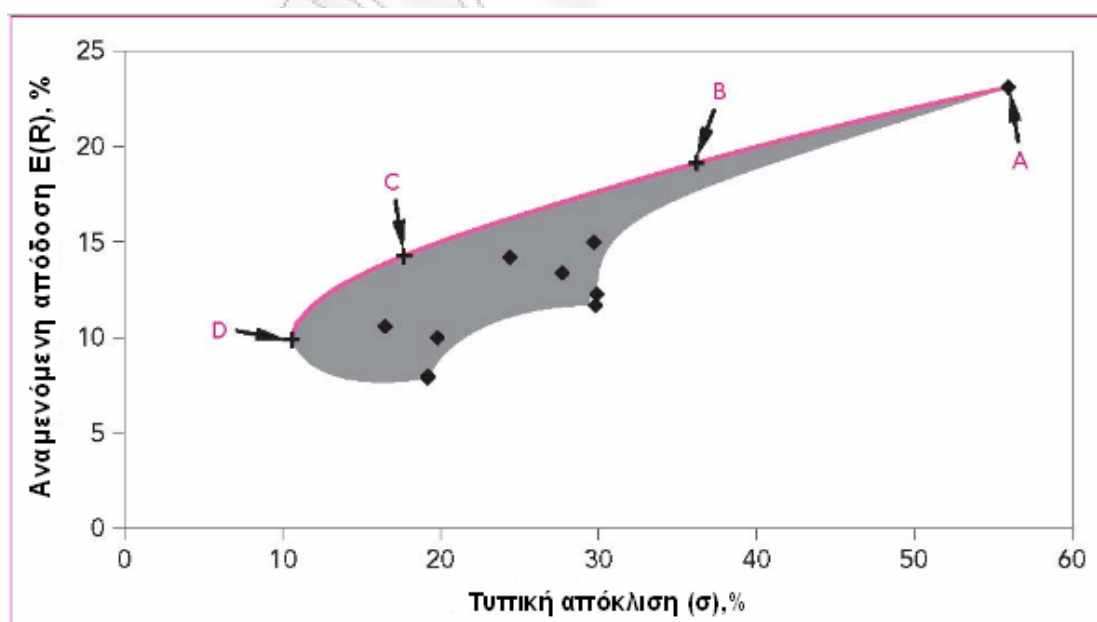
Η θεωρία του Markowitz στηρίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις που αφορούν κατά κύριο λόγο τη συμπεριφορά του επενδυτή:

- ❖ Οι επενδυτές πιστεύουν ότι η κάθε επένδυση μπορεί να εκφραστεί και από τη συνάρτηση πιθανότητας των αναμενόμενων αποδόσεων της για κάποια χρονική περίοδο, κατά την οποία ο επενδυτής κατέχει την εν λόγω επένδυση.

- ❖ Οι επενδυτές επιθυμούν τη μεγιστοποίηση της αναμενόμενης χρησιμότητας μιας περιόδου και οι καμπύλες χρησιμότητας υποδηλώνουν τάση για εξάλειψη της οριακής χρησιμότητας.
- ❖ Οι επενδυτές εκτιμούν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου ανάλογα με τη μεταβλητότητα των αποδόσεων τους.
- ❖ Οι επενδυτές επιλέγουν βάσει αποκλειστικά και μόνο των αναμενόμενων αποδόσεων των επενδύσεων τους, ενώ στον κίνδυνό τους περιλαμβάνονται οι εν λόγω επενδύσεις. Επομένως, οι καμπύλες χρησιμότητας εκφράζονται συναρτήσει μόνο των αναμενόμενων αποδόσεων και της αναμενόμενης διακύμανσης των αποδόσεων τους.
- ❖ Για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου, οι επενδυτές προτιμούν τη μέγιστη απόδοση που δύναται να λάβουν. Ομοίως, για ένα δεδομένο επίπεδο απόδοσης επιλέγουν τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο.

### 2.3.2 Το αποτελεσματικό σύνορο (efficient frontier)

Το αποτελεσματικό σύνορο για το χαρτοφυλάκιο του Markowitz απαρτίζεται από το σύνολο των λύσεων που δίνουν μέγιστη απόδοση με ελάχιστο κίνδυνο, και η καμπύλη αυτή είναι αυστηρά κοίλη.

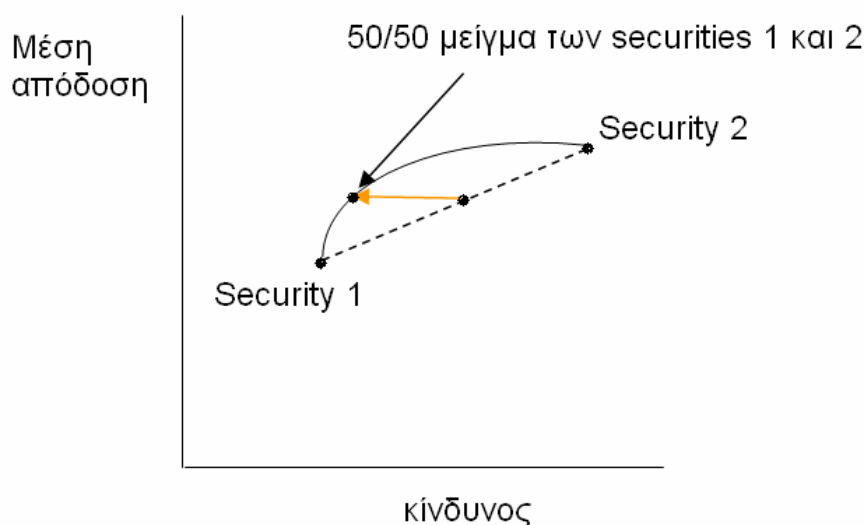


**Διάγραμμα 2.2 – Το αποτελεσματικό σύνορο**

Κάθε σημείο \* δείχνει τον συνδυασμό κινδύνου απόδοσης για κάθε μια από 10 μετοχές. Τα σημεία A, B, C, D είναι 4 από τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια που δημιουργούνται από τις 10 μετοχές.

Είναι ξεκάθαρο ότι για δεδομένο επίπεδο κινδύνου, προτιμάται το χαρτοφυλάκιο που δίνει τη μέγιστη απόδοση. Επομένως πάντα η επιλογή του χαρτοφυλακίου θα βρίσκεται στη καμπύλη του αποτελεσματικού συνόρου, παρά στην περιοχή που περικλείεται κάτω αυτού. Αυτή είναι η πρώτη ιδιότητα του αποτελεσματικού συνόρου, σε αυτό βρίσκονται τα καλύτερα χαρτοφυλάκια.

Η δεύτερη σημαντική ιδιότητα έγκειται στο γεγονός ότι είναι κοίλη και όχι ευθεία. Αυτό το γεγονός στην πραγματικότητα είναι σημαντικό, γιατί αποτελεί τη λύση του πως η διαφοροποίηση επιτρέπει τη βελτίωση του μέτρου απόδοσης – κινδύνου.



**Διάγραμμα 2.3** – Το αποτελεσματικό σύνορο, μείγμα 2 αξιόγραφων

Παραδείγματος χάρη, ας υποθέσουμε ότι έχουμε μια τοποθέτηση σε δυο αξιόγραφα, με ποσοστά 50/50. Υποθέτοντας ότι η ετήσια απόδοση για τα 2 αυτά αξιόγραφα δεν είναι σε απόλυτο συγχρονισμό, δηλαδή οι καλές (με καλές αποδόσεις) χρονιές και κακές (με χαμηλές αποδόσεις) χρονιές του αξιόγραφου 1 δεν αντιστοιχούν στις αντίστοιχες του αξιόγραφου 2, αλλά οι

κύκλοι απέχουν τουλάχιστον λίγο, τότε η τυπική απόκλιση του μίγματος των 2 αξιόγραφων θα είναι μικρότερη από τον μέσο όρο των τυπικών αποκλίσεων των 2 αξιόγραφα ξεχωριστά. Γραφικά, αυτό παρίσταται σε σημείο πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο αριστερότερα από το σημείο που βρίσκεται στην ευθεία που ενώνει τα δυο αξιόγραφα.

Σε στατιστικούς όρους, το αποτέλεσμα αυτό προκύπτει ελλείψει συνδιακύμανσης. Όσο μικρότερη είναι η συνδιακύμανση των 2 αξιόγραφα – όσο περισσότερο είναι εκτός συγχρονισμού – τόσο μικρότερη είναι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου που προκύπτει από το συνδυασμό τους.

#### **2.4 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Υ.Α.Κ.Σ.)**

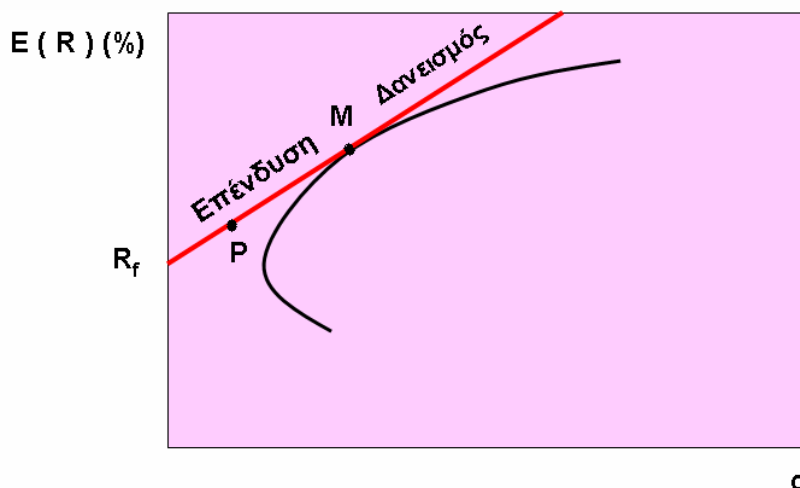
Το Υ.Α.Κ.Σ. δημιουργήθηκε στα πλαίσια του υπολογισμού του κόστους κεφαλαίου για χρήση ιδίων κεφαλαίων μιας εταιρείας μέσω παρακρατημένων ή αδιανέμητων κερδών, από τον William Sharpe το 1964, του οποίου του απενεμήθη Νομπέλ το 1990. Στη διαμόρφωση του τελικού υποδείγματος συνέβαλαν και οι John Lintner (1965) και Jan Mossin (1966). Το Υ.Α.Κ.Σ. αποτελεί μια προέκταση του υποδείγματος του Harry Markowitz (1952&1959), ενσωματώνοντας τη δυνατότητα του επενδυτή να προσαρμόσει τη στρατηγική του σύμφωνα με τις προβλέψεις του για την αγορά.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Υ.Α.Κ.Σ.) απαντά σε 3 ερωτήματα:

1. Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για αποδοτικά χαρτοφυλάκια;
2. Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μεμονωμένες μετοχές ή χαρτοφυλάκια (αποδοτικά ή όχι);
3. Ποιο είναι το κατάλληλο μέτρο κινδύνου μετοχών σε χαρτοφυλάκια;



1<sup>η</sup> Ερώτηση



**Διάγραμμα 2.4** – Το αποτελεσματικό σύνορο και η γραμμή κεφαλαιαγοράς

Αν έχουμε την δυνατότητα να δανειστούμε και να επενδύσουμε στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου ( $R_f$ ), θα επιλέγουμε συνδυασμούς δύο αξιόγραφων (του χαρτοφυλακίου M και του ‘κρατικού ομολόγου’) πάνω στην κόκκινη γραμμή (Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς).

Η κλίση της ευθείας στο σημείο P (αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο p) είναι:

$$\frac{E(R_P) - R_F}{\sigma(R_P)} \tag{2.4}$$

όπου:

$E(R_P)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p,

$R_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και

$\sigma(R_P)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου p.

Στο σημείο M αντίστοιχα έχουμε:

$$\frac{E(R_M) - R_F}{\sigma(R_M)} \tag{2.5}$$

όπου:

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M,

$R_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και

$\sigma(R_M)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου M.

Επειδή τα σημεία M, P βρίσκονται στην ίδια ευθεία έχουμε:

$$\frac{E(R_P) - R_F}{\sigma(R_P)} = \frac{E(R_M) - R_F}{\sigma(R_M)} \quad (2.6)$$

Λύνοντας την άνω εξίσωση ως προς  $E(R_P)$  έχουμε:

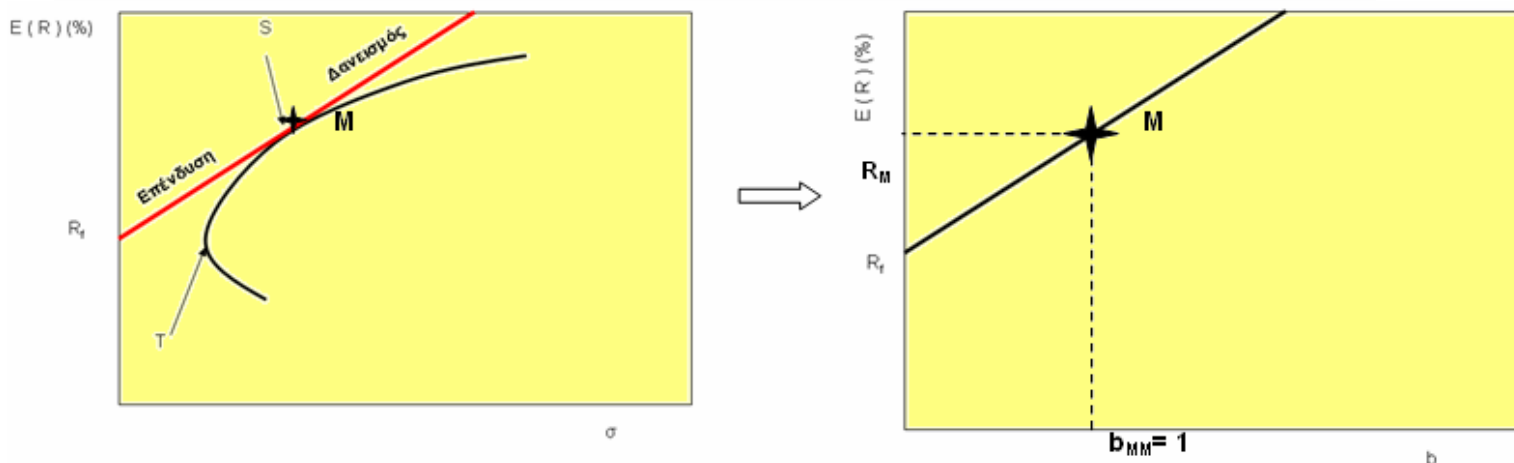
$$E(R_P) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{\sigma(R_M)} \sigma(R_P) \quad (2.7)$$

Ο τύπος 2.7 αποτυπώνει την εξίσωση της γραμμής κεφαλαιαγοράς.

Παρατηρήσεις:

1. Η εξίσωση της γραμμής κεφαλαιαγοράς αποτυπώνει στη σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια.
2. Το πριμ κινδύνου είναι η επιπλέον απόδοση από το  $R_F$  που ζητάει ο επενδυτής για να επενδύσει στο επισφαλές χαρτοφυλάκιο.

2<sup>η</sup> Ερώτηση



**Διάγραμμα 2.5** – Μετάβαση από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς (αριστερά) στο Υ.Α.Κ.Σ (δεξιά)

Η γραμμή κεφαλαιαγοράς S.M.L. (Security Market Line) αποτυπώνει τη σχέση κινδύνου – απόδοσης μεμονωμένων περιουσιακών στοιχείων (δηλαδή ισχύει και για μη αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια). Βάσει της μορφής της, γραμμικά αύξουσα συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου, παρατηρούμε ότι για χρεόγραφα με υψηλότερο συντελεστή «βήτα» θα έχουν υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση και αντιστρόφως.

Η γραφική απεικόνιση της γραμμής χρεογράφων τέμνει τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων στο επίπεδο του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο. Για το σημείο αυτό ο συντελεστής «βήτα» είναι μηδέν.

Για το σημείο M ο συντελεστής «βήτα» είναι ένα, δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου ισούται με την αναμενόμενη απόδοση της αγοράς.

Η αναμενόμενη απόδοση ενός αποδοτικού ή όχι χαρτοφυλακίου  $q$  δίνεται από την ακόλουθη εξίσωση:

$$E(R_q) = R_F + [E(R_M) - R_F]b_q \quad (2.8)$$

όπου:

$E(R_q)$  = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής ή χαρτοφυλακίου q (αποδοτικό ή όχι),

$R_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M (αγορά) και

$b_q$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου q.

Ενώ η αναμενόμενη απόδοση ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου q (βρίσκεται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς) προκύπτει ως ακολούθως:

$$E(R_q) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{\sigma(R_M)} \sigma(R_q) \quad (2.9)$$

όπου:

$E(R_q)$  = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής ή χαρτοφυλακίου q (αποδοτικό ή όχι),

$R_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M (αγορά),

$\sigma(R_M)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου M και

$\sigma(R_q)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου q.

### 3<sup>η</sup> Ερώτηση

Για αποδοτικά χαρτοφυλάκια το κατάλληλο μέτρο κινδύνου είναι ο συντελεστής «βήτα», ο οποίος προκύπτει ως ακολούθως:

$$b_q = \frac{\sigma(R_q)}{\sigma(R_M)} \quad (2.10)$$

όπου:

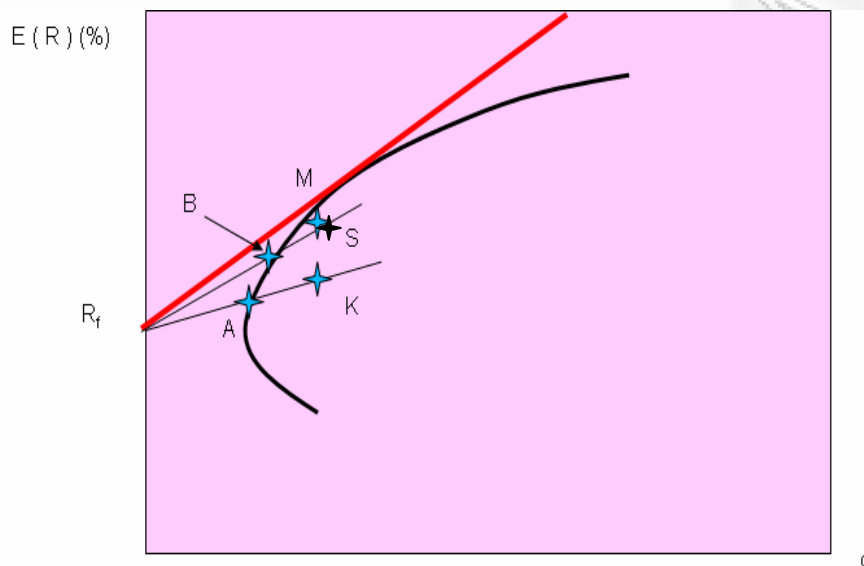
$\sigma(R_q)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου q και

$\sigma(R_M)$  = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου M.

### 2.4.1 Οι υποθέσεις του Υ.Α.Κ.Σ.

Το Υ.Α.Κ.Σ. στηρίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

1. Οι επενδυτές ακολουθούν την ανάλυση του Markowitz.



**Διάγραμμα 2.6** - Το αποτελεσματικό σύνορο και η γραμμή κεφαλαιαγοράς

όπου:

$R_f$  = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου  
 A, B, S, K = χαρτοφυλάκια

Παρατηρήσεις στο Διάγραμμα 2.6 :

1. Όλοι οι συνδυασμοί που βρίσκονται στην  $R_f - B$  είναι καλύτεροι από τους συνδυασμούς που βρίσκονται στην  $R_f - A$ .
2. Επιλογή μεταξύ S και K: επιλέγω το S γιατί με τον ίδιο κίνδυνο έχω μεγαλύτερη απόδοση.
3. Τα χαρτοφυλάκια  $R_f - M$  (εφαπτομένη στο αποτελεσματικό σύνορο) είναι καλύτερα από όλα τα υπόλοιπα
4. Η  $R_f - M$  είναι η γραμμή της κεφαλαιαγοράς. Μετασχηματίζει το αποδοτικό σύνολο του Markowitz σε ένα αποδοτικό σύνολο  $R_f - M$  (ευθεία γραμμή), δηλαδή έχουμε μετοχές που έχουν ίδιο κίνδυνο και το  $R_f$  που έχει μηδενικό κίνδυνο.

2. Δεν υπάρχει περιορισμός στο δανεισμό για το επίπεδο απόδοσης μηδενικού κινδύνου. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται χωρίς περιορισμούς κεφάλαια χωρίς τον κίνδυνο της αγοράς.
3. Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα. Επομένως, δεδομένου του κοινού επενδυτικού ορίζοντα και της ίδιας πληροφόρησης, όλοι οι επενδυτές έχουν το ίδιο επενδυτικό σύνολο.
4. Η αγορά είναι τέλεια:
  - Όλοι οι επενδυτές έχουν την ίδια και πλήρη πληροφόρηση για όλες τις μετοχές του χρηματιστηρίου.
  - Δεν υπάρχει πληθωρισμός. Τα επιτόκια και οι κεφαλαιαγορές βρίσκονται σε ισορροπία.
  - Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών.
  - Δεν υπάρχουν κόστη (περιορισμοί) στην αγορά ή πώληση ενός περιουσιακού στοιχείου.
  - Δεν υπάρχει επενδυτής στην αγορά που να μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών. Οι τιμές των μετοχών καθορίζονται εξωγενώς, κάτι που είναι ανάλογο της υπόθεσης του τέλει ανταγωνισμού. Όταν ένας και μόνο επενδυτής δεν μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών με ατομική πράξη, το σύνολο των επενδυτών καθορίζει τις τιμές με τις πράξεις του.
  - Όλες οι πληροφορίες είναι δωρεάν.
5. Όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι πλήρως διαιρετά, δηλαδή οι επενδυτές μπορούν να πάρουν όποια θέση θέλουν σε μια επένδυση, ανεξαρτήτως του μεγέθους του πλούτου τους.
6. Δεν υπάρχει φορολογία. Επομένως, ο επενδυτής είναι αδιάφορος στη μορφή στην οποία λαμβάνει την απόδοση της επένδυσης (μέρισμα ή κεφαλαιακά κέρδη)
7. Δεν υπάρχει περιορισμός στην ακάλυπτη πώληση. Ο κάθε επενδυτής μπορεί να κάνει ακάλυπτη πώληση όποια ποσότητα μετοχών επιθυμεί.
8. Όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι πλήρως και άμεσα ρευστοποιήσιμα.

## 2.5 Διαφορές και ομοιότητες γραμμής κεφαλαιαγοράς και Υ.Α.Κ.Σ.

Η γραμμή κεφαλαιαγοράς διαφέρει από το Υ.Α.Κ.Σ. στα ακόλουθα σημεία:

1. Η γραμμή κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια, ενώ το Υ.Α.Κ.Σ. μόνο για μεμονωμένες μετοχές ή χαρτοφυλάκια αποδοτικά ή όχι
2. Η γραμμή κεφαλαιαγοράς μετράει τον κίνδυνο με την τυπική απόκλιση, ενώ το Υ.Α.Κ.Σ. με τον συντελεστή «βήτα»
3. Το πριμ κινδύνου για τη γραμμή κεφαλαιαγοράς δίνεται από τον τύπο 2.5, ενώ για το Υ.Α.Κ.Σ. είναι:

$$[E(R_M) - R_F] b_q \quad (2.11)$$

όπου:

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M (αγορά),

$R_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και

$b_q$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου q.

Τα δυο υποδείγματα έχουν την ακόλουθη ομοιότητα:

Είναι γραμμικές και ακριβείς σχέσεις μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου

## 2.6 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα

Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  συνδέεται γραμμικά με την απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$

$$R_i = A_i + b_i R_m \quad (2.12)$$

όπου:

$A_i$  = σταθερά,

$b_i$  = ο συντελεστής «βήτα» της μετοχής  $i$  και

$R_m$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$ .

Εάν η σχέση ήταν τέλεια, όλες οι μετοχές συνδέονται τέλεια με τον δείκτη. Αυτό όμως είναι αδύνατο, εφόσον δεν υπάρχει τέλεια σχέση.

$$A_i = a_i + b_i, E(e_i) = 0 \quad (2.13)$$

όπου:

$E(e_i)$  = η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος της μετοχής  $i$ .

Το σφάλμα  $e_i$  δηλώνει την μη τελειότητα της σχέσης μεταξύ του  $R_i$  και του  $R_m$ .

Επομένως:

$$R_i = a_i + b_i R_m + e_i, E(e_i) = 0 \quad (2.14)$$

όπου:

$a_i$  = συντελεστής,

$b_i$  = ο συντελεστής «βήτα» της μετοχής  $i$ ,

$R_m$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$  (στην πράξη είναι ένας χρηματιστηριακός δείκτης) και

$e_i$  = το σφάλμα της μετοχής  $i$ .

Ονομάζεται μονοπαραγοντικό υπόδειγμα γιατί υπάρχει μόνο ένας παράγοντας που συνδέεται με το  $R_i$ .

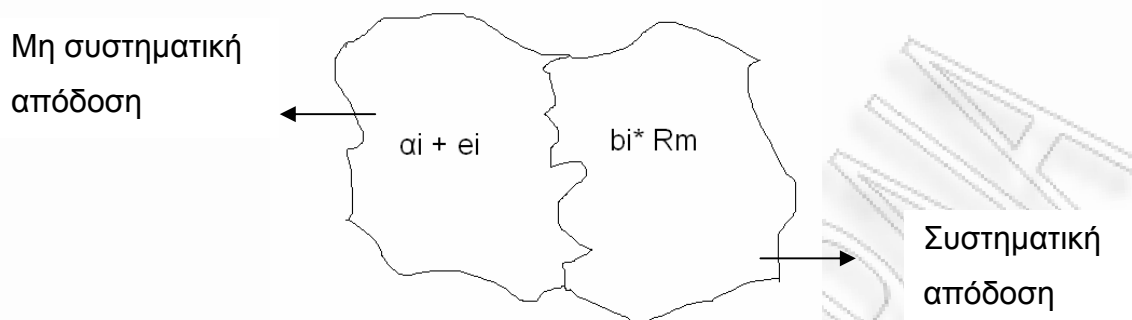
Ο συντελεστής «βήτα» μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_i$  στις κινήσεις του  $R_m$ .

Εάν  $\beta > 1$ : αν το  $R_m$  αυξηθεί κατά 1% τότε το  $R_i$  θα αυξηθεί κατά ποσοστό μεγαλύτερο του 1%.

Ενώ όταν  $\beta < 1$ : αν το  $R_m$  αυξηθεί κατά 1% τότε το  $R_i$  θα αυξηθεί κατά ποσοστό μικρότερο του 1%.



Σχηματικά έχουμε:



**Σχήμα 2.1** – Η συστηματική και η μη συστηματική απόδοση στο Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Η συστηματική απόδοση επηρεάζεται συστηματικά από έναν κοινό παράγοντα, το  $m$ .

Η μη συστηματική απόδοση εξαρτάται από την ίδια την εταιρεία που ανήκει η μετοχή. Επηρεάζεται από παράγοντες της ίδιας της εταιρείας όπως το management, νέο προϊόν κ.λπ.

Χρησιμοποιώντας το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα ακολούθως βρίσκουμε την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο.

### 2.6.1 Αναμενόμενη απόδοση

$$Cov(R_m, e_i) = 0 \quad (2.15)$$

όπου:

$Cov(R_m, e_i)$  = η συνδιακύμανση ανάμεσα στην απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$  και το σφάλμα της μετοχής  $i$ .

Το  $R_m$  είναι ο μόνος κοινός παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών.

Η αναμενόμενη απόδοση δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$E(R_i) = a_i + b_i E(R_m) \quad (2.16)$$

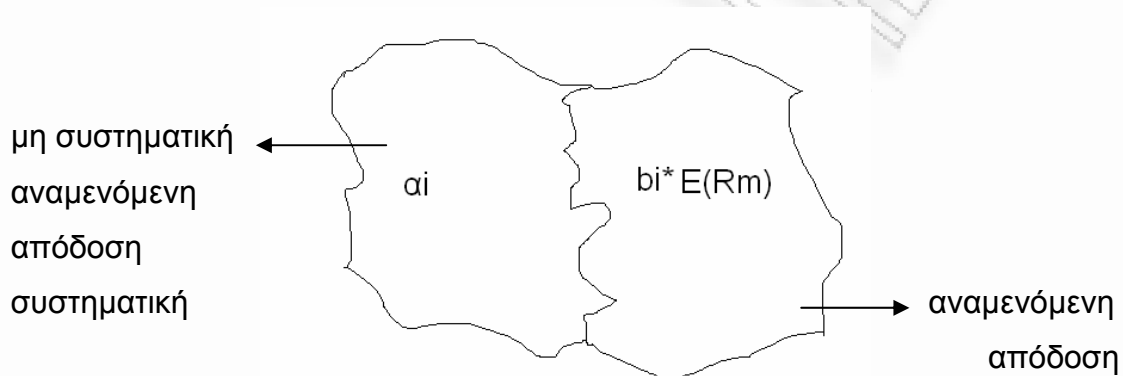
όπου:

$a_i$  = συντελεστής,

$b_i$  = ο συντελεστής «βήτα» της μετοχής  $i$  και

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$  (στην πράξη είναι ένας χρηματιστηριακός δείκτης).

Σχηματικά έχουμε:



**Σχήμα 2.2** – Η συστηματική και η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση στο Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

### 2.6.2 Κίνδυνος

$$\sigma^2(R_i) = b_i^2 \sigma^2 E(R_m) + \sigma^2 e_i \quad (2.17)$$

όπου:

$b_i^2 \sigma^2 E(R_m)$  = ο μη συστηματικός κίνδυνος και

$\sigma^2(e_i)$  = η διασπορά του σφάλματος που μετρά το μη συστηματικό κίνδυνο.

### Υπολογισμός του «βήτα»

Αρχικά βρίσκω τη συνδιακύμανση  $Cov(R_i, R_m)$

$$Cov(R_i, R_m) = b_i \sigma^2(R_m) \quad (2.18)$$

όπου:

$b_i$  = ο συντελεστής βήτα της μετοχής  $i$  και

$\sigma^2(R_m)$  = η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $m$ .

Από τον τύπο 2.18 προκύπτει ότι το «βήτα» είναι:

$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_{R_m}^2} \quad (2.19)$$

όπου:

$Cov(R_i, R_m)$  = η συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής  $i$  και του χαρτοφυλακίου  $m$  και

$\sigma^2 R_m$  = η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $m$ .

Επομένως το «βήτα» μας δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής  $i$  μέσα στο χαρτοφυλάκιο ή στο δείκτη  $m$  ως προς τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου ή του δείκτη  $m$ .

Παρατηρούμε ότι το «βήτα» είναι σχετικό μέτρο κινδύνου, δεν είναι απόλυτο όπως η διασπορά.

Εάν το  $\beta > 1$ : η μετοχή είναι επιθετική.

Αν ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένουμε την αγορά να είναι ανοδική τότε επενδύω σε επιθετικές μετοχές.

Εάν το  $\beta < 1$ : η μετοχή είναι αμυντική.

Αν ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένουμε την αγορά να είναι καθοδική τότε επενδύω σε αμυντικές μετοχές.

### 2.6.3 Μετατροπή του μονοπαραγοντικού υποδείγματος σε ένα εμπειρικό υπόδειγμα

Για να μετατρέψουμε το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα σε εμπειρικό, προσθέτουμε το δείκτη  $t$  (χρόνος).

$$R_{it} = a_{it} + b_{it}R_m + e_{it}, E(e_{it}) = 0 \quad (2.20)$$

Παρατηρήσεις:

1. Για να υπολογίσουμε τους συντελεστές  $a$  και  $\beta$ , χρησιμοποιούμε την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και καταλήγουμε στους ανωτέρω τύπους.
2. Η αρχική μέθοδος παραγωγής των συντελεστών  $a$  και  $\beta$  που ακολούθησε παράγει ισοδύναμα αποτελέσματα με αυτή των ελαχίστων τετραγώνων.
3. Το μοντέλο υποθέτει ότι οι συντελεστές  $a$  και  $\beta$  είναι διαχρονικά σταθεροί.

### 2.7 Σύγκριση μονοπαραγοντικού υποδείγματος και Υ.Α.Κ.Σ.

1. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα στηρίζεται κυρίως σε ιστορικά δεδομένα, ενώ το Υ.Α.Κ.Σ. αναφέρεται σε αναμενόμενες αποδόσεις και αναμενόμενα «βήτα».
2. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι μια γραμμική σχέση μεταξύ της απόδοσης μιας μετοχής και της απόδοσης ενός χρηματιστηριακού δείκτη. Το Υ.Α.Κ.Σ. είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και «βήτα»
3. Η αναμενόμενη απόδοση για το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα δίνεται από τον (2.16) :

$$E(R_i) = a_i + b_i E(R_m)$$

Ενώ για το Υ.Α.Κ.Σ. :

$$E(R_i) = R_F - R_F b_i + E(R_m) b_i \quad (2.21)$$

Για να είναι οι εξισώσεις (2.16)=(2.20), θέλουμε:

$$a_i = R_F (1 - b_i) \quad (2.22)$$

Επομένως, αν ισχύει η (2.22) για κάθε  $i$ , τότε ισχύει και το Υ.Α.Κ.Σ.

## 2.8 Εναλλακτικές μορφές του Υ.Α.Κ.Σ.

Οι υποθέσεις ισχύος του Υ.Α.Κ.Σ. περιγράφουν μια τέλεια και αποτελεσματική αγορά. Στην πράξη όμως κάτι τέτοιο δεν μπορεί να συμβεί. Για παράδειγμα, δεν μπορούν όλοι οι επενδυτές να δανείζουν και να δανείζονται με το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου χωρίς περιορισμούς. Ο ίδιος ο Sharpe αναφέρει ότι η υπόθεση αυτή είναι ιδιαίτερα περιοριστική και αναμφίβολα μη ρεαλιστική, παρόλα ταύτα γίνεται χρήση της για να ισχύουν οι συνθήκες ισορροπίας που είναι απαραίτητες για τη διαμόρφωση του Υ.Α.Κ.Σ..

Ως εκ τούτου έχουν προταθεί ορισμένες επεκτάσεις του Υ.Α.Κ.Σ. οι οποίες περιγράφονται ακολούθως.

### 2.8.1 Απαγόρευση ακάλυπτης πώλησης

Μια από τις υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται το Υ.Α.Κ.Σ. , είναι ότι ο κάθε επενδυτής μπορεί να αναλάβει απεριόριστη ακάλυπτη πώληση. Επιπλέον, οι ακάλυπτες πωλήσεις ορίζονται με την ευρεία έννοια , δηλαδή ένας επενδυτής επιτρέπεται να πουλήσει ένα χρεόγραφο (είτε είναι στην κατοχή του, είτε όχι) και να χρησιμοποιήσει τα έσοδα για να αγοράσει άλλο χρεόγραφο. Αυτή είναι μια βολική υπόθεση και απλοποίησε τα μαθηματικά της εξαγωγής της ισορροπίας, μολαταύτα δεν είναι μια απαραίτητη υπόθεση. Η οικονομική διαίσθηση που υποστηρίζει αυτό το γεγονός είναι απλή. Αφού βάσει των άλλων υποθέσεων του Υ.Α.Κ.Σ. όλοι οι επενδυτές έχουν το χαρτοφυλάκιο της

αγοράς σε ισορροπία, κανείς επενδυτής δεν κάνει ακάλυπτη πώληση σε χρεόγραφο.

Επομένως, απαγορεύοντας την ακάλυπτη πώληση δεν επηρεάζεται η ισορροπία. Άλλωστε, η σχέση του Υ.Α.Κ.Σ. παραμένει η ίδια είτε επιτρέπεται την ακάλυπτη πώληση, είτε όχι.

### **2.8.2 Τροποποιήσεις στο δανεισμό με επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο**

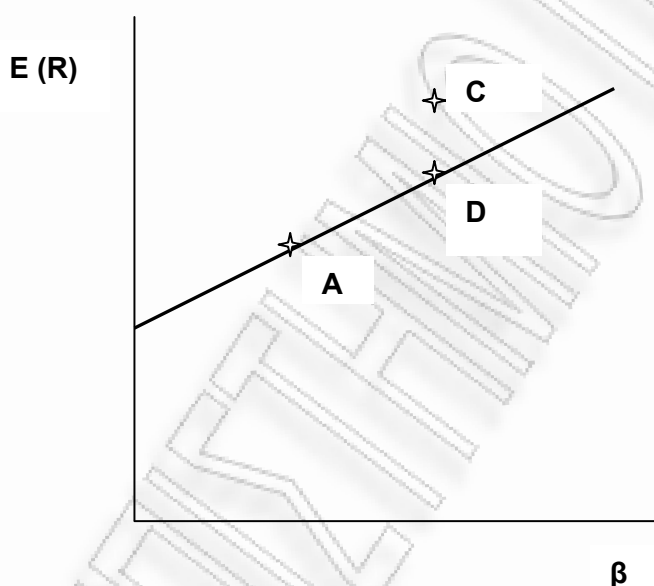
Μια ακόμη από τις υποθέσεις του Υ.Α.Κ.Σ. είναι ότι οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και να δανείζονται απεριόριστες ποσότητες χρήματος στο επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Μια τέτοια υπόθεση δεν μπορεί να συμβαδίσει με την πραγματική οικονομία. Μοιάζει πολύ πιο ρεαλιστικό να υποθέσουμε ότι οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν απεριόριστες ποσότητες χρήματος στο επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, αλλά δεν μπορούν να δανείζονται στο επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Η υπόθεση που αφορά το δανεισμό είναι ισοδύναμη με το γεγονός ότι οι επενδυτές μπορούν να αγοράσουν κρατικά χρεόγραφα με ίση διάρκεια μέχρι τη λήξη με τον επενδυτικό τους ορίζοντα. Τέτοια χρεόγραφα υπάρχουν και είναι διαθέσιμα για όλους τους σκοπούς και είναι χωρίς κίνδυνο. Επιπλέον, το επιτόκιο τέτοιων χρεογράφων είναι ουσιαστικά το ίδιο για όλους τους επενδυτές.

Παρόλα αυτά, δεν είναι εφικτό οι επενδυτές να δανείζονται απεριόριστες ποσότητες στο επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Είναι χρήσιμο να εξεταστεί η περίπτωση κατά την οποία οι επενδυτές δεν μπορούν είτε να δανειστούν είτε να δανείσουν με το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, και να επεκταθεί η ανάλυση στην περίπτωση που μπορούν να δανείσουν αλλά δεν μπορούν να δανειστούν με το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο.

### 2.8.2.1 Μη χρήση του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο

Το μοντέλο αυτό είναι το δεύτερο ευρέως διαδεδομένο στα μοντέλα ισορροπίας. Το κοινό Υ.Α.Κ.Σ. που αναπτύχθηκε σε προηγούμενη ενότητα είναι το πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο. Εξαιτίας της σημαντικότητας αυτού του μοντέλου το ορίζουμε με δυο έννοιες. Η πρώτη έννοια αποτυπώνει την οικονομική λογική, ενώ η δεύτερη είναι πιο αυστηρή.

Η απλή απόδειξη



**Διάγραμμα 2.7** - Χαρτοφυλάκια με αναμενόμενη απόδοση «βήτα» space

Η σχέση ανάμεσα σε δυο χαρτοφυλάκια που ενέχουν κίνδυνο αποτυπώνεται σε μια ευθεία γραμμή ενώνοντας τα με την αναμενόμενη απόδοση του «βήτα» space. Για παράδειγμα, θετικοί συνδυασμοί των χαρτοφυλακίων A και D αποτυπώνονται στο ευθύγραμμο τμήμα A – D. Ωστόσο, αν τα χρεόγραφα ή χαρτοφυλάκια βρίσκονται στην ευθεία της αναμενόμενης απόδοσης του «βήτα» space, όλοι οι συνδυασμοί των χρεογράφων θα βρίσκονται στην ίδια ευθεία.

Ας θεωρήσουμε τα χρεόγραφα C και D στο διάγραμμα 2.7. Παρατηρούμε ότι έχουν τον ίδιο συστηματικό κίνδυνο, αλλά το C δίνει μεγαλύτερη απόδοση.

Είναι φανερό ότι ένας επενδυτής θα προτιμήσει την απόκτηση του C από το D μέχρι οι τιμές να ταυτιστούν και να προσφέρουν την ίδια απόδοση. Στην πραγματικότητα ένας επενδυτής θα μπορούσε να αποκτήσει το C και να κάνει πώληση στο D και να έχει ένα περιουσιακό στοιχείο με θετική αναμενόμενη απόδοση και χωρίς συστηματικό κίνδυνο. Μια τέτοια δυνατότητα δεν μπορεί να υπάρξει σε συνθήκες ισορροπίας. Εν ολίγης, όλα τα χαρτοφυλάκια και τα χρεόγραφα πρέπει να αποτυπώνονται σε μια ευθεία γραμμή.

Ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο βρίσκεται πάνω σε αυτή την ευθεία είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Εάν δεν βρισκόταν πάνω σε μια ευθεία, θα μπορούσαν να υπάρχουν δυο περιουσιακά στοιχεία με ίδιο συστηματικό κίνδυνο και διαφορετική απόδοση, και σε ισορροπία, ισοδύναμα τα περιουσιακά στοιχεία θα έπρεπε να έχουν την ίδια απόδοση. Προσέτι, πρέπει να σημειωθεί ότι όλοι οι συνδυασμοί χρεογράφων βρίσκονται σε μια ευθεία και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ένας σταθμικός μέσος όρος των χρεογράφων.

Μια ευθεία μπορεί να περιγραφεί σε δυο σημεία. Το ένα βολικό σημείο είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, ενώ το δεύτερο είναι το σημείο που τέμνει τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων (σε αυτό το σημείο το «βήτα» είναι μηδέν).

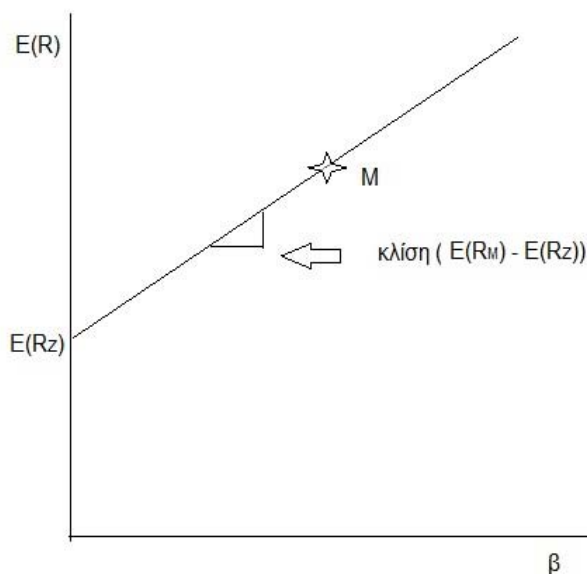
Η συνάρτηση της ευθείας γραμμής είναι:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση} = \alpha + \beta (\text{« βήτα »}) \quad (2.23)$$

όπου:

$\alpha, \beta$  = συντελεστές.





**Διάγραμμα 2.8** – Η μηδενικού «βήτα» γραμμή αποτίμησης κεφαλαιακού στοιχείου

Αυτή η σχέση πρέπει να ισχύει και για το χαρτοφυλάκιο με μηδενικό «βήτα». Αν θεωρήσουμε την  $E(R_z)$  ως την αναμενόμενη απόδοση αυτού του χαρτοφυλακίου έχουμε:

$$E(R_z) = \alpha + \beta(0) \text{ ή } \alpha = E(R_z) \quad (2.24)$$

όπου:

$E(R_z)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου Z και  
 $\alpha, \beta$  = συντελεστές.

Η συνάρτηση πρέπει να ισχύει και για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αν  $E(R_M)$  είναι η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς έχουμε:

$$E(R_M) = E(R_z) + \beta(1) \text{ ή } \beta = E(R_M) - E(R_z) \quad (2.25)$$

όπου:

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M και  
 $E(R_z)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου Z.

Συνδυάζοντας τις (2.24), (2.25) και θεωρώντας  $E(R_i)$  και  $\beta_i$  την αναμενόμενη απόδοση και το «βήτα» ενός περιουσιακού στοιχείου ή ενός χαρτοφυλακίου, η εξίσωση για την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου ή χαρτοφυλακίου γίνεται:

$$E(R_i) = E(R_Z) + [E(R_M) - E(R_Z)]\beta_i \quad (2.26)$$

όπου:

$E(R_Z)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου Z,

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M και

$\beta_i$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου ή αξιόγραφου i.

Η εξίσωση (2.26) αποτελεί την εκδοχή μηδενικού «βήτα» του μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων και παρουσιάζεται στο διάγραμμα 2.8. Αυτή η μορφή είναι μια γενική σχέση ισορροπίας και αναφέρεται εναλλακτικά ως μοντέλο δυο παραγόντων (two factor model).

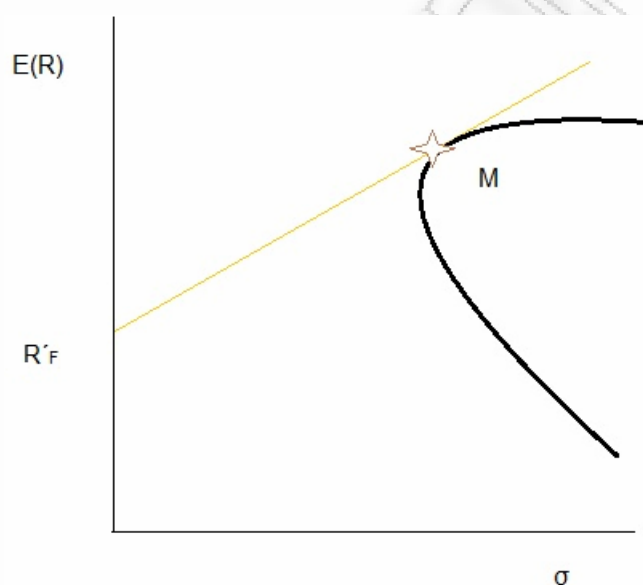
#### Ο αυστηρός ορισμός

Ας υποθέσουμε προς το παρόν ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς βρίσκεται πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο σε όρους αναμενόμενης απόδοσης – τυπικής απόκλισης.

Το αποτελεσματικό σύνορο μπορεί να διαγραφεί αφήνοντας το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου να ποικίλει και να βρίσκει σημείο επαφής ανάμεσα στο αποτελεσματικό σύνορο και στην που περνάει από το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου. Αντιστοιχώντας το κάθε «επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου», προκύπτει ένα σημείο στο αποτελεσματικό σύνορο και αντίστροφα. Υπάρχει, φυσικά, ένα μοναδικό επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου στην αγορά. Παρόλα αυτά, η διαδικασία του ποικίλου επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου είναι απλά μια διαδικασία διατήρησης του πλήρους αποτελεσματικού συνόρου. Δηλαδή, το αποκαλούμενο επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου είναι μια τεχνητή κατασκευή την

οποία τη χρησιμοποιήσαμε για να διατηρήσουμε το αποτελεσματικό σύνορο. Ορίζοντας το  $R'_F$  ως το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου τέτοιο ώστε όλοι οι επενδυτές να μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται απεριόριστες ποσότητες κεφαλαίων στο επιτόκιο αυτό, τότε μπορούν να κατέχουν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Ο επενδυτής που μπορεί να δανείσει και να δανειστεί στο  $R'_F$  το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου, μπορεί να εντοπίσει μια επένδυση σαν αυτή που αποτυπώνεται στο διάγραμμα 2.9.



**Διάγραμμα 2.9** – Το σεντ ευκαιριών με επιτόκιο  $R'_F$

Ο επενδυτής για να βρει τις βέλτιστες αναλογίες, θα αντιμετώπιζε ένα σύστημα εξισώσεων. Μια από αυτές τις εξισώσεις είναι η ακόλουθη:

$$\lambda(x_1\sigma_{1j} + x_2\sigma_{2j} + \dots + x_j\sigma_j^2 + \dots + x_N\sigma_{Nj}) = E(R_j) - R'_F \quad (2.27)$$

όπου:

$\lambda$  = συντελεστής,

$x_1, x_2, \dots, x_N$  = τα μερίδια της αγοράς,

$\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{Nj}$  = οι συνδιακυμάνσεις ανάμεσα στην απόδοση του χρεογράφου  $j$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

$E(R_j)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $j$  και

$R'_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου όπου όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν ή να δανείζονται κεφάλαιο.

Η άνω εξίσωση μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\begin{aligned} \lambda Cov(R_j, R_M) &= E(R_j) - R'_F \\ \text{ή } E(R_j) &= R'_F + \lambda Cov(R_j, R_M) \end{aligned} \quad (2.28)$$

όπου:

$E(R_j)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου j,

$R'_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου όπου όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν ή να δανείζονται κεφάλαιο και

$Cov(R_j, R_M)$  = η συνδιακύμανση ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο  $R_j, R_M$ .

Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι ο μέσος σταθμικός όρος των αναμενόμενων αποδόσεων των επιμέρους χρεογράφων. Αφού η εξίσωση (2.28) ισχύει για κάθε χρεόγραφο, πρέπει να ισχύει και για την αγορά. Οπότε:

$$\begin{aligned} E(R_M) &= R'_F + \lambda Cov(R_M, R_M) \\ \text{ή } E(R_M) &= R'_F + \lambda \sigma_M^2 \end{aligned} \quad (2.29)$$

$$\text{ή } \lambda = \frac{E(R_M) - R'_F}{\sigma_M^2} \quad (2.30)$$

όπου:

$\lambda$  = συντελεστής,

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M,

$R'_F$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου όπου όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν ή να δανείζονται κεφάλαιο και

$\sigma_M^2$  = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου M.

Αντικαθιστώντας την (2.30) στην (2.28) και αναδιατάσσοντας τις αποδόσεις έχουμε:

$$E(R_j) = R_F' + \frac{E(R_M) - R_F'}{\sigma_M^2} \text{Cov}(R_j, R_M) \quad (2.31)$$

$$\text{ή } E(R_j) = R_F' + b_j [E(R_M) - R_F']$$

όπου:

$E(R_j)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου j,

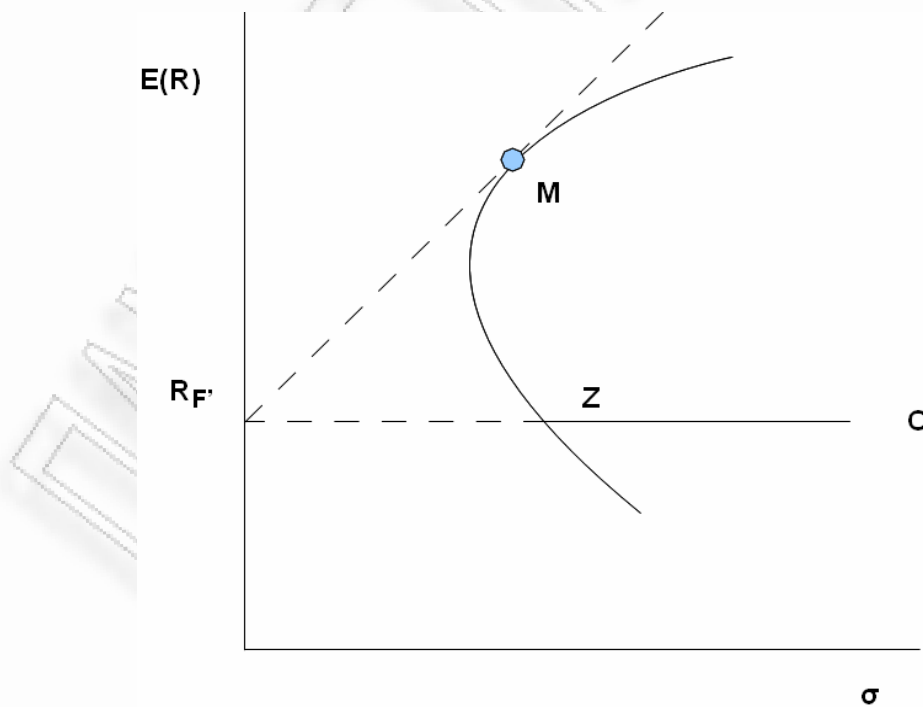
$R_F'$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου όπου όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζονται ή να δανείζονται κεφάλαιο,

$b_j$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου j και

$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M.

Παρατηρούμε ότι το περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου με απόδοση  $R_F'$  δεν υπάρχει στην πραγματικότητα. Παρόλα αυτά, υπάρχει ένα πεπερασμένο πλήθος στοιχείων και χαρτοφυλακίων που δίνει την απόδοση  $R_F'$ .

Τα περιουσιακά αυτά στοιχεία είναι τοποθετημένα στο ευθύγραμμο τμήμα  $R_F' - C$  όπως φαίνεται στο διάγραμμα (2.10).



**Διάγραμμα 2.10** – Η θέση των χαρτοφυλακίων με απόδοση  $R_F'$

Εξετάζοντας την εξίσωση (2.31) για  $E(R_j)=R_F$ , ο τελευταίος όρος πρέπει να είναι μηδέν. Παρόλα αυτά, οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο που έχει απόδοση  $R_F$  πρέπει να έχει «βήτα» (συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς) ίσο με το μηδέν.

Ενώ η ισορροπία μπορεί να εκφραστεί σε όρους οποιωνδήποτε μηδενικών βήτα χαρτοφυλακίων στο ευθύγραμμο τμήμα  $R_F - C$ , έχει η νόημα χρήση του μηδενικού βήτα χαρτοφυλακίου με ελάχιστο κίνδυνο. Αυτό είναι ισοδύναμο με το μηδενικού βήτα χαρτοφυλάκιο που έχει ελάχιστο συνολικό κίνδυνο. Επομένως αποζητούμε το μηδενικού βήτα χαρτοφυλάκιο με ελάχιστη διακύμανση το οποίο στην περίπτωση μας είναι το  $Z$  και η αναμενόμενη απόδοση του είναι  $R_F$ .

Οπότε, αφού  $E(R_Z)=R_F$ , το αξιόγραφο της γραμμής αξιόγραφων μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$E(R_j) = E(R_Z) + [E(R_M) - E(R_Z)]b_j \quad (2.32)$$

Επομένως καταλήξαμε στην ίδια εξίσωση με προηγουμένως (2.26).

Ας δούμε αν μπορούμε να αποκομίσουμε κάτι από τη θέση αυτού του μηδενικού «βήτα» χαρτοφυλακίου με ελάχιστη διακύμανση. Πρώτον, γνωρίζουμε ότι η αναμενόμενη απόδοση στο μηδενικού «βήτα» χαρτοφυλάκιο πρέπει να είναι μικρότερη από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο ανήκει στο αποτελεσματικό όριο του ελαχίστου διακύμανσης συνόρου, και η κλίση σε αυτό το σημείο πρέπει να είναι θετική. Ωστόσο, καθώς κινούμαστε την εφαπτομένη της απόδοσης  $E(R_M)$  προς τον κάθετο άξονα, μειώνονται οι αποδόσεις.

Αφού το  $E(R_Z)$  είναι η σταθερά της εφαπτομένης και του κάθετου άξονα, δίνει απόδοση χαμηλότερη από  $E(R_M)$ . Δεύτερον, όπως αποδεικνύουμε κάτωθι, το μηδενικού «βήτα» χαρτοφυλάκιο δεν μπορεί να είναι αποτελεσματικό.

Απόδειξη

Ας θεωρήσουμε ένα χαρτοφυλάκιο το  $s$  με την ελάχιστη δυνατή διακύμανση. Το χαρτοφυλάκιο αυτό μπορεί να διαμορφωθεί με ένα συνδυασμό του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του μηδενικού «βήτα» χαρτοφυλακίου.

$$\sigma_s^2 = X_Z^2 \sigma_Z^2 + (1 - X_Z)^2 \sigma_M^2 \quad (2.33)$$

όπου:

$\sigma_s^2$  = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου  $s$ ,

$X_Z$  = το σταθμό του χαρτοφυλακίου με μηδενικό «βήτα»,

$\sigma_Z^2$  = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου  $Z$  και

$\sigma_M^2$  = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου  $M$  (αγορά).

Δεν υπάρχει το μέρος της συνδιακύμανσης καθώς η συνδιακύμανση ανάμεσα στα δύο στοιχεία είναι μηδέν. Για να βρούμε τα σταθμά του κάθε χαρτοφυλακίου που ελαχιστοποιούν τη διακύμανση παίρνουμε τη πρώτη μερική παράγωγο ως προς  $X_Z$  και τη θέτουμε μηδέν, δηλαδή:

$$\frac{d\sigma_s^2}{dX_Z} = 2X_Z \sigma_Z^2 - 2\sigma_M^2 + 2X_Z \sigma_M^2 \quad (2.34)$$

Λύνοντας την (2.34) ως προς  $X_Z$  έχουμε:

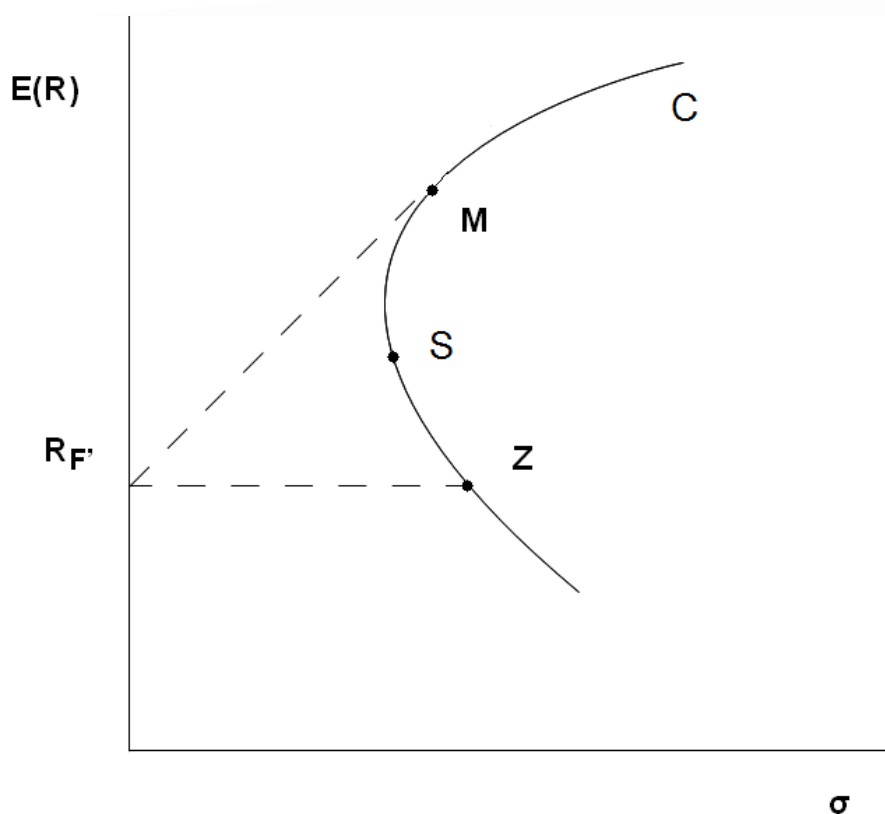
$$X_Z = \frac{\sigma_M^2}{\sigma_M^2 + \sigma_Z^2} \quad (2.35)$$

Αφού τα  $\sigma_M^2$  και  $\sigma_Z^2$  είναι πάντα θετικοί αριθμοί, το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο με την ελάχιστη εφικτή διακύμανση πρέπει να περιλαμβάνει θετικά σταθμά τόσο του μηδενικού «βήτα» όσο και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Αφού  $E(R_Z) < E(R_M)$ , τα χαρτοφυλάκια  $Z$  και  $M$  με θετικά σταθμά πρέπει να έχουν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις από ότι το  $Z$ . Αφού το χαρτοφυλάκιο με ελάχιστη διακύμανση έχει υψηλότερη απόδοση και μικρότερη διακύμανση από το  $Z$ , το  $Z$  δεν μπορεί να βρίσκεται στο αποτελεσματικό σύνορο με ελάχιστη διακύμανση.

Μπορούμε να τοποθετήσουμε τα χαρτοφυλάκια Z, M και S στο σύνορο ελάχιστης διακύμανσης όλων των χαρτοφυλακίων στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης – τυπικής απόκλισης.

Το ακόλουθο διάγραμμα παρουσιάζει την τοποθέτηση όλων των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης – τυπικής απόκλισης. Όλοι οι επενδυτές θα κατέχουν χαρτοφυλάκια που βρίσκεται πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο. Επενδυτές που κατέχουν χαρτοφυλάκια που προσφέρουν αποδόσεις μεταξύ της  $s$  και  $E(R_M)$  θα επιλέξουν συνδυασμούς του χαρτοφυλακίου μηδενικού «βήτα» και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Επενδυτές που επιλέγουν να κρατήσουν χαρτοφυλάκια με αποδόσεις χαμηλότερες της  $E(R_M)$ , θα έχουν χαρτοφυλάκιο κατασκευασμένο από πώληση του χαρτοφυλακίου Z και αγορά του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Κανείς επενδυτής δεν θα επιλέξει να κρατήσει μόνο το χαρτοφυλάκιο Z, γιατί αυτό είναι ένα αναποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο. Επιπλέον, αφού οι επενδυτές στην συμφωνία αθροιστικά κρατούν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, διατηρώντας το αθροιστικό χαρτοφυλάκιο Z (θέσεις αγοράς μείον θέσεις πώλησης) πρέπει να είναι ακριβώς μηδέν. Να σημειωθεί άλλωστε ότι συνεχίζουμε να έχουμε ένα θεώρημα δυο αμοιβαίων κεφαλαίων. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να είναι ικανοποιημένοι από τις συναλλαγές των δυο αμοιβαίων κεφαλαίων: το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και το ελάχιστης διακύμανσης μηδενικού «βήτα» χαρτοφυλάκιο.

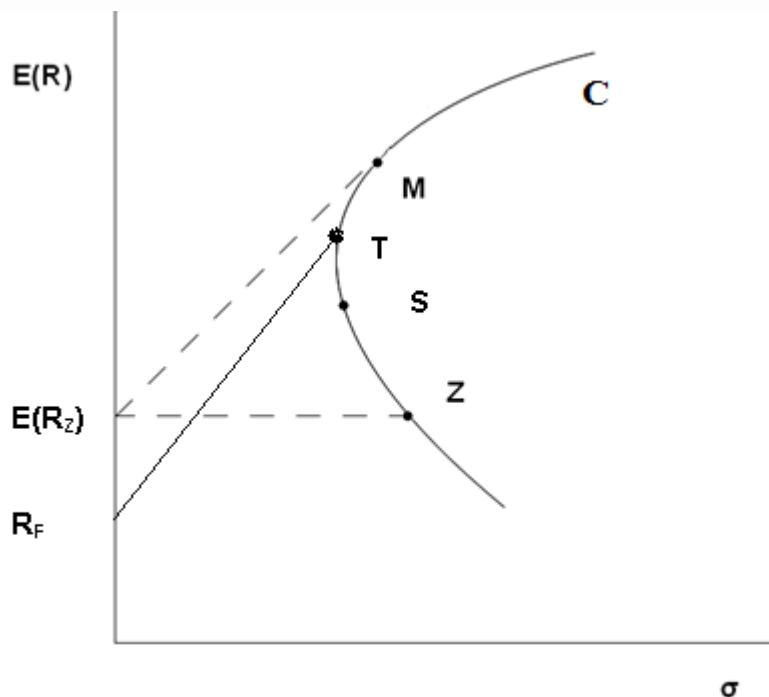




**Διάγραμμα 2.11** – Το σύνορο ελάχιστης διακύμανσης

### 2.8.2.2 Δανειοδότηση με επιτόκιο risk free και δανειοληψία με διαφορετικό επιτόκιο

Έχουμε ήδη αναφέρει πως δεν είναι ρεαλιστικό να υποθέσουμε ότι οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν κεφάλαια με τόκο ίσο με τον τόκο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Παρόλα αυτά είναι ρεαλιστικό να υποθέσουμε ότι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν κεφάλαια με τόκο ίσο με τον τόκο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Η υπόθεση αυτή απεικονίζεται στο διάγραμμα 2.12.



**Διάγραμμα 2.12** Το σεντ ευκαιριών με δανεισμό χωρίς κίνδυνο

Οι συνδυασμοί των χαρτοφυλακίων και των χρεογράφων που βρίσκονται στο ευθύγραμμο τμήμα  $R_F - T$  θα αντικαταστήσουν ορισμένα από τα κεφάλαια τους με το χαρτοφυλάκιο  $T$  και με τα περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου.

Το αποδοτικό σύνολο δίνεται από την ευθεία γραμμή  $R_F - T$  και την καμπύλη  $TMC$ . Σε αντίθετη περίπτωση όπου ο επενδυτής δεν δύναται να δανείζει με τόκο ίσο με τον τόκο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, αλλά μπορεί να δανειστεί όλοι οι συνδυασμοί των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων είναι αποτελεσματικοί.

Σε περίπτωση όπου δεν επιτρέπεται ο επενδυτής να δανείσει με τόκο ίσο με τον τόκο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, τότε δεν είναι όλοι οι συνδυασμοί των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων αποτελεσματικοί.

Αν τα επιτόκιο δανειοδότησης και δανειοληψίας διαφέρουν, δεν μπορούμε να μιλήσουμε για ύπαρξη χρεογράφου με μηδενικό κίνδυνο. Τη θέση του

χρεογράφου με μηδενικό κίνδυνο παίρνει ένα χαρτοφυλάκιο Z και η σχέση ισορροπίας είναι η ακόλουθη:

$$E(R_j) = E(R_Z) + b_j [E(R_M) - E(R_Z)] \quad (2.36)$$

όπου:

$E(R_Z)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου Z,

$b_j$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου j και

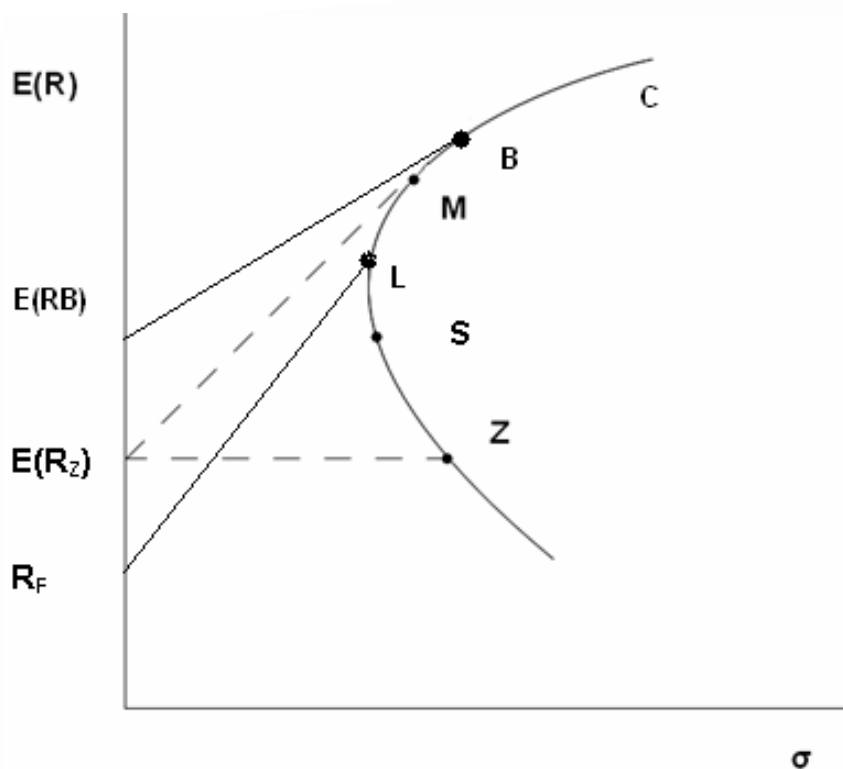
$E(R_M)$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου M (αγορά).

Το χαρτοφυλάκιο Z έχει τις ακόλουθες ιδιότητες:

- είναι ένα χαρτοφυλάκιο μηδενικού κινδύνου (zero – beta portfolio) και έχει την ελάχιστη διακύμανση ανάμεσα σε όλα τα άλλα μηδενικού κινδύνου χαρτοφυλάκια και
- το χαρτοφυλάκιο αυτό είναι αναποτελεσματικό (inefficient).

Σε αντίθεση με το Υ.Α.Κ.Σ με το χρεόγραφο με τόκο ίσο με τον τόκο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο όπου υπάρχει μόνο μια γραμμή αγοράς (market line), όταν έχουμε το χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου η γραμμή αγοράς δεν ορίζεται μονοσήμαντα καθώς και το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο του επενδυτή.

Ανάλογα με το τι είναι το χρεόγραφο Z προσδιορίζονται και τα υπόλοιπα μεγέθη. Αυτό απεικονίζεται και στο ακόλουθο διάγραμμα.



**Διάγραμμα 2.13** Το σέτ ευκαιριών με διαφορετικά επιτόκια δανειοδότησης και δανειοληψίας

## 2.9 Το Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια

Το Υ.Α.Κ.Σ. 1 προτείνει μια σχέση τριών διαστάσεων ανάμεσα στον κίνδυνο και στην απόδοση βασισόμενη σε ένα χαρτοφυλάκιο που δεν ανήκει στο αποτελεσματικό σύνορο. Αποδεικνύει ότι ένα χαρτοφυλάκιο βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου μόνο αν και μόνο εάν η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου εκφράζεται ως γραμμική σχέση του συστηματικού της κινδύνου σε αυτό το χαρτοφυλάκιο και ενός πρόσθετου κινδύνου σχετιζόμενου με την κίνηση μέσα στο σύνορο του σέτ του χαρτοφυλακίου.

### 2.9.1 Οι υποθέσεις του Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια

Υποθέτουμε ένα περιβάλλον με  $n$  στοιχεία, με  $n \geq 3$ . Οι αποδόσεις αυτών των στοιχείων κατά τη διάρκεια μιας μη καθορισμένης περιόδου ορίζονται συλλογικά από το διάνυσμα  $R$  το οποίο ακολουθεί μια πολυπαραγοντική κατανομή με διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων  $\mu$  και πίνακα

διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων  $V$ . Ένα χαρτοφυλάκιο, έστω  $p$ , είναι ένα διάνυσμα  $n$  διάστασης σταθμών,  $x_p$ . Τα σταθμά  $x_{ip}$  αντιπροσωπεύουν το μερίδιο πλούτου που έχει επενδυθεί στο κάθε στοιχείο  $i$ . Το άθροισμα των σταθμών του διανύσματος  $n$  διάστασης μας δίνει μονάδα, δηλαδή:

$$\sum_i x_{i,p} = 1^T x_p = 1 \quad (2.37)$$

όπου:

$x_{ip}$  = τα σταθμά που αντιπροσωπεύουν το μερίδιο πλούτου που έχει επενδυθεί στο κάθε στοιχείο  $i$ .

Η αναμενόμενη απόδοση και η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $p$ , έστω  $R_p$ , είναι αντίστοιχα:

$$E(R_p) = x_p^T \mu \quad (2.38)$$

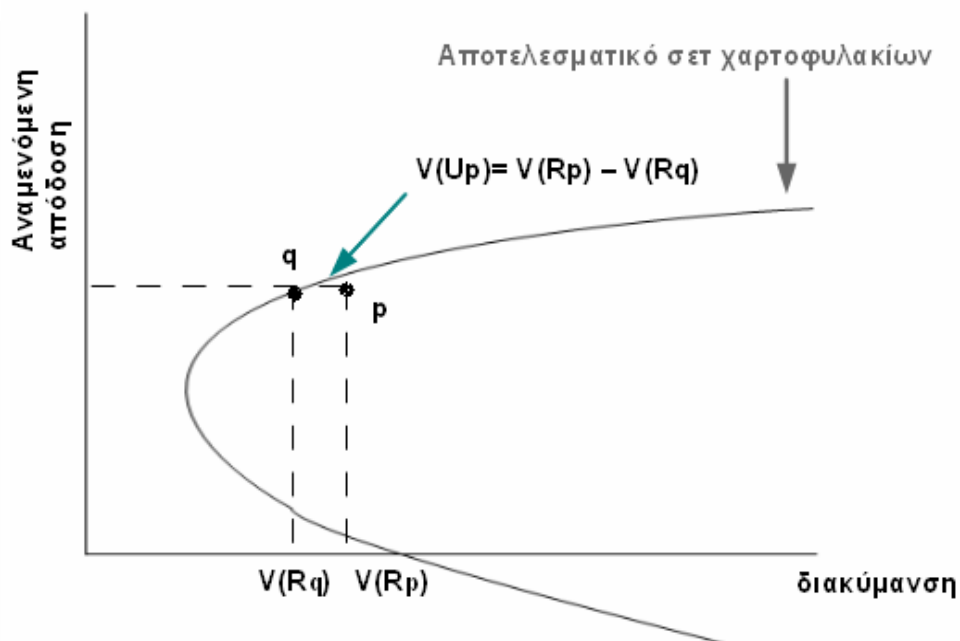
$$V(R_p) = x_p^T V x_p \quad (2.39)$$

Η ανάλυση ακολουθεί τα αποτελέσματα του Roll (1977) και βασίζεται στις ακόλουθες 3 υποθέσεις:

1. Ο  $V$  είναι μη μοναδιαίος, θετικά ορισμένος πίνακας,
2. το πλήθος των  $n$  από δυο πίνακες ( $\mu$  1) είναι 2 και
3. επιτρέπεται η ακάλυπτη πώληση σε αξιόγραφα με κίνδυνο.

### 2.9.2 Θεωρητικά αποτελέσματα του Υ.Α.Κ.Σ. για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια

Ας θεωρήσουμε το χαρτοφυλάκιο  $p$ , το οποίο βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού σετ χαρτοφυλακίου και το χαρτοφυλάκιο  $q$ , το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χαρτοφυλάκιο  $p$ . Το διάγραμμα 2.14 παριστά γραφικά το αποτελεσματικό σετ χαρτοφυλακίων και τις θέσεις των χαρτοφυλακίων  $p$ ,  $q$ .



**Διάγραμμα 2.14** – Τα χαρτοφυλάκια p, q όπου  $\mu_p = \mu_q$

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου p είναι ίση με το επίπεδο της απόδοσης του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου q συν έναν υπολειμματικό όρο.

$$R_p = R_q + U_p \tag{2.40}$$

όπου:

$R_p$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου p,

$R_q$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου q και

$U_p$  = ο υπολειμματικός όρος

Να σημειωθεί ότι ο υπολειμματικός όρος έχει μηδενική αναμενόμενη απόδοση και δεν είναι συσχετισμένος με το επίπεδο απόδοσης του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου q. Η διακύμανση του επιπέδου της απόδοσης του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου q είναι ισοδύναμη με τη συνδιακύμανση μεταξύ των επιπέδων της απόδοσης των χαρτοφυλακίων p, q.

$$V(R_q) = Cov(R_q, R_p) \tag{2.41}$$

Η σχέση 2.41 αποκαλύπτει ότι τα χαρτοφυλάκια  $p$ ,  $q$  είναι θετικά συσχετιζόμενα. Αφού  $V(R_q) < V(R_p)$  και  $Cov(R_q, R_p) > 0$ , ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ  $R_q, R_p$  είναι μεγαλύτερος του μηδέν.

Επιπλέον, η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $p$  είναι:

$$V(R_p) = V(R_q + U_p) \quad (2.42)$$

Αφού  $Cov(R_q, U_p) = 0$  η εξίσωση 2.42 παίρνει τη μορφή:

$$V(R_p) = V(R_q) + V(U_p) \quad (2.43)$$

όπου:

$V(R_p)$  = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου  $p$ ,

$V(R_q)$  = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου  $q$  και

$V(U_p)$  = η διακύμανση του υπολειμματικού όρου  $U_p$ .

Εναλλακτικά, η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου που βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού σετ χαρτοφυλακίων μπορεί να διαχωριστεί στη διακύμανση του συνοριακού χαρτοφυλακίου με την ίδια αναμενόμενη απόδοση συν τη διακύμανση του μη συσχετιζόμενου υπολειμματικού όρου.

Όσο μικρότερη η διακύμανση του υπολειμματικού όρου, τόσο κοντύτερα είναι η θέση του χαρτοφυλακίου  $p$  στο αποτελεσματικό σετ χαρτοφυλακίων.

Σημειώνεται δε, ότι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ  $R_p$  και  $U_p$  είναι ίσος με  $(V(U_p))^{1/2} / (V(R_p))^{1/2}$ . Όσο μεγαλύτερη η διακύμανση του  $U_p$ , τόσο μεγαλύτερος ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των  $R_p, U_p$ .

Εν τέλει, η συνδιακύμανση ανάμεσα στο επίπεδο της απόδοσης οποιουδήποτε αξιόγραφου, έστω  $j$ , και του επιπέδου της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $p$  είναι:

$$Cov(R_j, R_p) = Cov(R_j, R_q + U_p) \quad (2.44)$$

όπου:

$Cov(R_j, R_p)$  = η συνδιακύμανση ανάμεσα στο επίπεδο της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $j$  και του επιπέδου της απόδοσης του χαρτοφυλακίου  $p$  ή ισοδύναμα:

$$Cov(R_j, R_p) = Cov(R_j, R_q) + Cov(R_j, U_p) \quad (2.45)$$

όπου:

$Cov(R_j, R_q)$  = η συνδιακύμανση ανάμεσα στο επίπεδα απόδοσης του αξιόγραφου και του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου που βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου και

$Cov(R_j, U_p)$  = η συνδιακύμανση ανάμεσα στο επίπεδα απόδοσης του αξιόγραφου και του υπολογιζόμενου υπολειμματικού όρου.

**Λήμμα 1.** Οι ακόλουθες δυο εκφράσεις είναι ισοδύναμες:

1. Το χαρτοφυλάκιο  $p$  βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου.
2. Υπάρχει ένα διάνυσμα  $u_p \neq 0$ , όπου  $0$  είναι το μηδενικό διάνυσμα, και

$$x_p = V^{-1}(\mu 1)A^{-1}(\mu_p 1)^T + V^{-1}u_p \quad (2.46)$$

όπου:

$x_p$  = ένα  $n$  – διάνυσμα που ορίζει το χαρτοφυλάκιο  $p$ ,

$\mu_p = \mu_q$  με  $q$  αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο,

$A = \sigma(2,2)$  πληροφοριακός πίνακας του αποτελεσματικού συνόρου (ο  $A$  είναι συμμετρικός με τα στοιχεία  $a = \mu^T V^{-1} \mu$ ,  $b = \mu^T V^{-1} 1$ ,  $c = 1^T V^{-1} 1$ ) και

$u_p$  = ένα  $n$  – διάνυσμα με στοιχεία του τις συνδιακυμάνσεις ανάμεσα στα επίπεδα της απόδοσης του αξιόγραφου και του υπολειμματικού όρου.

**Πόρισμα 1.** Οι ακόλουθες δυο εκφράσεις είναι ισοδύναμες:

1. Το χαρτοφυλάκιο  $p$  βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου (όπου  $\mu_p > b/c$ ).
2. Υπάρχει ένα διάνυσμα  $u_p \neq 0$ , όπου  $0$  είναι το μηδενικό διάνυσμα, και

$$\mu = r_{zp} 1 - \frac{\mu_p - \mu_{zp}}{V(R_q)} (Vx_p - u_p) \quad (2.47)$$



όπου:

$\mu_p$  = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p,

$\mu_{zp}$  = η αναμενόμενη απόδοση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου του οποίου η απόδοση δεν σχετίζεται με την απόδοση του χαρτοφυλακίου q και την απόδοση του χαρτοφυλακίου p και

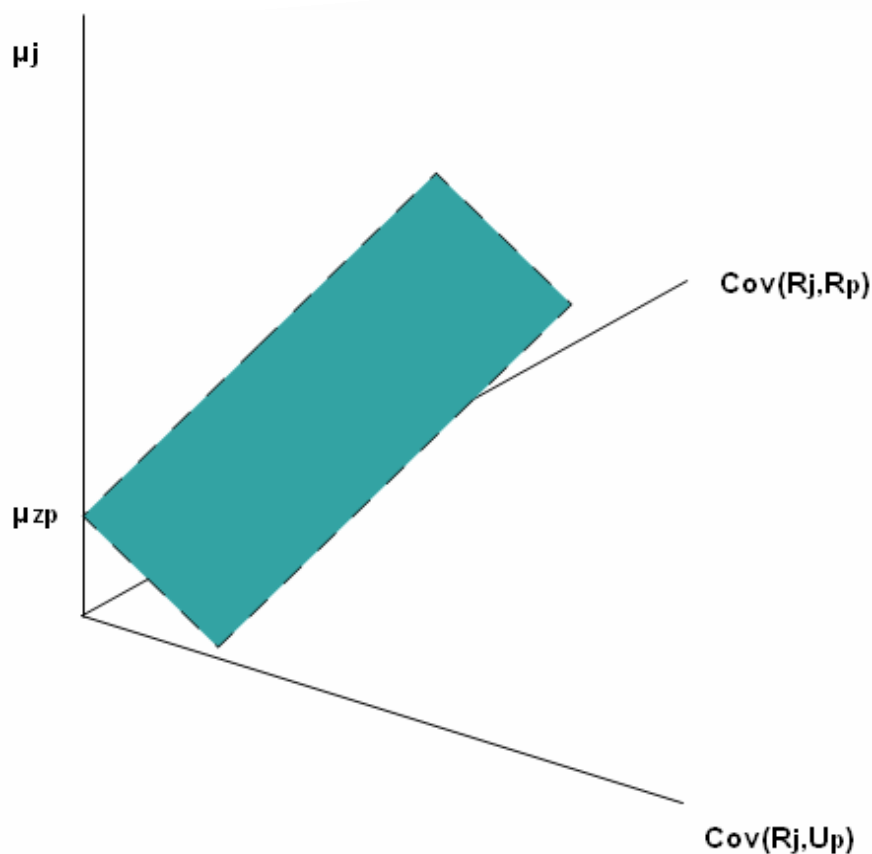
$\mu_p = \mu_q$ .

Η εξίσωση (2.47) μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\mu_j = \mu_{zp} + (\mu_p - \mu_{zp}) \frac{\text{Cov}(R_j, R_p)}{V(R_q)} - (\mu_p - \mu_{zp}) \frac{\text{Cov}(R_j, U_p)}{V(R_q)} \quad (2.48)$$

για  $j= 1, 2, 3, \dots, n$ .

Σε αυτή τη μορφή είναι εύκολο να δούμε ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου ή ενός χαρτοφυλακίου, είτε είναι στο σεν των αποδοτικών χαρτοφυλακίων είτε όχι, μπορεί να εκφραστεί ως μια γραμμική συνάρτηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου που βρίσκεται εντός του σεν των αποδοτικών χαρτοφυλακίων και του πρόσθετου κινδύνου του αξιόγραφου ή του χαρτοφυλακίου που σχετίζεται με την κίνηση εντός του σεν των αποδοτικών χαρτοφυλακίων.



**Διάγραμμα 2.15** – Η επιφάνεια της αγοράς των αξιόγραφων

Γραφικά η εξίσωση (2.48) είναι μια παραλληλόγραμμη επιφάνεια (βλέπε διάγραμμα 2.15). Στον κάθετο άξονα έχουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις, και στους δυο οριζόντιους άξονες έχουμε τις συνδιακυμάνσεις  $Cov(R_j, R_p)$  και  $Cov(R_j, U_p)$  αντίστοιχα.

Παρατηρούμε ότι για δεδομένο επίπεδο  $Cov(R_j, U_p)$ , αξιόγραφα ή χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερο επίπεδο  $Cov(R_j, R_p)$  έχουν μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις.

**Πόρισμα 2.** Οι ακόλουθες δυο εκφράσεις είναι ισοδύναμες:

1. Το χαρτοφυλάκιο  $p$  βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου (όπου  $\mu_p > b/c$ ).

2.

$$\beta_p = \frac{V(R_q)}{V(R_p)} \beta_q + \frac{V(U_p)}{V(R_p)} \beta_u \quad (2.49)$$

όπου:

$q$  = το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο με  $\mu_p = \mu_q$ ,

$\beta_p$  = το  $n$  – διάνυσμα με στοιχεία  $\text{Cov}(R_j, R_p)/V(R_p)$ ,

$\beta_u$  = το  $n$  – διάνυσμα με στοιχεία  $\text{Cov}(R_j, U_p)/V(U_p)$  και

$j = 1, 2, \dots, n$ ,  $\beta_u \neq 0$ , όπου  $0$  το μηδενικό διάνυσμα.

Το πόρισμα 2 δείχνει ότι το διάνυσμα  $\beta_p$  μπορεί να εκφραστεί ως μια γραμμική συνάρτηση των διανυσμάτων  $\beta_q$  και  $\beta_u$ .

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 – ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ.

### 3.1 Εισαγωγή

Στο παρόν κεφάλαιο γίνεται μια επισκόπηση των εμπειρικών μελετών με σημείο αναφορά την κριτική του Roll (1977).

Οι μελέτες που αναλύονται ακολούθως ερευνούν την ύπαρξη θετικής σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών και του κινδύνου. Για το σκοπό αυτό γίνεται χρήση διαφόρων μεθοδολογιών οι οποίες αναλύονται εκτενέστερα στις επόμενες ενότητες.

### 3.2 Εμπειρικές μελέτες του Υ.Α.Κ.Σ. πριν την κριτική του Roll (1977)

#### ***3.2.1 Douglas (1968) «Risk in the Equity Markets: An empirical appraisal of market efficiency»***

Ορισμένοι από τους πρώτους εμπειρικούς ελέγχους του Υ.Α.Κ.Σ. χρησιμοποίησαν ανάλυση χρονοσειρών με παλινδρομήσεις για να προβούν σε εκτίμηση των συντελεστών βήτα και διαστρωματικές παλινδρομήσεις για τον έλεγχο υποθέσεων που προκύπτουν από το Υ.Α.Κ.Σ..

Σε αυτούς τους ελέγχους ανήκει και ο έλεγχος που πραγματοποιήθηκε από τον Lintner (1965) του οποίου η μεθοδολογία αναδιατυπώθηκε από τον Douglas (1968), ο οποίος κατέληξε σε όμοια συμπεράσματα.

Ο Lintner (1965) πρώτα εκτίμησε το συντελεστή βήτα για κάθε μια από τις 301 μια μετοχές του δείγματός του. Ο συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε κατασκευάζοντας μια παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή την ετήσια απόδοση της μετοχής και ανεξάρτητη μεταβλητή την μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος για τη χρονική περίοδο 1954 – 1963.

Η εξίσωση της εν λόγω παλινδρόμησης είχε την ακόλουθη μορφή:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \quad (3.1)$$

όπου:

$R_{it}$  = η ετήσια απόδοση της μετοχής  $i$ ,

$R_{mt}$  = η μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος,

$b_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$  και

$e_{it}$  = το τυπικό σφάλμα της απόδοσης της μετοχής  $i$ .

Κατόπιν εκτιμήθηκε η κάτωθι διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$\bar{R}_i = a_1 + a_2 b_i + a_3 S^2_{ei} + \eta_i \quad (3.2)$$

όπου:

$a_1$  = το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$a_2$  = το πριμ του επιτοκίου της αγοράς (επιτόκιο αγοράς μείον επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο),

$a_3$  = ο συντελεστής ο οποίος πρέπει να είναι μηδέν,

$S^2_{ei}$  = η διακύμανση του τυπικού σφάλματος  $e_i$  και

$\eta_i$  = ο υπολειμματικός όρος

Ο Lintner είχε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

1.  $a_1 = 0,108$

2.  $a_2 = 0,063$

3.  $a_3 = 0,237$

Επομένως ο Lintner (1968) συμπέρανε ότι τα αποτελέσματα δεν ήταν συνεπή με το Υ.Α.Κ.Σ., καθώς ο συντελεστής της διακύμανσης του τυπικού σφάλματος  $e_i$  είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός αριθμός. Ακόμη το  $a_1$  φαίνεται να είναι μεγαλύτερο από κάθε λογική εκτίμηση για το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και το  $a_2$  αν και είναι στατιστικά σημαντικό έχει τιμή ελαφρώς μικρότερη από αυτή που περίμενε. Ο Douglas

(1968) χρησιμοποίησε παρόμοια μεθοδολογία και κατέληξε σε παρόμοια συμπεράσματα με αυτά του Lintner (1965).

### 3.2.2 Sharpe & Cooper (1972) «Risk – Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks»

Η εν λόγω μελέτη αφορά έναν απλό έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ., εξετάζοντας αν σε μακροχρόνιες περιόδους οι υψηλότερες αποδόσεις σχετίζονται με υψηλότερο κίνδυνο χρησιμοποιώντας στρατηγικές με εναλλακτικά επίπεδα κινδύνου.

Οι Sharpe και Cooper (1972) δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με διαφορετικά βήτα και χωρίζοντας τις μετοχές σε ομάδες για κάθε χρόνο, ανάλογα με το βήτα κάθε μετοχής. Το βήτα κάθε μετοχής είχε υπολογιστεί με τη στοιχείων των τελευταίων 60 μηνών. Έγινε χρήση μηνιαίων αποδόσεων για όλες τις μετοχές του χρηματιστηρίου τις Νέας Υόρκης για την περίοδο 1931 – 1967. Μια φορά το χρόνο και για κάθε χρόνο από το 1931 έως το 1967 γινόταν διαχωρισμός των μετοχών σε ομάδες ανάλογα με τα βήτα.

Με αυτό τον τρόπο κατασκεύασαν 10 χαρτοφυλάκια με ίσο αριθμό μετοχών. Το χαρτοφυλάκιο 1 περιελάμβανε το 10% που είχαν τις πιο χαμηλές τιμές του συντελεστή βήτα, το χαρτοφυλάκιο 2 περιελάμβανε το 10% που είχαν τις επόμενες χαμηλότερες τιμές του συντελεστή βήτα κ.ο.κ. έως το χαρτοφυλάκιο 10 περιελάμβανε το 10% που είχαν τις πιο υψηλές τιμές του συντελεστή βήτα.

Στρατηγική	Μέση απόδοση	Βήτα Χαρτοφυλακίου
10	22.67	1.42
9	20.45	1.18
8	19.116	1.14
7	21.77	1.24
6	18.49	1.06
5	19.13	0.98
4	18.88	1
3	14.99	0.76
2	14.63	0.65
1	11.58	0.58

Πίνακας 3.1 – Οι μέσες αποδόσεις και οι συντελεστές βήτα ανά χαρτοφυλάκιο

Ο παραπάνω πίνακας δείχνει τι θα γινόταν αν κάποιος επενδυτής κατείχε οποιοδήποτε εκ των χαρτοφυλακίων, για το χρονικό διάστημα 1931 – 1967.

Παρόλο που η σχέση στρατηγικής και απόδοσης δεν είναι τέλεια, είναι πολύ κοντινή. Παρατηρούμε ότι, επί το πλείστον, οι μετοχές με τους υψηλότερους συντελεστές βήτα καταγράφουν υψηλότερες αποδόσεις. Συγκεκριμένα ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ της στρατηγικής και απόδοσης είναι μεγαλύτερος από 0,93 και είναι στατιστικά σημαντικός για το 99% επίπεδο εμπιστοσύνης.

Επόμενο βήμα, αποτέλεσε η μελέτη της σχέσης μεταξύ απόδοσης που έχει επιτευχθεί και κινδύνου ανάλογα με τη στρατηγική. Το αποτέλεσμα αποτυπώνεται στην ακόλουθη εξίσωση:

$$\bar{R}_i = 5,54 + 12,75\beta_i \quad (3.3)$$

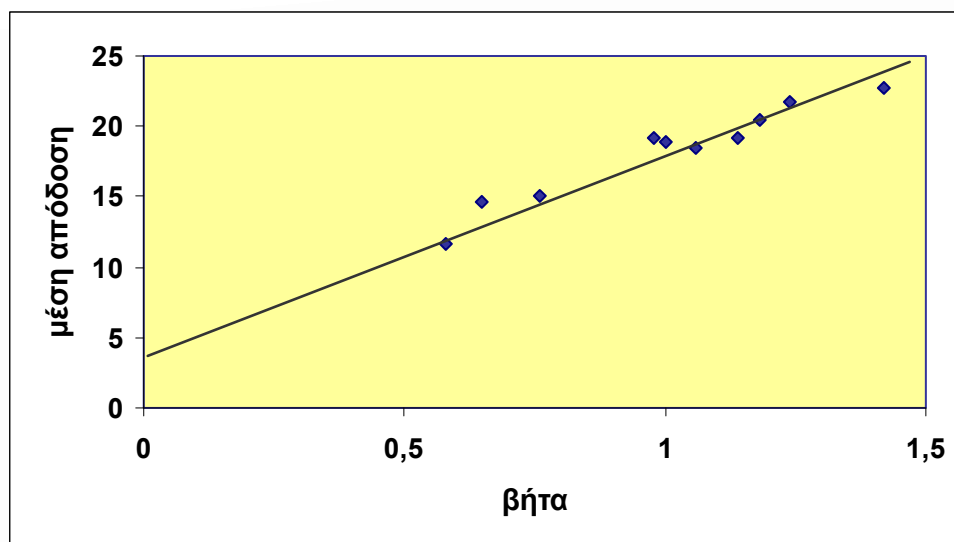
όπου:

$R_i$  = η μέση απόδοση της μετοχής  $i$  και

$b_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$ .

Περισσότερο από το 95% της απόκλισης στην αναμενόμενη απόδοση ερμηνεύεται από τις διαφορές στα βήτα. Επομένως, το βήτα ερμηνεύει μια σημαντική μερίδα της διαφοράς στην απόδοση ανάμεσα σε αυτά τα χαρτοφυλάκια (στρατηγικές).

Η σταθερά 5,54 είναι αξιοσημείωτα υψηλότερη του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο το οποίο κυμαινόταν μεταξύ του 2% για εκείνη την περίοδο.



**Διάγραμμα 3.1** – Εκτιμώμενη γραμμή Υ.Α.Κ.Σ.

Το διάγραμμα 3.1 αποτυπώνει γραφικά τη σχέση 3.3. Παρατηρούμε ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην μέση απόδοση και στον συντελεστή βήτα, όπως άλλωστε προτείνει και η γενική θεωρία ισορροπίας. Επιπλέον το άνω διάγραμμα στηρίζει το γεγονός της ισχυρής και γραμμικής σχέσης.

Ο έλεγχος των Sharpe και Cooper (1972) επιβεβαίωσε ότι ένας επενδυτής όταν βασίζεται σε δεδομένα των προηγούμενων ετών εκτιμά τους συντελεστές βήτα και επενδύει σε μετοχές με τις υψηλότερες τιμές του, θα έχει κατά μέσο όρο και μεγαλύτερες αποδόσεις.

Επομένως από την μελέτη αυτή αποδεικνύεται ότι επαληθεύεται το Υ.Α.Κ.Σ., καθώς η σχέση αποδόσεων και συστηματικού κινδύνου είναι αύξουσα σε όλα ανεξαιρέτως τα επίπεδα κινδύνου.

### **3.2.3 Miller & Scholes (1972) «Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings»**

Οι Miller και Scholes (1972) στη μελέτη τους έκαναν χρήση δεδομένων ίδια με των Lintner (1965) και Douglas (1968). Συγκεκριμένα έκαναν χρήση των τιμών



μετοχών από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης που συλλέχθηκαν από το Κέντρο Έρευνας Τιμών Χρεογράφων του Πανεπιστημίου του Σικάγου.

Η μελέτη των Miller και Scholes (1972) αναλύει στατιστικά προβλήματα που συναντώνται σε όλους τους εμπειρικούς ελέγχους του Υ.Α.Κ.Σ., ενώ διεξάγεται μελέτη για την αποτελεσματικότητα των προηγούμενων μελετών και εξετάζεται η επίδραση από αυτά τα στατιστικά προβλήματα. Χρησιμοποιείται ίδια μεθοδολογία με των Lintner (1965) και Douglas (1968), παρουσιάζοντας παράλληλα και κάποιες εξηγήσεις στις διαφορές στις παραμέτρους από τις αναμενόμενες αξίες που λαμβάνει το Υ.Α.Κ.Σ..

Οι Miller και Scholes (1972) είχαν τα ακόλουθα αποτελέσματα για τις τιμές των συντελεστών:

4.  $\alpha_1 = 0,127$
5.  $\alpha_2 = 0,042$
6.  $\alpha_3 = 0,31$

Συγκρίνοντάς τα άνω με τα αποτελέσματα που είχαν οι Lintner (1965) και Douglas (1968), τα δικά τους αποτελέσματα ήταν χειρότερα. Για αυτό το λόγο οι Miller και Scholes μελέτησαν τα πιθανά προβλήματα των αποτελεσμάτων τους. Αρχικά εντόπισαν ότι ο τρόπος προσδιορισμού των βασικών εξισώσεων εκτίμησης ήταν λανθασμένος.

Η πρώτη διερεύνηση αφορούσε τις αποδόσεις. Κατέληξαν σε μια μορφή χρονοσειρών συμβατή με το Υ.Α.Κ.Σ. για την εκτίμηση του βήτα η οποία ήταν η ακόλουθη:

$$\tilde{R}_{it} = R_{Ft} + \beta_i (\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft}) \quad \text{ή} \quad \tilde{R}_{it} = (1 - \beta_i) R_{Ft} + \beta_i \tilde{R}_{Mt} \quad (3.4)$$

όπου:

$\tilde{R}_{it}$  = η ετήσια μέση απόδοση της μετοχής  $i$ ,

$\tilde{R}_{Mt}$  = η ετήσια μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος,

$R_{Ft}$  = η ετήσια απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και  
 $\beta_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$ .

Όμως οι Lintner (1965) και Douglas (1968) χρησιμοποίησαν την ακόλουθη μορφή του Υ.Α.Κ.Σ , όπως αυτή περιγράφηκε στην εξίσωση 3.1:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it}$$

Αν το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο παρέμενε σταθερό κατά την περίοδο εκτίμησης δεν θα υπήρχε πρόβλημα. Η εκτίμηση για το συντελεστή  $a_i$  θα πρέπει να είναι ίση με  $(1 - \beta_i)R_{Ft}$ .

Το  $R_{Ft}$  όμως δεν παραμένει αμετάβλητο στο χρόνο και ενδεχομένως να σχετίζεται με το  $R_{Mt}$ , κάτι το οποίο κάνει τον εκτιμητή να μην είναι αμερόληπτος. Επομένως πρέπει να συμπεριληφθούν και άλλες μεταβλητές στο μοντέλο για την εκτίμηση του πραγματικού  $\beta_i$ . Επιπλέον οι Miller και Scholes (1972) απέδειξαν ότι αν τα  $R_{Ft}$ ,  $R_{Mt}$  σχετίζονται αρνητικά αυτό θα έχει αντίκτυπο στην παραβίαση της σταθεράς στο δεύτερο πέρασμα της παλινδρόμησης η οποία είναι θετική ενώ η κλίση είναι αρνητική και αυτό θα μπορούσε, εν μέρει, να ερμηνεύσει τις ασυνέπειες που βρήκαν οι Douglas (1968) και Lintner (1965). Οι Miller και Scholes (1972) εξέτασαν ιστορικά δεδομένα και βρήκαν αρνητική συσχέτιση. Αυτό δεν είναι κάτι που μας εκπλήσσει, καθώς η αγορά συνήθως φθίνει όταν τα επιτόκια ανεβαίνουν. Εξέτασαν τη σημαντικότητα αυτού του γεγονότος ερμηνεύοντας τα ευρήματα του Lintner (1965). Παρόλο που εντόπισαν ότι η επιρροή βρίσκεται στην κατεύθυνση, η σειρά σπουδαιότητας της παραβίασης είναι τόσο μικρή που δεν έχει σχεδόν επιρροή στα αποτελέσματα του Lintner (1965).

Μια άλλη πηγή του λαθεμένου υπολογισμού που θα μπορούσε να προσμετρηθεί για την εύρεση τόσο μεγάλης σταθεράς και τόσο μικρής κλίσης, είναι η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το βήτα η οποία στην πραγματικότητα ήταν μη γραμμική. Ο έλεγχος των Miller και Scholes (1972)

για μη γραμμικότητα απέδειξε ότι η όποια μη γραμμικότητα ήταν παρούσα δεν οδηγούσε σε αυξημένη σταθερά και μειωμένη κλίση.

Μια τρίτη πιθανή αιτία, είναι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας. Η ετεροσκεδαστικότητα είναι ένα πρόβλημα το οποίο συχνά συναντάται στους οικονομετρικούς ελέγχους. Παρουσιάζεται όταν η διακύμανση του σφάλματος είναι μεγαλύτερη για υψηλότερες τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής από ότι για τις χαμηλότερες τιμές. Σε αυτή την περίπτωση, αυτό υπονοεί πως μετοχές με υψηλότερο βήτα έχουν υψηλότερη διακύμανση στην απόδοση, μη ερμηνευμένη από την αγορά, από τις μετοχές με χαμηλότερο βήτα. Παρόλο που προέκυψαν ευρήματα ετεροσκεδαστικότητας, δεν βρέθηκε ετεροσκεδαστικότητα υπεύθυνη για την υψηλή σταθερά και την χαμηλή κλίση. Στην πραγματικότητα, επηρεάστηκαν τα αποτελέσματα στην αντίθετη κατεύθυνση.

Έχοντας αποδείξει ότι τα σφάλματα στην εκτίμηση των βασικών εξισώσεων δεν προσμετρούνταν για τις διαφορές των αποτελεσμάτων του Lintner (1965) και αυτά είχαν προβλεφθεί με κάποια μορφή του Υ.Α.Κ.Σ., οι Miller και Scholes (1972) έπειτα εξέτασαν την επίδραση πιθανών σφαλμάτων στον προσδιορισμό των μεταβλητών.

Μια μορφή της παραβίασης που γνωρίζουμε συναντάται λόγω της λαθεμένης μέτρησης του βήτα στο δεύτερο πέρασμα της παλινδρόμησης. Το  $\beta_i$  στο πρώτο πέρασμα της παλινδρόμησης μας δίνει μια εκτίμηση για το πραγματικό βήτα της μετοχής  $i$ . Παρόλο που ένα πραγματικό και σταθερό βήτα υπάρχει για τη μετοχή  $i$ , ότι έχουμε είναι μια εκτίμηση του  $\beta_i$  η οποία μπορεί να είναι απαραβίαστη αλλά υποκείμενη στο δειγματοληπτικό σφάλμα. Οποιοδήποτε σφάλμα στη εκτίμηση του βήτα μπορεί να προκαλέσει στο συντελεστή  $\beta_i$  στο δεύτερο πέρασμα της παλινδρόμησης να είναι καθοδικό και τη σταθερά ανοδική. Οι Miller και Scholes (1972) απέδειξαν ότι αυτό έχει σημαντική επίδραση στα αποτελέσματα που εκτίμησαν, ότι οδήγησε στο δεύτερο πέρασμα της παλινδρόμησης στον συντελεστή του βήτα να είναι μόνο το 64% της πραγματικής του τιμής, και προκάλεσε μια ανάλογη αύξηση

στην τιμή της σταθεράς.

Η δεύτερη επιρροή των συντελεστών βήτα είναι ότι μετρήθηκαν με σφάλμα το οποίο είναι εξαιρετικά σημαντικό. Όσον αφορά την θετική συσχέτιση της πραγματικής αξίας του βήτα με την διακύμανση του υπολειμματικού όρου, η διακύμανση αυτή θα εξυπηρετήσει σαν προσέγγιση για το πραγματικό βήτα και η απόδοση θα είναι θετικά συσχετισμένη με τον υπολειμματικό κίνδυνο. Οι Miller και Scholes (1972) συμπέραναν ότι αυτή ήταν η υπόθεση στους ελέγχους του Lintner(1965). Ωστόσο, παρόλο που η απόδοση δεν είναι εξαρτημένη με την υπολειμματική διακύμανση, η υπολειμματική διακύμανση μπορεί να αποδειχτεί ότι είναι στατιστικά συσχετισμένη με την απόδοση της διαστρωματικής παλινδρόμησης, αφού ο υπολειμματικός κίνδυνος δρα ως μια προσεγγιστική μεταβλητή για το πραγματικό, αλλά μη παρατηρήσιμο, βήτα.

Οι Miller και Scholes (1972), τέλος απέδειξαν ότι οι κατανομές των αποδόσεων φαίνονται να έχουν θετική ασυμμετρία, αν υπάρχει ασυμμετρία, και η διαστρωματική παλινδρόμηση θα αποδείξει μια συσχέτιση ανάμεσα στον υπολειμματικό κίνδυνο και την απόδοση, παρόλο που δεν υπάρχει τέτοια συσχέτιση.

### **3.2.4 Black, Jensen & Scholes (1972) «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests»**

Οι Black, Jensen και Scholes (1972) ήταν οι πρώτοι που συνέστησαν έναν αναλυτικό έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ. με χρήση χρονοσειρών. Θεώρησαν ως το βασικό μοντέλο χρονοσειράς το ακόλουθο:

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + e_{it} \quad (3.5)$$

όπου:

$R_{it}$  = η ετήσια απόδοση της μετοχής  $i$ ,

$R_{Ft}$  = η ετήσια απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$a_i$  = σταθερά,

$b_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$ ,

$R_{Mt}$  = η μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος και  
 $e_{it}$  = το τυπικό σφάλμα της απόδοσης της μετοχής  $i$ .

Όταν εκτιμάται η άνω εξίσωση με δεδομένα χρονοσειρών, η σταθερά  $\alpha_i$  της παλινδρόμησης μπορεί να είναι ίση με το μηδέν αν το απλό Υ.Α.Κ.Σ. περιγράφει αποδόσεις.

Προκειμένου να ελεγχθεί το Υ.Α.Κ.Σ, είναι θεμιτό να γίνει χρήση πολλών αξιόγραφων. Η προφανής μέθοδος είναι η εκτίμηση κάθε σειρών αξιόγραφων και κατόπιν εξέταση της κατανομής της σταθεράς  $\alpha_i$ . Ωστόσο, αυτό είναι ακατάλληλο διότι οι έλεγχοι των κατανομών θεωρούν ότι οι υπολειμματικοί όροι  $(e_{it}, e_{it})$  είναι ανεξάρτητοι, ενώ δεν είναι.

Ένας τρόπος για να εξαλειφθεί αυτό το πρόβλημα είναι να τρέξουμε παλινδρόμηση χρονοσειρών σε χαρτοφυλάκια. Τώρα το  $\tilde{R}_{it}$  είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $i$  και  $\beta_i$  ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου  $i$ . Αφού τα χαρτοφυλάκια χρησιμοποιούν δεδομένα για παραπάνω από ένα αξιόγραφα, και αφού οι υπολειμματικές διακυμάνσεις από την παλινδρόμηση με χρήση χαρτοφυλακίων θα ενσωματώσουν το αντίκτυπο κάθε διαστρωματικής συνεξαρτησίας, το τυπικό σφάλμα της σταθεράς μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της διαφοράς του  $\alpha_i$  από το μηδέν.

Κατά την κατασκευή των χαρτοφυλακίων οι Black, Jensen και Scholes (1972) θέλησαν να μεγιστοποιήσουν το περιθώριο στα βήτα ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια ώστε να μπορούσαν να εξετάσουν την επιρροή του βήτα στην απόδοση. Η πιο προφανής μέθοδος για να επιτευχθεί αυτό είναι με ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια με πραγματικά βήτα. Αλλά αυτό που έχουμε είναι παρατηρήσιμο βήτα. Η ταξινόμηση χαρτοφυλακίων με παρατηρήσιμα βήτα θα μπορούσε να προκαλέσει επιρροές στην επιλεκτικότητα. Μετοχές με υψηλό παρατηρήσιμο βήτα (στην υψηλότερη κατηγορία) θα ήταν περισσότερο πιθανό να είχαν θετικό σφάλμα μέτρησης στην εκτίμηση του βήτα. Αυτό θα εισήγαγε μια θετική παραβίαση στο βήτα για τα χαρτοφυλάκια με υψηλούς συντελεστές βήτα και αρνητικές επιρροές στην

εκτίμηση για τη σταθερά  $\alpha_i$ . Σε μια απόπειρα για να αποφευχθεί αυτό το πρόβλημα, μια ενόργανη μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε για την κατάταξη των μετοχών σε χαρτοφυλάκια. Μια ενόργανη μεταβλητή είναι μία η οποία ιδανικά είναι τέλεια συσχετισμένη με το πραγματικό βήτα αλλά μπορεί να παρατηρηθεί ανεξάρτητα. Η ενόργανη μεταβλητή που χρησιμοποιήθηκε σε αυτή τη μελέτη, και προσέτι στις περισσότερες από τις μελέτες του Υ.Α.Κ.Σ., είναι ο συντελεστή βήτα κάθε αξιόγραφου για την προηγούμενη χρονική περίοδο.

Η ακριβής διαδικασία που ακολουθήθηκε ήταν η χρήση πενταετών δεδομένων σε μηνιαία βάση για να εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα και να γίνει η κατάταξη σε κλίμακες (από την υψηλότερη στη χαμηλότερη). Κάθε κλίμακα θεωρούταν του επόμενου (π.χ. του έκτου) έτους. Έτσι τα δεδομένα από το δεύτερο έως το έκτο έτος χρησιμοποιήθηκαν για την κατάταξη των μετοχών και την διαμόρφωση κλιμάκων που θεωρούταν για το έβδομο έτος. Αυτό συνέβη έως ότου οι κλίμακες και οι αποδόσεις συμπλήρωσαν τα 35 έτη. Τότε η απόδοση για την κλίμακα ένα σε κάθε έτος θεωρείτο μια σειρά αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου, η απόδοση της κλίμακας δυο σε κάθε έτος θεωρείτο μια σειρά αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου κ.ο.κ.. Κάθε ένα από τα 10 χαρτοφυλάκια μπορούσε να εκτιμηθεί παλινδρόμηση έναντι της αγοράς και της σταθεράς, του βήτα, και ενός συντελεστή συσχέτισης για την υπολογισθείσα εξίσωση.

Ο πίνακας 3.2 δείχνει τα βήτα, την υπερβάλλουσα απόδοση, τη σταθερά, και το συντελεστή συσχέτισης για κάθε κλίμακα όπως αυτά αναφέρθηκαν από τους Black, Jensen και Scholes (1972). Παρατηρούμε, αρχικά, πόσο καλά το μοντέλο εξηγεί την υπερβάλλουσα απόδοση (μεγάλη τιμή των συντελεστών συσχέτισης). Αυτό θα έτεινε να υποστηρίξει την κατασκευή γραμμικής συνάρτησης ως καλή ερμηνεία για τις αποδόσεις των αξιόγραφων. Ας σημειωθεί, ωστόσο, ότι οι σταθερές ποικίλουν ελαφρώς κοντά στο μηδέν. Στην πραγματικότητα, όταν  $\beta > 1$  οι σταθερές τείνουν να είναι θετικές ενώ όταν  $\beta < 1$  οι σταθερές τείνουν να είναι θετικές. Αυτό, όπως εξηγήθηκε προηγουμένως, είναι συνεπές με το δυο – παραγοντικό υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων παρά με το απλό Υ.Α.Κ.Σ..

	$\beta$	Υπερβάλλουσα απόδοση	Σταθερά αι	$\rho$
1	1.561	0.0213	-0.0829	0.963
2	1.384	0.0177	-0.1938	0.988
3	1.248	0.0171	-0.0649	0.988
4	1.163	0.0163	-0.0167	0.991
5	1.057	0.0145	-0.0543	0.992
6	0.923	0.0137	0.0593	0.983
7	0.853	0.0126	0.0462	0.985
8	0.753	0.0115	0.0812	0.979
9	0.629	0.0109	0.1968	0.956
10	0.490	0.0091	0.2012	0.898
Αγορά	1.000	0.0142		

**Πίνακας 3.2** – Οι έλεγχοι του Υ.Α.Κ.Σ. όπως αναφέρθηκαν από τους Black, Jensen και Scholes (1972)

*Σημειώσεις για τον πίνακα 3.2*

- Σε μηνιαίο επίπεδο το 0,0213 διαβάζεται ως 2,13% απόδοση ανά μήνα. Η υπερβάλλουσα απόδοση είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου μείον την απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο.
- Το  $\rho$  είναι ο συντελεστής συσχέτισης.

Τα συμπεράσματα της μηδενικού βήτα μορφής του Υ.Α.Κ.Σ. είναι ότι:

$$R_{it} = \bar{R}_Z(1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad (3.6)$$

όπου:

$R_{it}$  = η ετήσια απόδοση της μετοχής  $i$ ,

$\bar{R}_Z$  = η αναμενόμενη απόδοση του στοιχείου με μηδενικό βήτα,

$\beta_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$ ,

$R_{Mt}$  = η μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος και

$e_{it}$  = το τυπικό σφάλμα της απόδοσης της μετοχής  $i$ .

Το μοντέλο το οποίο ελέγχθηκε είναι το ακόλουθο:

$$R_{it} = \alpha_i + R_F(1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad (3.7)$$

όπου:

$R_{it}$  = η ετήσια απόδοση της μετοχής  $i$ ,

$R_F$  = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$\alpha_i$  = σταθερά,

$\beta_i$  = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής  $i$ ,

$R_{Mt}$  = η μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος και

$e_{it}$  = το τυπικό σφάλμα της απόδοσης της μετοχής  $i$ .

Αν το μηδενικού βήτα μοντέλο πραγματικά εξηγεί τιμές αξιόγραφων, τότε ανακατατάσσοντας αυτές τις εξισώσεις για να απαλείψουμε τον όρο  $\beta_i R_{Mt}$  και λύνοντας ως προς τη σταθερά  $\alpha_i$  έχουμε:

$$\alpha_i = (\bar{R}_Z - R_F)(1 - \beta_i) \quad (3.8)$$

Η αναμενόμενη απόδοση του στοιχείου με μηδενικό βήτα θα έπρεπε να είναι μεγαλύτερη από την απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Επομένως η διαφορά των αποδόσεων  $(\bar{R}_Z - R_F)$  θα έπρεπε να είναι θετική. Άρα, όταν ο συντελεστής βήτα είναι μικρότερος του 1, η σταθερά  $\alpha_i$  πρέπει να είναι θετικός αριθμός, ενώ όταν μεγαλύτερος του 1 πρέπει να είναι αρνητικός αριθμός. Αυτό ακριβώς απέδειξαν και τα εμπειρικά αποτελέσματα. Οι Black, Jensen και Scholes (1972) επανέλαβαν αυτούς τους ελέγχους για τέσσερις υποπεριόδους και εντόπισαν, σε μεγάλο βαθμό, τον ίδιο τύπο συμπεριφοράς που είχε περιγραφεί για το σύνολο της περιόδου.

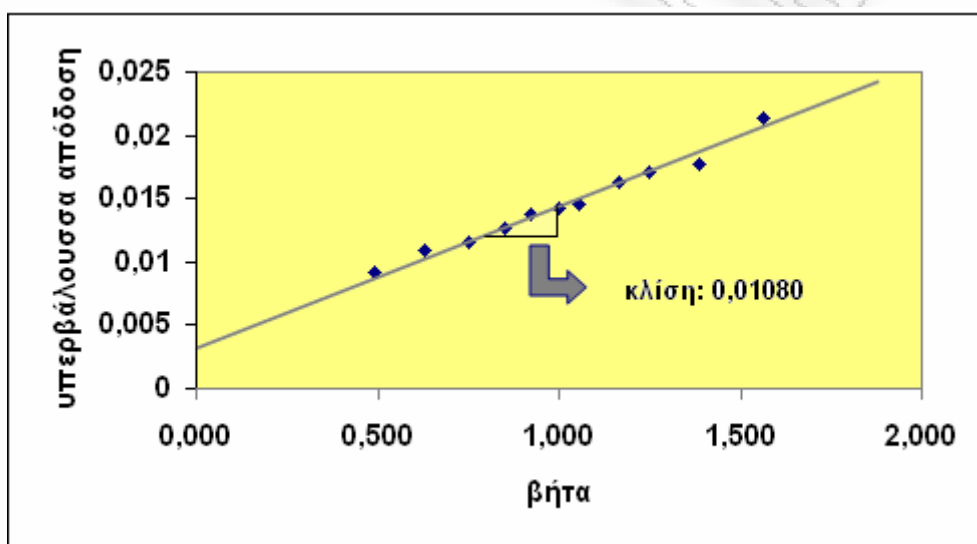
Ένα από βασικότερα προβλήματα στους διαστρωματικούς ελέγχους είναι ανικανότητα προσδιορισμού της πραγματικής αξίας του βήτα. Αυτό επηρέαζε τη σταθερά στο δεύτερο πέρασμα της παλινδρόμησης ανοδικά, επηρέαζε την κλίση καθοδικά, και προκαλούσε τον υπολειμματικό κίνδυνο να συμπεριφέρεται ως προσεγγιστική μεταβλητή για τον κίνδυνο του βήτα. Ένας τρόπος για να ελαττωθεί ουσιαστικά το σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα είναι μετρώντας τα βήτα για χαρτοφυλάκια παρά για αξιόγραφα. Μέχρις ότου τα σφάλματα στην μέτρηση του βήτα κάθε μετοχής είναι τυχαία, θα ακυρώνονται και το αθροιστικό σφάλμα θα είναι πολύ μικρό όταν τα βήτα εκτιμώνται για



χαρτοφυλάκια. Οι διαδικασίες ομαδοποίησης οι οποίες έχουν ήδη περιγραφεί είναι ένας εξαιρετικός τρόπος διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων για την εκτίμηση των βήτα στις παλινδρομήσεις δεύτερου περάσματος. Όταν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των 10 χαρτοφυλακίων που περιγράφηκαν στον πίνακα 3.2 εκτιμήθηκαν με παλινδρόμηση έναντι των βήτα κάθε χαρτοφυλακίου, τα αποτελέσματα είναι:

$$\bar{R}_i - R_F = 0,00359 + 0,01080 \beta_i, \rho^2 = 0,98 \quad (3.9)$$

Τα αποτελέσματα αποτυπώνονται διαγραμματικά στο διάγραμμα 3.2.



**Διάγραμμα 3.2** – Υπερβάλλουσα απόδοση έναντι συντελεστή βήτα

Η θετική τιμή της σταθεράς η οποία προκύπτει από την ανάλυση είναι ισχυρή απόδειξη στην στήριξη του δυο – παραγοντικού μοντέλου. Το υψηλό ποσοστό της διακύμανσης στις ερμηνευμένες αποδόσεις (98%) αποδεικνύει ότι η ευθεία γραμμή περιγράφει αποδόσεις πολύ καλά όπως προέβλεπε η θεωρία.

### 3.2.5 Fama & MacBeth (1973) «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests»

Οι Fama και MacBeth (1973) χρησιμοποίησαν μια ενδιαφέρουσα μεθοδολογία για τον έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ.. Κατασκεύασαν 20 χαρτοφυλάκια αξιόγραφων για να εκτιμήσουν τα βήτα με το πρώτο πέρασμα της παλινδρόμησης. Κατόπιν εκτέλεσαν το δεύτερο πέρασμα διαστρωματικής παλινδρόμησης για κάθε μήνα ακολούθως της εκτίμησης της περιόδου για το χρονικό διάστημα 1935 – 1968. Η εξίσωση η οποία έλεγξαν ήταν:

$$\tilde{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i - \hat{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}S_{ei} + \eta_{it} \quad (3.10)$$

όπου:

$\tilde{R}_{it}$  = η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου i,

$\hat{\gamma}_{0t}$  = σταθερά,

$\hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}, \hat{\gamma}_{3t}$  = συντελεστές,

$\beta_i$  = ο συντελεστής βήτα,

$S_{ei}$  = η τυπική απόκλιση του σφάλματος της απόδοσης του χαρτοφυλακίου i

και

$\eta_{it}$  = ο υπολειμματικός όρος.

Εκτιμώντας την εξίσωση (διαστρωματικά) για κάθε μήνα, είναι πιθανό να μελετηθεί το πώς οι παράμετροι μεταβάλλονται στο πέρασμα του χρόνου.

Αυτή η μορφή της εξίσωσης επιτρέπει στον έλεγχο των σειρών των υποθέσεων αναφορικά με το Υ.Α.Κ.Σ..

Οι έλεγχοι είναι:

1.  $E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0$ , δηλαδή ο υπολειμματικός κίνδυνος δεν επηρεάζει την απόδοση.
2.  $E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0$ , δηλαδή δεν υπάρχουν μη – γραμμικότητες στην γραμμή κεφαλαιαγοράς.

3.  $E(\hat{\gamma}_{1t}) > 0$ , δηλαδή υπάρχει θετική τιμή του κινδύνου στις αγορές κεφαλαίου.

Αν οι έλεγχοι 1 και 2 δώσουν αποτέλεσμα διαφορετικό από το μηδέν, μπορούμε να εξετάσουμε τον έλεγχο 3 με την  $E(\hat{\gamma}_{0t})$  για να δούμε κατά πόσο η απλή μορφή του Υ.Α.Κ.Σ. ή το μηδενικού βήτα μοντέλο είναι καλύτερη περιγραφή των αποδόσεων της αγοράς.

Εν τέλει μπορούμε να εξετάσουμε όλους τους συντελεστές και τον υπολειμματικό όρο για να δούμε αν η αγορά συμπεριφέρεται ως δίκαιο παίγνιο. Αν η αγορά είναι δίκαιο παίγνιο, τότε δεν υπάρχει περίπτωση ότι κάποιος θα μπορούσε να χρησιμοποιήσει πληροφόρηση για την αξία των παραμέτρων σε προηγούμενες χρονικές περιόδους για να αποκτήσει υπερβάλλουσα απόδοση. Για παράδειγμα, στο απλό Υ.Α.Κ.Σ. ή στο μοντέλου μηδενικού βήτα ισχύει, τότε, ότι ανεξαιρέτως των προηγούμενων τιμών των  $\gamma_{2t}$  και  $\gamma_{3t}$ , κάθε μία από τις αναμενόμενες τιμές τη χρονική στιγμή  $t+1$  θα πρέπει να είναι μηδέν. Επιπλέον, εάν το μηδενικού βήτα μοντέλο είναι καλύτερη περιγραφή της γενικής ισορροπίας, τότε οι αποκλίσεις του  $\hat{\gamma}_{0t}$  από το μέσο του  $E(R_Z)$  και  $\hat{\gamma}_{1t}$  από το μέσο  $E(R_M) - E(R_Z)$  είναι τυχαίες, ανεξαρτήτως του τι συνέβη τη χρονική στιγμή  $t - 1$  ή και νωρίτερα. Αν η απλή μορφή του Υ.Α.Κ.Σ. παραμένει ίδια, τα αποτελέσματα θα είναι πραγματικά με το  $R_F$  να αντικαθιστά το  $R_Z$ .

Οι Fama και MacBeth (1973) έχουν εκτιμήσεις για τα  $\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}$  και  $\hat{\gamma}_{3t}$  και  $\eta_{it}$  για κάθε μήνα για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1935 – Ιούνιος 1968. Η μέση τιμή του κάθε  $\hat{\gamma}_{1t}$  (δηλώνεται από την  $\bar{\hat{\gamma}}_1$ ) μπορεί να βρεθεί απλά παίρνοντας το μέσο όρο για το σύνολο των τιμών, και αυτός ο μέσος μπορεί να ελεγχθεί για να διαπιστώσουμε εάν είναι διαφορετικός του μηδέν.

Οι Fama και MacBeth (1973) παρουσίασαν τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων της εξίσωσης 3.10 για διάφορες παραλλαγές αυτής καθ' όλη τη χρονική περίοδο 1935 – 1968, καθώς και για διάφορες υποπεριόδους. Αξίζει να

σημειωθεί ότι εκτίμησαν την πλήρη εξίσωση 3.10, καθώς και μορφές της εξίσωσης για όλες τις τιμές των  $\hat{\gamma}_{2t}$  και  $\hat{\gamma}_{3t}$  ξεχωριστά και ταυτοχρόνως πλησιάζοντας το μηδέν. Αν ταυτόχρονα η θεωρία και η εμπειρική απόδειξη υποδεικνύουν ότι μια ή περισσότερες μεταβλητές δεν έχουν επίδραση στην εξίσωση, καλύτερες εκτιμήσεις από τους εναπομείναντες συντελεστές μπορούν να κατασκευαστούν όταν αυτές οι επιδράσεις δεν υπολογιστούν στην εκτιμημένη εξίσωση. Παραδείγματος χάρη, η θεωρία και τα αρχικά εμπειρικά αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι ούτε το  $\beta^2$  αλλά ούτε και ο υπολειμματικός κίνδυνος επηρεάζουν την απόδοση. Ως εκ τούτου, καλύτερες εκτιμήσεις για την επίδραση του βήτα στην απόδοση μπορούν να κατασκευαστούν όταν αυτές οι μεταβλητές αφαιρεθούν διότι ο συντελεστής στο βήτα δεν θα επηρεαστεί από την πολυσυγγραμικότητα μεταξύ του βήτα και του βήτα τετράγωνο και μεταξύ του βήτα και υπολειμματικού κινδύνου.

Δημιούργησε τέσσερις ομάδες με τις ακόλουθες παλινδρομήσεις:

- ❖ Ομάδα A :  $R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \eta_{it}$
- ❖ Ομάδα B :  $R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \hat{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \eta_{it}$
- ❖ Ομάδα C :  $R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \hat{\gamma}_{3t}S_{ei} + \eta_{it}$
- ❖ Ομάδα D :  $R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \hat{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}S_{ei} + \eta_{it}$

Για κάθε ομάδα δημιούργησε τις υποπεριόδους:

- 1935 – 1945
- 1946 – 1955
- 1956 – 6/1968
- 1935 – 1940
- 1941 – 1945
- 1946 – 1950
- 1951 – 1955
- 1956 – 1960
- 1961 – 6/1968

Εξετάζοντας την ομάδα C και D αποκαλύπτεται ότι, όταν μετράται καθ' όλη την περίοδο, το  $\bar{\hat{\gamma}}_3$  είναι μικρό και στατιστικά διάφορο του μηδενός. Επιπλέον, όταν το εξετάζουμε για τις διάφορες υποπεριόδους, εντοπίζουμε ότι παραμένει μικρό σε κάθε υποπερίοδο, δεν είναι σημαντικά διάφορο του μηδενός, και, στην πραγματικότητα, επιδεικνύει διαφορετική ένδειξη στην κάθε υποπερίοδο. Μπορούμε ασφαλώς να συμπεράνουμε ότι ο υπολειμματικός κίνδυνος δεν έχει επίδραση στην αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου. Ωστόσο, είναι πιθανό ότι η αγορά δεν συνθέτει ένα δίκαιο παίγνιο όσον αφορά την πληροφόρηση που εμπεριέχεται στο  $\hat{\gamma}_3$ . Αυτό σημαίνει, ότι πιθανόν το γεγονός ότι το  $\hat{\gamma}_3$  διαφέρει από το μηδέν σε οποιαδήποτε περίοδο μας δίνει την διαίσθηση του ποια θα είναι η αξία του (και, επομένως, οι αποδόσεις) την επόμενη περίοδο. Ο ευκολότερος τρόπος για να ελεγχθεί αυτό είναι εξετάζοντας την συσχέτιση του  $\hat{\gamma}_{3t}$  σε μία προηγούμενη περίοδο όπου ο μέσος όρος όλων των περιόδων προσεγγίζει το μηδέν. Οι ομάδες C και D δείχνουν ότι η τιμή του συντελεστή συσχέτισης [ $\rho_0(\gamma_3)$ ] είναι κοντά στο μηδέν και μη στατιστικά σημαντικός. Οι Fama και MacBeth (1973) επίσης υπολόγισαν τη συσχέτιση ανάμεσα στο  $\hat{\gamma}_{3t}$  και την προηγούμενη αξία των υστερήσεων για περισσότερες από μια περιόδους. Βρήκαν, και πάλι, ότι δεν υπάρχει χρήσιμη πληροφόρηση που να εμπεριέχεται στο  $\hat{\gamma}_{3t}$ .

Τα αποτελέσματα των Fama και MacBeth (1973) είναι αντίθετα των Lintner (1965) και Douglas (1968), όσον αφορά την σημαντικότητα του υπολειμματικού κινδύνου. Οι Fama και MacBeth (1973) έχουν πολύ μικρότερο δειγματοληπτικό σφάλμα από των Lintner (1965) και Douglas (1968) λόγω της χρήσης χαρτοφυλακίων. Όταν το βήτα εκτιμάται πιο ορθώς, ο υπολειμματικό κίνδυνος δείχνει να μην είναι πια σημαντικός.

Τα αποτελέσματα όσον αφορά το  $\bar{\hat{\gamma}}_{2t}$ , είναι παρόμοια. Εξετάζοντας τις ομάδες B και D, παρατηρούμε ότι το  $\hat{\gamma}_2$  είναι μικρό, μη στατιστικά σημαντικό, και αλλάζει ενδείξεις καθ' όλες τις διάφορες υποπεριόδους. Επιπλέον, ένας έλεγχος της συσχέτισης του  $\hat{\gamma}_{2t}$  με την προηγούμενη τιμή (με τους μέσους όρους να προσεγγίζουν το μηδέν) δείχνει να μην παρέχει πληροφόρηση που

να περιέχεται στην κάθε τιμή του  $\hat{\gamma}_{2t}$ . Ως εκ τούτου, ο όρος βήτα τετράγωνο δεν επηρεάζει ούτε την αναμενόμενη απόδοση των αξιόγραφων, ούτε ο συντελεστής του εμπεριέχει πληροφόρηση όσον αφορά την στρατηγική επένδυσης.

Έχοντας συμπεράνει ότι ούτε το βήτα τετράγωνο ούτε ο υπολειμματικός κίνδυνος επηρεάζουν τις αποδόσεις, η σωστή μορφή της εξίσωσης για την πραγματοποίηση περαιτέρω ελέγχων είναι αυτή που περιγράφεται στην ομάδα Α.

Οι Fama και MacBeth (1973) εξετάζουν την απόδοση του  $\bar{\gamma}_1$  για ολόκληρη την περίοδο και καταλήγουν ότι υπάρχει μαρτυρία ότι η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το βήτα είναι θετική καθώς και γραμμική. Επιπλέον ελέγχοντας τη συσχέτιση της διαφοράς του  $\hat{\gamma}_{1t}$  από το μέσο όρο με προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής, απέδειξαν ότι η διαφορά στο  $\hat{\gamma}_{1t}$  από το μέσο του δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να παράγει μια καλύτερη πρόβλεψη της μελλοντικής αξίας του  $\hat{\gamma}_{1t}$  απ' ότι απλώς χρησιμοποιώντας το μέσο όρο.

Οι Fama και MacBeth (1973) βρήκαν ότι το  $\bar{\gamma}_0$  είναι γενικά μεγαλύτερο του  $R_F$  και καθ' όλη την περίοδο το  $\bar{\gamma}_1$  είναι στατιστικά σημαντικά μεγαλύτερο του μηδενός. Προσέτι, βρήκαν ότι το  $\bar{\gamma}_1$  είναι γενικά μικρότερο από το  $\bar{R}_M - R_F$ . Το γεγονός ότι το  $\bar{\gamma}_0$  είναι ουσιαστικά μεγαλύτερο του  $R_F$  και το  $\bar{\gamma}_1$  είναι ουσιαστικά μικρότερο του  $\bar{R}_M - R_F$  φαίνεται να υποδεικνύει ότι το μοντέλο μηδενικού βήτα είναι πιο συνεπές με τις συνθήκες ισορροπίας απ' ότι το απλό Υ.Α.Κ.Σ..

Εν κατακλείδι, αν το μοντέλο ισορροπίας περιγράφει τις συνθήκες της αγοράς, τότε η απόκλιση του κάθε αξιόγραφου από το μοντέλο δεν θα έπρεπε να περιείχε πληροφόρηση. Επομένως, η θετική υπολειμματική αξία της κάθε μιας μετοχής για κάθε χρονική στιγμή θα έπρεπε να μεταφέρει πληροφόρηση

σχετική με την διαφοροποίηση στην απόδοση αυτής της μετοχής (από την αναμενόμενη τιμή παραγόμενη από το μοντέλο) σε μελλοντικές περιόδους. Για να είναι αυτό αληθές, θα έπρεπε να μην υπάρχει συσχέτιση (με οποιαδήποτε υστέρηση) ανάμεσα στους υπολειμματικούς όρους της εξίσωσης 3.10.

### **3.2.6 Blume & Friend (1973) «A New Look at the Capital Asset Pricing Model»**

Οι Blume και Friend (1973) για να προβούν σε εκτίμηση της σχέσης απόδοσης – κινδύνου συνέλλεξαν τις πραγματικές αποδόσεις και τους συντελεστές βήτα για μεγάλο πλήθος μετοχών. Ακόμη, για την αντιμετώπιση του προβλήματος της λαθεμένης εκτίμησης έκαναν χρήση της τεχνικής ομαδοποίησης των δεδομένων.

Στο αρχικό στάδιο οι Blume και Friend (1973) για την αντιμετώπιση του προβλήματος της λαθεμένης εκτίμησης με χρήση της ομαδοποίησης δεδομένων, εκτίμησαν τους συντελεστές βήτα από την παλινδρόμηση αποδόσεων σε μηνιαία βάση σε σχέση με τις αντίστοιχες αξίες του Fisher Combination Link Relatives (μέσο μέτρησης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου αγοράς). Αρχικά πραγματοποιήθηκαν εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα κάθε μετοχής του NYSE για όλη την χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 1950 έως τον Δεκέμβριο του 1954.

Ακολούθως δημιουργήθηκαν δώδεκα χαρτοφυλάκια. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιελάμβανε 80 μετοχές με τη χαμηλότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Το δεύτερο περιελάμβανε 80 μετοχές με τις επόμενες χαμηλότερες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα κ.ο.κ.. Κατόπιν, οι μηνιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου για την περίοδο Ιανουάριος 1955 έως Δεκέμβριος 1959 υπολογίστηκαν κάτω από δυο διαφορετικές υποθέσεις:

- ❖ Ίση επένδυση για κάθε μετοχή,
- ❖ Το ποσό για κάθε μετοχή είναι ανάλογο προς την αγοραστική αξία των σημαντικότερων μετοχών της 31 Δεκεμβρίου 1954.

Τέλος, υπολογίστηκαν μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών κατά μέσο όρο από το 1955 έως το 1959 και εν συνεχεία τρέχοντας παλινδρόμηση εκτιμήθηκε ο συντελεστής βήτα κάθε χαρτοφυλακίου εξετάζοντας παράλληλα το γραμμικό και τετραγωνισμένο συντελεστή βήτα. Οι Blume και Friend (1973) επανέλαβαν την ίδια διαδικασία και για τις υποπεριόδους 1960 – 1964 και 1965 – 1968. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης φαίνονται στον πίνακα 3.3.

<b>ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΚΑΙ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ</b>			
<b>A. 1/55-12/59</b>			
Ισα σταθμά	(1)	$R=1,0128-0,0005\beta$ (6,73) (-0,4)	$R^2 = 0,00$
	(2)	$R=1,0042+0,0181\beta-0,0092\beta^2$ (0,65) (2,8) (-2,9)	$\bar{R}^2 = 0,37$
Σταθμά πμών	(1)	$R=1,0109-0,0014\beta$ (5,40) (0,8)	$R^2 = 0,00$
	(2)	$R=1,0083+0,0083\beta-0,0041\beta^2$ (1,49) (0,8) (-0,7)	$\bar{R}^2 = 0,00$
<b>B. 1/60-12/64</b>			
Ισα σταθμά	(1)	$R=1,0140-0,0051\beta$ (8,21) (-3,8)	$\bar{R}^2 = 0,54$
	(2)	$R=1,0199-0,0168\beta+0,0057\beta^2$ (2,47) (-1,2) (0,8)	$\bar{R}^2 = 0,52$
Σταθμά πμών	(1)	$R=1,0226-0,0157\beta$ (5,64) (-3,8)	$\bar{R}^2 = 0,55$
	(2)	$R=1,00405-0,0557\beta+0,0218\beta^2$ (1,81) (-1,2) (0,9)	$\bar{R}^2 = 0,54$
<b>C. 1/65-6/68</b>			
Ισα σταθμά	(1)	$R=0,9977+0,0202\beta$ (-5,71) (19,4)	$R^2 = 0,97$
	(2)	$R=0,9944+0,0272\beta-0,0034\beta^2$ (-2,20) (3,1) (-0,8)	$\bar{R}^2 = 0,97$
Σταθμά πμών	(1)	$R=0,9919-0,0229\beta$ (-2,63) (3,5)	$R^2 = 0,48$
	(2)	$R=0,9945+0,0148\beta+0,0057\beta^2$ (-0,79) (0,4) (0,3)	$\bar{R}^2 = 0,43$

**Πίνακας 3.3 – Μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων συναρτήσεως του κινδύνου**

Σημείωση: Το *t* – value είναι υπολογισμένο από το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο



Η χρήση των χαρτοφυλακίων αποβλέπει στα ακόλουθα:

- ❖ Οι εκτιμήσεις των βήτα για κάθε μετοχή ενδέχεται να περιέχουν μεγάλα λάθη στις μετρήσεις, ενώ οι εκτιμήσεις των βήτα για χαρτοφυλάκια είναι οι μέσοι όροι των εκτιμήσεων των βήτα των μετοχών και τείνουν να έχουν μικρότερα λάθη στις μετρήσεις.
- ❖ Οι πραγματικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων επηρεάζονται λιγότερο από τις ιδιαιτερότητες των μεμονωμένων μετοχών και επομένως μπορούν να δώσουν μια αποδοτικότερη αναδρομική εκτίμηση της μελλοντικής αναμενόμενης απόδοσης.

Εάν η διακύμανση του χαρτοφυλακίου μηδενικού κινδύνου και η διαδικασία επιλογής χαρτοφυλακίων μειώσει το πρόβλημα της λαθεμένης εκτίμησης του συντελεστή βήτα, τότε οι παλινδρομήσεις του πίνακα 3.3 επιτρέπουν έναν έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ.. Ο σταθερός όρος υπολογίζεται ως ο μέσος όρος του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, ενώ το τυπικό σφάλμα επιτρέπει τον υπολογισμό του διαστήματος εμπιστοσύνης.

Παρατηρούμε ότι αυτές οι εκτιμήσεις είναι μεγαλύτερες από τα πραγματικά επιτόκια του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο για τις πρώτες δυο υποπεριόδους, δηλαδή για τα χρονικά διαστήματα Ιανουάριος του 1965 έως Δεκέμβριος του 1959 και Ιανουάριος του 1960 έως Δεκέμβριος του 1964. Εν αντιθέσει, για την υποπερίοδο Ιανουάριος 1965 έως Ιούνιος του 1968 οι αντίστοιχες εκτιμήσεις είναι χαμηλότερες από τα πραγματικά επιτόκια του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Τα τυπικά σφάλματα σε αυτές τις εκτιμήσεις επιβεβαιώνουν ότι οι διαφορές είναι σημαντικές για όλες τις γραμμικές παλινδρομήσεις.

Όταν η διακύμανση του χαρτοφυλακίου μηδενικού κινδύνου είναι θετική, οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις παρέχουν μόνο μια εκτίμηση του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Παρόλο που η εκτίμηση είναι αμερόληπτη κάτω από την υπόθεση ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου είναι το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο, δεν είναι κατάλληλο να

χρησιμοποιηθεί το τυπικό σφάλμα στην σταθερά για τη δημιουργία διαστήματος εμπιστοσύνης.

Οι Blume και Friend (1973) παρότι έκαναν χρήση διαστρωματικής παλινδρόμησης, χωρίς ωστόσο να παρέχουν επαρκή έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ. , αναδίπλωσαν τους ελέγχους τους με χρήση χρονοσειρών και κατέληξαν σε παρόμοια αριθμητικά αποτελέσματα για τις εκτιμήσεις των μέσων όρων των μηνιαίων αποδόσεων με των Black, Jensen και Scholes (1972) οι οποίοι έκαναν χρήση χρονοσειρών. Τα αποτελέσματα αυτά αποτυπώνονται στον πίνακα 3.4.

Περίοδος	$\bar{R}_0$	Τυπικό σφάλμα του $\bar{R}_0$	t- value του $\bar{R}_0$ από το $R_F$
1/55 – 12/59	1,0116	.0027	3,5
1/60 – 12/64	1,0126	.0045	2,2
1/65 – 6/68	0,9971	.0049	-1,3

**Πίνακας 3.4 –** Εκτιμήσεις των μέσων όρων των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου με μηδενικό βήτα

Η εξίσωση που χρησιμοποιήθηκε για τον έλεγχο χρονοσειρών ήταν η ακόλουθη:

$$R_{it} = R_{Ft} + \beta_i (R_{Mt} - R_{Ft}) + (1 - \beta_i) \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3.11)$$

Ως αποτέλεσμα της έρευνας φαίνεται να απαιτείται απόρριψη του Υ.Α.Κ.Σ. αν η απόδοση για τις κοινές μετοχές έχει την ακόλουθη μορφή:

$$R_i = E(R_i) + \tilde{\delta}_1 + \beta_i (\tilde{\delta}_2 - \tilde{\delta}_1) + \varepsilon_i \quad (3.12)$$

Η αποτυχία της θεωρίας για την εξήγηση των αποδόσεων σε διαφορετικά είδη μετοχών μπορεί να οφείλεται στην υπόθεση ενός μηχανισμού ακάλυπτης

πώλησης. Γενικά στην ακάλυπτη πώληση ο πωλητής κατά την σύναψη της σχετικής συμφωνίας δεν έχει στη διάθεσή του χρεόγραφο. Επειδή η παράδοση θα γίνει μελλοντικά, ο πωλητής ελπίζει ότι θα μπορέσει να αγοράσει σε χαμηλότερη τιμή, επωφελούμενος από τη διαφορά μεταξύ της συμφωνηθείσας και της χαμηλότερης τιμής στο μέλλον. Όμως, ο πωλητής πρέπει να καταθέσει για περιθώριο μετρητά ίσο με το 65% της αγοραστικής αξίας των πωλήσεων, ενώ η απαίτηση για τέλειο μηχανισμό ακάλυπτης πώλησης γίνεται ακόμα πιο περιοριστική όταν διαφέρουν τα επιτόκιο δανεισμού ή και δανειοδότησης του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα οι Blume και Friend (1973) των τριών υποπεριόδων, συμπέραναν πως ένα γραμμικό μοντέλο αποτελεί προσέγγιση της εμπειρικής σχέσης μεταξύ κινδύνου και απόδοσης για τις μετοχές του NYSE μόνο για τις συγκεκριμένες περιόδους. Ωστόσο οι εκτιμήσεις του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο είναι μεγαλύτερες από την πραγματική τιμή για τις πρώτες δυο υποπεριόδους και μικρότερες στην τελευταία υποπερίοδο. Όλες αυτές οι διαφορές είναι σημαντικές.

Με τον έλεγχο με χρήση χρονοσειρών οι Blume και Friend (1973) απέδειξαν ότι κάθε διακύμανση του χαρτοφυλακίου μηδενικού βήτα δείχνει ότι για τις πρώτες δυο υποπεριόδους η απόδοση του είναι επίσης μεγαλύτερη από τη μέση τιμή του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο.

Εν κατακλείδι, παρόλο που υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και στην απόδοση, η απόκλιση ανάμεσα στους σταθερούς όρους και την απόδοση του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο οδηγούν στην απόρριψη του Υ.Α.Κ.Σ..

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ. ΠΡΙΝ ΤΗΝ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL					
ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΤΙΤΛΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
<b>Douglas</b>	Risk in the Equity Markets: An empirical appraisal of market efficiency	Μελέτη σχέσης μέσης απόδοσης και κινδύνου	Ίδια με του Lintner (1965). Εκτίμησε το συντελεστή βήτα για 301 μετοχές.	Ετήσιες αποδόσεις μετοχών και μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος για τα έτη 1954 - 1963	Απόρριψη του Υ.Α.Κ.Σ.
<b>Sharpe &amp; Cooper</b>	Risk – Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks	Μελέτη σχέσης, σε μακροχρόνιο ορίζοντα, κινδύνου και αποδόσεων που συνάδουν με τη σύγχρονη κεφαλαιακή θεωρία	Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με διαφορετικά βήτα και διαχωρισμός σε ομάδες ανά έτος, αναλόγως του συντελεστή βήτα	Μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για τα έτη 1931 - 1967	Αύξουσα σχέση απόδοσης και συστηματικού κινδύνου σε όλες τις τάξεις κινδύνου. Επαλήθευση του Υ.Α.Κ.Σ.
<b>Miller &amp; Scholes</b>	Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings	Μελέτη στατιστικών προβλημάτων από εμπειρικούς ελέγχους του Υ.Α.Κ.Σ.	Ίδια με των Lintner (1965) και Douglas (1968)	Ίδια με των Lintner (1965) και Douglas (1968)	Μη γραμμική σχέση κινδύνου - απόδοσης. Μη οριστικοποίηση αποτελεσμάτων εμπειρικών για την αποτελεσματικότητα του Υ.Α.Κ.Σ.
<b>Black, Jensen &amp; Scholes</b>	The Capital Asset Pricing Model :Some Empirical Tests	Έλεγχος του Υ.Α.Κ.Σ. με χρήση ανάλυσης χρονοσειρών	Ίδια με των Sharpe & Cooper	Μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για τα έτη 1926 - 1965	Απόρριψη του Υ.Α.Κ.Σ. Υποστήριξη δυο-παράγοντικού υποδείγματος

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ. ΠΡΙΝ ΤΗΝ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL					
ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΤΙΤΛΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
<b>Fama &amp; MacBeth</b>	Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests	Εμπειρικός έλεγχος του Υ.Α.Κ.Σ. με χρήση διαστρωματικών παλινδρομήσεων	Κατάταξη μετοχών σε 20 χαρτοφυλάκια με χρήση του βήτα και υπολογισμός αποδόσεων για 402 μηνιαία διαστήματα για την περίοδο 1935-1968	Αποδόσεις μετοχών εισηγμένων στον NYSE	Όμοια με των Black, Jensen & Scholes
<b>Blume &amp; Friend</b>	A New Look at the Capital Asset Pricing Model	Εμπειρικός έλεγχος του Υ.Α.Κ.Σ.	Χρήση τεχνικής ομαδοποίησης των στοιχείων	Μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του NYSE για την περίοδο 1950 - 1954	Απόρριψη του Υ.Α.Κ.Σ.

### **3.3 Roll (1977) «A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, Part I: On Past and Potential Testability of the Theory»**

Ο Roll (1977) υποστηρίζει ότι το Υ.Α.Κ.Σ. δεν έχει ποτέ ελεγχθεί και πιθανότατα ποτέ να μην ελεγχθεί πραγματικά. Το πρόβλημα ανακύπτει από το γεγονός ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ως η κεντρική έννοια του μοντέλου είναι θεωρητικά και εμπειρικά ακαθόριστα. Δεν είναι θεωρητικά ξεκάθαρο ποια στοιχεία (για παράδειγμα ανθρώπινο δυναμικό μπορούν δικαιολογημένα να αποκλεισθούν από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, και η διαθεσιμότητα των δεδομένων ουσιαστικά περιορίζει τα στοιχεία που μπορούν να συμπεριληφθούν. Ως αποτέλεσμα, οι έλεγχοι του Υ.Α.Κ.Σ. αναγκάζονται να χρησιμοποιούν προσεγγίσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, με αντίκτυπο να πραγματοποιείται έλεγχος εάν οι προσεγγίσεις είναι στο αποτελεσματικό σύνορο. Ο Roll (1977) υποστηρίζει ότι επειδή οι έλεγχοι χρησιμοποιούν προσεγγίσεις, και όχι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δεν μαθαίνουμε τίποτα για το Υ.Α.Κ.Σ..

Η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και του βήτα της αγοράς του Υ.Α.Κ.Σ. είναι απλά η συνθήκη ελάχιστης διακύμανσης η οποία ισχύει σε οποιοδήποτε αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο, εφαρμοσμένο στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Επομένως, αν μπορέσουμε να βρούμε μια προσέγγιση της αγοράς η οποία ανήκει στο αποτελεσματικό σύνορο, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να περιγράψει διαφορές στις αναμενόμενες αποδόσεις. Οι ισχυρές ενστάσεις για το Υ.Α.Κ.Σ. που περιγράφηκε ανωτέρω, ωστόσο, δείχνουν ότι οι ερευνητές δεν αποκάλυψαν μια λογική προσέγγιση της αγοράς που να ανήκει κοντά στο αποτελεσματικό σύνορο.

Το αποτελεσματικό σεί μαθηματικών έχει συζητηθεί συνήθως σε όρους παρελθοντικών αποδόσεων και συνδιακυμάνσεων (για παράδειγμα βλέπε Sharpe (1970), Merton (1972), Black (1972), Fama (1976), Long (1976)). Για να δώσει έμφαση ο Roll (1977) στην φτωχή μαθηματική φύση των αποτελεσμάτων, ωστόσο, τίθεται σε όρους παρατηρήσιμου δείγματος αποδόσεων  $N$  περιουσιακών στοιχείων.

Υπάρχουν μόνο δυο προϋποθέσεις όσον αφορά το μαθηματικό σετ:

1. Ο πίνακας της δειγματικής στιγμιαίας συνδιακύμανσης,  $V$ , δεν είναι μοναδιαίος και
2. τουλάχιστον ένα στοιχείο είχε μια διαφορετική δειγματική μέση απόδοση από τα υπόλοιπα.

Δεδομένου ότι ο πίνακας δειγματικών συνδιακυμάνσεων και το αριθμητικό δείγμα μέσων αποδόσεων, το δειγματικό σύνоро των παρελθοντικών αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μπορεί εύκολα να καθοριστεί. Αυτό το σύνоро απαριθμεί όλα τα χαρτοφυλάκια τα οποία είχαν ελάχιστη δειγματική διακύμανση για κάθε δεδομένο επίπεδο μέσης δειγματικής απόδοσης. Ας υποθέσουμε ότι επιλέγουμε ένα εξ αυτών των χαρτοφυλακίων, έστω το χαρτοφυλάκιο  $m$ , με δειγματική απόδοση  $r_m$ , η οποία ανήκει στο μέρος με θετική κλίση του αποτελεσματικού συνόρου. Τότε οι ακόλουθες δηλώσεις είναι αληθείς:

1. Υπάρχει ένα μοναδικό χαρτοφυλάκιο, έστω  $z$ , το οποίο είχε μηδενική συσχέτιση με το  $m$  κατά τη διάρκεια της δειγματικής περιόδου και ανήκει στο τμήμα με αρνητική κλίση του αποτελεσματικού συνόρου· αυτό υπονοεί ότι η δειγματική απόδοση του  $m$  είναι μεγαλύτερη από αυτή του  $z$ ,  $r_m > r_z$ .
2. Για κάθε στοιχείο ή χαρτοφυλάκιο, έστω  $j$ , η δειγματική μέση απόδοση δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$r_j \equiv (1 - \beta_j)r_z + \beta_j r_m \text{ για όλα τα } j \quad (3.13)$$

όπου:

$$\beta_j \equiv \frac{\text{δειγματική συνδιακύμανση του } j \text{ με το } m}{\text{δειγματική διακύμανση του } m},$$

$r_z$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $z$  και

$r_m$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $m$ .

3. Κάθε χαρτοφυλάκιο στο τμήμα με θετική κλίση του δειγματικού αποτελεσματικού σετ είναι θετικά συσχετισμένο με κάθε ένα από τα υπόλοιπα.

4. Κάθε δειγματικό αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο εκτός του ολικά ελάχιστης δειγματικής διακύμανσης χαρτοφυλακίου έχει ένα ορθογώνιο χαρτοφυλάκιο με πεπερασμένη μέση απόδοση.
5. Το μέγεθος της επένδυσης κάθε δειγματικού αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου μπορεί να εκφραστεί ως ο σταθμισμένος μέσος των μεγεθών άλλων δυο δειγματικών αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων, των οποίων οι μέσες αποδόσεις είναι διαφορετικές.
6. Η μέση απόδοση οποιουδήποτε στοιχείου,  $j$ , δίνεται από την εξίσωση:

$$r_j \equiv (1 - \beta'_j)r_A + \beta'_j r_B \text{ για όλα τα } j \quad (3.14)$$

όπου:

$$\beta'_j = \frac{\sigma_{jB} - \sigma_{AB}}{\sigma_{BB} - \sigma_{AB}}, \text{ δηλαδή η πολυπαραγοντική δειγματική κλίση για το B}$$

από την παλινδρόμηση του  $r_j$  στο  $r_A$  και  $r_B$

Ο Roll (1977) άσκησε κριτική σε προηγούμενους ελέγχους του Υ.Α.Κ.Σ. όπως για τους Blume και Friend (1973), Fama και MacBeth (1973), Black, Jensen και Scholes (1972).

Όσον αφορά την κριτική του στους Fama και MacBeth (1973), στη μελέτη τους αναφέρονται σε ένα χαρτοφυλάκιο  $m$  το οποίο ανήκει στο αναδρομικό αποτελεσματικό σύνορο όπως θεωρεί ένας επενδυτής. Αυτό οδηγεί στον ορισμό εξίσωσης ισοδύναμης με την 3.13 αλλά με υποκειμενικές αντί δειγματικών παραμέτρων των επενδυτών.

Οι Fama και MacBeth (1973) αντικατέστησαν τον όρο κίνδυνος με την παράμετρο βήτα και υποστηρίζουν πως αν η σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις ενός αξιόγραφου και στον κίνδυνο είναι γραμμική τότε το χαρτοφυλάκιο είναι αποτελεσματικό.



Οι υποθέσεις που ελέγχονται από τους Fama και MacBeth (1973) είναι οι ακόλουθες:

1. Οι επενδυτές θεωρούν ιδανικό αυτό το συγκεκριμένο επενδυτικό χαρτοφυλάκιο που έχει ελάχιστη μέση διακύμανση ως αποτελεσματικό.
2. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αναδρομικά αποτελεσματικό.

Η μόνη υπόθεση που απορρίπτεται είναι η δεύτερη, δηλαδή ότι το χαρτοφυλάκιο είναι αποτελεσματικό.

Μια ακόμα μελέτη στην οποία ασκεί κριτική ο Roll είναι αυτή των Black, Jensen και Scholes (1972), οι οποίοι δεν αναφέρουν την πιθανή αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς και τη σημαντικότητα της γραμμικής σχέση ανάμεσα στην απόδοση και το βήτα. Τα γραφήματα τα οποία παρήχθησαν από τους Black, Jensen και Scholes (1972) δείχνουν μια ισχυρά γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση και το βήτα για μεγάλη χρονική περίοδο.

Ο Roll (1977) για τη μελέτη των Black, Jensen και Scholes (1972) συμπέρανε ότι τα χαρτοφυλάκια αγοράς που χρησιμοποίησαν δεν βρίσκονταν ακριβώς στο δειγματικό αποτελεσματικό σύνορο. Αν ήταν ακριβώς αποτελεσματικά, η σχέση ανάμεσα διάνυσμα της μέσης απόδοσης και στο διάνυσμα των δειγματικών βήτα θα έπρεπε να ήταν ακριβώς γραμμική αλλά δεν ήταν.

Οι Fama και MacBeth (1973) προτείνουν μια πιθανή εξήγηση για τη σημαντικότητα της μη γραμμικότητας των τμημάτων των βήτα για ορισμένες δειγματικές περιόδους. Προτείνουν ότι έχουν παραληφθεί μεταβλητές από τη θεωρία για τις οποίες τα μη γραμμικά τμήματα λειτουργούν ως προσεγγίσεις. Τα αποτελέσματα, ωστόσο, είναι συνεπή με την απλουστευμένη εξήγηση των Fama και MacBeth (1973) ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν είναι επακριβώς αναδρομικά αποτελεσματικό σε κάθε υποπερίοδο.

Ο Roll (1977) δεδομένης της θεώρησης της ύπαρξης ενός περιουσιακού στοιχείου του οποίου η απόδοση είναι σταθερή,  $r_F$ , κατά τη διάρκεια της δειγματικής περιόδου κατέληξε ότι:

- Το δειγματικό αποτελεσματικό σύνολο είναι μια παραβολή με μια εφαπτομένη που τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στο  $r_F$ .
- Ας υποθέσουμε ότι δηλώνουμε το αποτελεσματικό σύνολο με κίνδυνο ως το σύνολο των χαρτοφυλακίων με ελάχιστη διακύμανση εξαιρώντας το περιουσιακό στοιχείο F. Τα αποτελέσματα των δηλώσεων 1 – 6 που αναφέρθηκαν προηγουμένως ισχύουν για χαρτοφυλάκια που συνθέτουν αυτό το αποτελεσματικό σύνολο με κίνδυνο.

Οι Black, Jensen και Scholes (1972) απέρριψαν την θεωρία των Sharpe (1964) και Lintner (1965) ως αποτέλεσμα του ελέγχου του χαρτοφυλακίου της αγοράς το οποίο επιλέχθηκε βάσει των δειγματικών βήτα τα οποία υπολογίστηκαν μέσω μιας διαδικασίας που σχεδιάστηκε προσεκτικά για να αφαιρέσει τα σφάλματα μετρήσεων. Κατόπιν, η γραμμική σχέση των διαστρωματικών μέσων αποδόσεων/ βήτα εκτιμήθηκε από την εξίσωση:

$$r_j - r_F = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \beta_j + \hat{\varepsilon}_j \quad (3.15)$$

όπου:

$r_j$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου j,

$r_F$  = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο,

$\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$  = συντελεστές,

$\beta_j$  = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου j και

$\hat{\varepsilon}_j$  = ο εκτιμώμενος υπολειμματικός όρος.

Τα βασικά αποτελέσματα ήταν ότι το  $\hat{\gamma}_0$  υπερέβαινε το μηδέν, το  $\hat{\gamma}_1$  ήταν μικρότερο από το  $r_m - r_F$  και το  $\hat{\gamma}_0$  ήταν υψηλά μεταβλητό από την μία υποπερίοδο στην άλλη κάτι το οποίο απορρίπτει την υπόθεση ότι το μελλοντικό αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς για όλα τα περιουσιακά στοιχεία.

Παρόλα ταύτα, οι Black, Jensen και Scholes (1972) δεν προέβησαν σε υπολογισμούς για να διαβεβαιώσουν ότι το χαρτοφυλάκιο τους ήταν στην πραγματικότητα κοντά (στατιστικά) με το αναδρομικό αποτελεσματικό

χαρτοφυλάκιο για μεγάλες περιόδους. Στην πραγματικότητα ο Roll (1977) υποστηρίζει ότι δεν ήταν αφού τα απλά μαθηματικά του αποτελεσματικού συνόρου αποσαφηνίζουν την ακριβή ικανοποίηση της σχέσης των αναδρομικών δειγμάτων για όλες τις περιόδους. Αφού το δειγματικό βήτα που υπολογίστηκε από τους Black, Jensen και Scholes (1972) διέφερε σημαντικά από το διάνυσμα που ικανοποιούσε την γραμμική σχέση που είχαν υποθέσει και δεν προσέγγισαν το διάνυσμα καθώς το δείγμα της χρονοσειράς αύξανε, γνωρίζουμε ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν ήταν στατιστικά κοντά στο αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο.

Επομένως ο Roll (1977) συμπέρανε ότι είτε:

1. η θεωρία των Sharpe (1964) και Lintner (1965) ήταν λαθεμένη, ή
2. το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποίησαν οι Black, Jensen και Scholes (1972) δεν ήταν το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, ή
3. και τα δυο μαζί.

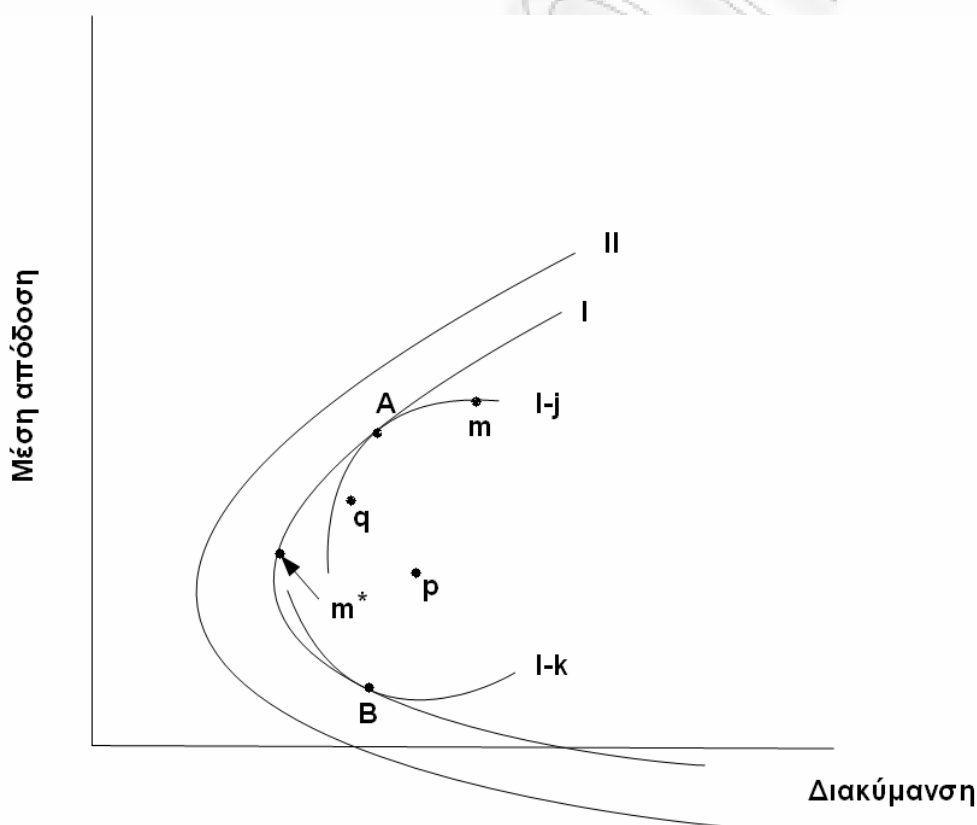
Ακόμα ο Roll (1977) παραθέτει ότι τόσο οι Fama και MacBeth (1973) όσο και οι Blume και Friend (1973) κατέληξαν ότι οι μη γραμμικοί όροι ήταν μη σημαντικά διαφορετικοί από το μηδέν. Τα αποτελέσματα των ελέγχων απορρίπτουν, όμως, την βασική υπόθεση ότι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό εφόσον δεν έχουν υποθέσει μια καλή προσέγγιση μεταξύ των πραγματικών και των προσεγγιστικών αγορών.

Για τους Miller και Scholes (1972) ο Roll (1977) καταλήγει ότι αν η προσέγγιση της αγοράς είναι τέλεια συσχετισμένη με την πραγματική αγορά, το διαστωματικό μοντέλο το οποίο προκύπτει θα παράγει ένα  $\hat{\gamma}_1$  ακριβώς ανάλογο του  $\gamma_1$  υπολογισμένου με χρήση της πραγματικής αγοράς. Οι Miller και Scholes (1972) βρήκαν σχεδόν τέλεια σχέση ανάμεσα σε δυο προσεγγιστικά χαρτοφυλάκια της αγοράς.

Οποιαδήποτε υπόθεση, κατά τον Roll (1977), όπως των Sharpe (1964) και Lintner (1965) η οποία πραγματοποιεί μια συγκεκριμένη πρόβλεψη σχετικά με τη θέση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, είναι πιθανό να είναι υψηλά

επιδεκτική σε σφάλμα τύπου II – να απορριφθεί ενώ είναι αληθής. Εριστικά, ένα μικρό σφάλμα στη μέτρηση της σύνθεσης της αγοράς μπορεί να προκαλέσει σφάλμα στον έλεγχο της θεωρίας. Η προσέγγιση της αγοράς μπορεί να είναι τέλεια συσχετισμένη με την πραγματική αγορά και ακόμη μια σημαντική διαφορά μπορεί να αναδυθεί ανάμεσα στην προσέγγιση της απόδοσης του μηδενικού βήτα και της πραγματικής μηδενικού βήτα απόδοσης (ή της απόδοσης χωρίς κίνδυνο).

Για να πάρουμε μια ιδέα των συνεπειών του μη ορθά ορισμένου χαρτοφυλακίου της αγοράς υποθέτοντας ότι η προσέγγιση είναι αποτελεσματική, ο Roll (1977) δίνει το ακόλουθο παράδειγμα:



**Διάγραμμα 3.3** – Αθροιστικά θετικά χαρτοφυλάκια και το αποτελεσματικό σύνορο

Ας υποθέσουμε ότι το πραγματικό αποτελεσματικό σύνορο δίνεται από την καμπύλη I στο διάγραμμα 3.3. Τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια μεταξύ των

Α και Β θεωρούμε ότι έχουν θετικά επενδυτικά μερίδια. Πάνω από το σημείο Α και κάτω από το σημείο Β, τουλάχιστον ένα περιουσιακό στοιχείο έχει αρνητικά επενδυτικά μερίδια. Θεωρώντας το στοιχείο που υπολείπεται από το αποτελεσματικό σύνορο στο Α ως  $j$  προκύπτει η καμπύλη  $I - j$ , η οποία θα ήταν το αποτελεσματικό σύνορο αν το  $j$  δεν υπήρχε. Οι καμπύλες  $I$  και  $I - j$  εφάπτονται το πολύ σε ένα σημείο. Αλλά αφού το σταθμό έχει υποτεθεί ως αρνητικό πάνω από το Α και θετικό κάτω από το Α, στο Α θα πρέπει να είναι μηδέν. Αφού είναι μηδέν παντού στην καμπύλη  $I - j$ , το Α πρέπει να είναι σημείο της εφαπτομένης της.

Αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μελλοντικά αποτελεσματικό, το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα πρέπει να κείται στην καμπύλη  $I$  ανάμεσα στο Α και στο Β, έστω στο  $m^*$ . Αν το  $m$  επιλεγεί ως προσέγγιση της αγοράς, οι εμπειρικοί έλεγχοι θα υποστηρίζουν την άνω υπόθεση αφού η εν λόγω προσέγγιση βρίσκεται στο ελαττωμένο σύνορο  $I - j$  το οποίο δεν περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο  $j$ . Ωστόσο η προσέγγιση  $m$  είναι αθροιστικά αναποτελεσματική (βρίσκεται κάτω της  $I$ ), γεγονός το οποίο δεν ανιχνεύεται από τον όποιο έλεγχο γίνεται με χρήση οποιουδήποτε ελαττωμένου υπό – συνόρου το οποίο δεν περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο  $j$ .

Εν κατακλείδι, η μοναδική βιώσιμη υπόθεση της γενικευμένης θεωρίας των κεφαλαιακών στοιχείων είναι ότι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μελλοντικά αποτελεσματικό. Η υπόθεση αυτή προτείνει μια σημαντική πρόκληση στην οικονομετρική ευφυΐα η οποία δεν έχει εκπληρωθεί. Το πρόβλημα μπορεί να περιληφθεί κατανοώντας ότι σε ένα δεδομένο δείγμα υπάρχουν πάντα χαρτοφυλάκια τα οποία δεν απορρίπτουν την άνω υπόθεση και μικρή εξωτερική πληροφόρηση είναι διαθέσιμη στη σύνθεση του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς.

### 3.4 Εμπειρικές μελέτες του Υ.Α.Κ.Σ. μετά την κριτική του Roll (1977)

#### 3.4.1 Jay Shanken (1985) «Multivariate tests of the Zero – Beta CAPM»

Ο έλεγχος αυτός του Shanken (1985) χρησιμοποιεί τη διαστρωματική παλινδρόμηση για να διαπιστώσει αν οποιαδήποτε έλλειψη του μοντέλου μπορεί να αιτιολογηθεί εξ' ολοκλήρου από την επίδραση του μεγέθους της εταιρείας.

Χρησιμοποίησε δεδομένα μηνιαίων αποδόσεων όλων των αξιόγραφων του CRSP για τις τρεις υποπεριόδους μεγέθους 74 μηνών η κάθε μια:

- Φεβρουάριος 1953 – Μάρτιος 1959
- Απρίλιος 1959 – Μάιος 1965
- Ιούνιος 1965 – Ιούλιος 1971.

Ο Shanken (1985) κατέταξε τις μετοχές ανάλογα με την αγοραία αξία της εταιρείας και βάσει αυτής της κατάταξης δημιούργησε 20 χαρτοφυλάκια. Κατόπιν έκανε τους ελέγχους του σε δυο διαφορετικές ομάδες διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Στη μια συμπεριέλαβε τις αποδόσεις του Ιανουαρίου, ενώ στην δεύτερη τις απέκλιση.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου του Shanken (1985) υποστηρίζουν ότι ο δείκτης της αγοράς δεν είναι αποτελεσματικός, σε επίπεδο 0.01 στατιστικής σημαντικότητας. Η υπόθεση πως το μέγεθος είναι υπεύθυνο για αυτή την ανεπάρκεια δεν μπορεί να απορριφθεί, καθώς οι αποκλίσεις δεν χρειάζεται να είναι μονοτονικά σχετισμένες με το μέγεθος της εταιρείας.

Όσον αφορά τον έλεγχο που εξετάζει την επίδραση του μεγέθους της εταιρείας με απόκλιση των αποδόσεων του Ιανουαρίου, τα p-values είναι μικρότερα από αυτά της πρώτης ομάδας. Παρόλα ταύτα, ο δείκτης CRSP δείχνει να είναι αναποτελεσματικός ακόμα και δίχως το μέγεθος και την επίδραση των ιστορικών αποδόσεων για τον μήνα Ιανουάριο. Αυτό αποδεικνύει ότι η αξία του πολυπαραγοντικού ελέγχου ως εργαλείο μπορεί να

χρησιμοποιηθεί σε συνδυασμό με περισσότερες παραδοσιακές μεθόδους και όχι απαραίτητα ως εναλλακτική αυτών των μεθόδων.

#### **3.4.2 A. Graig MacKinlay (1987) «On Multivariate Tests of the CAPM»**

Ο MacKinlay (1987) στο δείγμα της μελέτης του συμπεριέλαβε μηνιαίες αποδόσεις του CRSP 30 ετών από τον Ιανουάριο του 1954 έως τον Δεκέμβριο του 1983, χωρίζοντας σε έξι περιόδους διάρκειας πέντε ετών η κάθε μια.

Για να εξασφαλιστεί ποικιλία στις παραμέτρους χρησιμοποιούνται δυο μέθοδοι σχηματισμού χαρτοφυλακίων για τον προσδιορισμό των τιμών των συντελεστών βήτα και των πινάκων των υπολειμματικών συνδιακυμάνσεων. Σχηματίζονται χαρτοφυλάκια για κάθε μία από τις έξι περιόδους. Η μια μέθοδος χρησιμοποιεί τα εκτός περιόδου βήτα ως μεταβλητή ταξινόμησης. Για αυτή τη μέθοδο, τα χαρτοφυλάκια περιλαμβάνουν όλες τις μετοχές με το σύνολο των αποδόσεων του CRSP για τον πενταετή έλεγχο και για πέντε έτη πριν ή μετά την ελεγχόμενη περίοδο. Υπολογίζονται τα βήτα κάθε μετοχής με χρησιμοποίηση του μοντέλου της αγοράς με παλινδρόμηση για πέντε έτη εκτός περιόδου. Αν η μετοχή έχει αποδόσεις και για τα πέντε έτη που προηγούνται του ελέγχου και για τα πέντε έτη που διαδέχονται την ελεγχόμενη περίοδο, ο μέσος του προηγούμενου και αναδρομικού βήτα χρησιμοποιείται για το εκτός περιόδου βήτα. Κατόπιν γίνεται ταξινόμηση από το υψηλότερο στο χαμηλότερο βήτα για τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων. Το κάθε χαρτοφυλάκιο απαρτίζεται από 20 (ή 40) μετοχές.

Η δεύτερη μέθοδος διαμόρφωσης χαρτοφυλακίου χρησιμοποιεί την αγοραία αξία της μετοχής στην έναρξη της περιόδου ως μεταβλητή ταξινόμησης. Οι μεγαλύτερες εταιρείες ταξινομούνται στο πρώτο χαρτοφυλάκιο και οι μικρότερες στο τελευταίο (20 ή 40 χαρτοφυλάκια). Οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν ως σταθμισμένος μέσος των αποδόσεων των συμπεριλαμβανομένων μετοχών.

Το συμπέρασμα της μελέτης του MacKinlay (1987) είναι ότι οι παραβιάσεις του ΥΑΚΣ είναι δύσκολο να εντοπιστούν, ενώ το υπόδειγμα μπορεί να απορριφθεί για ορισμένες υποπεριόδους με μηνιαίες αποδόσεις και με μη συγκεκριμένη εναλλακτική υπόθεση.

Οι έλεγχοι μπορεί να έχουν αιτιολογημένη ισχύ αν η απόκλιση είναι τυχαία μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων. Αλλά αν η απόκλιση είναι αποτέλεσμα έλλειψης παραγόντων, οι έλεγχοι είναι σχετικά αδύναμοι. Υφίσταται ένα ανώτατο όριο στην απόσταση της κατανομής του στατιστικού ελέγχου κάτω από την εναλλακτική μπορεί να είναι από την κατανομή κάτω από τη μηδενική υπόθεση. Αυτή η απόσταση θα είναι σχετικά μικρή για αιτιολογημένη έλλειψη παραμέτρων.

Ο MacKinlay (1987) παρατήρησε ότι τα χαρτοφυλάκια διαμορφωμένα με βάση το βήτα, έχουν αυξημένη ισχύ βάσει του  $p$ -value που προσφέρει η χρήση συγκεκριμένης εναλλακτικής υπόθεσης, δίνοντας τη δυνατότητα απόρριψης του μοντέλου.

Με τη χρήση των εβδομαδιαίων αποδόσεων τα αποτελέσματα διαφέρουν από των Sharpe (1964) και Lintner (1965), απορρίπτοντας το μοντέλο τους. Αποδεικνύεται, επομένως η ισχύς της χρήσης εβδομαδιαίων αντί μηνιαίων δεδομένων.

### **3.4.3 Γεώργιος Π. Διακογιάννης & Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης (1996)** **«Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών»**

Σκοπός της μελέτης των Γεώργιου Π. Διακογιάννη και Κωνσταντίνου Ν. Σεγρεδάκη (1996) είναι να ερευνήσουν την επίδραση του συστηματικού κινδύνου στην αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ και αν το μέγεθος των εταιρειών παίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών του ΧΑΑ κατά την περίοδο 1989 – 1994.



Χρησιμοποιήθηκε δείγμα από 112 μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο με βασικότερο κριτήριο την ύπαρξη πλήρους σειράς εβδομαδιαίων στοιχείων.

Ένα πρόβλημα το οποίο παρουσιάζουν μετοχές εισηγμένες στο ΧΑΑ είναι αυτό της αδράνειας στις συναλλαγές (thin trading), το οποίο μπορεί να περιοριστεί υπολογίζοντας τις αποδόσεις για διαστήματα μεγαλύτερα της εβδομάδας.

Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις υπολογίστηκαν ως ακολούθως:

$$R_{it} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t/52}}{P_{i,t-1}} \quad (3.16)$$

όπου:

$P_{i,t}$  = η τιμή της μετοχής  $i$  στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$P_{i,t-1}$  = η τιμή της μετοχής  $i$  στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t - 1$  και

$D_{i,t/52}$  = το μέρισμα που διανέμεται από τη μετοχή  $i$  και αντιστοιχεί σε κάθε εβδομάδα.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς προέκυψε από τον ακόλουθο τύπο:

$$R_{mt} = \frac{P_{mt} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}} \quad (3.17)$$

όπου:

$P_{mt}, P_{m,t-1}$  = η τιμή του Γενικού δείκτη του ΧΑΑ στο τέλος των περιόδων  $t$  και  $t - 1$  αντίστοιχα.

Ο έλεγχος που πραγματοποιήθηκε βασίστηκε στις εξής υποθέσεις:

1. Οι εισηγμένες μετοχές στο ΧΑΑ παρουσιάζουν θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου.
2. Το μέγεθος των εταιριών παίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε είναι παρόμοια με αυτή των Fama και MacBeth (1973), με διαχωρισμό σε τρεις υποπεριόδους διάρκειας 52 εβδομάδων έκαστη.

Κατά την πρώτη υποπερίοδο (1989) εκτιμήθηκε ο συστηματικός κίνδυνος για κάθε μετοχή βάσει του μοντέλου της αγοράς, δηλαδή:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} + \hat{e}_{it} \quad (3.18)$$

όπου:

$R_{it}$  = η απόδοση της μετοχής  $i$  στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$\hat{\alpha}_i$  = σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση της μετοχής  $i$  όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,

$\hat{\beta}_i$  = ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής  $i$ ,

$R_{mt}$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$  και

$\hat{e}_{it}$  = ο υπολειμματικός όρος ο οποίος πληροί ορισμένες προϋποθέσεις.

Οι προϋποθέσεις τις οποίες γίνεται υπόθεση ότι πληροί ο υπολειμματικός όρος είναι οι ακόλουθες:

- ❖ Η αναμενόμενη τιμή του είναι ίση με το μηδέν,
- ❖ Μη ύπαρξη διαχρονικής σχέσης μεταξύ των τιμών του,
- ❖ Μη ύπαρξη σχέσης με την ανεξάρτητη μεταβλητή  $R_{mt}$  και
- ❖ Σταθερή διακύμανση για όλη τη διάρκεια του δείγματος.

Ακολουθώς γίνεται κατάταξη των μετοχών βάσει του συντελεστή βήτα. Διαμορφώνονται 14 χαρτοφυλάκια, τα οποία απαρτίζονται από 8 μετοχές το καθένα με το πρώτο χαρτοφυλάκιο να περιέχει τις μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο συντελεστή βήτα και το τελευταίο να περιέχει τις μετοχές που παρουσιάζουν τον υψηλότερο συντελεστή βήτα.

Κατά την δεύτερη υποπερίοδο (1990) υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα και το μέσο μέγεθος για καθένα από τα 14 χαρτοφυλάκια. Το μέγεθος των εταιρειών δίνεται από το φυσικό λογάριθμο ( $\ln$ ) της χρηματιστηριακής αξίας κάθε μετοχής.

Στην τρίτη υποπερίοδο (1991) υπολογίζεται η μέση εβδομαδιαία απόδοση για κάθε ένα από τα 14 χαρτοφυλάκια. Στη συνέχεια υπολογίζονται για κάθε μια από τις 52 εβδομάδες διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

Η διαδικασία που περιγράφηκε ανωτέρω, επαναλαμβάνεται κινούμενοι κάθε φορά ένα έτος μπροστά.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την εμπειρική μελέτη, όσον αφορά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων βάσει του συντελεστή βήτα είναι τα ακόλουθα:

- Ο συστηματικός κίνδυνος δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ,
- Προέκυψε αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους των εταιριών.

Όσον αφορά τα αποτελέσματα για τα χαρτοφυλάκια των οποίων η διαμόρφωση έγινε βάσει του μέσου μεγέθους των εταιριών, είναι παρόμοια με προηγουμένως. Παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου για τις μετοχές στο ΧΑΑ, ενώ το μέσο μέγεθος των εταιριών δεν φαίνεται να παίζει και ιδιαίτερα σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Πιθανές εξηγήσεις για τα αποτελέσματα της μελέτης οι Γεώργιος Π. Διακογιάννης και Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης (1996) θεωρούν τις ακόλουθες:

- Το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιείται δεν είναι αποτελεσματικό,
- Ο συντελεστής βήτα δεν μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών,

- Το Υ.Α.Κ.Σ. δεν είναι κατάλληλα εξειδικευμένο υπόδειγμα για να περιγράψει το μηχανισμό διαμόρφωσης των μέσων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ.

Τέλος προτείνεται η διαμόρφωση εξειδικευμένων πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων, μικροοικονομικών και μακροοικονομικών μεταβλητών, που να εξηγούν τις μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ.

#### **3.4.4 Aktham Maghyereh (2003) « The Empirical Relationship between Expected Return and Risk in the Amman Stock Exchange »**

Σκοπός της μελέτης του Aktham Maghyereh (2003) είναι η διερεύνηση της εμπειρικής σχέσης ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και στον κίνδυνο στην μικρή αναδυόμενη χρηματιστηριακή αγορά της Ιορδανίας. Δηλαδή, γίνεται έλεγχος της υπόθεσης αν ο κίνδυνος της χρηματιστηριακής αγοράς είναι θετικά αποτιμημένος.

Προκειμένου να συλληφθεί η πορεία της υποκείμενης σχέσης κινδύνου – απόδοσης στον δείκτη ASE με μεγαλύτερη επιτυχία σε αυτή τη μελέτη οι αποδόσεις μοντελοποιούνται με την προϋπόθεση ότι έχουν εξάρτηση στον κίνδυνο η οποία μπορεί να περιγραφεί από ένα αυτοπαλίνδρομο εξαρτώμενο κινδύνου ή GARCH – μορφής μοντέλο.

Το κύριο πλεονέκτημα της χρήσης τέτοιου μοντέλου είναι η ικανότητα να συλλάβει τις κοινές εμπειρικές παρατηρήσεις σε ημερήσια δεδομένα χρονοσειράς (βλέπε Pagan (1996) και Bollerslev et al. (1994)). Πρώτον οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων είναι γενικά μη στάσιμες και συχνά παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα, ενώ οι αποδόσεις είναι συνήθως στάσιμες. Δεύτερον, οι σειρές αποδόσεων συνήθως έχουν χαμηλή αυτοσυσχέτιση, ενώ η σειριακή ανεξαρτησία μεταξύ των τετραγωνικών τιμών των σειρών απορρίπτεται καταδεικνύοντας την ύπαρξη μη γραμμικών σχέσεων ανάμεσα στις μεταγενέστερες παρατηρήσεις. Τρίτον, η διακύμανση των αποδόσεων μοιάζει να επαναλαμβάνεται, καθώς οι αποδόσεις ανά περιόδους κυμαίνονται από υψηλές σε χαμηλές διακυμάνσεις.

Ο Aktham Maghyereh (2003), αφού πραγματοποιεί έλεγχο για τη μη γραμμικότητα στο χρηματιστηριακό δείκτη με ορισμένους στατιστικούς ελέγχους, ελέγχει την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας με χρήση των LM ελέγχων και ακολούθως χρησιμοποιεί GARCH διαδικασία, αφού τα GARCH μοντέλα μπορούν να ενσωματώσουν μη γραμμικά αποτελέσματα.

Προσέτι, ερευνάται αν ο κίνδυνος ακολουθεί μια διαδικασία εξαρτώμενης ετεροσκεδαστικότητας, ενώ τέλος γίνεται προσπάθεια για κατανόηση του κινδύνου της διακράτησης ενός περιουσιακού στοιχείου ή της αξίας ενός δικαιώματος σε ένα περιουσιακό στοιχείο.

Για την μελέτη του ο Aktham Maghyereh (2003) έκανε χρήση δεδομένων σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1994 – Δεκέμβριος 2000. Οι ημερήσιες αποδόσεις υπολογίζονται βάσει των πρώτων λογαριθμικών διαφορών των τιμών. Γίνεται έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και στασιμότητα, και προκύπτει ότι οι αποδόσεις έχουν θετική λοξότητα και σημαντική κύρτωση, γεγονότα που είναι συμβατά για μια αναδυόμενη αγορά. Αυτά τα χαρακτηριστικά {Diebold (1986)} προτείνουν τον προσδιορισμό με GARCH για να συλληφθούν τα χαρακτηριστικά των ημερήσιων αποδόσεων στην χρηματιστηριακή αγορά της Ιορδανίας κατά την περίοδο υπό μελέτη.

Προκειμένου να εξεταστεί η αποτίμηση του κινδύνου στον ASE, δηλαδή οι εμπειρικές σχέσεις, το μοντέλο GARCH επεκτείνεται στο «GARCH σε μέσο» (GARCH in mean, GARCH – M) προσδιορισμό.

Για να εντοπιστούν τα  $p, q$  τα οποία είναι κατάλληλα για το μοντέλο γίνεται χρήση του κριτηρίου BIC, με το οποίο εκτιμούνται οι αποκλίσεις των σφαλμάτων και προτιμούνται οι μικρές τιμές του κριτηρίου. Προτιμάται αντί του κριτηρίου Akaike, αφού συλλέγει πιο σποραδική παραμετροποίηση λόγω της χρήσης του λογαρίθμου στον υπολογισμό του.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα του Aktham Maghyereh (2003) αναφέρουν θετική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ του κινδύνου και της απόδοσης. Ακόμη ο συστηματικός κίνδυνος της απόδοσης είναι πολύ ευαίσθητος σε

πτώση με τις παρελθοντικές αλλαγές των μετοχών. Οι συντελεστές των παραμέτρων είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 0.01, δίνοντας την πληροφορία ότι ο συστηματικός κίνδυνος και οι αποδόσεις αυτής της αγοράς ποικίλουν κατά την πάροδο του χρόνου.

Εν κατακλείδι τα αποτελέσματα προτείνουν ένδειξη σημαντικής και θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση για την αγορά του Αμμάν. Δηλαδή ο κίνδυνος στην εν λόγω αγορά είναι θετικά αποτιμώμενος. Το εύρημα αυτό προτείνει ότι οι Ιορδανοί επενδυτές μπορεί να έχουν δεσπόζουσα αποστροφή στον κίνδυνο με τον αναδρομικό συνολικό κίνδυνο να παρουσιάζει θετική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

#### **3.4.5 Dimitris Balios (2008) «Intraday Risk – Return Relationship and Price Patterns in the Athens Stock Exchange»**

Η μελέτη του Dimitris Balios (2008) παρουσιάζει μια εμπειρική ανάλυση της σχέσης του κινδύνου με την απόδοση και την ύπαρξη ή μη ενδοήμερων υποδειγμάτων κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης στο ΧΑΑ.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στη μελέτη του Dimitris Balios (2008) είναι ανά τριάντα δευτερόλεπτα κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης (11:00 – 16:00) για την περίοδο από 1<sup>ης</sup> Ιουνίου έως 30<sup>ης</sup> Σεπτεμβρίου 2004.

Η περίοδος χωρίζεται ανά δεκαπεντάλεπτα, και για τον υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιούνται οι λογαριθμικές διαφορές των τιμών. Προκύπτουν 582 εμπορεύσιμες ημέρες και 20 δεκαπεντάλεπτα ανά ημέρα. Γίνεται χρήση μετοχών του ΧΑΑ, βάσει της κεφαλαιοποίησης των εταιριών.

Η μεθοδολογία που ακολουθεί για να εξετάσει την ενδοήμερη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του συστηματικού κινδύνου κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης στο ΧΑΑ, χρησιμοποιεί GARCH (p,q) – M, η οποία επιτρέπει τις μέσες αποδόσεις να προσδιοριστούν ως μια γραμμική λειτουργία του χρόνου, ποικίλλοντας εξαρτώμενη σε δεύτερο χρόνο.

Το GARCH (p,q) – M επιτρέπει στις αποδόσεις των μετοχών να καθορίζονται από παρελθοντική πληροφόρηση και από την εξαρτημένη διακύμανση με γενικευμένη παραμετροποίηση της ετεροσκεδαστικότητας η οποία κατευθύνει απλουστευμένους προσδιορισμούς ως ειδικές περιστάσεις.

Χρησιμοποιώντας την αλληλουχία των παρελθοντικών αποδόσεων, ελέγχεται η ασθενής μορφή της υπόθεσης της Αποτελεσματικής Αγοράς. Κατά τον Fama (1970), μια χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτελεσματική αν οι τιμές ορθολογικά, πλήρως και ακαριαία αποτυπώνουν όλη τη σχετική διαθέσιμη πληροφόρηση. Σε μια αποτελεσματική αγορά, η παρελθοντική πληροφόρηση είναι άχρηστη για την πρόβλεψη μελλοντικών κερδών στις αποδόσεις των μετοχών, αφού έχει ήδη αποτυπωθεί στις τιμές των μετοχών από έναν αριθμό τέλειων, μεγιστοποίησης κέρδους επενδυτών.

Τέλος γίνεται έλεγχος της πιθανότητας των ενδοήμερων αποδόσεων των μετοχών να εξαρτώνται από ενδόημερα υποδείγματα με χρήση μιας ψευδο – μεταβλητής .

Ο Dimitris Balios (2008) καταλήγει ότι οι χρονοσειρές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή και χαρακτηρίζονται από λεπτοκύρτωση, χαρακτηριστικά τα οποία είναι συμβατά με την επαναλαμβανόμενη εικόνα της διακύμανσης η οποία συναντάται συχνά στη μελέτη χρηματοοικονομικών αποδόσεων, όπου μεγάλες αλλαγές στις αποδόσεις είναι πιθανό να ακολουθούνται από ακόμα μεγαλύτερες αλλαγές, αυξάνοντας την εκτίμηση τη διακύμανση για την επόμενη περίοδο.

Οι μέσες απόλυτες αποδόσεις είναι μικρότερες για της μετοχές των εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης σε σχέση με της μεσαίας κεφαλαιοποίησης. Εν γένει, τα πρώτα τέταρτα οι αποδόσεις είναι υψηλότερες , ακολουθημένες από αρνητικές.

Ο ιστορικός κίνδυνος είναι υψηλός στην έναρξη της συνεδρίασης, μειώνεται με το πέρασμα του χρόνου και αυξάνεται στο τέλος της συνεδρίας. Εν γένει, ο κίνδυνος είναι υψηλότερος για τις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές συγκρινόμενος με της μεσαίας και μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Τα AR(i) – GARCH(p,q) μοντέλα εκτιμήθηκαν για κάθε μετοχή με χρήση quasi μεγίστης πιθανοφάνειας μέθοδο. Κατόπιν εξετάστηκαν τα κατάλοιπα για την ύπαρξη GARCH επιρροών χρησιμοποιώντας μια μέθοδο προσδιορισμού βασισμένη στη στρατηγική από γενικό σε ειδικό μοντέλο, ξεκινώντας από GARCH(4,4).

Στα αποτελέσματα του Dimitris Balios (2008) διαπιστώθηκε σειριακή συσχέτιση στις χρονοσειρές των αποδόσεων. Η υπόθεση ότι ο κίνδυνος είναι σημαντικά προσδιορισμένος από την τιμολόγηση των μετοχών επιβεβαιώνεται από όλους τους δείκτες.

Από τη στατιστική και οικονομετρική ανάλυση καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι στο υψηλότερο επίπεδο το πρώτο τέταρτο. Κατόπιν, οι μετοχές παρουσιάζουν αρνητικές αποδόσεις. Αυτά τα ευρήματα καταδεικνύουν ότι η θετική απόδοση δεν είναι αποτέλεσμα νέας πληροφόρησης. Πιθανολογείται να είναι υπερβολική αντίδραση των επενδυτών σε νέα πληροφόρηση, η οποία διορθώνεται στα ακόλουθα τέταρτα. Άλλη εξήγηση αποτελεί το είδος των επενδυτών και οι περιορισμοί στις συναλλαγές.

Για όλες τους δείκτες, η αρνητική απόδοση μπορεί να ευρεθεί κατά τη διάρκεια της τελευταίας ώρας της συνεδρίασης, η οποία τείνει να έχει αντίστροφη πορεία εκτός του δείκτη FTSE 40.

Μια πιθανή εξήγηση της αρνητικής σχέσης μεταξύ κινδύνου και απόδοσης εξάχθηκε από την ανάλυση που βασίστηκε στην δραστηριότητα της εμπορευσιμότητας. Κατά τη διάρκεια του πρώτου τετάρτου, η θετική απόδοση και ο κίνδυνος παίρνουν υψηλές τιμές. Μετά το πρώτο τέταρτο, η στατιστική σημαντικότητα των αποστάσεων έχουν αρνητική ένδειξη, ειδικά για το δείκτη μικρής κεφαλαιοποίησης. Στη μέση της συνεδρίας, η ροή της πληροφόρησης είναι χαμηλότερη και γι αυτό το λόγο παρατηρείται χαμηλότερη εμπορευσιμότητα.

Εν κατακλείδι, τα ευρήματα του Dimitris Balios (2008) είναι τα ακόλουθα:



1. Η αρνητική ενδοήμερη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, πιθανώς λόγω ανακεφαλαίωσης των επενδύσεων και χαμηλής εμπορικής δραστηριότητας και
2. Η ύπαρξη ενδοήμερων υποδειγμάτων τα οποία χαρακτηρίζονται από στατιστική σημαντικότητα θετικών αποδόσεων στο πρώτο και στο τελευταίο τέταρτο της συνεδρίασης.

Τέλος ο Dimitris Balios (2008) ισχυρίζεται ότι οι αλλαγές στη μικρό – δομή της αγοράς πρέπει να λάβουν χώρα για να κάνουν την πληροφόρηση που ενσωματώνεται στις τιμές ευκολότερη και ταχύτερη.

#### **3.4.6 Loukeris Nikolaos (2009) «An Empirical Evaluation of CAPM's validity in the British Stock Exchange»**

Σκοπός της μελέτης του Loukeris Nikolaos (2009) είναι να διερευνήσει την ισχύ του Υ.Α.Κ.Σ. στην Βρετανική Χρηματιστηριακή Αγορά, χρησιμοποιώντας την δύο βημάτων διαδικασία παλινδρόμησης η οποία καταδεικνύει ότι η διαστρωματική μέση απόδοση είναι θετικά συσχετισμένη με το συντελεστή βήτα.

Η ισχύς του Υ.Α.Κ.Σ. στη Βρετανική Χρηματιστηριακή Αγορά έχει ευρεθεί ως πολύ καλά σχετισμένη με το μοντέλο του βήτα – συστηματικού κινδύνου. Η μελέτη του Loukeris Nikolaos (2009), διερευνά εμπειρικά το μοντέλο για την Βρετανική Χρηματιστηριακή Αγορά με χρήση δεδομένων για 39 μετοχές κατά τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 1980 έως Φεβρουάριος 1998.

Αρχικά υπολογίζονται οι λογαριθμικές αποδόσεις των μετοχών για όλη την χρονική περίοδο υπό μελέτη. Κατόπιν γίνεται έλεγχος για στασιμότητα και έλεγχος αυτοσυσχέτισης. Ακολούθως, υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα για κάθε μετοχή.

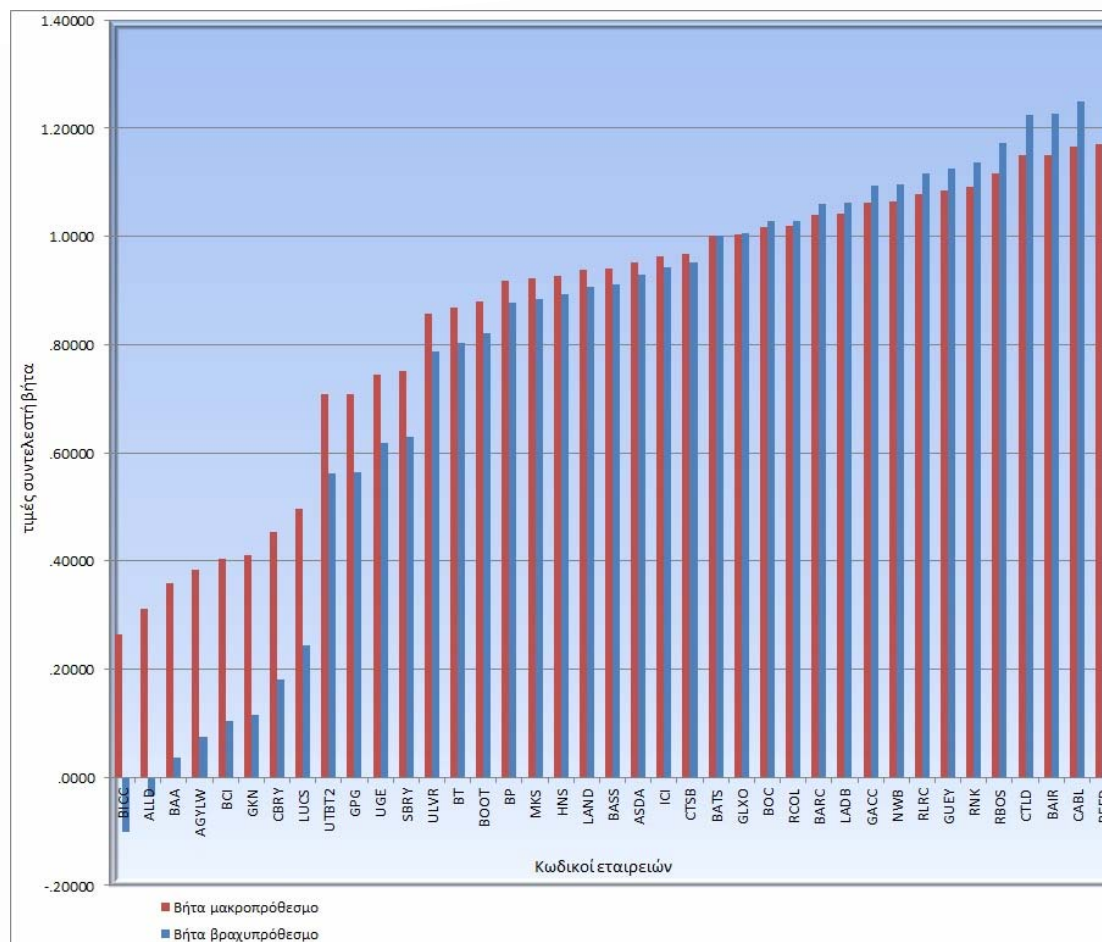
Επόμενο βήμα είναι η διαστρωματική διαδικασία παλινδρόμησης η οποία καταδεικνύει τη διαφοροποίηση της θεωρητικής από την υπαρκτή εικόνα που προκύπτει από την χρηματιστηριακή αγορά.

Ο Loukeris Nikolaos (2009) ισχυρίζεται ότι συνήθως μια εταιρεία τείνει να προσαρμόζεται στις ανάγκες της αγοράς και να ακολουθεί το υπόλοιπο των ανταγωνιστών της, παραμερίζοντας τις ασυμφωνίες και τις καινοτομίες τις οποίες είχε όταν πρωτοήλθε στην αγορά. Με αυτό τον τρόπο το βραχυχρόνιο βήτα αντικαθίσταται με το μακροχρόνιο βήτα, το οποίο περιγράφει με καλύτερο τρόπο το συστηματικό κίνδυνο της εταιρείας.

Το μακροπρόθεσμο βήτα είναι:

$$\beta_{\text{μακροπρόθεσμο}} = (2/3) * \beta_{\text{βραχυπρόθεσμο}} + 1/3 \quad (3.19)$$

Στο διάγραμμα 2.4 ακολούθως απεικονίζεται η σύγκριση των μακροπρόθεσμων και βραχυπρόθεσμων συντελεστών βήτα, που αφορούν τις 39 επιλεγμένες εταιρείες με απεικόνιση στον οριζόντιο άξονα των κωδικών των εταιριών όπως αυτές αναφέρονται στην DataStream.



**Διάγραμμα 2.4 – Σύγκριση των διαφορετικών τιμών που παράγονται για το βραχυπρόθεσμο και μακροπρόθεσμο βήτα για κάθε εταιρεία**

Τα ευρήματα που προκύπτουν από το διάγραμμα 2.4 αποκαλύπτουν ότι η κατάταξη βάσει των βραχυπρόθεσμων βήτα αναπαρήγαγε μια ταυτόσημη σειρά κατάταξης των μακροπρόθεσμων συντελεστών βήτα.

Το δεύτερο βήμα της διαδικασίας παλινδρόμησης είναι η διαστρωματική παλινδρόμηση. Εν προκειμένω, δημιουργείται ένα χαρτοφυλάκιο με τις 39 επιλεγμένες μετοχές του FTSE βασισμένη στην κατάταξη των συντελεστών βήτα, το σύνολο των συντελεστών από τις παλινδρομήσεις των μηνιαίων αποδόσεων στην τρέχουσα περίοδο και με μια υστέρηση στις μετοχές και την απόδοση του δείκτη FTSE – όλων των μετοχών.

Το δίκαιο παίγνιο ελέγχθηκε με τις τιμές του στατιστικού ελέγχου Durbin – Watson και έδωσε ελάχιστη διακύμανση. Κάνοντας χρήση των αποδόσεων

των ομολόγων για την περίοδο 1946 – 1995 ο Loukeris Nikolaos (2009) κατέληξε στα ακόλουθα ευρήματα:

- Αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για το σταθερό επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο και
- Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για το πριμ κινδύνου της αγοράς ( $R_m - R_f$ ).

Εν κατακλείδι, το βήτα είναι σημαντικός συντελεστής μέτρησης των αποδόσεων και υποστηρίζεται από το Υ.Α.Κ.Σ. επομένως το βήτα είναι συμβατό με το Υ.Α.Κ.Σ.. Υπάρχει ένδειξη για μερική επιβεβαίωση του Υ.Α.Κ.Σ., ωστόσο ο αυστηρός έλεγχος του Υ.Α.Κ.Σ. απέρριψε τη δεύτερη μηδενική υπόθεση για το πριμ κινδύνου της αγοράς. Αυτό σημαίνει ότι η κλίση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς είναι διαφορετική από αυτή που καταδεικνύει το Υ.Α.Κ.Σ.. Επομένως, η ισχύς του Υ.Α.Κ.Σ. απορρίπτεται στο σύνολο της παρόλο που το βήτα αποδείχθηκε αξιόπιστος δείκτης μέτρησης κινδύνου.

#### **3.4.7 Leroi Raputsoane (2009) «The risk – return relationship in the South Africa stock market»**

Η ανάλυση που ακολουθεί ο Leroi Raputsoane (2009) βασίζεται στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα του Merton (1973) του Υ.Α.Κ.Σ.. Χρησιμοποιείται GARCH σε μέσο (GARCH-in-mean) μοντέλο {Engle, Lilien και Robins (1987)} για την ανάλυση των ημερήσιων αποδόσεων της αγοράς και των μετοχών των επιλεγμένων εταιρειών. Σκοπός αποτελεί η μελέτη ύπαρξης θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση.

Η προϋπόθεση σχετικά με την κατανομή των υπολειμματικών όρων είναι απαιτούμενη, αφού τα GARCH μοντέλα υπολογίζονται με χρήση της μεθόδου μεγίστης πιθανοφάνειας. Η κανονική, student's t και οι γενικές κατανομές των σφαλμάτων είναι συνήθως χρησιμοποιούμενες προϋποθέσεις σχετικά με την κατανομή του υπολειμματικού όρου. Σε αυτή τη μελέτη, οι υπολειμματικοί όροι θεωρούνται ότι κατανέμονται κανονικά, το οποίο επιβεβαιώνεται με την χρήση της μεθόδου quasi – μεγίστης πιθανοφάνειας {Bollerslev και Wooldridge (1992)}.

Ο Leroi Raputsoane (2009) χρησιμοποιεί αποδόσεις 50 μετοχών και δεικτών σε ημερήσια βάση. Οι τιμές των μετοχών και των δεικτών σταθμίζονται βάσει της κεφαλαιοποίησης. Ακόμη γίνεται χρήση των ομολογιακών αποδόσεων στον R153 (βραχυπρόθεσμο κρατικό ομόλογο) R186 (μακροπρόθεσμο κρατικό ομόλογο) για την προσέγγιση του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο. Όλα τα δεδομένα συλλέχθηκαν για την χρονική περίοδο 4 Ιανουαρίου 1995 έως 6 Φεβρουαρίου του 2009.

Οι περιγραφικές στατιστικές που χρησιμοποιούνται για την ανεξάρτητη μεταβλητή είναι η τυπική απόκλιση, η λοξότητα και η κύρτωση, ενώ στα αποτελέσματα του GARCH (1,1) – M μοντέλου γίνεται χρήση του συντελεστή της αποστροφής στον κίνδυνο της αγοράς, του τυπικού σφάλματος και της  $z$  – statistic.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα καταδεικνύουν ισχυρή θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και το πριμ κινδύνου της αγοράς στην χρηματιστηριακή αγορά της Νότιας Αφρικής, εξαιρουμένων ελαχίστων εταιρειών.

Εν κατακλείδι, τα αποτελέσματα της μελέτης του Leroi Raputsoane (2009) προτείνουν ότι εν γένει οι τιμές των μετοχών στην χρηματιστηριακή αγορά της Νοτίου Αφρικής επιβεβαιώνουν το μοντέλο του Merton (1973) με θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και του πριμ κινδύνου της.

#### ***3.4.8 Hasanali Sinaee & Habibolah Morandi (2010) «Risk – Return Relationship in Iran Stock Market»***

Στη μελέτη των Hasanali Sinaee και Habibolah Morandi (2010) εξετάζεται η σχέση του κινδύνου με την απόδοση στη χρηματιστηριακή αγορά της Τεχεράνης κατά την περίοδο 2003 – 2005. Χρησιμοποιείται δείγμα των 74 εταιρειών οι οποίες περιέχονται στον χρηματιστηριακό δείκτη του Ιράν.

Εξετάζονται οι επιρροές στις αποδόσεις των μετοχών όπως της κύρτωσης, της λοξότητας και του μη συστηματικού κινδύνου. Ακόμη εξετάζεται η υποθετική σχέση μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων κατά τη διάρκεια των ανοδικών και καθοδικών πορειών της αγοράς.

Ενώ άλλοι αναλυτές έχουν δώσει έμφαση στη θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων οι Hasanali Sinaee και Habibolah Morandi (2010) την αμφισβητούν κάνοντας χρήση στατιστικών παραμέτρων όπως: κύρτωση, λοξότητα, τυπική απόκλιση ή συνολικός κίνδυνος και συνδιακύμανση.

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων λήφθηκαν υπόψη τα ακόλουθα για τα κέρδη των μετοχών:

1. Τα κέρδη από τη διαφορά μεταξύ της τιμής ανοίγματος και κλεισίματος σε μια περίοδο.
2. Το μέρισμα ανά μετοχή.
3. Τα δικαιώματα που προσφέρονται από τα κέρδη εις νέον.
4. Η μερισματική απόδοση της μετοχής και το μέρισμα από τα κέρδη εις νέον.

Ακολούθως, υπολογίστηκαν η απόδοση της αγοράς, ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής βήτα, η κύρτωση, η λοξότητα και η τυπική απόκλιση (συνολικός κίνδυνος).

Οι έλεγχοι που πραγματοποιήσαν οι Hasanali Sinaee και Habibolah Morandi (2010) βασίστηκαν στις ακόλουθες υποθέσεις:

1. Η σχέση μεταξύ του συστηματικού κινδύνου και των αποδόσεων είναι μη γραμμική.
2. Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ της λοξότητας και των αποδόσεων.
3. Δεν υπάρχει η όποια σχέση μεταξύ της κύρτωσης και των αποδόσεων.
4. Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ του συνολικού κινδύνου και των αποδόσεων.
5. Η σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης είναι θετική όταν η αγορά είναι ανοδική.

6. Η σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης είναι αρνητική όταν η αγορά είναι καθοδική.

Όσον αφορά τον έλεγχο της πρώτης υπόθεσης προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα:

- Για το 2003 και τα τέσσερα προτεινόμενα μοντέλα είναι σημαντικά.
- Για το 2004 δεν προέκυψε κάποιο μοντέλο σημαντικό, κάτι το οποίο καταδεικνύει ασυνήθιστη και παράλογη συμπεριφορά των επενδυτών.
- Για το 2005 η σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης είναι μη γραμμική και οι επενδυτές αποδέχονται υψηλό κίνδυνο μόνο υπό την προϋπόθεση ότι αμείβονται με υψηλότερες αποδόσεις.

Για τον έλεγχο της δεύτερης υπόθεσης προέκυψε και για τα τρία υπό μελέτη έτη, σημαντική σχέση μεταξύ λοξότητας και αποδόσεων.

Κατά τον έλεγχο της τρίτης υπόθεσης δεν προέκυψε σημαντική σχέση ανάμεσα στην κύρτωση και τις αποδόσεις, επομένως δεν υπάρχουν διαφορές από την κανονική κατανομή στην κύρτωση.

Ελέγχοντας την τέταρτη υπόθεση, τα ευρήματα για το 2003 και το 2005 είναι θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, η οποία αρκετά υψηλή και σημαντική κατά το 2005. Αντίθετα για το 2004, υπάρχει αρνητική σχέση, η οποία αντιστρέφεται με την αφαίρεση 5 ασυνήθιστων παρατηρήσεων.

Με τον έλεγχο της πέμπτης υπόθεσης προκύπτει θετική σχέση μεταξύ των βήτα και των αποδόσεων όταν η αγορά κινείται ανοδικά.

Εξετάζοντας την έκτη υπόθεση παρατηρήθηκε το αντίθετο εκ του αναμενόμενου αποτέλεσμα. Δηλαδή, κατά την καθοδική πορεία της αγοράς παρατηρήθηκε θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης.

Τέλος, και για τα τρία υπό μελέτη έτη οι Hasanali Sinaee και Habibolah Morandi (2010), παρατήρησαν ότι η κύρτωση είχε χαμηλότερη επιρροή και η λοξότητα είχε υψηλότερη επιρροή στις αποδόσεις στον ταυτόχρονο έλεγχο.

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ. ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL					
ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΤΙΤΛΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
Jay Shanken	Multivariate tests of the Zero – Beta CAPM	Έλεγχος της επίδρασης του μεγέθους των εταιρειών στην αναποτελεσματικότητα του Υ.Α.Κ.Σ.	Δημιουργία 20 ισοσταθμισμένων χαρτοφυλακίων ανάλογα με την αγοραία αξία της εταιρείας	Μηνιαίες αποδόσεις για 3 υποπεριόδους 1945-1959, 1959-1965, 1965-1971	Μη αποτελεσματικός δείκτης της αγοράς. Μη δυνατότητα απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης
A. Graig MacKinlay	On Multivariate Tests of the CAPM	Εμπειρική μελέτη του Υ.Α.Κ.Σ.	Χρήση του μη γραμμικού πολυπαραγοντικού μοντέλου	Εβδομαδιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1963 - 1985	Δυσκολία στον εντοπισμό παραβιάσεων του Υ.Α.Κ.Σ.
Γεώργιος Π. Διακογιάννης & Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης	Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών	Μελέτη της επίδρασης του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών στην αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ	Παρόμοια με αυτή των Fama και MacBeth (1973),	112 εβδομαδιαίες αποδόσεις κατά την περίοδο 1989 – 1994.	Απόρριψη υπόθεσης για επίδραση του συστηματικού κινδύνου στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ και αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους των εταιριών.
Aktham Maghyereh	The Empirical Relationship between Expected Return and Risk in the Amman Stock Exchange	Διερεύνηση της εμπειρικής σχέσης ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και στον κίνδυνο	Χρήση αυτοπαλινδρόμου εξαρτώμενου κινδύνου ή GARCH – μορφής μοντέλου	Δεδομένα σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1994 – Δεκέμβριος 2000	Ένδειξη σημαντικής και θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση για την αγορά του Αμμάν



ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ. ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL					
ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΤΙΤΛΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
<b>Dimitris Balios</b>	Intraday Risk – Return Relationship and Price Patterns in the Athens Stock Exchange	Εμπειρική ανάλυση της σχέσης του κινδύνου με την απόδοση και την ύπαρξη ή μη ενδοημερών υποδειγμάτων κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης στο ΧΑΑ	Χρήση GARCH (p, q) – M	Χρήση δεδομένων αποδόσεων μετοχών ανά τριάντα δευτερόλεπτα κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης (11:00 – 16:00) για την περίοδο από 1ης Ιουνίου έως 30ης Σεπτεμβρίου 2004, με περιόδους ανά δεκαπεντάλεπτα	Αρνητική ενδοημερη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης και ύπαρξη ενδοημερών υποδειγμάτων με στατιστική σημαντικότητα θελικών αποδόσεων στο πρώτο και στο τελευταίο τέταρτο της συνεδρίασης
<b>Loukeris Nikolaos</b>	An Empirical Evaluation of CAPM's validity in the British Stock Exchange	Διερεύνηση ισχύος του Υ.Α.Κ.Σ. στην Βρετανική Χρηματιστηριακή Αγορά	Δύο βημάτων διαδικασία παλινδρόμησης	Χρήση δεδομένων για 39 μετοχές κατά τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 1980 έως Φεβρουάριος 1998	Η ισχύς του Υ.Α.Κ.Σ. απορρίπτεται στο σύνολο της
<b>Leroi Raputsoane</b>	The risk – return relationship in the South Africa stock market	Διερεύνηση ύπαρξης θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση	Χρήση μονοπαραγοντικού υποδείγματος του Merton (1973) του Υ.Α.Κ.Σ. και GARCH σε μέσο (GARCH-in-mean) μοντέλο	Αποδόσεις 50 μετοχών και δεικτών σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο 4 Ιανουαρίου 1995 έως 6 Φεβρουαρίου του 2009	Επιβεβαίωση του μοντέλου του Merton (1973) με θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και του πριμ κινδύνου της

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΟΥ Υ.Α.Κ.Σ. ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL					
ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΤΙΤΛΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
Hasanali Sinaee & Habibolah Morandi	Risk – Return Relationship in Iran Stock Market	Μελέτη σχέσης του κινδύνου με την απόδοση στη χρηματιστηριακή αγορά της Τεχεράνης	Χρήση στατιστικών παραμέτρων όπως: κύρτωση, λοξότητα, τυπική απόκλιση ή συνολικός κίνδυνος και συνδιακύμανση.	Δείγμα 74 εταιρειών κατά την περίοδο 2003 – 2005	Απόρριψη θετικής σχέσης μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων

### 3.5 Συμπεράσματα

Όσον αφορά τις μελέτες πριν την κριτική του Roll (1977), ο Lintner (1968) μελέτησε τη σχέση απόδοσης – κινδύνου, με χρήση μιας μεταβλητής για το συστηματικό κίνδυνο και τη διακύμανση των αποδόσεων. Ακόμη, εκτίμησε τους συντελεστές βήτα για τις μετοχές του δείγματός του για την υπό μελέτη περίοδο. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα αποτελέσματά του δεν ήταν συμβατά με το Υ.Α.Κ.Σ..

Οι Sharpe και Cooper (1972) διαπίστωσαν την ύπαρξη θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο μιας μετοχής, χωρίς ωστόσο αυτή η σχέση να είναι γραμμική. Ειδικότερα, διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις αυξάνουν με αύξηση του κινδύνου της επένδυσης, ενώ αναφορικά με τις επενδύσεις που ανήκουν σε υψηλές τάξεις κινδύνου οι αποδόσεις σταθεροποιούνται, και σε κάποιες περιπτώσεις μειώνονται ελάχιστα. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν, ήταν μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του NYSE, ενώ έγινε χρήση 10 χαρτοφυλακίων για την υπό μελέτη περίοδο. Εν κατακλείδι, συμπέραναν επιβεβαίωση του Υ.Α.Κ.Σ. λόγω αύξουσας σχέσης αποδόσεων και συστηματικού κινδύνου ανεξαρτήτως τάξης κινδύνου.

Οι Miller και Scholes (1972) έκαναν χρήση τις ίδιες μεθοδολογίας των Lintner (1965) και Douglas (1968) και υποστήριξαν ότι τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την μελέτη του Douglas (1968) ενδεχομένως να οφείλονται σε εσφαλμένη μέτρηση του συντελεστή βήτα των μετοχών. Χρησιμοποιούν αυθαίρετες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα οι οποίες προκύπτουν από την διαστρωματική παλινδρόμηση. Προσέτι ελέγχθηκε η μη γραμμικότητα με την προσθήκη του  $\beta^2$ , το οποίο βρέθηκε μη στατιστικά σημαντικό. Τέλος, εντόπισαν ετεροσκεδαστικότητα η οποία καταδεικνύει διακύμανση μη σταθερή στην ελεγχόμενη διαστρωματική παλινδρόμηση.

Ακολούθως οι Black, Jensen και Scholes (1972), μελέτησαν τη σχέση κινδύνου και αποδόσεων για χαρτοφυλάκια μετοχών. Έκαναν χρήση διαχρονικής ανάλυσης των στοιχείων και κατέταξαν τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια βάσει του πραγματικού τους βήτα. Ως αποτέλεσμα, είχαν την

αποδοχή του Υ.Α.Κ.Σ. καθώς διαπίστωσαν θετική και γραμμική σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα και των μηνιαίων αποδόσεων των διαμορφωμένων χαρτοφυλακίων.

Οι Fama και MacBeth (1973) εξέτασαν την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και του κινδύνου, τον οποίο μετράνε με τους συντελεστές  $\beta$  και  $\beta^2$ . Έγινε χρήση χαρτοφυλακίων με κατάταξη βάσει του συντελεστή βήτα. Ύστερα από τον εμπειρικό έλεγχο που πραγματοποίησαν, κατέληξαν σε επιβεβαίωση του Υ.Α.Κ.Σ. καθώς διαπίστωσαν θετική και γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο.

Οι Blume και Friend (1973) πραγματοποίησαν εμπειρικό έλεγχο του Υ.Α.Κ.Σ.. Έκαναν χρήση της τεχνικής ομαδοποίησης των στοιχείων και υπολόγισαν αποδόσεις και συντελεστές βήτα για ένα μεγάλο αριθμό μετοχών. Συμπέραναν, βάσει της μελέτης τους ότι ένα γραμμικό μοντέλο αποτελεί προσέγγιση της εμπειρικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση για τις μετοχές του NYSE για την υπό μελέτη περίοδο.

Ο Roll (1977) με τη μελέτη του αμφισβήτησε τη δυνατότητα εμπειρικού ελέγχου του Υ.Α.Κ.Σ., ισχυριζόμενος ότι κανένας από τους μέχρι τότε ελέγχους δεν είχε χρησιμοποιήσει την ακριβή σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Συγκεκριμένα, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς πρέπει να περιλαμβάνει όλα περιουσιακά στοιχεία που έχουν επενδυτική αξία ακόμα και τα άυλα. Όμως το χαρτοφυλάκιο αυτό είναι ανέφικτο να προσδιοριστεί και έτσι χρησιμοποιούνται προσεγγίσεις του για την πραγματοποίηση εμπειρικών ελέγχων. Σύμφωνα με την κριτική του Roll (1977) όλες οι απόπειρες ελέγχου του Υ.Α.Κ.Σ. εξετάζουν την ύπαρξη μιας γραμμικής και ακριβούς σχέσης ανάμεσα στην μέση απόδοση και τον συστηματικό κίνδυνο ή την αποδοτικότητα του δείκτη που χρησιμοποιήθηκε ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Εν κατακλείδι, συμπέρανε πως αν το Υ.Α.Κ.Σ. δεν ισχύει τότε το χαρτοφυλάκιο είναι μη αποδοτικό.

Ακολούθως ο Shanken (1985) πραγματοποίησε έλεγχο της επίδρασης του μεγέθους των εταιρειών στην αναποτελεσματικότητα του Υ.Α.Κ.Σ..

Δημιούργησε 20 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια ανάλογα με την αγοραία αξία της εταιρείας, χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις μετοχών για 3 υποπεριόδους 1945-1959, 1959-1965, 1965-1971. Σαν αποτέλεσμα είχε ότι ο δείκτης της αγοράς ήταν μη αποτελεσματικός, και επομένως δεν είχε δυνατότητα απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης.

Μια ακόμη εμπειρική μελέτη του Υ.Α.Κ.Σ. αποτελεί και αυτή του A. Graig MacKinlay (1987) στην οποία γίνεται χρήση μη γραμμικού πολυπαραγοντικού μοντέλου. Χρησιμοποίησε εβδομαδιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1963 – 1985 και κατέληξε πως είναι δύσκολος ο εντοπισμός παραβιάσεων του Υ.Α.Κ.Σ..

Οι Γεώργιος Π. Διακογιάννης & Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης (1996) μελέτησαν την επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών στην αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ. Χρησιμοποίησαν μεθοδολογία παρόμοια με αυτή των Fama MacBeth (1973), χωρίζοντας την περίοδο μελέτης 1989 – 1994 τους σε 3 υποπεριόδους. Ως δεδομένα είχαν εβδομαδιαίες αποδόσεις 112 μετοχών του ΧΑΑ. Το αποτέλεσμα τους ήταν η απόρριψη υπόθεσης για επίδραση του συστηματικού κινδύνου στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ και αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους των εταιριών.

Μια ακόμα μελέτη που διερευνά την εμπειρική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και στον κίνδυνο αποτελεί αυτή του Aktham Maghyereh (2003). Στην παρούσα μελέτη γίνεται χρήση ενός αυτοπαλίνδρομου εξαρτώμενου κινδύνου ή GARCH – μορφής μοντέλου. Τα δεδομένα είναι σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1994 – Δεκέμβριος 2000. Ο Aktham Maghyereh (2003) συμπεραίνει ότι υπάρχει ένδειξη σημαντικής και θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση για την αγορά του Αμμάν.

Ο Dimitris Balios (2008) πραγματοποιεί μια εμπειρική ανάλυση της σχέσης του κινδύνου με την απόδοση και την ύπαρξη ή μη ενδοήμερων

υποδειγμάτων κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης στο ΧΑΑ. Για το σκοπό αυτό γίνεται χρήση δεδομένων αποδόσεων μετοχών ανά τριάντα δευτερόλεπτα κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης (11:00 – 16:00) για την περίοδο από 1ης Ιουνίου έως 30ης Σεπτεμβρίου 2004, με περιόδους ανά δεκαπεντάλεπτα και εκτίμηση με GARCH (p,q) – M μοντέλα. Συμπέρασμα της μελέτης είναι ότι υπάρχει αρνητική ενδοήμερη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης και υφίστανται ενδοήμερα υποδείγματα με στατιστική σημαντικότητα θετικών αποδόσεων στο πρώτο και στο τελευταίο τέταρτο της συνεδρίασης.

Ο Loukeris Nikolaos (2009) διερευνά την ισχύ του Υ.Α.Κ.Σ. στην Βρετανική Χρηματιστηριακή Αγορά. Ακολουθεί τη μεθοδολογία δύο βημάτων διαδικασία παλινδρόμησης, κάνοντας χρήση δεδομένων για 39 μετοχές κατά τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 1980 έως Φεβρουάριος 1998. Συμπεραίνει πως η ισχύς του Υ.Α.Κ.Σ. απορρίπτεται στο σύνολο της.

Μια ακόμα διερεύνηση ύπαρξης θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση αποτελεί και η μελέτη του Leroi Raputsoane (2009), οποίος κάνει χρήση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος του Merton (1973) του Υ.Α.Κ.Σ. και GARCH σε μέσο (GARCH-in-mean) μοντέλο. Τα δεδομένα του είναι αποδόσεις 50 μετοχών και δεικτών σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο 4 Ιανουαρίου 1995 έως 6 Φεβρουαρίου του 2009. Καταλήγει σε επιβεβαίωση του μοντέλου του Merton (1973) με θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και του πριμ κινδύνου της.

Τέλος οι Hasanali Sinaee & Habibolah Morandi (2010) μελετούν τη σχέση του κινδύνου με την απόδοση στη χρηματιστηριακή αγορά της Τεχεράνης. Κάνουν χρήση στατιστικών παραμέτρων όπως: κύρτωση, λοξότητα, τυπική απόκλιση ή συνολικός κίνδυνος και συνδιακύμανση βάσει ορισμένων υποθέσεων τις οποίες ελέγχουν. Το δείγμα τους αποτελείται από 74 εταιρείες για την περίοδο 2003 – 2005. Βάσει των αποτελεσμάτων τους, κατέληξαν σε απόρριψη της θετικής σχέσης μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 - ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

### 4.1 Ανάλυση δεδομένων

Για τη συλλογή των δεδομένων έγινε χρήση της βάσης δεδομένων της Bloomberg. Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης, έγινε χρήση ημερήσιων αποδόσεων για να έχουμε όσο το δυνατό μεγαλύτερο αριθμό παρατηρήσεων. Μετοχές οι οποίες δεν εμφάνισαν επαρκή ιστορικά στοιχεία, είτε λόγω του ότι εισήχθησαν κατά τη διάρκεια της περιόδου υπό μελέτη, είτε λόγω αδράνειας στις συναλλαγές (thin trading) έχουν διαγραφεί.

Όσον αφορά τα δεδομένα για την Αγγλία έγινε χρήση τιμών κλεισίματος 357 μετοχών από τις 623 αρχικές μετοχές, του χρηματιστηριακού δείκτη ASX (All Share) και του Libor τριμήνου σε λίρες. Για τη Γαλλία είχαμε τελικό δείγμα 167 μετοχές από 333 και χρησιμοποιήσαμε τον χρηματιστηριακό δείκτη CAC και το Libor τριμήνου σε ευρώ. Τέλος για την Ιταλία είχαμε τελικό δείγμα 154 μετοχές από 323, τον χρηματιστηριακό δείκτη FTSEMIB και το Libor τριμήνου σε ευρώ.

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιήθηκε η πρώτη διαφορά των λογαριθμικών τιμών της μετοχής, δηλαδή:

$$R_{it} = \log P_{it} - \log P_{i,t-1} \quad (4.1.)$$

όπου:

$P_{it}$  = η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$  και

$P_{i,t-1}$  = η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t - 1$

Ακολουθώντας υπολογίστηκε η λογαριθμική απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη:

$$R_{mt} = \log P_{mt} - \log P_{m,t-1} \quad (4.2)$$

όπου:

$P_{mt}$  = η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή  $t$  και

$P_{m,t-1}$  = η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή  $t - 1$ .

#### 4.2 Μεθοδολογία

Οι βασικές υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται μια παλινδρόμηση ενός κλασσικού γραμμικού μοντέλου για την παραγωγή των παρατηρήσεων είναι οι ακόλουθες:

1. Γραμμικότητα. Η πρώτη υπόθεση είναι ότι η εξαρτημένη μεταβλητή μπορεί να υπολογιστεί ως μια γραμμική συνάρτηση μιας συγκεκριμένης ομάδας μεταβλητών, πλέον ενός υπολειμματικού όρου. Αυτό μαθηματικά μπορεί να εκφραστεί ως ακολούθως: η παλινδρόμηση του μοντέλου είναι γραμμική με τις άγνωστες παραμέτρους  $\alpha$  και  $\beta$  ώστε  $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$ , για  $t=1,2,3,\dots,n$ .
2.  $\text{Var}(X_t) \neq 0$ , το  $X_t$  έχει ποικιλότητα. Με αυτή την υπόθεση νοείται ότι δεν είναι όλες οι παρατηρήσεις του  $X_t$  οι ίδιες.
3.  $E(u_t)=0$ , μηδενικός μέσος των καταλοίπων. Χρειαζόμαστε αυτή την υπόθεση προκειμένου να μπορούμε να ερμηνεύσουμε το ντετερμινιστικό όρο του μοντέλου,  $\alpha + \beta X_t$ , ως μια σχέση «στατιστικού μέσου».
4.  $\text{Var}(u_t)=\sigma^2$ , ομοσκεδαστικότητα – οι υπολειμματικοί όροι έχουν την ίδια διακύμανση για όλα τα  $t$ .
5.  $\text{Cov}(u_t, u_s)=0$ , μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης για  $t \neq s$ . Όλοι οι υπολειμματικοί όροι κατανέμονται ανεξάρτητα και δεν σχετίζονται ο ένας με τον άλλο. Αυτή η υπόθεση συχνά παραβιάζεται αφού, αν προκύψει ένα γεγονός μια χρονική στιγμή, είναι πιθανό να παραμείνει.
6.  $\text{Cov}(X_{it}, u_t)=0$ , μη ύπαρξη ενδογένειας. Το  $X$  είναι μη στοχαστικό και αμετάβλητο σε επαναλαμβανόμενα δείγματα, δηλαδή οι τιμές του προσδιορίζονται από έναν τυχαίο μηχανισμό.
7.  $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ , κανονικότητα – εκτιμητής μεγίστης πιθανοφάνειας.



8.  $\sum_{t=1}^T (\delta_i X_{it} + \delta_j X_{jt}) \neq 0$  για  $i \neq j$ , μη γραμμικές σχέσεις,  $n > 2$  και πολυσυγγραμμικότητα. Ο αριθμός των παρατηρήσεων πρέπει να είναι τουλάχιστον δυο ή εν γένει πρέπει να είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών και να μην υπάρχουν ακριβείς γραμμικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών
9. Χρονική αστάθεια των άγνωστων παραμέτρων.

Για την εκτίμηση των παλινδρομήσεων γίνεται χρήση της μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squares). Αυτή η μέθοδος εκτίμησης έχει κάποιες επιθυμητές ιδιότητες, που την καταστούν την πιο συχνά χρησιμοποιούμενη:

1. Χρησιμοποιώντας τους τετραγωνισμένους υπολειμματικούς όρους εξαλείφουμε την επίδραση των υπολειμματικών όρων ώστε να μην είναι πιθανό ένας θετικός και ένας αρνητικό υπολειμματικός όρος να απαλείφουν ο ένας τον άλλο. Θέλουμε μια μετατροπή η οποία κάνει τους υπολειμματικούς όρους να έχουν την ίδια ένδειξη κάνοντάς τους όσο το δυνατό μικρούς.
2. Τετραγωνίζοντας τους υπολειμματικούς όρους, δίνουμε μεγαλύτερο σταθμό στους μεγαλύτερους υπολειμματικούς όρους και έτσι δουλεύουμε περισσότερο με τα μεγάλα σφάλματα.
3. Η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων επιλέγει  $\hat{\alpha}$  και  $\hat{\beta}$  εκτιμητές οι οποίοι ακολουθούν κάποιες αριθμητικές και στατιστικές ιδιότητες.

Οι υποθέσεις οι οποίες θα ελέγξουμε είναι οι ακόλουθες:

1. Οι μετοχές στην υπό μελέτη χώρα παρουσιάζουν γραμμική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου.
2. Η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου είναι ακριβής.

Στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις στις οποίες γίνεται εκτίμηση πραγματοποιούμε τους παρακάτω ελέγχους:

1. Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Πραγματοποιείται έλεγχος με White (1980) , ο οποίος έχει τα εξής πλεονεκτήματα:

- δεν υποθέτει οποιαδήποτε προηγούμενη γνώση ετεροσκεδαστικότητας,
- δεν εξαρτάται στην υπόθεση κανονικότητας όπως κάνει ο έλεγχος Breusch – Pagan (1979) και
- προτείνει μια συγκεκριμένη επιλογή των Zs (ομάδα μεταβλητών που πιστεύουμε πως μπορεί να καθορίσει τη διακύμανση του υπολειμματικού όρου).

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (4.3)$$

Τα βήματα που ακολουθούνται για τον έλεγχο της ετεροσκεδαστικότητας με White (1980) είναι τα ακόλουθα:

*Βήμα 1:* Εκτίμηση της παλινδρόμησης του μοντέλου και λήψη των υπολειμματικών όρων  $\hat{u}_i$ .

*Βήμα 2:* Εκτίμηση της ακόλουθης παλινδρόμησης

$$\hat{u}_i^2 = a_1 + a_2 X_{2i} + a_3 X_{3i} + a_4 X_{2i}^2 + a_5 X_{3i}^2 + a_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (4.4)$$

Δηλαδή γίνεται παλινδρόμηση των τετραγωνισμένων υπολειμματικών όρων με χρήση όλων των ερμηνευτικών μεταβλητών, των τετραγώνων των ερμηνευτικών μεταβλητών, και των αντίστοιχων σταυροειδών προϊόντων τους.

*Βήμα 3:* Σχηματίζεται η ακόλουθη μηδενική υπόθεση

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad (4.5)$$

*Βήμα 4:* Υπολογίζεται ο στατιστικός όρος

$$LM = nR^2 \quad (4.6)$$

όπου:

$n$  = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση του βήματος 3 και

$R^2$  = ο συντελεστής προσδιορισμού της παλινδρόμησης.

Ο στατιστικός όρος LM ακολουθεί κατανομή  $\chi^2$  με  $6 - 1$  βαθμούς ελευθερίας.

**Βήμα 5:** Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης και συμπέρασμα ύπαρξης σημαντικής ένδειξης ετεροσκεδαστικότητας, όταν το  $LM$  είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή. Εναλλακτικά, στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιείται το  $p$  - value και γίνεται απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης όταν αυτό είναι μικρότερο από 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Εφόσον δεν εντοπιστεί ετεροσκεδαστικότητα με τον έλεγχο White πραγματοποιείται έλεγχος με ARCH (Engle (1982)). Η βασική ιδέα αυτού του ελέγχου είναι ότι η διακύμανση του υπολειμματικού όρου  $u_t$  εξαρτάται από το μέγεθος των τετραγωνισμένων υπολειμματικών όρων με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου (δηλαδή  $u_{t-1}^2$ ).

Αν θεωρήσουμε το μοντέλο:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (4.7)$$

και υποθέτοντας ότι η διακύμανση του υπολειμματικού όρου ακολουθεί μια ARCH (1) διαδικασία:

$$Var(u_t) = \sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad (4.8)$$

Αν δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στη διακύμανση του υπολειμματικού όρου, τότε το  $\gamma_1$  πρέπει να είναι μηδέν και επομένως  $\sigma_t^2 = \gamma_0$ .

Επομένως, έχουμε μια σταθερή (ομοσκεδαστική) διακύμανση.

Το μοντέλο μπορεί να επεκταθεί σε υψηλότερης τάξης ARCH (p) τα οποία όμως δεν εξετάζονται στα πλαίσια της παρούσας μελέτης.

Τα βήματα τα οποία ακολουθούνται στον έλεγχο ARCH είναι τα ακόλουθα.

**Βήμα 1:** Εκτίμηση της εξίσωσης (4.7) με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και λήψη των υπολειμματικών όρων  $\hat{u}_i$ .

**Βήμα 2:** Παλινδρόμηση των τετραγωνισμένων υπολειμματικών όρων ( $u_i^2$ ) έναντι των τετραγωνισμένων υπολειμματικών όρων με μια χρονική υστέρηση ( $u_{t-1}^2$ ).

**Βήμα 3:** Υπολογίζεται ο στατιστικός όρος

$$LM = (n-1)R^2 \quad (4.9)$$

όπου:

$n$  = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση του βήματος 2 αι

$R^2$  = ο συντελεστής προσδιορισμού της παλινδρόμησης.

Αν το  $LM > \chi^2$  για ένα δεδομένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη ARCH επιρροών.

## 2. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Γίνεται έλεγχος με χρήση του Breusch – Godfrey (1978) LM το οποίο έχει τα ακόλουθα πλεονεκτήματα:

- δίνει τα κατάλληλα αποτελέσματα,
- είναι εφαρμόσιμο όταν γίνεται χρήση μιας εξαρτημένης μεταβλητής με υστέρηση και
- λαμβάνει υπόψη υψηλότερης τάξης αυτοσυσχέτιση.

Αν θεωρήσουμε το μοντέλο που περιγράφεται στην εξίσωση (4.7) όπου:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

και οι μηδενική και εναλλακτική υπόθεση είναι οι ακόλουθες:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$  μη αυτοσυσχέτιση.

$H_a$ : τουλάχιστον ένας από τους συντελεστές  $\rho$  δεν είναι μηδέν, αυτοσυσχέτιση.

Τα βήματα που ακολουθούνται περιγράφονται παρακάτω.

**Βήμα 1:** Εκτίμηση της εξίσωσης (4.7) με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και λήψη των υπολειμματικών όρων  $\hat{u}_i$ .

**Βήμα 2:** Εκτίμηση της ακόλουθης παλινδρόμησης

$$\hat{u}_t = a_0 + a_1 X_{2t} \dots a_{R-1} X_{Rt} + a_{R+1} \hat{u}_{t-1} \dots a_{R+p} \hat{u}_{t-p} \quad (4.11)$$

**Βήμα 3:** Υπολογίζεται ο στατιστικός όρος

$$LM = (n - p)R^2 \quad (4.12)$$

όπου:

$n$  = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση του βήματος 2 αι

$R^2$  = ο συντελεστής προσδιορισμού της παλινδρόμησης.

Αν το  $LM > \chi_p^2$  για ένα δεδομένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

### 3. Έλεγχος κανονικότητας

Προκειμένου να ελεγχθεί η κανονικότητα υπολογίζονται η δεύτερη, η τρίτη και η τέταρτη ροπή των υπολειμματικών όρων:

$$\mu_2 = \frac{\sum \hat{u}^2}{n}, \mu_3 = \frac{\sum \hat{u}^3}{n}, \mu_4 = \frac{\sum \hat{u}^4}{n} \quad (4.13)$$

όπου:

$\mu_2$  = ο μέσος όρος των τετραγωνισμένων υπολειμματικών όρων,

$\mu_3$  = η λοξότητα των υπολειμματικών όρων και

$\mu_4$  = η κύρτωση των υπολειμματικών όρων.

Ακολούθως υπολογίζεται το στατιστικό κριτήριο Jarque – Berra (1990):

$$JB = n \left[ \frac{\mu_3^2}{6} + \frac{(\mu_4 - 3)^2}{24} \right] \quad (4.14)$$

#### 4. Έλεγχος γραμμικής σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου

Προκειμένου να ελεγχθεί η γραμμικότητα μεταξύ της απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των συντελεστών βήτα, εκτιμήθηκε η ακόλουθη διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{e}_{pt} \quad (4.15)$$

όπου:

$\hat{R}_{pt}$  = η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων,

$\hat{\beta}_{p,t-1}$  = ο συντελεστής βήτα για την προηγούμενη υποπερίοδο,

$\hat{e}_{pt}$  = ο υπολειμματικός όρος και

$\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}$  = συντελεστές.

Εξετάστηκε η ακόλουθη υπόθεση:

H<sub>0</sub>:  $\gamma_2=0$ , δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες στη γραμμή κεφαλαιαγοράς.

#### 5. Έλεγχος ακριβούς σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου

Για τον έλεγχο της ακρίβειας της σχέσης της μέσης απόδοσης και του κινδύνου έγινε ο έλεγχος της ακόλουθης υπόθεσης  $\hat{\gamma}_0 = r_f$  και  $\hat{\gamma}_1 = r_m - r_f$  με Wald, όπου  $r_f$  η μέση απόδοση του εκάστοτε Libor τριμήνου και  $r_m$  η μέση απόδοση του δείκτη της αγοράς.

Η μεθοδολογία που ακολουθείται για τον έλεγχο των παραπάνω υποθέσεων είναι όμοια με αυτή των Fama MacBeth (1973). Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο χωρίζουμε τη συνολική περίοδο μελέτης σε τρεις μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους διάρκειας 870 ημερών.

Κατά την πρώτη υποπερίοδο (1/1/2001 – 30/4/2004) γίνεται η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων. Εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος για κάθε μετοχή όπως αυτός υπολογίζεται από το υπόδειγμα της αγοράς (Market Model):

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} + \hat{e}_{it} \quad (4.16)$$

όπου:

$R_{it}$  = η απόδοση της μετοχής  $i$  στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$R_{mt}$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$\hat{\alpha}_i$  = σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση της μετοχής  $i$  όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,

$\hat{\beta}_i$  = ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής  $i$  και

$\hat{e}_{it}$  = ο υπολειμματικός όρος.

Κατόπιν γίνεται κατάταξη των εταιρειών βάση του εκτιμώμενου συντελεστή βήτα και σχηματίζονται 30 (για την Αγγλία), 28 (για την Γαλλία) και 30 (για την Ιταλία) συνολικά χαρτοφυλάκια.

Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιέχει τις μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο συντελεστή βήτα ενώ το τελευταίο περιέχει μετοχές με τον υψηλότερο συντελεστή βήτα.

Για τον υπολογισμό της απόδοσης του χαρτοφυλακίου γίνεται χρήση του τύπου:

$$R_{pt} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{it} \quad (4.17)$$

όπου:

$R_{it}$  = η απόδοση της μετοχής  $i$  για την χρονική στιγμή  $t$  (το  $t$  λαμβάνει τιμές από το χρονικό δείγμα) και

$n$  = ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο (χρήση των ίδιων σταθμών, βλέπε τύπο 2.2)

Για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου εκτιμούμε την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$R_{pt} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p R_{mt} + \hat{e}_{pt} \quad (4.18)$$

όπου:

$R_{pt}$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου  $p$  στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$R_{mt}$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,

$\hat{\alpha}_p$  = σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση του χαρτοφυλακίου  $p$  όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,

$\hat{\beta}_p$  = ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου  $p$  και

$\hat{e}_{pt}$  = ο υπολειμματικός όρος.

Κατά την δεύτερη υποπερίοδο (3/5/2004 – 31/8/2007) βρίσκουμε ξανά τους συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν κατά την πρώτη υποπερίοδο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Κατά την τρίτη υποπερίοδο, η οποία εκτείνεται χρονικά από τις 3/9/2007 έως 31/12/2010 γίνεται υπολογισμός της μέσης απόδοσης για καθένα από τα



χαρτοφυλάκια. Ακολουθώντας τρέχουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και ανεξάρτητη μεταβλητή της αντίστοιχους συντελεστές βήτα για την προηγούμενη υποπερίοδο. Χρησιμοποιούμε δεδομένα της προηγούμενης υποπεριόδου για την ανεξάρτητη μεταβλητή για να μειώσουμε το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Η διαστρωματική παλινδρόμηση είναι της ακόλουθης μορφής:

$$\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{e}_{pt} \quad (4.19)$$

όπου:

$R_{pt}$  = η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p στο τέλος της χρονικής περιόδου t,

$R_{mt}$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου t,

$\hat{\alpha}_p$  = σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση του χαρτοφυλακίου p όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,

$\hat{\beta}_p$  = ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου p και

$\hat{e}_{pt}$  = ο υπολειμματικός όρος.

Τέλος πραγματοποιούμε τους ελέγχους 1 – 5, οι οποίοι αναλύθηκαν εκτενέστερα ανωτέρω (ετεροσκεδαστικότητα, αυτοσυσχέτιση, κανονικότητα, γραμμικότητα και ακρίβεια).

### Αγγλία

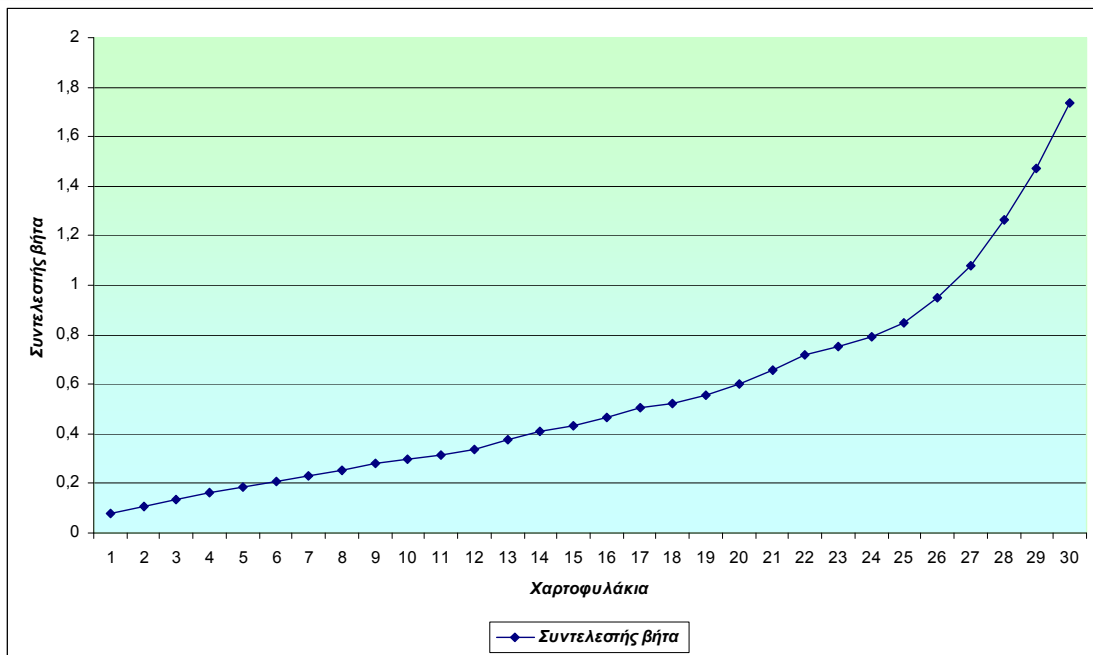
1<sup>η</sup> Υποπερίοδος 1/1/2001 – 30/4/2004

Κατά την πρώτη υποπερίοδο γίνεται η διαμόρφωση των 30 χαρτοφυλακίων βάσει του συντελεστή βήτα. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο απαρτίζεται από τις 10 μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο συντελεστή βήτα, το τελευταίο τις

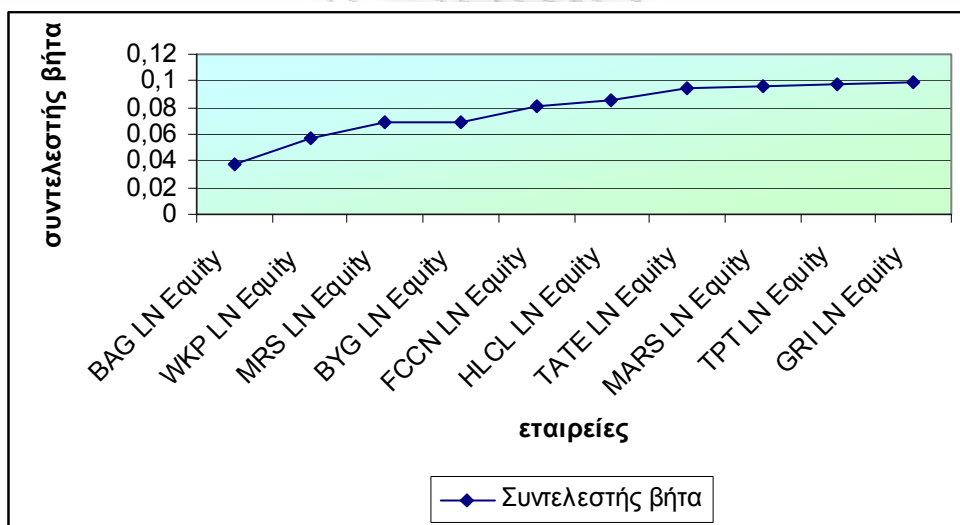
11 μετοχές που παρουσιάζουν τον υψηλότερο συντελεστή βήτα και τα ενδιάμεσα 28 χαρτοφυλάκια απαρτίζονται από 12 μετοχές έκαστο.

Συντελεστής βήτα	
Χαρτοφυλάκιο 1	0,079183
Χαρτοφυλάκιο 2	0,109307
Χαρτοφυλάκιο 3	0,135006
Χαρτοφυλάκιο 4	0,165273
Χαρτοφυλάκιο 5	0,185561
Χαρτοφυλάκιο 6	0,206415
Χαρτοφυλάκιο 7	0,232958
Χαρτοφυλάκιο 8	0,25545
Χαρτοφυλάκιο 9	0,28022
Χαρτοφυλάκιο 10	0,29793
Χαρτοφυλάκιο 11	0,316269
Χαρτοφυλάκιο 12	0,337968
Χαρτοφυλάκιο 13	0,376266
Χαρτοφυλάκιο 14	0,411113
Χαρτοφυλάκιο 15	0,434408
Χαρτοφυλάκιο 16	0,468465
Χαρτοφυλάκιο 17	0,503273
Χαρτοφυλάκιο 18	0,523874
Χαρτοφυλάκιο 19	0,556985
Χαρτοφυλάκιο 20	0,600534
Χαρτοφυλάκιο 21	0,654876
Χαρτοφυλάκιο 22	0,719194
Χαρτοφυλάκιο 23	0,752747
Χαρτοφυλάκιο 24	0,789992
Χαρτοφυλάκιο 25	0,847891
Χαρτοφυλάκιο 26	0,948698
Χαρτοφυλάκιο 27	1,07895
Χαρτοφυλάκιο 28	1,264947
Χαρτοφυλάκιο 29	1,472574
Χαρτοφυλάκιο 30	1,737348

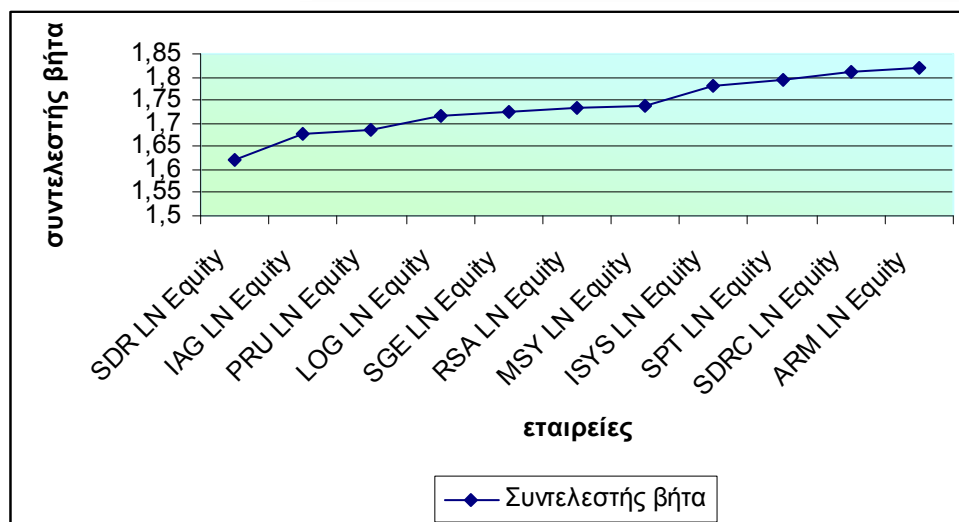
**Πίνακας 4.1** – Οι συντελεστές βήτα των 30 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> υποπερίοδο



**Διάγραμμα 4.1** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα της 1<sup>ης</sup> υποπεριόδου για τα 30 χαρτοφυλάκια



**Διάγραμμα 4.2** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο



**Διάγραμμα 4.3** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 30<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο

Τα παραπάνω διαγράμματα αντικατοπτρίζουν το γεγονός ότι οι χαμηλότεροι συντελεστές βήτα συναντώνται στο 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο και οι μεγαλύτεροι στο 30<sup>ο</sup>.

2<sup>η</sup> υποπερίοδος 3/5/2004 – 31/8/2007

Η δεύτερη υποπερίοδος αποτελείται από 870 ημέρες, εκτείνεται από τις 3/5/2004 έως 31/8/2007 και υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων με δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 1ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	0,731142	0,079183
Χαρτοφυλάκιο 2	0,654869	0,109307
Χαρτοφυλάκιο 3	0,675632	0,135006
Χαρτοφυλάκιο 4	0,742456	0,165273
Χαρτοφυλάκιο 5	0,786737	0,185561
Χαρτοφυλάκιο 6	0,807392	0,206415
Χαρτοφυλάκιο 7	0,765413	0,232958
Χαρτοφυλάκιο 8	0,760468	0,25545
Χαρτοφυλάκιο 9	0,840486	0,28022
Χαρτοφυλάκιο 10	0,776356	0,29793
Χαρτοφυλάκιο 11	0,907914	0,316269
Χαρτοφυλάκιο 12	0,918401	0,337968

Χαρτοφυλάκιο 13	0,713086	0,376266
Χαρτοφυλάκιο 14	0,73376	0,411113
Χαρτοφυλάκιο 15	0,808534	0,434408
Χαρτοφυλάκιο 16	0,783763	0,468465
Χαρτοφυλάκιο 17	0,861745	0,503273
Χαρτοφυλάκιο 18	0,944163	0,523874
Χαρτοφυλάκιο 19	0,89131	0,556985
Χαρτοφυλάκιο 20	0,948328	0,600534
Χαρτοφυλάκιο 21	0,995775	0,654876
Χαρτοφυλάκιο 22	0,911505	0,719194
Χαρτοφυλάκιο 23	0,895566	0,752747
Χαρτοφυλάκιο 24	1,00822	0,789992
Χαρτοφυλάκιο 25	0,98274	0,847891
Χαρτοφυλάκιο 26	0,95424	0,948698
Χαρτοφυλάκιο 27	1,007871	1,07895
Χαρτοφυλάκιο 28	1,108552	1,264947
Χαρτοφυλάκιο 29	0,983538	1,472574
Χαρτοφυλάκιο 30	1,329797	1,737348

**Πίνακας 4.2** – Οι συντελεστές βήτα των 30 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> και 2<sup>η</sup> υποπερίοδο

3<sup>η</sup> Υποπερίοδος 3/9/2007 – 31/12/2010

Κατά την τρίτη υποπερίοδο η οποία αποτελείται από 870 ημέρες και εκτείνεται χρονικά από τις 3/9/2007 έως 31/12/2010 γίνεται υπολογισμός της μέσης απόδοσης για καθένα από τα 30 χαρτοφυλάκια.

Οι μέσες αποδόσεις της 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

	Μέση απόδοση 3ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	-0,000996	0,731142
Χαρτοφυλάκιο 2	-0,00053	0,654869
Χαρτοφυλάκιο 3	-0,000575	0,675632
Χαρτοφυλάκιο 4	-0,000357	0,742456
Χαρτοφυλάκιο 5	-0,000313	0,786737
Χαρτοφυλάκιο 6	-0,000604	0,807392
Χαρτοφυλάκιο 7	-0,000573	0,765413

Χαρτοφυλάκιο 8	-0,000282	0,760468
Χαρτοφυλάκιο 9	-0,000327	0,840486
Χαρτοφυλάκιο 10	-0,000464	0,776356
Χαρτοφυλάκιο 11	-0,00078	0,907914
Χαρτοφυλάκιο 12	-0,000608	0,918401
Χαρτοφυλάκιο 13	-0,000179	0,713086
Χαρτοφυλάκιο 14	-0,000198	0,73376
Χαρτοφυλάκιο 15	-0,000341	0,808534
Χαρτοφυλάκιο 16	-0,000642	0,783763
Χαρτοφυλάκιο 17	-9,65E-05	0,861745
Χαρτοφυλάκιο 18	-0,00037	0,944163
Χαρτοφυλάκιο 19	-0,000116	0,89131
Χαρτοφυλάκιο 20	-0,000262	0,948328
Χαρτοφυλάκιο 21	-3,75E-05	0,995775
Χαρτοφυλάκιο 22	-1,40E-05	0,911505
Χαρτοφυλάκιο 23	-0,00011	0,895566
Χαρτοφυλάκιο 24	-0,000353	1,00822
Χαρτοφυλάκιο 25	-6,61E-05	0,98274
Χαρτοφυλάκιο 26	-0,000344	0,955424
Χαρτοφυλάκιο 27	-0,000191	1,007871
Χαρτοφυλάκιο 28	-0,000151	1,108552
Χαρτοφυλάκιο 29	-0,00084	0,983538
Χαρτοφυλάκιο 30	3,64E-05	1,329797

**Πίνακας 4.3** – Οι μέσες αποδόσεις την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου των 30 χαρτοφυλακίων

Ακολουθώντας τρέχουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση (εξίσωση 4.19) με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των 30 χαρτοφυλακίων για την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και ανεξάρτητη μεταβλητή τους αντίστοιχους συντελεστές βήτα για την προηγούμενη υποπερίοδο.

Τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης παρουσιάζονται στο επόμενο κεφάλαιο.

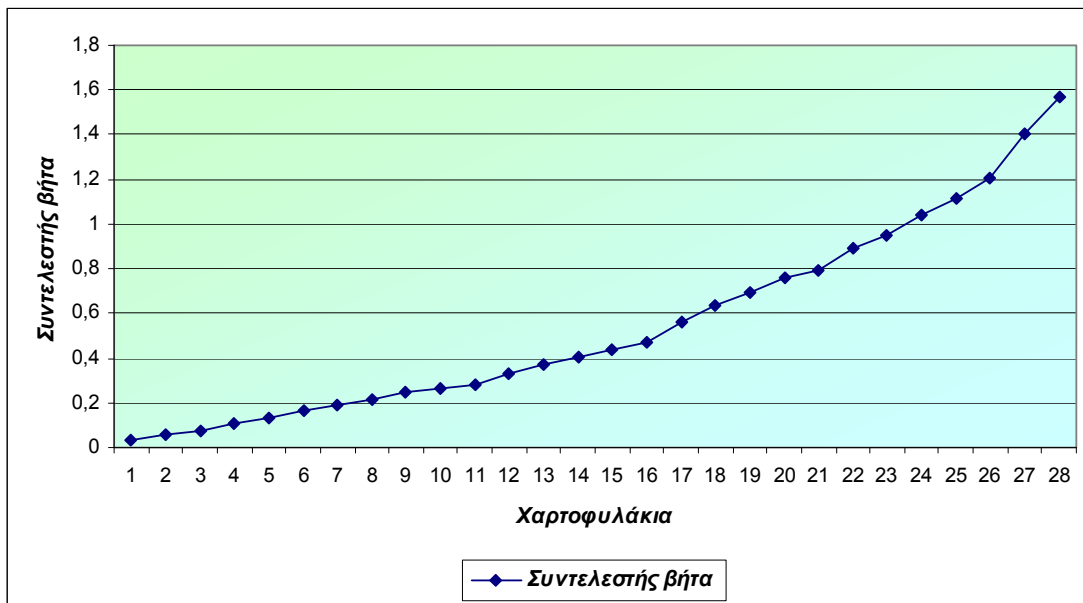
**Γαλλία**

1<sup>η</sup> Υποπερίοδος 1/1/2001 – 30/4/2004

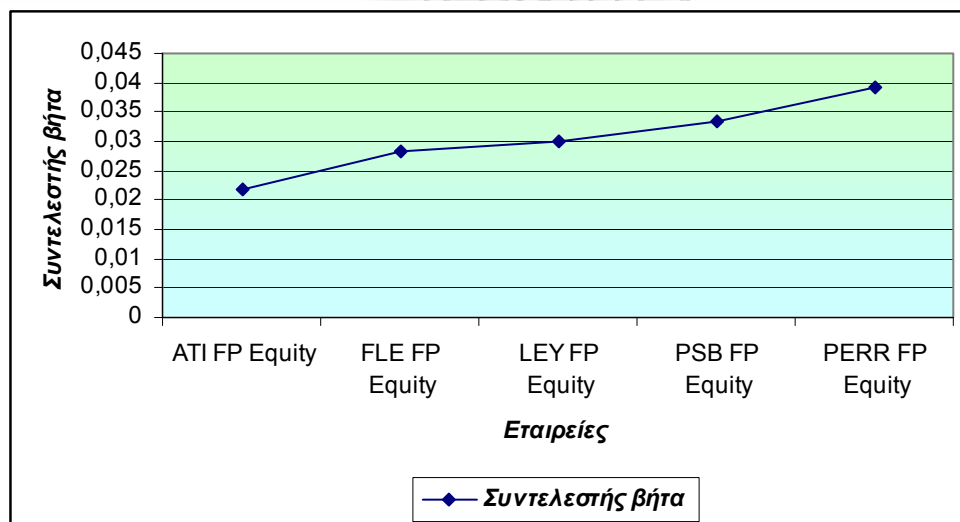
Κατά την πρώτη υποπερίοδο γίνεται η διαμόρφωση των 28 χαρτοφυλακίων βάσει του συντελεστή βήτα. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο απαρτίζεται από τις 5 μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο συντελεστή βήτα, το τελευταίο τις 6 μετοχές που παρουσιάζουν τον υψηλότερο συντελεστή βήτα και τα ενδιάμεσα 26 χαρτοφυλάκια απαρτίζονται από 6 μετοχές έκαστο.

	Συντελεστής βήτα
Χαρτοφυλάκιο 1	0,030609
Χαρτοφυλάκιο 2	0,055739
Χαρτοφυλάκιο 3	0,076357
Χαρτοφυλάκιο 4	0,105305
Χαρτοφυλάκιο 5	0,132053
Χαρτοφυλάκιο 6	0,168163
Χαρτοφυλάκιο 7	0,193097
Χαρτοφυλάκιο 8	0,215117
Χαρτοφυλάκιο 9	0,245545
Χαρτοφυλάκιο 10	0,266422
Χαρτοφυλάκιο 11	0,280305
Χαρτοφυλάκιο 12	0,328801
Χαρτοφυλάκιο 13	0,369346
Χαρτοφυλάκιο 14	0,400956
Χαρτοφυλάκιο 15	0,436873
Χαρτοφυλάκιο 16	0,474603
Χαρτοφυλάκιο 17	0,564888
Χαρτοφυλάκιο 18	0,635741
Χαρτοφυλάκιο 19	0,692191
Χαρτοφυλάκιο 20	0,76369
Χαρτοφυλάκιο 21	0,795819
Χαρτοφυλάκιο 22	0,887964
Χαρτοφυλάκιο 23	0,949078
Χαρτοφυλάκιο 24	1,040693
Χαρτοφυλάκιο 25	1,11218
Χαρτοφυλάκιο 26	1,209506
Χαρτοφυλάκιο 27	1,404201
Χαρτοφυλάκιο 28	1,566144

**Πίνακας 4.4** – Οι συντελεστές βήτα των 28 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> υποπερίοδο

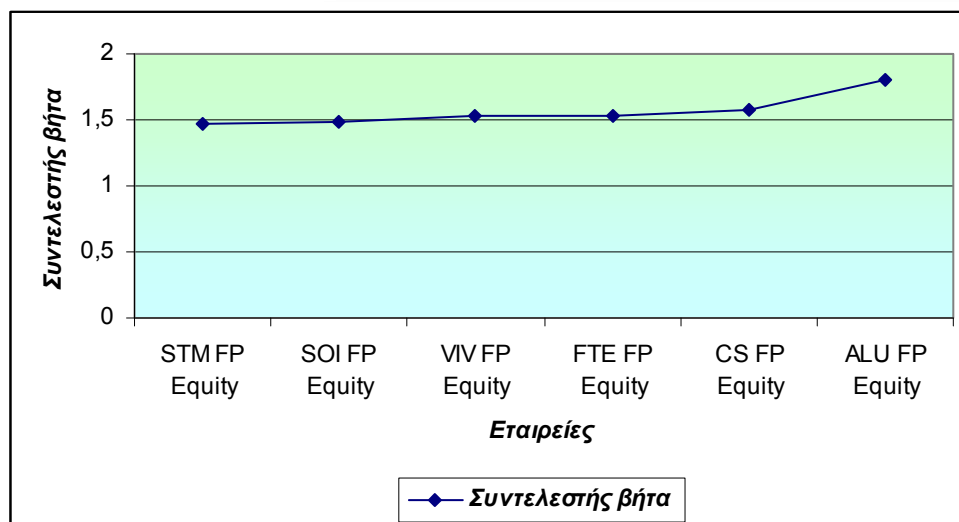


**Διάγραμμα 4.4** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα της 1<sup>ης</sup> υποπεριόδου για τα 28 χαρτοφυλάκια



**Διάγραμμα 4.5** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο





**Διάγραμμα 4.6** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 28<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο

Τα παραπάνω διαγράμματα αντικατοπτρίζουν το γεγονός ότι οι χαμηλότεροι συντελεστές βήτα συναντώνται στο 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο και οι μεγαλύτεροι στο 28<sup>ο</sup>.

2<sup>η</sup> υποπερίοδος 3/5/2004 – 31/8/2007

Η δεύτερη υποπερίοδος αποτελείται από 870 ημέρες, εκτείνεται από τις 3/5/2004 έως 31/8/2007 και υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων με δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 1ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	0,2629	0,030609
Χαρτοφυλάκιο 2	0,2732	0,055739
Χαρτοφυλάκιο 3	0,3048	0,076357
Χαρτοφυλάκιο 4	0,3534	0,105305
Χαρτοφυλάκιο 5	0,2872	0,132053
Χαρτοφυλάκιο 6	0,4417	0,168163
Χαρτοφυλάκιο 7	0,3858	0,193097
Χαρτοφυλάκιο 8	0,3368	0,215117
Χαρτοφυλάκιο 9	0,5592	0,245545
Χαρτοφυλάκιο 10	0,496	0,266422
Χαρτοφυλάκιο 11	0,4362	0,280305
Χαρτοφυλάκιο 12	0,6682	0,328801

Χαρτοφυλάκιο 13	0,6058	0,369346
Χαρτοφυλάκιο 14	0,4354	0,400956
Χαρτοφυλάκιο 15	0,5274	0,436873
Χαρτοφυλάκιο 16	0,6414	0,474603
Χαρτοφυλάκιο 17	0,8165	0,564888
Χαρτοφυλάκιο 18	0,845	0,635741
Χαρτοφυλάκιο 19	0,9294	0,692191
Χαρτοφυλάκιο 20	0,719	0,76369
Χαρτοφυλάκιο 21	0,8217	0,795819
Χαρτοφυλάκιο 22	0,8678	0,887964
Χαρτοφυλάκιο 23	0,8795	0,949078
Χαρτοφυλάκιο 24	0,8646	1,040693
Χαρτοφυλάκιο 25	0,9915	1,11218
Χαρτοφυλάκιο 26	0,8864	1,209506
Χαρτοφυλάκιο 27	1,1173	1,404201
Χαρτοφυλάκιο 28	1,1249	1,566144

**Πίνακας 4.5** – Οι συντελεστές βήτα των 28 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> και 2<sup>η</sup> υποπερίοδο

3<sup>η</sup> Υποπερίοδος 3/9/2007 – 31/12/2010

Κατά την τρίτη υποπερίοδο η οποία αποτελείται από 870 ημέρες και εκτείνεται χρονικά από τις 3/9/2007 έως 31/12/2010 γίνεται υπολογισμός της μέσης απόδοσης για καθένα από τα 28 χαρτοφυλάκια.

Οι μέσες αποδόσεις της 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

	Μέση απόδοση 3ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	-0,00058	0,2629
Χαρτοφυλάκιο 2	-0,000661	0,2732
Χαρτοφυλάκιο 3	-0,000517	0,3048
Χαρτοφυλάκιο 4	-0,000586	0,3534
Χαρτοφυλάκιο 5	-0,000819	0,2872
Χαρτοφυλάκιο 6	-0,000518	0,4417
Χαρτοφυλάκιο 7	-0,000307	0,3858
Χαρτοφυλάκιο 8	-0,000613	0,3368
Χαρτοφυλάκιο 9	-0,000471	0,5592
Χαρτοφυλάκιο 10	-0,000581	0,496

Χαρτοφυλάκιο 11	-0,000362	0,4362
Χαρτοφυλάκιο 12	-0,00106	0,6682
Χαρτοφυλάκιο 13	-0,000595	0,6058
Χαρτοφυλάκιο 14	-0,000682	0,4354
Χαρτοφυλάκιο 15	-0,000692	0,5274
Χαρτοφυλάκιο 16	-0,000427	0,6414
Χαρτοφυλάκιο 17	-0,000337	0,8165
Χαρτοφυλάκιο 18	-0,000436	0,845
Χαρτοφυλάκιο 19	-0,000497	0,9294
Χαρτοφυλάκιο 20	-0,000414	0,719
Χαρτοφυλάκιο 21	-0,0005	0,8217
Χαρτοφυλάκιο 22	-0,00101	0,8678
Χαρτοφυλάκιο 23	-0,000834	0,8795
Χαρτοφυλάκιο 24	-0,00033	0,8646
Χαρτοφυλάκιο 25	-0,000327	0,9915
Χαρτοφυλάκιο 26	-0,000492	0,8864
Χαρτοφυλάκιο 27	-0,001333	1,1173
Χαρτοφυλάκιο 28	-0,000992	1,1249

**Πίνακας 4.6** – Οι μέσες αποδόσεις την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου των 28 χαρτοφυλακίων

Ακολουθώντας την διαστρωματική παλινδρόμηση (εξίσωση 4.19) με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των 28 χαρτοφυλακίων για την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και ανεξάρτητη μεταβλητή τους αντίστοιχους συντελεστές βήτα για την προηγούμενη υποπερίοδο.

Τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης παρουσιάζονται στο επόμενο κεφάλαιο.

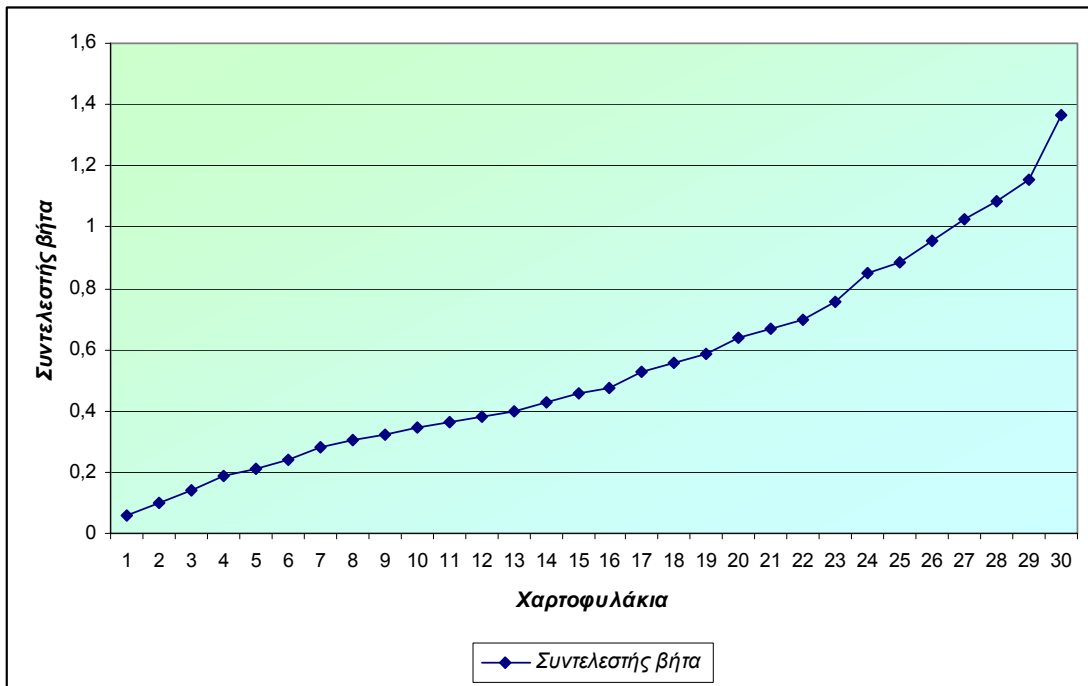
### **Ιταλία**

1<sup>η</sup> Υποπερίοδος 1/1/2001 – 30/4/2004

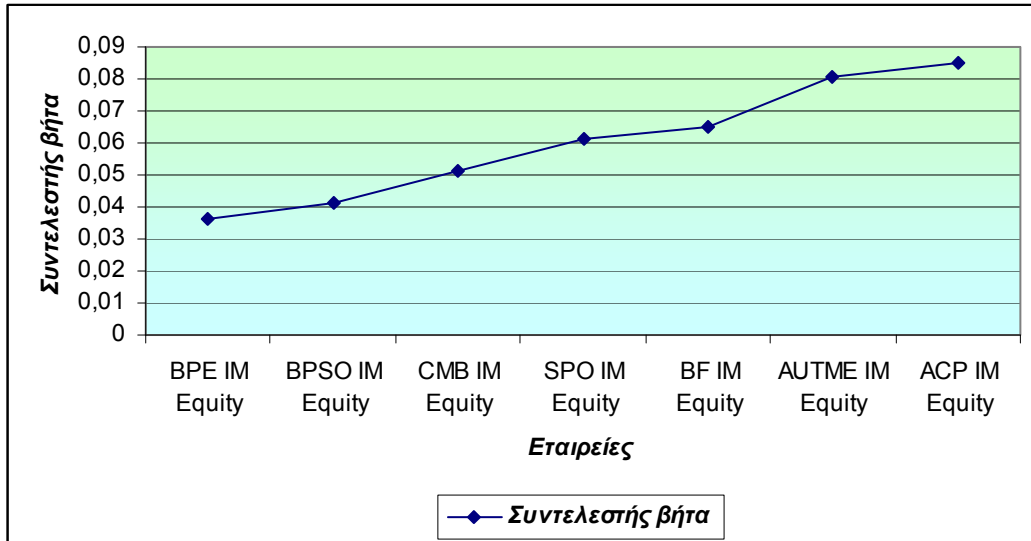
Κατά την πρώτη υποπερίοδο γίνεται η διαμόρφωση των 30 χαρτοφυλακίων βάσει του συντελεστή βήτα. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο απαρτίζεται από τις 7 μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο συντελεστή βήτα, το τελευταίο τις 7 μετοχές που παρουσιάζουν τον υψηλότερο συντελεστή βήτα και τα ενδιάμεσα 28 χαρτοφυλάκια απαρτίζονται από 5 μετοχές έκαστο.

Συντελεστής βήτα	
Χαρτοφυλάκιο 1	0,0601
Χαρτοφυλάκιο 2	0,1022
Χαρτοφυλάκιο 3	0,1403
Χαρτοφυλάκιο 4	0,185
Χαρτοφυλάκιο 5	0,2107
Χαρτοφυλάκιο 6	0,2421
Χαρτοφυλάκιο 7	0,2806
Χαρτοφυλάκιο 8	0,3058
Χαρτοφυλάκιο 9	0,3216
Χαρτοφυλάκιο 10	0,3479
Χαρτοφυλάκιο 11	0,3617
Χαρτοφυλάκιο 12	0,378
Χαρτοφυλάκιο 13	0,3975
Χαρτοφυλάκιο 14	0,4261
Χαρτοφυλάκιο 15	0,4547
Χαρτοφυλάκιο 16	0,4739
Χαρτοφυλάκιο 17	0,5265
Χαρτοφυλάκιο 18	0,5592
Χαρτοφυλάκιο 19	0,587
Χαρτοφυλάκιο 20	0,6387
Χαρτοφυλάκιο 21	0,6704
Χαρτοφυλάκιο 22	0,6948
Χαρτοφυλάκιο 23	0,7569
Χαρτοφυλάκιο 24	0,8473
Χαρτοφυλάκιο 25	0,887
Χαρτοφυλάκιο 26	0,9557
Χαρτοφυλάκιο 27	1,0238
Χαρτοφυλάκιο 28	1,087
Χαρτοφυλάκιο 29	1,1535
Χαρτοφυλάκιο 30	1,3644

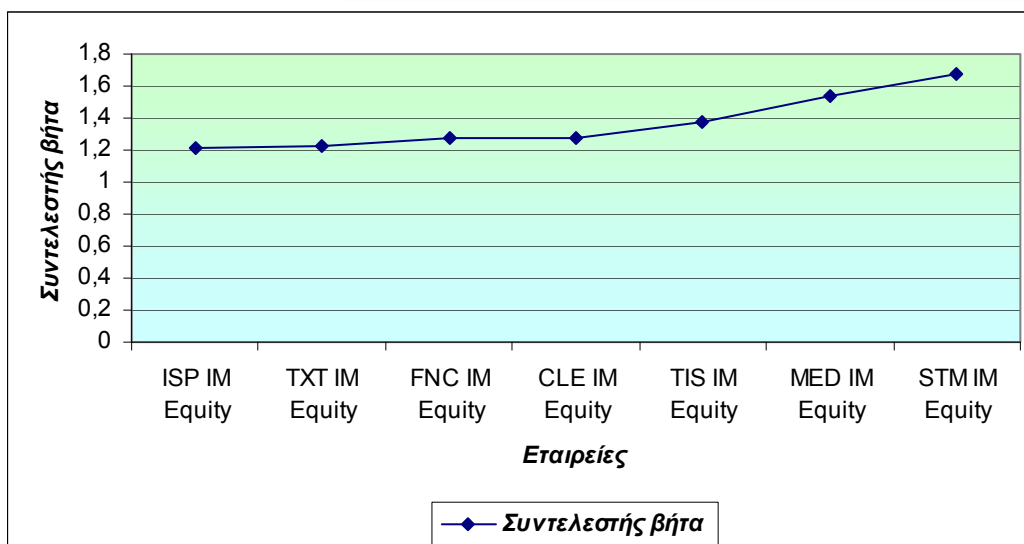
**Πίνακας 4.7** – Οι συντελεστές βήτα των 30 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> υποπερίοδο



**Διάγραμμα 4.7 –** Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα της 1<sup>ης</sup> υποπεριόδου για τα 30 χαρτοφυλάκια



**Διάγραμμα 4.8 –** Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο



**Διάγραμμα 4.9** – Διαγραμματική απεικόνιση των συντελεστών βήτα των μετοχών που απαρτίζουν το 30<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο

Τα παραπάνω διαγράμματα αντικατοπτρίζουν το γεγονός ότι οι χαμηλότεροι συντελεστές βήτα συναντώνται στο 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο και οι μεγαλύτεροι στο 30<sup>ο</sup>.

2<sup>η</sup> υποπερίοδος 3/5/2004 – 31/8/2007

Η δεύτερη υποπερίοδος αποτελείται από 870 ημέρες, εκτείνεται από τις 3/5/2004 έως 31/8/2007 και υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων με δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 1ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	0,2692	0,0601
Χαρτοφυλάκιο 2	0,4855	0,1022
Χαρτοφυλάκιο 3	0,5346	0,1403
Χαρτοφυλάκιο 4	0,602	0,185
Χαρτοφυλάκιο 5	0,3474	0,2107
Χαρτοφυλάκιο 6	0,5401	0,2421
Χαρτοφυλάκιο 7	0,4735	0,2806
Χαρτοφυλάκιο 8	0,5162	0,3058
Χαρτοφυλάκιο 9	0,5682	0,3216
Χαρτοφυλάκιο 10	0,5344	0,3479
Χαρτοφυλάκιο 11	0,5905	0,3617

Χαρτοφυλάκιο 12	0,7339	0,378
Χαρτοφυλάκιο 13	0,622	0,3975
Χαρτοφυλάκιο 14	0,5063	0,4261
Χαρτοφυλάκιο 15	0,753	0,4547
Χαρτοφυλάκιο 16	0,7966	0,4739
Χαρτοφυλάκιο 17	0,6855	0,5265
Χαρτοφυλάκιο 18	0,7957	0,5592
Χαρτοφυλάκιο 19	0,6343	0,587
Χαρτοφυλάκιο 20	0,6378	0,6387
Χαρτοφυλάκιο 21	0,7166	0,6704
Χαρτοφυλάκιο 22	0,7594	0,6948
Χαρτοφυλάκιο 23	0,8214	0,7569
Χαρτοφυλάκιο 24	0,7504	0,8473
Χαρτοφυλάκιο 25	0,8774	0,887
Χαρτοφυλάκιο 26	0,9273	0,9557
Χαρτοφυλάκιο 27	0,8192	1,0238
Χαρτοφυλάκιο 28	0,9212	1,087
Χαρτοφυλάκιο 29	0,7636	1,1535
Χαρτοφυλάκιο 30	0,967	1,3644

**Πίνακας 4.8** – Οι συντελεστές βήτα των 30 χαρτοφυλακίων για την 1<sup>η</sup> και 2<sup>η</sup> υποπερίοδο

3<sup>η</sup> Υποπερίοδος 3/9/2007 – 31/12/2010

Κατά την τρίτη υποπερίοδο η οποία αποτελείται από 870 ημέρες και εκτείνεται χρονικά από τις 3/9/2007 έως 31/12/2010 γίνεται υπολογισμός της μέσης απόδοσης για καθένα από τα 30 χαρτοφυλάκια.

Οι μέσες αποδόσεις της 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

	Μέση απόδοση 3ης υποπεριόδου	Συντελεστής βήτα 2ης υποπεριόδου
Χαρτοφυλάκιο 1	-0,001	0,2692
Χαρτοφυλάκιο 2	-0,0014	0,4855
Χαρτοφυλάκιο 3	-0,0012	0,5346
Χαρτοφυλάκιο 4	-0,0023	0,602
Χαρτοφυλάκιο 5	-0,0007	0,3474
Χαρτοφυλάκιο 6	-0,0013	0,5401
Χαρτοφυλάκιο 7	-0,0009	0,4735

Χαρτοφυλάκιο 8	-0,0012	0,5162
Χαρτοφυλάκιο 9	-0,0007	0,5682
Χαρτοφυλάκιο 10	-0,0012	0,5344
Χαρτοφυλάκιο 11	-0,0009	0,5905
Χαρτοφυλάκιο 12	-0,0016	0,7339
Χαρτοφυλάκιο 13	-0,0011	0,622
Χαρτοφυλάκιο 14	-0,002	0,5063
Χαρτοφυλάκιο 15	-0,0016	0,753
Χαρτοφυλάκιο 16	-0,0014	0,7966
Χαρτοφυλάκιο 17	-0,0012	0,6855
Χαρτοφυλάκιο 18	-0,0011	0,7957
Χαρτοφυλάκιο 19	-0,0017	0,6343
Χαρτοφυλάκιο 20	-0,001	0,6378
Χαρτοφυλάκιο 21	-0,001	0,7166
Χαρτοφυλάκιο 22	-0,0007	0,7594
Χαρτοφυλάκιο 23	-0,0012	0,8214
Χαρτοφυλάκιο 24	-0,0014	0,7504
Χαρτοφυλάκιο 25	-0,0013	0,8774
Χαρτοφυλάκιο 26	-0,0017	0,9273
Χαρτοφυλάκιο 27	-0,0014	0,8192
Χαρτοφυλάκιο 28	-0,0013	0,9212
Χαρτοφυλάκιο 29	-0,0015	0,7636
Χαρτοφυλάκιο 30	-0,0015	0,967

**Πίνακας 4.9** – Οι μέσες αποδόσεις την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και οι συντελεστές βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου των 30 χαρτοφυλακίων

Ακολουθώντας τρέχουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση (εξίσωση 4.19) με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των 30 χαρτοφυλακίων για την 3<sup>η</sup> υποπερίοδο και ανεξάρτητη μεταβλητή τους αντίστοιχους συντελεστές βήτα για την προηγούμενη υποπερίοδο.

Τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης παρουσιάζονται στο επόμενο κεφάλαιο.



**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ**

**Αγγλία**

Τα αποτελέσματα της πρώτης διαστρωματικής παλινδρόμησης

$$\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{e}_{pt}$$

είναι τα ακόλουθα:

Η πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.001026	0.000276	-3.715584	0.0009
$\gamma_1$	0.000766	0.000312	2.456542	0.0205
$R^2$	0.177308			

**Πίνακας 4.10** – Τα αποτελέσματα της 1<sup>ης</sup> διαστρωματικής παλινδρόμησης

Παρατηρούμε ότι:

- το  $\gamma_0$  είναι στατιστικά σημαντικό και αρνητικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μικρότερης του 1%,
- Το  $\gamma_1$  είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 2,05% στατιστικής σημαντικότητας,
- Το  $R^2$  μας δείχνει πως ο συντελεστής βήτα ευθύνεται για τις αποδόσεις των μετοχών και
- Το τυπικό σφάλμα είναι εξαιρετικά μικρό.

Στην πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση πραγματοποιήσαμε τους ελέγχους που αναφέρονται στους παρακάτω πίνακες.

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας White			
Obs*R-squared	0.813359	Prob. Chi-Square(2)	0.6659
ARCH			
Obs*R-squared	0.690866	Prob. Chi-Square(1)	0.4059
Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Breusch-Godfrey LM			
Obs*R-squared	0.397938	Prob. Chi-Square(2)	0.8196

**Πίνακας 4.11 – Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση**

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5% και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για Ομοσκεδαστικότητα. Επομένως δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα ούτε με White, ούτε με ARCH.

Αντίστοιχα από τον έλεγχο για αυτοσυσχέτιση με Breusch-Godfrey LM προκύπτει ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5%, με χρήση δυο υστερήσεων, και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Επομένως δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση.

Έλεγχος κανονικότητας	
Jarque-Bera	3.742671
Prob.	0.151938

**Πίνακας 4.12 – Έλεγχος κανονικότητας για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση**

Στον πίνακα 4.6 παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5% και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για κανονικότητα. Επομένως έχουμε κανονικότητα.

Για τον έλεγχο της ακρίβειας της σχέσης της μέσης απόδοσης και του κινδύνου έγινε ο έλεγχος της ακόλουθης υπόθεσης με Wald:

$$\hat{\gamma}_0 = r_f = 0,042564 \text{ και } \hat{\gamma}_1 = r_m - r_f = -0,042760$$

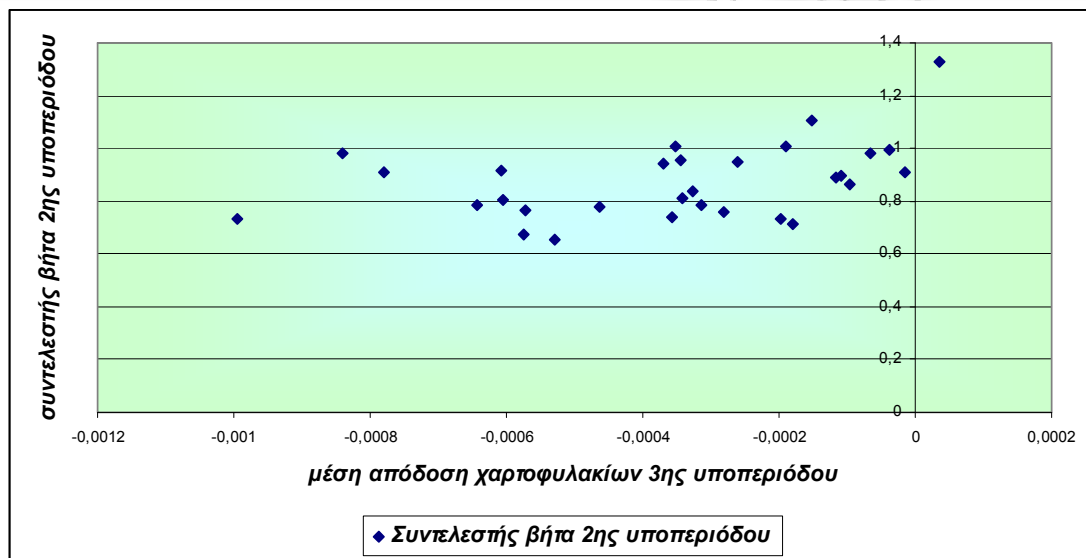
Για τον υπολογισμό του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου έγινε χρήση των αποδόσεων του Libor τριμήνου του Ηνωμένου Βασιλείου σε λίρες.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Έλεγχος ακριβούς σχέσης Wald		
Στατιστικός έλεγχος	Τιμή	p-value
F-statistic	17750.61	0.0000
Chi-square	35501.22	0.0000

**Πίνακας 4.13** – Έλεγχος ακριβούς σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μικρότερο του 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Επομένως η σχέση της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για την υπό μελέτη περίοδο και τη χώρα της Αγγλίας δεν είναι ακριβής.



**Διάγραμμα 4.10** – Γράφημα διασποράς μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίων 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου με το συντελεστή βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου

Προκειμένου να ελεγχθεί η γραμμικότητα μεταξύ της απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των συντελεστών βήτα, εκτιμήθηκε δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση  $\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{e}_{pt}$ .

Έλεγχος γραμμικότητας - Η δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000808	0.001238	-0.652515	0.5196
$\gamma_1$	0.000291	0.002647	0.109783	0.9134
$\gamma_2$	0.000252	0.001393	0.180834	0.8578

$R^2$	0.178303
-------	----------

**Πίνακας 4.14** – Έλεγχος γραμμικής σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου

Από την παραπάνω διαστρωματική παλινδρόμηση παρατηρούμε ότι το  $\gamma_0$  (-0.000808) είναι μικρότερο του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο  $r_f$  (0.042564) και το  $\gamma_1$  είναι θετικό, χωρίς ωστόσο τα αποτελέσματα να είναι στατιστικά σημαντικά.

Το  $\gamma_2$  είναι αρκετά μικρό (0.000252) και μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μεγαλύτερο του 5%. Επομένως δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι είναι μηδέν, ήτοι η σχέση μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου είναι γραμμική.

**Γαλλία**

Τα αποτελέσματα της πρώτης διαστρωματικής παλινδρόμησης

$$\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{e}_{pt}$$

είναι τα ακόλουθα:

Η πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000392	0.000132	-2.982275	0.0061
$\gamma_1$	-0.000309	0.000191	-1.620000	0.1173

$R^2$	0.091684
-------	----------

**Πίνακας 4.15** – Τα αποτελέσματα της 1<sup>ης</sup> διαστρωματικής παλινδρόμησης

Παρατηρούμε ότι:

- το  $\gamma_0$  είναι στατιστικά σημαντικό και αρνητικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μικρότερης του 1%,
- Το  $\gamma_1$  είναι αρνητικό και μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μεγαλύτερης του 5%,
- Το  $R^2$  μας δείχνει πως ο συντελεστής βήτα ευθύνεται για τις αποδόσεις των μετοχών και
- Το τυπικό σφάλμα είναι εξαιρετικά μικρό.

Στην πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση πραγματοποιήσαμε τους ελέγχους που αναφέρονται στους παρακάτω πίνακες.

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας White			
Obs*R-squared	8.168920	Prob. Chi-Square(2)	0.0168
Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Breusch-Godfrey LM			
Obs*R-squared	3.779704	Prob. Chi-Square(2)	0.1511

**Πίνακας 4.16** – Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μικρότερο του 5% και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για Ομοσκεδαστικότητα. Επομένως έχουμε ετεροσκεδαστικότητα με White.

Αντίστοιχα από τον έλεγχο για αυτοσυσχέτιση με Breusch-Godfrey LM προκύπτει ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5%, με χρήση δυο υστερήσεων, και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Επομένως δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση.

Έλεγχος κανονικότητας	
Jarque-Bera	1.011092
Prob.	0.603176

**Πίνακας 4.17 – Έλεγχος κανονικότητας για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση**

Στον πίνακα 4.6 παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5% και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για κανονικότητα. Επομένως έχουμε κανονικότητα.

Για να επιλύσουμε την ετεροσκεδαστικότητα κάνουμε διόρθωση του μοντέλου και τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα. Η διόρθωση γίνεται με White, ο οποίος προτείνει μια διαδικασία εκτίμησης με την οποία, ενώ οι συντελεστές παραμένουν ίδιοι, διορθώνονται οι εκτιμήσεις των διακυμάνσεων των εκτιμητών για την παρουσία ετεροσκεδαστικότητας.

Διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000392	0.000138	-2.835804	0.0087
$\gamma_1$	-0.000309	0.000233	-1.323916	0.1971
$R^2$	0.091684			

**Πίνακας 4.18 – Διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας στην 1<sup>η</sup> διαστρωματική παλινδρόμηση**

Για τον έλεγχο της ακρίβειας της σχέσης της μέσης απόδοσης και του κινδύνου έγινε ο έλεγχος της ακόλουθης υπόθεσης με Wald:

$$\hat{\gamma}_0 = r_f = 0,023006 \text{ και } \hat{\gamma}_1 = r_m - r_f = -0,023655$$

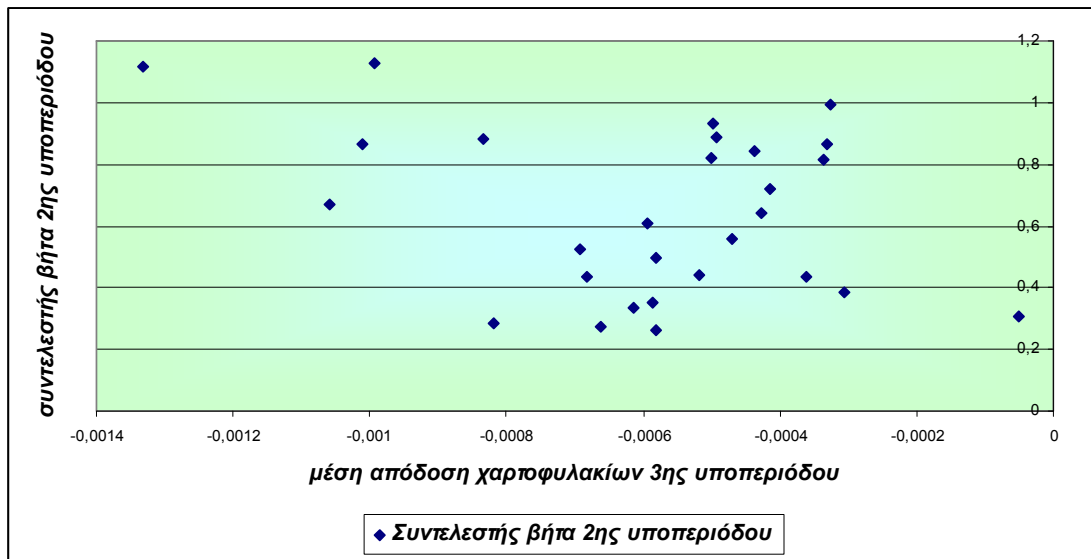
Για τον υπολογισμό του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου έγινε χρήση των αποδόσεων του Libor τριμήνου σε ευρώ.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Έλεγχος ακριβούς σχέσης Wald		
Στατιστικός έλεγχος	Τιμή	p-value
F-statistic	3261621.	0.0000
Chi-square	6523243.	0.0000

**Πίνακας 4.19** – Έλεγχος ακριβούς σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μικρότερο του 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Επομένως η σχέση της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για την υπό μελέτη περίοδο και τη χώρα της Γαλλίας δεν είναι ακριβής.



**Διάγραμμα 4.11** – Γράφημα διασποράς μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίων 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου με το συντελεστή βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου

Προκειμένου να ελεγχθεί η γραμμικότητα μεταξύ της απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των συντελεστών βήτα, εκτιμήθηκε δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση  $\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{e}_{pt}$ .

Έλεγχος γραμμικότητας - Η δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000932	0.000318	-2.928640	0.0072
$\gamma_1$	0.001627	0.001064	1.528560	0.1389
$\gamma_2$	-0.001463	0.000792	-1.846014	0.0768

$R^2$  0.200645

**Πίνακας 4.20** – Έλεγχος γραμμικής σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου

Από την παραπάνω διαστρωματική παλινδρόμηση παρατηρούμε ότι το  $\gamma_0$  (-0.000932) είναι μικρότερο του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο  $r_f$  (0.023006) και στατιστικά σημαντικό. Το  $\gamma_1$  είναι θετικό, χωρίς ωστόσο να είναι στατιστικά σημαντικό.

Το  $\gamma_2$  είναι αρνητικό (-0.001463) και μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 7,7%. Επομένως δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι είναι μηδέν, ήτοι η σχέση σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου είναι γραμμική.

**Ιταλία**

Τα αποτελέσματα της πρώτης διαστρωματικής παλινδρόμησης

$\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{e}_{pt}$  είναι τα ακόλουθα:

Η πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000900	0.000263	-3.423572	0.0019
$\gamma_1$	-0.000573	0.000383	-1.494991	0.1461
$R^2$	0.073921			

**Πίνακας 4.21** – Τα αποτελέσματα της 1<sup>ης</sup> διαστρωματικής παλινδρόμησης

Παρατηρούμε ότι:

- το  $\gamma_0$  είναι στατιστικά σημαντικό και αρνητικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μικρότερης του 1%,
- Το  $\gamma_1$  είναι αρνητικό και μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μεγαλύτερης του 5%,
- Το  $R^2$  μας δείχνει πως ο συντελεστής βήτα ευθύνεται για τις αποδόσεις των μετοχών και
- Το τυπικό σφάλμα είναι εξαιρετικά μικρό.



Στην πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση πραγματοποιήσαμε τους ελέγχους που αναφέρονται στους παρακάτω πίνακες.

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας			
White			
Obs*R-squared	2.054493	Prob. Chi-Square(2)	0.3580
ARCH			
Obs*R-squared	0.105208	Prob. Chi-Square(1)	0.7457
Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Breusch-Godfrey LM			
Obs*R-squared	2.459837	Prob. Chi-Square(2)	0.2923

**Πίνακας 4.22** – Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5% και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για Ομοσκεδαστικότητα. Επομένως δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα ούτε με White, ούτε με ARCH.

Αντίστοιχα από τον έλεγχο για αυτοσυσχέτιση με Breusch-Godfrey LM προκύπτει ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μεγαλύτερο του 5%, με χρήση δυο υστερήσεων, και δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Επομένως δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση.

Έλεγχος κανονικότητας	
Jarque-Bera	7.381120
Prob.	0.024958

**Πίνακας 4.23** – Έλεγχος κανονικότητας για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Στον πίνακα 4.6 παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μικρότερο του 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση για κανονικότητα. Επομένως δεν έχουμε κανονικότητα.

Για τον έλεγχο της ακρίβειας της σχέσης της μέσης απόδοσης και του κινδύνου έγινε ο έλεγχος της ακόλουθης υπόθεσης με Wald:

$$\hat{\gamma}_0 = r_f = 0,023006 \text{ και } \hat{\gamma}_1 = r_m - r_f = -0,024008$$

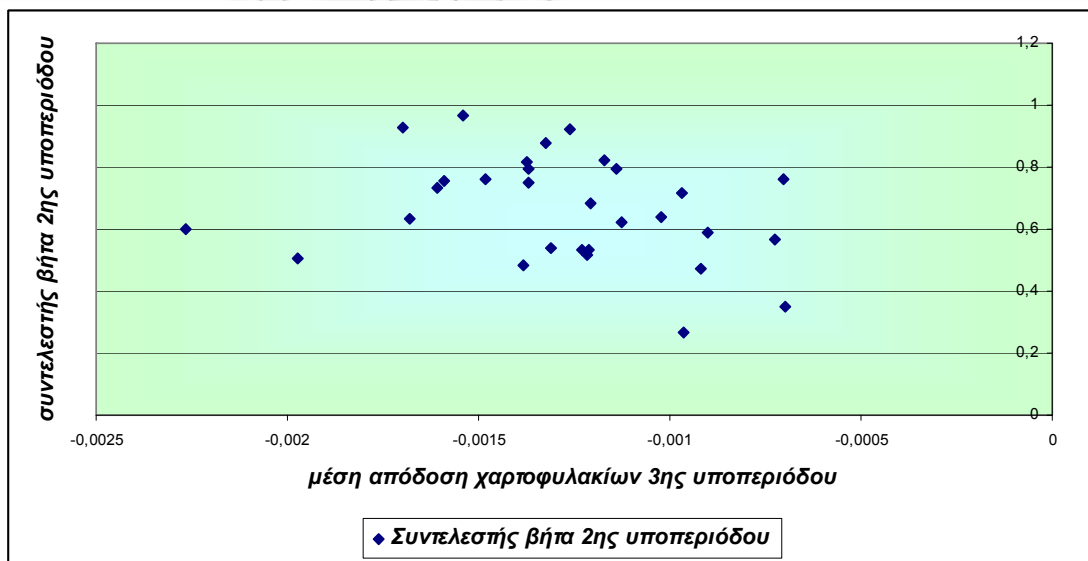
Για τον υπολογισμό του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου έγινε χρήση των αποδόσεων του Libor τριμήνου σε ευρώ.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Έλεγχος ακριβούς σχέσης Wald		
Στατιστικός έλεγχος	Τιμή	p-value
F-statistic	10397.38	0.0000
Chi-square	20794.76	0.0000

**Πίνακας 4.24** – Έλεγχος ακριβούς σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

Παρατηρούμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι μικρότερο του 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Επομένως η σχέση της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για την υπό μελέτη περίοδο και τη χώρα της Ιταλίας δεν είναι ακριβής.



**Διάγραμμα 4.12** – Γράφημα διασποράς μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίων 3<sup>ης</sup> υποπεριόδου με το συντελεστή βήτα της 2<sup>ης</sup> υποπεριόδου

Προκειμένου να ελεγχθεί η γραμμικότητα μεταξύ της απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των συντελεστών βήτα, εκτιμήθηκε δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση  $\hat{R}_{pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{e}_{pt}$ .

Έλεγχος γραμμικότητας - Η δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t-Statistic	p-value
$\gamma_0$	-0.000514	0.000777	-0.661957	0.5136
$\gamma_1$	-0.001859	0.002461	-0.755382	0.4566
$\gamma_2$	0.000998	0.001886	0.529160	0.6010

$R^2$	0.083426
-------	----------

**Πίνακας 4.25** – Έλεγχος γραμμικής σχέσης μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου

Από την παραπάνω διαστρωματική παλινδρόμηση παρατηρούμε ότι το  $\gamma_0$  (-0.000514) είναι μικρότερο του επιτοκίου του περιουσιακού στοιχείου με μηδενικό κίνδυνο  $r_f$  (0.023006) και το  $\gamma_1$  είναι αρνητικό, χωρίς ωστόσο τα αποτελέσματα να είναι στατιστικά σημαντικά.

Το  $\gamma_2$  είναι αρκετά μικρό (0.000998) και μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μεγαλύτερης του 5%. Επομένως δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι είναι μηδέν, ήτοι η σχέση μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου είναι γραμμική.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 – ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σκοπός μας μέσα από αυτή τη μελέτη ήταν να ερευνήσουμε αν η σχέση της αναμενόμενης απόδοσης με τον συστηματικό κίνδυνο (συντελεστής βήτα) είναι γραμμική και ακριβής. Γι' αυτό το σκοπό χρησιμοποιήθηκαν τρεις ευρωπαϊκές χώρες, με δείγματα μετοχών σε ημερήσια βάση για την χρονική περίοδο 2001 έως 2011. Για την Αγγλία χρησιμοποιήθηκαν 357 μετοχές, για την Γαλλία 167 και για την Ιταλία 154. Με τη βοήθεια αυτών μετοχών και βάσει του συντελεστή βήτα έγινε η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων. Η μεθοδολογία η οποία ακολουθήθηκε είναι όμοια με αυτή των Fama και MacBeth (1973).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα καταδεικνύουν και για τις τρεις υπό μελέτη χώρες ότι η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον συστηματικό κίνδυνο είναι γραμμική, αλλά δεν είναι ακριβής.

Ωστόσο, βάσει της πρώτης διαστρωματικής παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για τη Γαλλία και την Ιταλία ο συντελεστής βήτα είναι αρνητικός και μη στατιστικά σημαντικός. Αντίθετα, για την Αγγλία ο συντελεστής βήτα είναι θετικός (αρκετά μικρός) και στατιστικά σημαντικός.

Ο Loukeris Nikolaos (2009), είχε μελετήσει την ισχύ του Υ.Α.Κ.Σ. για την χρονική περίοδο 1980 – 1998 και για 39 μετοχές για την Αγγλία. Το δείγμα του συγκριτικά με το δικό μας είναι αρκετά μικρό. Καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η σχέση μέσης απόδοσης και κινδύνου δεν είναι ακριβής, όπως καταλήξαμε και εμείς για την Αγγλία για την περίοδο 2001 – 2010.

Άλλη μια πρόσφατη εμπειρική μελέτη του Υ.Α.Κ.Σ. είναι αυτή των Hasanali Sinaee & Habibolah Morandi (2010), οι οποίοι μελέτησαν τη σχέση του κινδύνου με την απόδοση στη χρηματιστηριακή αγορά της Τεχεράνης. Σε αντίθεση με τα δικά μας αποτελέσματα καταλήγει ότι η σχέση της αναμενόμενης απόδοσης με τον συντελεστή βήτα είναι μη γραμμική. Πραγματοποίησαν μελέτη τόσο για την ανοδική όσο και για την καθοδική πορεία της αγοράς, χωρίς ωστόσο να παρατηρήσουν σημαντικές διαφορές

στα αποτελέσματα· με εξαίρεση την ερμηνευτική ικανότητα του συντελεστή βήτα κατά τη διάρκεια της καθοδικής πορείας της αγοράς.

Ο Leroi Raputsoane (2009) κατέληξε σε επιβεβαίωση του μοντέλου του Merton (1973) με θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και του πριμ κινδύνου της, χωρίς ωστόσο να εξετάζει αν η σχέση αυτή είναι ακριβής και γραμμική.

Αρνητική ενδοήμερη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης και ύπαρξη ενδοήμερων υποδειγμάτων με στατιστική σημαντικότητα θετικών αποδόσεων στο πρώτο και στο τελευταίο τέταρτο της συνεδρίασης διαπίστωσε ο Dimitris Balios (2008), ενώ εμείς για την Αγγλία έχουμε διαπιστώσει θετική και στατιστικά σημαντική σχέση.

Ο Aktham Maghyereh (2003) καταλήγει σε ένδειξη σημαντικής και θετικής σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση για την αγορά του Αμμάν, ενώ εμείς για την υπό μελέτη περίοδο και για τη χώρα της Αγγλίας παρατηρήσαμε θετικό και σχετικά μικρό συντελεστή βήτα.

Οι Γεώργιος Π. Διακογιάννης & Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης (1996) απέδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα για την υπο μελέτη περίοδο, όπως καταλήξαμε και εμείς για την Γαλλία και την Ιταλία για την υπο μελέτη περίοδο.

Μια ακόμα εμπειρική μελέτη του Υ.Α.Κ.Σ. είναι αυτή του A. Graig MacKinlay (1987), δυσκολεύεται να στον εντοπισμό παραβιάσεων στο Υ.Α.Κ.Σ. και τονίζει ότι πρέπει να είμαστε επιφυλακτικοί στην απόρριψη ενός μοντέλου έναντι μιας ακαθόριστης εναλλακτικής υπόθεσης ως ένδειξη για χρήση εναλλακτικού μοντέλου.

Ο Jay Shanken (1985) πραγματοποιεί έλεγχο της επίδρασης του μεγέθους των εταιρειών στην αναποτελεσματικότητα του Υ.Α.Κ.Σ., και καταλήγει ότι δείκτης της αγοράς δεν είναι αποτελεσματικός. Επομένως δεν είναι δυνατή η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης.

Οι μελέτες που πραγματοποιήθηκαν προ του Roll (1977), των Blume και Friend (1972), Fama & MacBeth (1973), Black, Jensen και Scholes (1972), Douglas (1968) και Lintner (1965) απορρίπτουν το Υ.Α.Κ.Σ., ενώ η μελέτη των Miller & Scholes (1972) εντοπίζει μη γραμμική σχέση κινδύνου - απόδοσης. Παρόλα αυτά δεν οριστικοποιούν τα αποτελέσματα των εμπειρικών ελέγχων για την αποτελεσματικότητα του Υ.Α.Κ.Σ..

Τέλος οι Sharpe & Cooper (1972) επαληθεύουν το Υ.Α.Κ.Σ. και εντοπίζουν αύξουσα σχέση απόδοσης και συστηματικού κινδύνου σε όλες τις τάξεις κινδύνου.

Πιθανή εξήγηση των αποτελεσμάτων μας αποτελεί το γεγονός ότι έχουμε συμπεριλάβει στην περίοδο μελέτης την οικονομική κρίση, από την οποία παρατηρούμε ότι έχουν επηρεαστεί σημαντικά οι ευρωπαϊκές χώρες τις οποίες μελετάμε.

Επιπλέον έχουμε κάνει χρήση μετοχών και όχι άλλων περιουσιακών στοιχείων, επομένως χρησιμοποιούμε μια προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Σύμφωνα με τον Roll (1977) πρέπει να υπάρχει ακριβής σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για να έχει νόημα ο έλεγχος του υποδείγματος. Ακόμη βάσει της κριτικής του Roll (1977), αφού δεν ισχύει η σχέση αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα, οι δείκτες που έχουν χρησιμοποιηθεί δεν είναι αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

Άλλη εξήγηση αποτελεί το γεγονός, όπως ισχυρίζονται ορισμένοι μελετητές {Reinganum(1981), Lakonishon και Shapiro (1986) και Fama και French (1992)} ότι ο συντελεστής βήτα δεν μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών.

Τελευταία εξήγηση είναι ότι ενδεχομένως το Υ.Α.Κ.Σ. να μην είναι κατάλληλα εξειδικευμένο για να περιγράψει τις υπό μελέτη χώρες για την χρονική περίοδο 2001 έως 2010.

Λαμβάνοντας λοιπόν υπόψη τα αποτελέσματα της μελέτης μας, προτείνουμε ως περαιτέρω έρευνα τον εντοπισμό πολυπαραγοντικών μοντέλων με χρήση της προσέγγισης «γενικό προς ειδικό» {general to specific – Hendry Richard (1983)}, κατά την οποία θα ξεκινήσουμε από ένα γενικό μοντέλο και αφαιρώντας σταδιακά τις μη στατιστικές παραμέτρους θα καταλήξουμε στο μοντέλο το οποίο περιγράφει την αγορά.

Ακόμη, σκόπιμο θα ήταν να μελετηθεί η συμπεριφορά του υποδείγματος με χρήση του ελέγχου για αλλαγή στη δομή (structural breaks). Κρίνεται ότι η μελέτη αυτή θα καταδείξει κατά πόσο έχει επηρεαστεί η γραμμική και ακριβής σχέση από την οικονομική κρίση, και ενδεχομένως αν η παρούσα μελέτη επαναληφθεί ύστερα από κάποια χρόνια, που θεωρούμε ότι η αγορά θα έχει ανακάμψει, τα αποτελέσματα να είναι διαφορετικά.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ

### Άρθρα

- D. Balios (2008) Intraday Risk – Return Relationship and Price Patterns in the Athens Stock Exchange
- G. Diacogiannis, D. Feldman (2011) Linear Beta Pricing with Inefficient Benchmarks
- Γ. Διακογιάννης, Κ. Σεργεδάκης (1996) Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών
- F. Black, M. C. Jensen, M.Scholes (1972) The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests
- M. Blume, I. Friend (1972) A New Look at the Capital Asset Pricing Model
- G. Douglas (1968) Risk in the equity marketsQ An empirical appraisal of market efficiency
- E. F. Fama, K. R. French (1996) The CAPM is Wanted, Dead or Alive
- E. F. Fama, K. R. French (2004) The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence
- E. F. Fama, J. D. MacBeth (1973) Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests
- N. Loukeris (2009) An Empirical Evaluation of CAPM's validity in the British Stock Exchange
- A. G. MacKinlay (1987) On Multivariate Tests of the CAPM
- A. Maghyreh (2003) The Empirical Relationship between Expected Return and Risk in the Amman Stock Exchange
- H. Markowitz (1952) Portfolio Selection
- Miller, Scholes (1972) Rates of Return in Relation to Risk: A Re – examination of some recent findings
- L. Raputsoane (2009) The risk – return relationship in the South Africa stock marke
- R. Roll (1977) A Critique of the Asset Pricing Theory Tests Part I: On Past and Potential Testability of the Theory
- J. Shanken (1985) Multivariate Tests of the Zero – Beta CAPM



- Sharpe, Cooper (1972) Risk – Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks
- H. Sinaee, H. Morandi (2010) Risk – Return Relationship in Iran Stock Market
- United States Securities and Exchange Commission, International Investing – Get the facts

#### **ΒΙΒΛΙΑ**

- D. Asteriou, S. Hall (2007) Applied Econometrics A Modern Approach
- Brigham, Ehrhardt (2010) Financial Management Theory and Practice
- E. Elton, M.Gruber, S.Brown, W. Goetzmann (2011) Modern Portfolio Theory and Investment Analysis

#### **ΙΣΤΟΣΕΛΙΔΕΣ**

- [www.investopedia.com](http://www.investopedia.com)
- [www.moneychimp.com](http://www.moneychimp.com)
- [en.wikipedia.org](http://en.wikipedia.org)