

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
Π.Μ.Σ. ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ
ΣΤΕΛΕΧΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ**



**ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ,
ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΣ ΦΟΙΤΗΤΗΣ
ΧΑΡΙΛΑΟΣ Ι. ΦΡΕΝΤΖΟΣ**

ΜΧΑΝ0851

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ: ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ
ΕΠΙΤΡΟΠΗ : ΕΠΙΚΟΥΡΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ ΚΥΡΙΑΖΗΣ
ΕΠΙΚΟΥΡΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ ΣΤΑΪΚΟΥΡΑΣ**

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2010

Στον Αδερφό Μου Και Φύλακα Άγγελό Μου Θανάση

Πίνακας περιεχομένων

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΑ.....	5
---------------------	---

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

2.1 ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΚΑΤΑΣΤΡΩΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	8
2.2 ΣΥΓΧΡΟΝΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	9
2.3 ΜΟΝΤΕΛΟ ΜΑΡΚΟΒΙΤΖ	10
2.3.1 ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗ	11
2.3.2 ΑΠΟΣΤΡΟΦΗ ΣΤΟ ΡΙΣΚΟ.....	11
2.4 Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΔΙΑΦΟΡΟΠΟΙΗΣΗΣ-ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΑΙ ΜΗ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ	13
2.4.1 ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ.....	14
2.4.2 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ.....	15
2.5 ΤΟ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΣΥΝΟΡΟ ΤΟΥ ΜΑΡΚΟΒΙΤΖ	15
2.6 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ ΤΟΥ CAPM	17
2.6.1 Η ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΤΗΣ ΙΣΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ CAPM	17
2.6.2 ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΓΡΑΜΜΗΣ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ.....	20
2.6.3 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΟΥ CAPM	21

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3.1 Η ΚΛΑΣΙΚΗ ΥΠΟΣΤΗΡΙΞΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ	25
3.1.1 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΩΝ BLACK, JENSEN ΚΑΙ SCHOLLES(1972).....	25
3.1.2 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΩΝ FAMA ΚΑΙ MACBETH(1973).....	27
3.1.3 Η ΕΡΕΥΝΑ ΤΩΝ FAMA ΚΑΙ FRENCH ΚΑΙ Η ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL.....	29
3.2 ΑΜΦΙΣΒΗΤΗΣΕΙΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ	30
3.3 ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΟΥ ΑΦΟΡΟΥΝ ΤΙΣ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ ΣΤΙΣ ΗΠΑ	32
3.4 ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΟΥ ΑΦΟΡΟΥΝ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ ΕΚΤΟΣ ΗΠΑ	36

3.4.1 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΟΥ ΧΙΝΧΙΝ WU(2006)	37
3.5 ΜΕΛΕΤΕΣ ΤΟΥ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟΥ ΣΕ ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ	39

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

4.1 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ.....	44
4.1.1 ΘΕΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ.....	45
4.1.2 ΘΕΜΑΤΑ ΔΕΙΓΜΑΤΟΛΗΨΙΑΣ	47
4.1.3 ΘΕΜΑΤΑ ΑΡΧΙΚΗΣ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ	50
4.1.4 ΘΕΜΑΤΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ-ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ	54

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

5.1 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	63
5.1.1 ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΒΗΜΑΤΩΝ 1-4 ΠΕΡΙΟΔΟΣ 2001-2003.....	63

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

6.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	80
6.2 ΤΕΛΙΚΕΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ.....	81
6.3 ΑΔΥΝΑΜΙΕΣ ΤΗΣ ΤΡΕΧΟΥΣΑΣ ΕΡΕΥΝΑΣ.....	86
6.4 ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ.....	86

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΑ

Ο στόχος της συγκεκριμένης μελέτης είναι να ερευνηθεί αν ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την περίοδο 2001-2008. Γι' αυτό το σκοπό υιοθετήθηκε η μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973), σύμφωνα με την οποία 116 μετοχές του δείγματος χρησιμοποιήθηκαν για τη δημιουργία 15 χαρτοφυλακίων σε πρώτη φάση με βάση το συστηματικό κίνδυνο και σε δεύτερη φάση με βάση το μέσο μέγεθος των εταιρειών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας μελέτης αποδεικνύουν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου των εισηγμένων μετοχών στο Χ.Α.Α., όπως επίσης ότι το μέγεθος των εταιρειών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο Χ.Α.Α. κατά την περίοδο 2001-2008

ΓΕΝΙΚΑ

Οι επενδυτές και οι οικονομικοί ερευνητές έχουν δώσει ιδιαίτερη προσοχή κατά τη διάρκεια των τελευταίων ετών στις νέες χρηματαγορές που αναπτύσσονται σε ολόκληρο τον κόσμο. Αυτό το ενδιαφέρον έχει προέλθει χωρίς αμφιβολία από τις υψηλές αποδόσεις αυτών των αγορών παρά τις κρίσεις των τελευταίων ετών. Επαγγελματίες σε όλο τον κόσμο χρησιμοποιούν έναν πλήθος μοντέλων στην διαδικασία επιλογής των μετοχών που θα απαρτίσουν τα επενδυτικά τους χαρτοφυλάκια και στην προσπάθειά τους να αξιολογήσουν τους πιθανούς κινδύνους από τους οποίους απειλούνται οι επενδύσεις τους.

Μια από τις σημαντικότερες εξελίξεις στην θεωρία αγοράς κεφαλαίου είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ)¹ όπως αναπτύχθηκε από τον Sharpe [1964], Lintner [1965] και Mossin [1966]. Σύμφωνα με το ΥΑΚΣ, η

¹ Το ΥΑΚΣ αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία ως Capital Asset Pricing Model (CAPM)

αναμενόμενη απόδοση ενός κεφαλαιακού στοιχείου είναι γραμμική συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου του συγκεκριμένου κεφαλαιακού στοιχείου. Ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου (π.χ. μετοχή) καθορίζεται από τη μεταβολή της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς και μετρά εκείνο τον κίνδυνο του αξιόγραφου που δεν εξουδετερώνεται από το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης.] Το ΥΑΚΣ δείχνει ότι η υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση συνδέεται με την υψηλότερη ανάληψη κινδύνου-ρίσκου. Αναλυτικότερα το υπόδειγμα υποστηρίζει ότι η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής πάνω από την απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο (risk free rate) είναι γραμμικά συνδεδεμένη με τον μη-διαφοροποιήσιμο κίνδυνο, όπως αυτός μετριέται από τον συντελεστή βήτα της μετοχής.

ΣΚΟΠΟΙ ΠΑΡΟΥΣΑΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Ο σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι διπλός: α) να ερευνήσουμε αν ο συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χ.Α.Α. και β) να ερευνήσουμε αν το μέγεθος των εταιρειών είναι ένας σημαντικός παράγοντας στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο

ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ ΜΕΛΕΤΗΣ

Είναι λογικό και αναμενόμενο ότι το ζήτημα συλλογής και επεξεργασίας δεδομένων είναι καθοριστικής σημασίας για το αποτέλεσμα κάθε έρευνας. Η περιορισμένη πρόσβαση σε βάσεις δεδομένων αλλά και η περιορισμένη χρονική περίοδος για την οποία υπάρχει διαθέσιμος ικανός όγκος για την συλλογή των στοιχείων αυτών αποτελούν σημαντικούς περιορισμούς για κάθε ερευνητική προσπάθεια.

Αξίζει να σημειωθεί ότι σαν βάση αναφοράς χρησιμοποιήθηκαν ιστορικά στοιχεία αποδόσεων μετοχών από το Χ.Α.Α. για την περίοδο 2001-2008 με όποιες επιπτώσεις αυτό συνεπάγεται.

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΕΠΟΜΕΝΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

Η παρούσα εργασία αποτελείται από 6 κεφάλαια, το περιεχόμενο των οποίων παρουσιάζεται παρακάτω:

Στο **πρώτο κεφάλαιο** γίνεται εισαγωγική παρουσίαση του περιεχομένου και του βασικού αντικειμένου της εργασίας. Επιπλέον γίνεται μια αναφορά στους περιορισμούς της συγκεκριμένης μελέτης ώστε να αντιληφθεί ο αναγνώστης τις συνθήκες κάτω από τις οποίες πραγματοποιήθηκε η παρούσα έρευνα

Το **δεύτερο κεφάλαιο** πραγματεύεται αναλυτικά, μέσα από μια ιστορική αναδρομή, το θεωρητικό υπόβαθρο της ανάλυσης χαρτοφυλακίου και της αποτίμησης αξιόγραφων. Πιο συγκεκριμένα γίνεται αναφορά για το πώς από την πρώτη εργασία του Markowitz οδηγηθήκαμε στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων το γνωστό μας CAPM.

Στο **τρίτο κεφάλαιο** γίνεται μια ιστορική αναδρομή σχετικά με τις κυριότερες έρευνες και εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει για το CAPM, τόσο στον Διεθνή αλλά και στον Ελληνικό χώρο.

Στο **τέταρτο κεφάλαιο** παρουσιάζονται τα δεδομένα και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε στην παρούσα εργασία.

Στο **πέμπτο κεφάλαιο** παρατίθενται τα αποτελέσματα της εμπειρικής μελέτης, οι συγκρίσεις κάποιων εξ αυτών και ορισμένα στοιχεία και παρατηρήσεις για τα μεγέθη ενδιαφέροντος.

Τέλος στο **έκτο κεφάλαιο** της εργασίας παρατίθενται τα γενικά συμπεράσματα, ορισμένες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα, αλλά και κάποιες γενικές διαπιστώσεις περί του θέματος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

2.1 ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΚΑΤΑΣΤΡΩΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων έχουν ως στόχο την μεγιστοποίηση της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που διαχειρίζονται για το δεδομένο ύψος κινδύνου που έχουν αναλάβει. Ο στόχος αυτός δεν περιορίζεται στην παρουσίαση ενός μεγάλου ποσοστού απόδοσης σε μία μόνο συγκεκριμένη χρονική στιγμή, αλλά επεκτείνεται στην διατήρηση της υψηλής απόδοσης σε όλο το διάστημα διαχείρισης του χαρτοφυλακίου, επιτυγχάνοντας παράλληλα μικρή διακύμανση (κίνδυνο-risk) της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.

Κατά την διαδικασία κατάστρωσης του χαρτοφυλακίου, συνήθως το πρώτο θέμα που εξετάζεται από τους διαχειριστές είναι η κατανομή κεφαλαίων (capital allocation decision) η οποία συνίσταται στον καθορισμό του ποσοστού του προς επένδυση κεφαλαίου που θα τοποθετηθεί σε «ασφαλείς» αλλά χαμηλής απόδοσης επενδύσεις, και σε αυτό που θα τοποθετηθεί σε επενδύσεις μεγαλύτερης απόδοσης που ταυτόχρονα συνεπάγονται μεγαλύτερο κίνδυνο.

Η δεύτερη απόφαση που πρέπει να ληφθεί αφορά την κατανομή κεφαλαίων μεταξύ των επικίνδυνων τοποθετήσεων (asset allocation). Οι διαθέσιμες κατηγορίες επενδύσεων (asset classes) αυτής της περίπτωσης, είναι οι μετοχές, τα ομόλογα, το συνάλλαγμα, τα παράγωγα προϊόντα και τα πραγματικά περιουσιακά στοιχεία (real assets). Η τελική απόφαση αφορά την επιλογή των συγκεκριμένων αξιόγραφων (security selection) από κάθε κατηγορία επενδύσεων (asset class).

Ιδανικό χαρτοφυλάκιο που να αποτελεί την βέλτιστη επιλογή για όλους τους επενδυτές δεν υπάρχει. Μια σειρά από προσωπικούς παράγοντες επηρεάζει την διάρθρωση του χαρτοφυλακίου. Ενδεικτικοί παράγοντες που διαφοροποιούν την διάρθρωση του χαρτοφυλακίου αποτελούν:

- Η αποστροφή του κινδύνου (risk aversion)
- Ο χρονικός ορίζοντας του κάθε επενδυτή

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

- Οι ειδικές ατομικές ανάγκες – στόχοι καθώς και ειδικά δημογραφικά χαρακτηριστικά, όπως ηλικία, εισόδημα, οικογενειακή κατάσταση κ.α.
- Η χρονική κατανομή της επιθυμητής απολαβής (χρηματικές ροές), π.χ. επιθυμία σταθερού περιοδικού εισοδήματος ή μεγέθυνσης του κεφαλαίου.

2.2 ΣΥΓΧΡΟΝΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Η Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου (ΣΘΧ) περιγράφει τον τρόπο με τον οποίο υπολογίζεται η απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου επενδύσεων και ο τρόπος με τον οποίο οι επενδυτές μπορούν να καταναείμουν τα κεφάλαιά τους μεταξύ των εναλλακτικών τοποθετήσεων προκειμένου να βελτιστοποιήσουν την απόδοσή τους. Τα βασικά εργαλεία της ΣΘΧ είναι η θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου του Markowitz, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – CAPM), η Γραμμή Αγοράς Κεφαλαίου (Capital Market Line) και η Γραμμή Αγοράς Αξιογράφων (Securities Market Line).

Η Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου (ΣΘΧ) άρχισε να διαμορφώνεται το 1952 από τον Harry Markowitz μέσω της εργασίας του "Portfolio Selection", που δημοσιεύτηκε στο Journal of Finance. Ο Markowitz τιμήθηκε για το έργο του (μαζί με τους Merton και Sharpe) με το βραβείο Nobel το 1990.

Μέχρι την δημοσίευση της εργασίας του Markowitz οι επενδυτές εστίαζαν στην απόδοση και τον κίνδυνο κάθε αξιόγραφου ανεξάρτητα από τα υπόλοιπα προκειμένου να καταστρώσουν το χαρτοφυλάκιο τους. Στόχος τους ήταν να επιλέξουν τα αξιόγραφα με τα καλύτερα χαρακτηριστικά απόδοσης / κινδύνου και να τα εντάξουν στο χαρτοφυλάκιο τους. Ο Markowitz πρότεινε την επιλογή αξιόγραφων με στόχο το δημιουργούμενο χαρτοφυλάκιο να έχει βέλτιστα χαρακτηριστικά απόδοσης / κινδύνου συνολικά, με την χρήση διαφοροποίησης (diversification), ανεξάρτητα από τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των επιμέρους αξιόγραφων.

2.3 ΜΟΝΤΕΛΟ MARKOWITZ

Σύμφωνα με τον Markowitz, ο κίνδυνος που αντιμετωπίζει ένας επενδυτής μειώνεται σημαντικά εάν μοιράσει τον πλούτο του σε περισσότερες από μία μετοχές. Στη σκέψη αυτή βασίζεται η σύγχρονη αντίληψη περί θεωρίας χαρτοφυλακίου. Ουσιαστικά ο συνολικός κίνδυνος ενός επενδυτή μειώνεται σημαντικά, αν τοποθετήσει τα χρήματά του σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών, έναντι μίας μεμονωμένης μετοχής.

Εξετάζοντας μια επένδυση μεμονωμένα, η αξιολόγησή της βασίζεται στον αναμενόμενο βαθμό απόδοσης της και στον κίνδυνο της επένδυσης. Ο κίνδυνος μετριέται με τη διακύμανση της κατανομής πιθανοτήτων όλων των δυνατών αποδόσεων που αναμένονται από την επένδυση. Και επειδή οι οικονομικές μονάδες συνήθως έχουν άνω της μιας επένδυσης, ουσιαστικά κατέχουν ένα χαρτοφυλάκιο επενδύσεων. Και αυτό συμβαίνει γιατί έτσι μπορούμε να αυξήσουμε την αναμενόμενη απόδοση ή να μειώσουμε τον κίνδυνο των επενδύσεών μας (ιδιαίτερα αν οι επενδύσεις μας δεν συσχετίζονται).

Η Θεωρία του Χαρτοφυλακίου, όπως αναπτύχθηκε από τον Markowitz (1952,1959), βασίζεται στις εξής παρακάτω υποθέσεις:

- οι επενδυτές έχουν ένα συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα,
- για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένη μετοχή αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και η διακύμανση (ή η τυπική απόκλιση) των αποδόσεων παρέχει ένα μέτρο τον κινδύνου της,
- ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένο μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση τον χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου,
- οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της ορθολογικής επενδυτικής συμπεριφοράς. Η αρχή αυτή προσδιορίζεται από δύο βασικές παραδοχές: (α) ο επενδυτής προτιμά τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου και (β) ο επενδυτής προτιμά τις πιο σίγουρες αποδόσεις από τις πιο ριψοκίνδυνες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο απόδοσης.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

- Ο επενδυτής έχει στην κατοχή του ένα συγκεκριμένο ποσό για να επενδύσει σε χρηματοπιστωτικούς τίτλους (αξιογράφα),
- Η επένδυση αυτή αφορά μία καθορισμένη περίοδο διακράτησης (holding period),
- Στο τέλος της περιόδου αυτής ο επενδυτής θα ρευστοποιήσει τους τίτλους που έχει στην κατοχή του και το ποσό που θα εισπράξει είτε θα το καταναλώσει είτε θα το επανεπενδύσει,
- Ο επενδυτής επιδιώκει τη μεγιστοποίηση του αρχικού πλούτου του.

2.3.1 ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗ

Πρώτος ο Markowitz (1952) παρατήρησε ότι όταν δυο χρεόγραφα δεν συσχετίζονται τέλεια τότε ο κίνδυνος κατοχής ενός χαρτοφυλακίου που απαρτίζεται από τα δυο χρεόγραφα είναι μικρότερος από το σταθμισμένο άθροισμα των τυπικών αποκλίσεων τους. Το ίδιο ισχύει και στην περίπτωση N χρεογράφων τα οποία απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο. Δηλαδή το σταθμισμένο άθροισμα των τυπικών αποκλίσεων των N χρεογράφων θα είναι μικρότερο από την τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου που απαρτίζουν (εφόσον τουλάχιστον ένα ζεύγος χρεογράφων δεν παρουσιάσει τέλεια συσχετιζόμενες αποδόσεις). Το συμπέρασμα αυτό ονομάζεται αποτέλεσμα διαφοροποίησης (diversification).

2.3.2 ΑΠΟΣΤΡΟΦΗ ΣΤΟ ΡΙΣΚΟ

Το μοντέλο υποθέτει ότι οι επενδυτές απεχθάνονται το ρίσκο (**risk averse**). Αυτό σημαίνει πως μεταξύ δύο περιουσιακών στοιχείων που προσφέρουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση οι επενδυτές θα προτιμήσουν εκείνη που έχει το λιγότερο ρίσκο. Η άμεση συνέπεια τής πιο πάνω υπόθεσης είναι πως οι επενδυτές προκειμένου να αναλάβουν υψηλότερο ρίσκο θα το κάνουν μόνο στη περίπτωση που αυτό συνεπάγεται υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις. Αντίστροφα διατυπωμένο, ο επενδυτής που θέλει μεγαλύτερη απόδοση θα πρέπει να αποδεχτεί ταυτόχρονα την πιθανότητα ανάληψης μεγαλύτερου κινδύνου.

Η ακριβής ανταλλακτική σχέση θα διαφέρει από επενδυτή σε επενδυτή εξαρτώμενη από τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά προτιμήσεων που έχει. Η πιο σημαντική συνέπεια της προηγούμενης ανάλυσης εστιάζεται επομένως στην ακόλουθη πρόταση. Ένας ορθολογικός επενδυτής δεν θα επενδύσει σ' ένα χαρτοφυλάκιο αν υπάρχει κάποιο άλλο με μια διαφορετική, περισσότερο ευνοϊκή αναλογία ρίσκου – αναμενόμενης απόδοσης.

Γενικά:

1. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου:

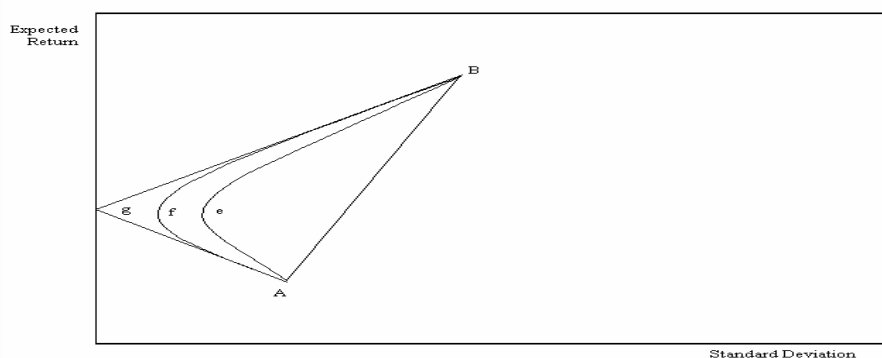
$$E(R_p) = w_a E(R_a) + w_b E(R_b)$$

2. Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου:

$$\sigma_F^2 = \sqrt{w_a^2 \sigma_a^2 + w_b^2 \sigma_b^2 + 2w_a w_b \sigma_a \sigma_b \rho_{a,b}}$$

Όπου w_a και w_b το ποσοστό της αξίας των δύο χρεογράφων ως προς την συνολική αξία του χαρτοφυλακίου (έπεται ότι $w_a + w_b = 1$). Έστω ότι τα σημεία A και B του διαγράμματός 1 προσδιορίζουν την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο αντίστοιχα για τα δύο χρεόγραφα (Έστω $E(R_a) < E(R_b)$). Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου δίνεται από το σταθμισμένο άθροισμα των αναμενόμενων αποδόσεων των δύο χρεογράφων.

Διάγραμμα 1: Αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνος χαρτοφυλακίων.



Παρατηρούμε από την 2 ότι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι ίση με το σταθμισμένο άθροισμα των τυπικών αποκλίσεων των χρεογράφων μόνο στην ακραία περίπτωση όπου ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου είναι ίσος με την μονάδα. Η ευθεία AB σε αυτή την περίπτωση μας δίνει όλους τους συνδυασμούς κίνδυνου απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Αν ο συντελεστής συσχέτισης είναι μικρότερος της μονάδας τότε η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι μικρότερη από το σταθμισμένο άθροισμα των τυπικών αποκλίσεων των χρεογράφων. Έτσι όταν $\rho \in (-1,1)$ η καμπύλη που εκφράζει τους διαφορετικούς συνδυασμούς κίνδυνου αποδόσεις του χαρτοφυλακίου θα είναι κοίλη στρεφόμενη προς τον κάθετο άξονα. Όσο μικρότερος είναι ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων των δύο χρεογράφων τόσο μικρότερος είναι και ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου από το σταθμισμένο άθροισμα των κινδύνων των δύο χρεογράφων, άρα και τόσο πιο κοίλη και στρεφόμενη προς τον κάθετο άξονα είναι η καμπύλη κινδύνου-απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Στην ακραία περίπτωση όπου $\rho = -1$, υπάρχει ένας συνδυασμός σταθμίσεων τέτοιος ώστε ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου να είναι μηδενικός. Έτσι το αποτέλεσμα διαφοροποίησης θα συναρτάται αρνητικά με τον συντελεστή συσχέτισης των δύο χρεογράφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο. Στο διάγραμμα 1 η καμπύλη AfB υποδηλώνει έναν χαμηλότερο (έστω αρνητικό) συντελεστή συσχέτισης σε σχέση με αυτόν (έστω θετικό) της AeB, ενώ η AgB αντίστοιχη στην περίπτωση της τέλεια αρνητικής συσχέτισης μεταξύ των δύο χρεογράφων.

2.4 Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΔΙΑΦΟΡΟΠΟΙΗΣΗΣ-ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΑΙ ΜΗ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ

Ένα χαρτοφυλάκιο είναι **διαφοροποιημένο**, όταν απαρτίζεται από τίτλους των οποίων οι αποδόσεις δεν συσχετίζονται πλήρως θετικά. Αυτό που πετυχαίνουμε με την διαφοροποίηση, είναι η μείωση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου μέχρι φυσικά του σημείου που αυτό καθίσταται εφικτό. Το τμήμα του κινδύνου που είναι αδύνατο να εξαλείψουμε ονομάζεται **μη διαφοροποιήσιμος ή συστηματικός κίνδυνος**.

2.4.1.ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ

Έννοια του β

Από τη στιγμή, που οι επενδυτές μπορούν να εξαλείψουν τον ειδικό κίνδυνο μίας επιχείρησης με διαφοροποίηση, δεν ανταμείβονται (με την έννοια της επιπλέον απόδοσης, για αυτόν). Δεδομένου, λοιπόν, ότι οι επενδυτές που κρατούν καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια είναι εκτεθειμένοι μόνο στο συστηματικό κίνδυνο, βάσει του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, ο κίνδυνος β, για τον οποίο ανταμείβονται με μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις, είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Το β ενός χαρτοφυλακίου είναι, συνεπώς, ο σταθμικός μέσος όρος των β όλων των μετοχών που το αποτελούν. Για το λόγο αυτό, το β είναι τόσο σημαντικό στη διαχείριση χαρτοφυλακίου: Σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο ο ειδικός κίνδυνος εξαλείφεται και το β αποτελεί τη μόνη αναφορά για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Ο κίνδυνος, συνεπώς, μίας μετοχής είναι συνάρτηση του συντελεστή β. Το β του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι, προφανώς, ίσο με τη μονάδα, εφόσον η διακύμανση της απόδοσης του με τον εαυτό του είναι ίση με τη διακύμανση της απόδοσης του. Προφανώς, επίσης, το β του στοιχείου χωρίς κίνδυνο είναι ίσο με μηδέν.

Σχέση του β με το συνολικό κίνδυνο

Δεδομένου ότι το β αποτελεί μονάδα μέτρησης του κινδύνου ενός επενδυτικού στοιχείου, σύμφωνα με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, κρίνεται σκόπιμος ο προσδιορισμός της σχέσης του με το συνολικό κίνδυνο αυτού. Αποδεικνύεται, ότι η σχέση που συνδέει το β ενός επενδυτικού στοιχείου i , με το συνολικό κίνδυνο σ αυτού, είναι:

$$\sigma^2 = \beta^2 \sigma_M^2 + \sigma_e^2$$

Ο συνολικός κίνδυνος ενός στοιχείου i μετράται με τη διακύμανση αυτού, η οποία αποτελείται από δύο μέρη. Το πρώτο είναι το μέρος εκείνο που σχετίζεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο αναφέρεται ως κίνδυνος της αγοράς του στοιχείου. Το δεύτερο μέρος δε σχετίζεται με τις κινήσεις του χαρτοφυλακίου της

αγοράς και είναι μοναδικός για το επενδυτικό στοιχείο. Είναι ο ειδικός κίνδυνος του στοιχείου.

2.4.2 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ (υπόδειγμα του ενός δείκτη)

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη (single index model), το οποίο αναπτύχθηκε από τον W.Sharpe στον οποίο απονεμήθηκε βραβείο Νόμπελ το 1990, μειώνει τις εκτιμήσεις που απαιτούνται για τον υπολογισμό αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων (δηλαδή χαρτοφυλακίων στα οποία συνυπάρχουν η μέγιστη δυνατή απόδοση και η μικρότερη έκθεση σε κίνδυνο). Γίνεται η υπόθεση ότι όλες οι μετοχές έχουν κοινή αντίδραση στις μεταβολές της συνολικής αγοράς (αφού σχετίζονται μεταξύ τους όχι λόγω των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών τους αλλά λόγω του ότι επηρεάζονται από τις γενικότερες οικονομικές συνθήκες). Άρα η απόδοση κάθε μετοχής (και γενικότερα κάθε περιουσιακού στοιχείου) μπορεί να παρουσιαστεί σα μια γραμμική συνάρτηση της απόδοσης ενός κοινού δείκτη (όπως πχ. ο Γενικός Δείκτης τιμών του ΧΑΑ)

2.5 ΤΟ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΣΥΝΟΡΟ ΤΟΥ MARKOWITZ

Η Capital Market Line - CML είναι η γραμμή που συνδέει σ' ένα καρτεσιανό σύστημα αξόνων τα διατεταγμένα ζεύγη των αναμενόμενων αποδόσεων με το σχετιζόμενο επίπεδο κινδύνου συνδέοντας όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια ελάχιστης διακύμανσης που μπορούν να σχηματιστούν από ένα δεδομένο επίπεδο πλούτου.

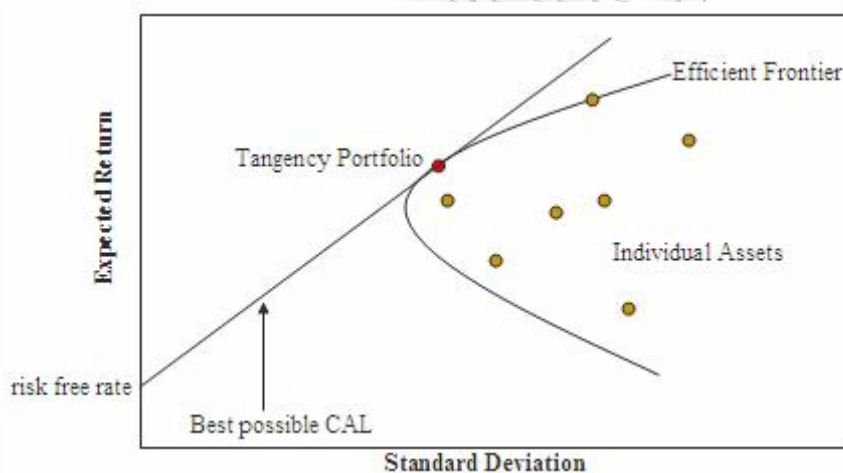
Αποδεικνύεται ότι η γραμμή αυτή είναι μια ευθεία στην περίπτωση εκείνη που συνδυάζεται ένα περιουσιακό στοιχείο ή ολόκληρο χαρτοφυλάκιο, που ενέχει κάποιο βαθμό ρίσκου, με εκείνο το περιουσιακό στοιχείο που θεωρείται στην παρούσα οικονομία ως risk free (ελεύθερο κινδύνου). Η απόδειξη και η ανάλυση αναφορικά με τον συγκερασμό αυτών των επενδυτικών επιλογών γίνεται διεξοδικά στο σημείο που ορίζεται το risk free asset.

Γενικά πάντως κάθε συνδυασμός χαρτοφυλακίων ή μεμονωμένων assets συνεπάγεται έναν συνδυασμό απόδοσης-ρίσκου ο οποίος μπορεί να απεικονιστεί στον χώρο που ορίζεται από το σύστημα των ορθογωνίων ως ένα σημείο. Πιο συγκεκριμένα στον

κάθετο άξονα των y παριστάνονται οι αναμενόμενες αποδόσεις των δυνητικών χαρτοφυλακίων ενώ στον οριζόντιο άξονα απεικονίζονται οι τυπικές αποκλίσεις αυτών, ως μέτρο του βαθμού επικινδυνότητας. Το σύνολο των **εφικτών χαρτοφυλακίων** ορίζεται επομένως να είναι ο προαναφερθέν χώρος.

Μεταξύ των εφικτών χαρτοφυλακίων, ένας επενδυτής θα επιλέξει μόνο αυτά που βρίσκονται επί της καμπύλης CML γιατί τα χαρτοφυλάκια αυτά έχουν τον χαμηλότερο κίνδυνο για κάθε επίπεδο απόδοσης. Τα χαρτοφυλάκια επί της καμπύλης αυτής ονομάζονται χαρτοφυλάκια ελάχιστης διακύμανσης. Το τμήμα της γραμμής, που συνιστά το επάνω όριο της CML είναι γνωστό σαν **efficient frontier** ή **όριο Markowitz** ή **αποτελεσματικό όριο**.

Διάγραμμα 2: Η γραμμή CML του MARKOWITZ



Συνδυασμοί κατά μήκος της γραμμής αυτής παριστάνουν χαρτοφυλάκια για τα οποία για ένα δεδομένο επίπεδο ρίσκου επιτυγχάνουν την μεγαλύτερη δυνατή απόδοση. Το αποτελεσματικό αυτό όριο θα είναι επομένως ένα **κυρτό σύνολο**. Αυτό συμβαίνει διότι τα χαρακτηριστικά απόδοσης-ρίσκου αλλάζουν με μη γραμμικό τρόπο καθώς τα συστατικά του στοιχεία αλλάζουν αναλογία.

Η περιοχή πάνω από το όριο Markowitz είναι ουσιαστικά ανέφικτη μόνο με την διακράτηση στοιχείων που έχουν κίνδυνο. Αυτό σημαίνει πως δεν υπάρχουν χαρτοφυλάκια που να συντίθεται μόνο από περιουσιακά στοιχεία που ενέχουν ρίσκο και που προσφέρουν αποδόσεις στον χώρο αυτό. Επίσης εκείνα που βρίσκονται κάτω

από το αποτελεσματικό όριο δεν πρόκειται ποτέ να προτιμηθούν, καθώς όντας ορθολογικοί οι επενδυτές δεν πρόκειται να επιλέξουν συνδυασμούς που ενώ αναλαμβάνουν τον ίδιο κίνδυνο αποδίδουν μικρότερη απόδοση.

Επομένως το **αποτελεσματικό όριο συνιστά μια συλλογή χαρτοφυλακίων κάθε ένα από τα οποία είναι άριστο για μια δεδομένη ποσότητα ρίσκου.**

2.6 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ ΤΟΥ CAPM

Ως χρηματοοικονομική θεωρία, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) έχει κυριαρχήσει στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία με μεγάλη επιρροή στην πράξη στο πεδίο της οικονομίας και των επιχειρήσεων για πάνω από τέσσερις δεκαετίες. Η σημασία του CAPM δεν υπολογίζεται μόνο για τις δυναμικές και διορατικές προβλέψεις σχετικά με τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου και τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, αλλά έχει αξία και για την απλότητα και την ευκολία στη χρήση του.

2.6.1 Η ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΤΗΣ ΙΣΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ CAPM

Πριν την ανάπτυξη του CAPM, την δεκαετία του 50', οι απόψεις του Harry Markowitz (1952) για την διαφοροποίηση και τη Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου (ΣΘΧ) υποστήριζαν ότι λαμβάνοντας υπόψη τη συνδιακύμανση της κάθε μετοχής με όλες τις άλλες μετοχές, ένα καλύτερο χαρτοφυλάκιο μπορεί να κατασκευαστεί έχοντας την ίδια αναμενόμενη απόδοση αλλά λιγότερο κίνδυνο από ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο είναι κατασκευασμένο αγνοώντας της αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μετοχών. Ο James Tobin (1958) ανέπτυξε περαιτέρω τις συνθήκες κάτω από τις οποίες η θεωρία του Markowitz για τη σχέση μέσου-διακύμανσης μπορεί να είναι βέλτιστη. Η θεωρία διαχωρισμού του Tobin έδειξε για να είναι βέλτιστη μία επένδυση, κάθε επενδυτής θα πρέπει να διατηρεί ένα και μοναδικό αποδοτικό χαρτοφυλάκιο χωρίς κίνδυνο.

Τη δεκαετία του 60', ο William Sharpe (1964) ανέπτυξε ένα πρωτοποριακό μοντέλο, το γνωστό μας ως Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) το οποίο έλυσε αποτελεσματικά αυτό το πρακτικό πρόβλημα. Κάτω από την υπόθεση ότι όλοι

οι επενδυτές ακολουθούν την προσέγγιση του Markowitz, η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου θα έχει θετική και γραμμική συσχέτιση με το συντελεστή βήτα της αγοράς, όπου ο συστηματικός κίνδυνος θα είναι άμεσα συσχετιζόμενος με την αναμενόμενη απόδοση υπό την προϋπόθεση ότι θα υπάρχει ισορροπία στην αγορά. Αυτό σημαίνει ότι όσο μεγαλύτερο (μικρότερο) είναι το βήτα ενός αξιογράφου τόσο μεγαλύτερη (μικρότερη) θα είναι η αναμενόμενη απόδοσή του. Επιπλέον, ο Mossin (1966) επιβεβαίωσε την ύπαρξη της γραμμής ασφαλείας (Security Market Line) και έδωσε έμφαση στην ισορροπία της αγοράς. Ο Lintner (1965) και ο Black (1972) παρατήρησαν ότι ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από επικίνδυνα αξιόγραφα είναι αποδοτικό στη σχέση μέσου - διακύμανσης, το οποίο σημαίνει το βήτα της αγοράς θα είναι το μόνο στοιχείο του κινδύνου του αξιογράφου. Επιπλέον, ο Black (1972) ανέπτυξε μια πιο γενική εκδοχή της ισότητας αναμενόμενης απόδοσης-συντελεστή βήτα καθώς ανέπτυξε τον περιορισμό της επένδυσης χωρίς κίνδυνο, όπου η απόδοση χωρίς κίνδυνο αντικαθιστάται από ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο έχει την ελάχιστη διακύμανση από όλα τα χαρτοφυλάκια τα οποία δεν συνδέονται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Βασιζόμενοι στα ευρήματα των Sharpe (1964), Litner (1965) και Black (1972) οδηγηθήκαμε στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) κάτω από τις συνθήκες της αποτελεσματικής αγοράς όπως αυτό ακολουθεί:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

όπου,

$E(R_i)$ = αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου,

R_f = απόδοση τοποθέτησης μηδενικού κινδύνου (risk-free),

β_i = συντελεστής βήτα,

$E(R_m)$ = αναμενόμενη απόδοση της αγοράς.

1. Το στοιχείο χωρίς κίνδυνο R_f , το οποίο αντιπροσωπεύει την τιμή του χρόνου. Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την καθυστέρηση της κατανάλωσης, προκειμένου να επενδύσει,

2. Το γινόμενο β επί $R_M - R_f$. Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την ανάληψη μη συστηματικού κινδύνου. Ο όρος $R_M - R_f$ αποτελεί το πριμ για μεμονωμένου στοιχείου είναι ανάλογο με το πριμ για τον κίνδυνο της αγοράς.

Το β είναι η ευαισθησία της απόδοσης του αξιόγραφου σε σχέση με αυτήν της αγοράς:

$$\beta_i = \text{Cov}(R_i, R_m) / \text{Var}(R_m) \quad (2)$$

όπου,

$\text{Cov}(R_i, R_m)$ είναι η συνδιακύμανση των τιμών του αξιόγραφου με την αγορά και

$\text{Var}(r_m)$ είναι η διασπορά τιμών της αγοράς.

Υπολογίζεται συνήθως από ιστορικά στοιχεία με την χρήση παλινδρόμησης, και μεταβάλλεται με τον χρόνο, εξαιτίας των μεταβολών στο χρηματοοικονομικό περιβάλλον. Εναλλακτικά το β μπορεί να υπολογιστεί με την χρήση των θεμελιωδών μεγεθών της επιχείρησης.

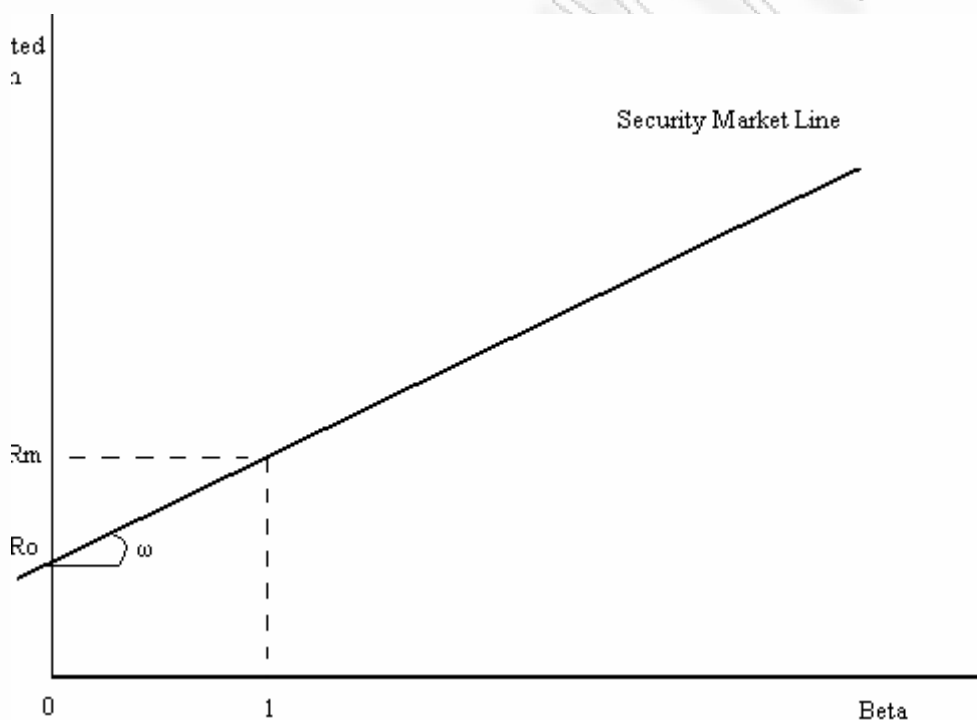
Η παραπάνω σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα αποτελεί την πιο γνωστή έκφραση του CAPM, γι' αυτό επιπροσθέτως, λόγω των από κοινού προσπαθειών των τριών οικονομολόγων (Sharp, Lintner και Black, η ισότητα του CAPM αποκαλείται και Sharp-Lintner-Black (SLB) μοντέλο.

Επιπλέον, σε συνέχεια για να καθοριστεί ο συντελεστής βήτα, οι Brealey και Myers(1999) έκαναν μία ιδιαίτερη και σύνθετη περιγραφή ταξινομώντας από άποψη κινδύνου μία επένδυση. Η λιγότερο επικίνδυνη επένδυση όπως τα κρατικά ομόλογα, έχουν βήτα ίσο με το μηδέν. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που αποτελείται από κοινές μετοχές έχει κατά μέσο όρο βήτα ίσο με τη μονάδα, καθώς οι επιθετικές του μετοχές έχουν βήτα μεγαλύτερο της μονάδας ενώ οι πιο αμυντικές μετοχές έχουν βήτα μικρότερο της μονάδας.

2.6.2 ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΓΡΑΜΜΗΣ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ

Υπό συνθήκες ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς, η σχέση ανάμεσα στην απαιτούμενη απόδοση ενός στοιχείου και την τιμή του συστηματικού κινδύνου β , καθορίζεται από τη γραμμή αξιόγραφων. Από τη στιγμή, δηλαδή, που η απόδοση και ο συστηματικός κίνδυνος ενός επενδυτικού στοιχείου έχουν εκτιμηθεί, μπορούν να παρασταθούν γραφικά, αναφορικά με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Σε συνθήκες ισορροπίας, η αναμενόμενη απόδοση και ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου μπορούν να παρασταθούν σαν ένα σημείο του υποδείγματος.

Διάγραμμα 3: Η Γραμμή Αξιογράφων (Security Market Line).



Η γραμμή αξιόγραφων διαφέρει από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Σε συνθήκες ισορροπίας, μόνο τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια, όπως έχει αναφερθεί, βρίσκονται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Στη γραμμή αξιόγραφων βρίσκονται μεμονωμένα επενδυτικά στοιχεία, ανάλογα με την αναμενόμενη απόδοση και συστηματικό

κίνδυνο αυτών. Η γραμμή αξιόγραφων βρίσκεται κάτω από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς.

Η γραμμή αξιόγραφων διαφέρει από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Σε συνθήκες ισορροπίας, μόνο τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια, όπως έχει αναφερθεί, βρίσκονται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Στη γραμμή αξιόγραφων βρίσκονται μεμονωμένα επενδυτικά στοιχεία, ανάλογα με την αναμενόμενη απόδοση και συστηματικό κίνδυνο αυτών. Η γραμμή αξιόγραφων βρίσκεται κάτω από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς.

Ακολουθώντας την θεωρία μέσου - διακύμανσης, ο Richard Roll (1978) έδειξε ότι η ανάλυση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς ερμηνεύει αποκλίσεις στην αναμενόμενη απόδοση πάνω ή κάτω από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς. Όλα τα περιουσιακά στοιχεία και τα χαρτοφυλάκια, θα έπρεπε εκ των προτέρων να εφάπτονται στην SLM, ωστόσο, όλες οι εκ των υστέρων αποκλίσεις από την SLM προκαλούνται από στατιστικά λάθη υπολογισμού.

2.6.3 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΟΥ CAPM

Ένας αριθμός από σημαντικές και θεμελιώδεις υποθέσεις έγιναν για την απλούστευση του CAPM, σε μερικές από τις οποίες στηρίχθηκε και το μοντέλο του Markowitz:

- Οι αποφάσεις των επενδυτών για τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου τους στηρίζονται αποκλειστικά στην αξιολόγηση της προσδοκώμενης απόδοσης και του κινδύνου (όπως αυτός εκφράζεται με την τυπική απόκλιση) των περιουσιακών στοιχείων, ενώ η διάρκεια της επένδυσης (*holding-period*) είναι ίδια για όλους τους επενδυτές.
- Οι επενδυτές είναι "λήπτες" τιμών (*price-takers*), δε μπορούν δηλαδή να μεταβάλλουν την τιμή ενός περιουσιακού στοιχείου, όπως ακριβώς συμβαίνει στις τέλει ανταγωνιστικές αγορές. Οι αποφάσεις και ενέργειες τους ως σύνολο (*προσφορά και ζήτηση τίτλων*) διαμορφώνουν την τιμή των περιουσιακών στοιχείων
- Δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

- Κάθε περιουσιακό στοιχείο είναι απείρως διαιρετό (infinitely divisible). Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι ο επενδυτής μπορεί να αγοράσει κλάσμα μιας μετοχής (για παράδειγμα 0,63 της μετοχής ή 1,13 μετοχή). Η υπόθεση αυτή μας διευκολύνει στη διαγραμματική παρουσίαση του συνόλου των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων (efficient set of portfolios) με μια συνεχή γραμμή
- Δεν υφίσταται φορολόγηση των συναλλαγών. Επομένως, ο επενδυτής είναι αδιάφορος ως προς τη μορφή (μερίσματα ή κέρδη κεφαλαίου) της απόδοσης μιας επένδυσης.
- Όλοι οι επενδυτές αφενός έχουν πρόσβαση στην ίδια άμεση και απεριόριστη πληροφόρηση, αφετέρου την αξιοποιούν με τον ίδιο τρόπο (ανάλυση Μέσου-Διακύμανσης). Καταλήγουν συνεπώς στα ίδια συμπεράσματα-εκτιμήσεις για την αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο των περιουσιακών στοιχείων.
- Οι υποθέσεις 1 & 7 οδηγούν στη διαμόρφωση ομοιογένειας των προσδοκιών των επενδυτών (*homogeneous expectations*). Επομένως το CAPM στηρίζεται στην παραδοχή της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market), υποθέτοντας δηλαδή ότι οι αγοραίες τιμές των μετοχών αντανακλούν αποκλειστικά και μόνο τα χαρακτηριστικά Κινδύνου-Απόδοσης που ενσωματώνουν, με άμεσο αποτέλεσμα οι τιμές να ισορροπούν.
- Υπάρχει ένα επιτόκιο R_f απαλλαγμένο κινδύνου (risk free rate) στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να επενδύσουν ή να δανειστούν απεριόριστες ποσότητες χρηματικών κεφαλαίων. Το επιτόκιο αυτό είναι ίδιο για όλους.
- Όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι εμπορεύσιμα (marketable). Συνεπώς, όλοι οι επενδυτές έχουν πρόσβαση στην αγορά και πώληση των περιουσιακών στοιχείων, μη εξαιρουμένου του ανθρώπινου κεφαλαίου.
- Επιτρέπονται οι απεριόριστες ανοικτές πωλήσεις.

Ωστόσο, οι παραπάνω υποθέσεις που στηρίζουν το μοντέλο του CAPM θέτουν περιορισμούς ενώ ταυτόχρονα είναι και μη ρεαλιστικές. Χωρίς αυτές τις υποθέσεις το μπορεί να οδηγηθούμε σε διαφορετική προοπτική και αποτέλεσμα. Για παράδειγμα, χωρίς την 1^η, 5^η και 6^η υπόθεση ο επενδυτής μπορεί να οδηγηθεί σε διαφορετική προσδοκία σε σχέση με την αναμενόμενη απόδοση, και επομένως να διαλέξει το δικό του αποδοτικό σύνορο για διαφορετικά χαρτοφυλάκια της αγοράς, εξαιτίας της

ασύμμετρης πληροφόρησης ή λόγω τους κόστους των συναλλαγών ή γιατί ο κάθε επενδυτής έχει διαφορετικό χρονικό ορίζοντα.

Στην πραγματικότητα, οι επενδυτές έχουν τις δικές τους προτιμήσεις ως προς τον κίνδυνο, και ενδεχομένως να μην έχουν αποστροφή προς αυτόν. Επιπλέον, είναι αδύνατο για τους επενδυτές να έχουν τις ίδιες προσδοκίες γιατί υπάρχουν διαφορετικά επίπεδα πληροφόρησης, για παράδειγμα, οι θεσμικοί επενδυτές σε σχέση με τους υπόλοιπους. Οι θεσμικοί επενδυτές έχουν το συγκριτικό πλεονέκτημα καθώς μπορούν να έχουν πρόσβαση σε εσωτερική πληροφόρηση ενδεχομένως ακόμα και τη δύναμη να επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών. Οι επενδυτές δεν έχουν τη δυνατότητα να δανείζουν και να δανείζονται στο ίδιο επιτόκιο, καθώς οι δανειστές χρειάζονται να βγάλουν κέρδος όταν δανείζουν ενώ οι δανειστές πρέπει να πληρώσουν παραπάνω ένα προκαθορισμένο ποσοστό. Οι επενδυτικοί ορίζοντες είναι διαφορετικοί για τους επενδυτές καθώς αυτοί προσαρμόζονται ανάλογα με τις προσωπικές ανάγκες. Οι νέοι άνθρωποι προτιμούν τις περισσότερο επικίνδυνες επενδύσεις όπως είναι οι μετοχές και τα παράγωγα προκειμένου να αποκομίσουν μεγαλύτερο κέρδος για να καλύψουν τις ήδη αυξημένες ανάγκες τους. Αντίθετα τα άτομα μεγαλύτερης ηλικίας γενικά προτιμούν κρατικά ομόλογα και ομολογίες. Τέλος, η αγορά είναι ατελής. Η πληροφόρηση κοστίζει και δεν είναι άμεσα διαθέσιμη, υπάρχει περιορισμένος αριθμός δημοσίων αναφορών, όλοι επενδυτές πληρώνουν κόστη συναλλαγών και φόρους για τις πράξεις που διενεργούν. Συνοπτικά:

1. Τα β είναι ασταθή διαχρονικά. Το γεγονός αυτό δημιουργεί προβλήματα στην περίπτωση που το β εκτιμάται από ιστορικά δεδομένα και χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό του κόστους κεφαλαίου και την αξιολόγηση μελλοντικών χρηματοροών. Επιπλέον, τα β , που προέρχονται από παρελθοντικά στοιχεία, περιέχουν στατιστικό σφάλμα. Ο αναλυτής, όμως, έχουν αναπτύξει διάφορες τεχνικές, για την αντιμετώπιση τέτοιου είδους προβλημάτων.
2. Οι εκτιμήσεις του μελλοντικού χωρίς κίνδυνο επιτοκίου και της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς περιέχουν σφάλμα. Όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις, η έρευνα έχει εστιαστεί στην ανάπτυξη τεχνικών για τη μείωση του λάθους που συνδέεται με τις εισροές στη γραμμή αξιόγραφων.
3. Το τελευταίο σύνολο προβλημάτων είναι μοναδικό στις εφαρμογές της επιχειρησιακής χρηματοδότησης, τις σχετικές με το υπόδειγμα. Υπάρχει ένα πλήθος πρακτικών και θεωρητικών προβλημάτων σχετικά με τη χρησιμοποίηση του

υποδείγματος στις αποφάσεις σχετικά με τον προϋπολογισμό επενδύσεων. Οι δυσκολίες αυτές αποτελούν μέχρι και σήμερα πλούσια περιοχή για έρευνα.

Ωστόσο, μολονότι αυτές οι υποθέσεις παρεκκλίνουν το μοντέλο από την πραγματικότητα, η τελική εξέταση του θεωρητικού του υποβάθρου έγκειται όχι κατά το πόσο οι υποθέσεις του αντανακλούν ρεαλιστικά στον πραγματικό κόσμο αλλά πόσο καλά το μοντέλο ταιριάζει σε πραγματικά δεδομένα. Επομένως, η εγκυρότητα του CAPM μπορεί να καθιερωθεί μόνο μέσα από εμπειρικές έρευνες.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3.1 Η ΚΛΑΣΙΚΗ ΥΠΟΣΤΗΡΙΞΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ

Το υπόδειγμα αναπτύχθηκε στις αρχές της δεκαετίας του '60 από τον Sharpe [1964], Lintner [1965] και Mossin [1966]. Το CAPM προβλέπει ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής πάνω από το ποσοστό απόδοσης του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου είναι γραμμική και συνδεδεμένη με το μη-διαφοροποιήσιμο κίνδυνο, ο οποίος μετριέται από τον συντελεστή βήτα της μετοχής και από τον σταθερό όρο άλφα που ισούται με το μηδέν

3.1.1 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΩΝ BLACK, JENSEN ΚΑΙ SCHOLES (1972)

Μια πρώτη σημαντική μελέτη ήταν αυτή των Black, Jensen και Scholes (1972), (BJS στο εξής). Οι BJS χρησιμοποιώντας ως δείγμα όλες τις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου τις Νέας Υόρκης (NYSE στο εξής) την περίοδο 1926-1965. Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία αποδόσεων χαρτοφυλακίων αντί για ποσοστά αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, οι παραπάνω ερευνητές εξέτασαν αν οι διατμηματικές αποδόσεις των μετοχών είναι γραμμικά συνδεδεμένες με τον συντελεστή βήτα. Συνδυάζοντας τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια μπορεί κανείς να απομακρύνει από τις αποδόσεις των μετοχών τον κίνδυνο που σχετίζεται με τον μη συστηματικό κίνδυνο, ενισχύοντας έτσι την ακρίβεια των εκτιμημένων βήτα και το αναμενόμενο ποσοστό απόδοσης των χαρτοφυλακίων. Αυτή η μεθοδολογία μετριάζει τα στατιστικά προβλήματα που προκύπτουν από τα λάθη μέτρησης στην εκτίμηση του βήτα. Οι συντάκτες του άρθρου διαπίστωσαν ότι τα στοιχεία είναι σύμφωνα με τις προβλέψεις του CAPM, δηλαδή ότι η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του βήτα είναι σχεδόν γραμμική και ότι τα χαρτοφυλάκια με τους υψηλούς (χαμηλούς) συντελεστές βήτα σχετίζονται με υψηλές (χαμηλές) αποδόσεις.

Θεώρησαν ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς ένα ίσων σταθμίσεων (equally weighted) χαρτοφυλάκιο όλων των μετοχών του NYSE. Εκτίμησαν το beta κάθε μετοχής την περίοδο 1926-1930 χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες απόδοσης (60 στοιχεία) κάθε μετοχής και του δείκτη. Πιο συγκεκριμένα εκτίμησαν για κάθε μετοχή την εξίσωση:

$$R_i = a_{it} + \beta_{it}R_{mt} + e_{it} \quad (3)$$

Στην συνέχεια κατέταξαν τις μετοχές ανάλογα με τα εκτιμώμενα beta και δημιούργησαν 10 χαρτοφυλάκια με τον παρακάτω τρόπο: Το πρώτο 10% των μετοχών με τα υψηλότερα beta αποτέλεσε το χαρτοφυλάκιο #1, το επόμενο 10% των μετοχών με τα υψηλότερα beta το χαρτοφυλάκιο #2, κοκ έως ότου το χαρτοφυλάκιο #10 να περιέχει το 10% των μετοχών με τα χαμηλότερα beta.

Στην συνέχεια για κάθε ένα από τα δέκα χαρτοφυλάκια βρήκαν τις μηνιαίες του αποδόσεις ένα χρόνο αργότερα δηλαδή το 1931.

Την ίδια διαδικασία επανέλαβαν και για τις περιόδους 1927-31, 1928-32,....., 1960-64, εκτιμώντας έτσι τις μηνιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου για τις περιόδους 1932, 1933,....., 1964 αντίστοιχα. Με τον τρόπο αυτό συνέλεξαν στοιχεία μηνιαίων αποδόσεων 10 χαρτοφυλακίων για 35 έτη (επομένως $35 \times 12 = 420$ μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο). Έπειτα για ολόκληρη την περίοδο των 35 ετών υπολόγισαν τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο καθώς επίσης και το beta κάθε χαρτοφυλακίου

Τέλος παλινδρόμησαν τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων πάνω στα beta τους, δηλαδή εκτίμησαν την ex-post γραμμή χρεογράφων. Πιο συγκεκριμένα εκτίμησαν την εξίσωση:

–

$$R_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + u_p \quad (4)$$

Όπου γ_0 είναι η εκτιμηθείσα αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου με μηδενικό beta η οποία, αν το μοντέλο ισχύει θα είναι η ίδια με την απόδοση του χρεογράφου χωρίς κίνδυνο. Ταυτόχρονα ο συντελεστής γ_1 θα πρέπει να είναι θετικός υποδεικνύοντας ότι χαρτοφυλάκια με υψηλότερα beta θα δίνουν υψηλότερες αναμενόμενες απόδοσης, (η ex-post SML θα πρέπει να έχει θετική κλίση).

Τα αποτελέσματα ήταν μάλλον ενθαρρυντικά κυρίως για τον λόγο ότι η κλίση της SML (ο συντελεστής γ_1), η οποία εκφράζει το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς, βρέθηκε στατιστικά σημαντική και θετική. Αντίθετα ο συντελεστής γ_0 που εκφράζει

την απόδοση χωρίς κίνδυνο βρέθηκε να παίρνει υψηλότερες από τις πραγματικές τιμές.

Οι BJS εκτίμησαν την SML και σε υποπεριόδους του δείγματος. Έτσι βρήκαν μια ισχυρή θετική γραμμική σχέση στην εξίσωση 2 για την περίοδο 1931-39, λιγότερο ισχυρές σχέσεις στις περιόδους 1939-47 και 1948-57 και μία αρνητική (άλλα πολύ κοντά στο μηδέν) γραμμική σχέση την περίοδο 1957-65. Ταυτόχρονα για όλες τις υποπεριόδους βρήκαν πολύ υψηλότερες από της απαιτούμενες τιμές του συντελεστή γο.

3.1.2 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΩΝ FAMA ΚΑΙ MACBETH (1973)

Μια επίσης σημαντική εμπειρική διερεύνηση του μοντέλου είναι των Fama και MacBeth (FM στο εξής) που δημοσιεύθηκε το 1973. Οι FM χρησιμοποίησαν το σύνολο των μετοχών του NYSE την περίοδο 1926-1968 ενώ, όπως και οι BJS, χρησιμοποίησαν ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς ένα ίσων σταθμίσεων (equally weighted) χαρτοφυλάκιο όλων των μετοχών του NYSE.

Περίληπτικά η διαδικασία εκτίμησης που ακολούθησαν έχει ως εξής:

Αρχικά χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις εκτίμησαν τα beta των μετοχών την περίοδο 1926-29 (48 μήνες). Στην συνέχεια κατάταξαν τις μετοχές ανάλογα με τα εκτιμώμενα beta και δημιούργησαν 20 χαρτοφυλάκια με τον παρακάτω τρόπο: Το πρώτο 5% των μετοχών με τα υψηλότερα beta αποτέλεσε το χαρτοφυλάκιο #1, το επόμενο 5% των μετοχών με τα υψηλότερα beta το χαρτοφυλάκιο #2, και ούτω καθεξής, μέχρι το χαρτοφυλάκιο #20 να περιέχει το 5% των μετοχών με τα χαμηλότερα beta. Έπειτα εκτίμησαν τα beta και των 20 χαρτοφυλακίων παλινδρομώντας τις μηνιαίες αποδόσεις τους, στις μηνιαίες αποδόσεις της αγοράς την (επόμενη) περίοδο 1930-34 (60 μήνες).

Εκτίμησαν δηλαδή την σχέση:

$$R_{p,j,t} = a_{pj} + \beta_{pj} R_{M,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

Στην συνέχεια για κάθε έναν από τους 48 μήνες της (επόμενης) περιόδου 1935-38 εκτίμησαν την ex-post γραμμή χρεογράφων παλινδρομώντας τις πραγματοποιηθείσες μηνιαίες αποδόσεις των 20 χαρτοφυλακίων πάνω στα beta τους:

$$R_p = a_0 + a_1 \beta + \varepsilon_p \quad (6)$$

Παράλληλα για την ίδια περίοδο διεξήγαγαν δύο πρόσθετες παλινδρομήσεις:

$$R_p = a_0 + a_1\beta_p + a_2\beta_p^2 + \varepsilon_p \quad (7)$$

$$R_p = a_0 + a_1\beta_p + a_2\beta_p^2 + a_3RV_p + \varepsilon_p \quad (8)$$

Η εξίσωση 7 εκτιμήθηκε για να εξετασθεί πιθανή μη γραμμική επίδραση των beta στις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις (η οποία θα ίσχυε αν a_2 στατιστικά διάφορο του μηδενός). Ενώ η 8 επιπρόσθετα εξετάζει αν η διακύμανση των κατάλοιπων τις 8 επηρεάζει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων (αν a_3 στατιστικά διάφορο του μηδενός).

Η παραπάνω διαδικασία επαναλήφθηκε αρκετές φορές έτσι ώστε να εκτιμηθούν οι 6, 7 και 8 για κάθε μήνα τις περιόδου 1935-68.

Εκτιμώντας τις 6, 7 και 8 για κάθε μήνα σε κάθε υπό περίοδο πραγματοποίησαν 390 παλινδρομήσεις για κάθε μία από τις τρεις εξισώσεις. Στην συνέχεια βρήκαν τους μέσους όρους όλων των εκτιμημένων συντελεστών (για κάθε μία από τις τρεις εξισώσεις) και εξέτασαν τη στατιστική τους σημαντικότητα (μέσω έλεγχου t-student)

Πρώτον επιβεβαιώθηκε θετική γραμμική σχέση αναμενόμενων αποδόσεων και beta καθώς ο συντελεστής a_1 εκτιμήθηκε ως θετικός και στατιστικά σημαντικός (και στις τρεις εξισώσεις). Δεύτερον οι συντελεστές a_2 και a_3 δεν βρέθηκαν στατιστικά διάφοροι του μηδενός επομένως δεν ανιχνεύθηκε μη γραμμική σχέση μεταξύ beta και αναμενόμενων αποδόσεων και μεταξύ διακύμανσης των καταλοίπων και αναμενόμενων αποδόσεων. Το σημαντικό ήταν ότι η εκτιμήθησα SML βρέθηκε να έχει πολύ υψηλότερο σταθερό όρο (a_0 στην εξίσωση 6') από τον πραγματικό.

Δηλαδή η εκτιμήθηκα απόδοση χωρίς κίνδυνο βρέθηκε πολύ υψηλότερη από την πραγματική (η οποία ορίστηκε ως η μέση απόδοση στην ίδια περίοδο των εντόκων γραμματίων του Αμερικανικού δημοσίου (Treasury Bills)).

Εφόσον όμως ο εκτιμημένος σταθερός όρος είχε σημαντικά μεγαλύτερη τιμή από την απόδοση του χρεογράφου χωρίς κίνδυνο (R_0), η τιμή της κλίσης της γραμμής

χρεογράφων (η οποία είναι ίση με το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς $R_m - R_o$) θα είναι χαμηλότερη από αυτήν που προβλέπει το μοντέλο.

Αξίζει να σημειώσουμε και μία σημαντική διάφορα μεταξύ των δύο ερευνών. Οι BJS υπολόγισαν τα beta και τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων χρησιμοποιώντας στοιχεία της ίδιας περιόδου, ενώ οι FM αφού υπολόγισαν τα beta των χρεογράφων σε μία περίοδο τα χρησιμοποίησαν για να προβλέψουν τις αποδόσεις στην επόμενη περίοδο.

3.1.3 Η ΕΡΕΥΝΑ ΤΩΝ FAMA ΚΑΙ FRENCH ΚΑΙ Η ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL

Σε νεότερες μελέτες οι Fama και French (1992, 1993) παρατήρησαν ότι η ερμηνευτική ικανότητα της εκτιμηθείσας εξίσωσης είναι πολύ χαμηλή. Πιο συγκεκριμένα διαπίστωσαν ότι η σχέση μέσων αποδόσεων και Beta των χρεογράφων είναι αδύναμη την περίοδο 1941-1990, ενώ εμφανίζεται ανύπαρκτη όταν η εκτίμηση γίνεται για στοιχεία της περιόδου 1963-1990. Επίσης η εισαγωγή νέων ερμηνευτικών μεταβλητών (Κεφαλαιοποίηση, Book V./Market value) είναι στατιστικά σημαντική. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με το CAPM το οποίο υποδεικνύει ότι ο μοναδικός κίνδυνός που τιμολογείται, είναι ο κίνδυνός συνδιακύμανσης.

Αξίζει επίσης να αναφέρουμε την κριτική του Roll (Roll 1977, Roll and Ross 1994) πάνω σε αυτού του είδους της εμπειρικές μελέτες. Ο Roll συμφωνεί ότι αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό, τότε θα πρέπει να υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και beta. Όμως η απόδειξη μιας τέτοιας γραμμικής σχέσης δεν συνεπάγεται και το αντίστροφο, δηλαδή ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι δυνατόν να είναι εφικτό και αναποτελεσματικό (να βρίσκεται στο εσωτερικό του συνόλου των εφικτών χαρτοφυλακίων) και η εκτιμηθείσα SML να παρουσιάζει στατιστικά σημαντική θετική κλίση (θεωρητικά σε αυτή την περίπτωση δεν υφίσταται γραμμική σχέση). Επίσης υποστήριξε πως είναι αδύνατο να ελέγξουμε εμπειρικά το μοντέλο όταν δεν είναι δυνατόν να παρατηρήσουμε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (και όλα τα αβέβαιης αποδόσεις περιουσιακά στοιχεία που το συνιστούν). Χρησιμοποιώντας κάποια proxy (όπως ο S&P 500) δεν μπορούμε να ισχυριστούμε

ότι ελέγχουμε το CAPM καθώς διαφορετικά proxy δίνουν διαφορετικά beta (και alpha) για τα χρεόγραφα. Επομένως το CAPM δεν είναι δυνατόν να ελεγχθεί.

3.2 ΑΜΦΙΣΒΗΤΗΣΕΙΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ

Στις αρχές της δεκαετίας του '80 διάφορες μελέτες παρατήρησαν ότι υπήρχαν αποκλίσεις από τη γραμμική σχέση κινδύνου - απόδοσης που χαρακτηρίζει το CAPM λόγω άλλων παραγόντων που επηρεάζουν την σχέση αυτή. Ο σκοπός των ανωτέρω μελετών ήταν να βρεθούν τα συστατικά εκείνα στοιχεία που δεν λαμβάνονταν υπόψη στην παραπάνω σχέση και ο προσδιορισμός των μεταβλητών εκείνων που ευθύνονταν για αυτήν την απόκλιση από την γραμμική σχέση του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Ο Banz [1981] εξέτασε το CAPM μελετώντας αν το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών μπορεί να εξηγήσει την υπολειμματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών, που παραμένουν ανεξήγητα από το υπόδειγμα. Αμφισβήτησε την θεωρία δείχνοντας ότι το μέγεθος της εταιρίας σχετικά με την κεφαλαιοποίηση της, μπορεί να εξηγήσει την διατμηματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων για κάποια αγαθά καλύτερα από τον βήτα συντελεστή τους. Ο συγγραφέας κατέληξε ότι η μέση απόδοση των μετοχών των μικρών εταιριών (εκείνες με μικρό ύψος κεφαλαιοποίησης) ήταν υψηλότερη από την μέση απόδοση των μετοχών των μεγάλων εταιριών (εκείνες με υψηλό ύψος κεφαλαιοποίησης). Αυτή η επίδραση έχει γίνει γνωστή ως «επίδραση μεγέθους» (size effect).

Η έρευνα επεκτάθηκε με την εξέταση διαφορετικών συνόλων μεταβλητών που μπορεί να επηρεάζουν την σχέση απόδοσης - κινδύνου. Ειδικότερα, ο δείκτης κερδών ανά μετοχή προς την τρέχουσα τιμή (the earnings yield) (Basu [1977], [1983]), ο δείκτης μόχλευσης (leverage) (Bhandari, [1985]), και ο δείκτης της λογιστικής αξίας της μετοχής προς την αγοραία της αξία (e.g. Stattman [1980], Rosenberg, Reid and Lanstein [1983] and Chan, Hamao, Lakonishok [1991]) χρησιμοποιήθηκαν για να εξεταστεί ο βαθμός ισχύος του υποδείγματος του CAPM.

Η γενική αντίδραση στα συμπεράσματα της έρευνας του Banz [1981], ότι το υπόδειγμα μπορεί να μην αποτυπώνει κάποιες πτυχές της πραγματικότητας, ήταν στην αρχή να υποστηρίζουν ότι, αν και υπάρχουν αποκλίσεις από το υπόδειγμα, αυτές οι αποκλίσεις δεν μπορούν να χαρακτηρισθούν οικονομικά σημαντικές ώστε να απορριφθεί η θεωρία.

Παρόλα αυτά η ιδέα αμφισβητήθηκε από τους Fama και French [1992]. Οι παραπάνω ερευνητές έδειξαν ότι τα συμπεράσματα του Banz μπορεί να είναι οικονομικά τόσο σημαντικά που θέτουν σοβαρές ερωτήσεις για την ισχύ, αξιοπιστία του υποδείγματος του CAPM. Οι Fama και French [1992] χρησιμοποίησαν την ίδια διαδικασία με τους Fama και McBeth [1973], αλλά κατέληξαν σε διαφορετικά συμπεράσματα. Οι Fama και McBeth βρήκαν θετική σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου ενώ οι Fama και French δεν βρήκαν να υπάρχει καμία σχέση μεταξύ τους.

Η μελέτη των Fama και French [1992] αποτέλεσε αντικείμενο ιδιαίτερης κριτικής. Γενικά οι μελέτες που ανταποκρίνονται στην πρόκληση του άρθρου των Fama και French προσπαθούν να επικεντρώσουν το ενδιαφέρον τους κυρίως στα στοιχεία που χρησιμοποιούν οι μελέτες. Οι Kothari, Shaken και Sloan [1995] υποστηρίζουν ότι τα συμπεράσματα των Fama και French [1992] εξαρτώνται ουσιαστικά από τον τρόπο με τον οποίο τα στατιστικά συμπεράσματα ερμηνεύονται.

Οι Amihudm, Christensen και Mendelson [1992] και ο Black [1993] υποστηρίζουν ότι τα στοιχεία είναι πολύ θορυβώδη (noisy) για να ακυρώσουν το CAPM. Στην πραγματικότητα, δείχνουν ότι όταν χρησιμοποιείται μια αποτελεσματικότερη στατιστική μέθοδος, η σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του βήτα είναι θετική και σημαντική. Ο Black [1993] προτείνει ότι η «επίδραση μεγέθους» (size effect) που σημειώθηκε από τον Banz [1981] θα μπορούσε απλά να είναι μια επίδραση περιόδου δειγμάτων (sample period effect), δηλαδή. η επίδραση μεγέθους να παρατηρείται σε ορισμένες χρονικές περιόδους και όχι σε όλες.

Παρά τις ανωτέρω κριτικές, η γενική αντίδραση στα ευρήματα των Fama και French [1992] ήταν να δοθεί πλέον ιδιαίτερη σημασία σε εναλλακτικά μοντέλα αποτίμησης. Οι Jagannathan και Wang [1993] δηλώνουν ότι η έλλειψη υποστήριξης από τις

εμπειρικές έρευνες για το υπόδειγμα CAPM μπορεί να οφείλεται στην μη καταλληλότητα ορισμένων υποθέσεων που γίνονται για την διευκόλυνση της εμπειρικής μελέτης. Για παράδειγμα οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες του CAPM υποθέτουν ότι η απόδοση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αποτελούν μέτρο προσέγγισης για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς όλων των αγαθών της οικονομίας. Παρόλα αυτά, αυτού του τύπου οι δείκτες αγοράς δε συλλαμβάνουν όλους τους παράγοντες της οικονομίας όπως τον παράγοντα του ανθρωπίνου δυναμικού.

Άλλα εμπειρικά στοιχεία των αποδόσεων των μετοχών βασίζονται στο επιχείρημα της υψηλής μεταβλητότητας των αποδόσεων τους. Όταν αναφερόμαστε σε μια χρονικά μεταβαλλόμενη κατανομή αποδόσεων (time-varying return distribution), πρέπει να αναφερόμαστε στον υπό συνθήκη ή δεσμευμένο μέσο χρονικά μέσο, την απόκλιση, την συνδιακύμανση που αλλάζουν συνέχεια σύμφωνα με την ροή των καινούργιων πληροφοριών. Σε αντίθεση των συνήθων υπολογισμών των αποδόσεων, της απόκλισης, και της μέσης τετραγωνικής απόκλισης για ένα εξεταζόμενο χρονικό διάστημα, παρέχεται μια μη δεσμευμένη χρονικά εκτίμηση επειδή θεωρείται σταθερή στην διάρκεια του χρόνου. Το πιο ευρέως διαδεδομένο μοντέλο για την εκτίμηση της μεταβαλλόμενης χρονικά διακύμανσης των μετοχών και του γενικού δείκτη τιμών είναι το μοντέλο GARCH το οποίο προτάθηκε από τον Robert F. Engle.

Συνοψίζοντας πρέπει να πούμε ότι όλα τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται έχουν ως στόχο να εξετάσουν εκτενώς τα συμπεράσματα για το CAPM. Έχουν υπάρξει επίσης πολυάριθμες τροποποιήσεις στα πρότυπα του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, ωστόσο αν τα υφιστάμενα μοντέλα ή κάποια καινούργια επικυρώνουν ή όχι το μοντέλο πρέπει ακόμη να καθοριστούν και να εξεταστούν.

3.3 ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΟΥ ΑΦΟΡΟΥΝ ΤΙΣ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ ΣΤΙΣ Η.Π.Α.

Οι πρώτες εμπειρικές έρευνες που έγιναν πάνω στο θέμα αυτό, είναι των Banz (1981) και Reinganum (1981) όπως αναφέρθηκε και αφορούν την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Ο Banz (1981) χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία από όλες τις εισηγμένες στο NYSE εταιρίες για την περίοδο 1926-1975 για την εξέταση του φαινομένου

αυτού. Χρησιμοποίησε παρόμοια μεθοδολογία με αυτήν των Fama και MacBeth (1973) με βάση μια διαστρωματική παλινδρόμηση.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των μετοχών εφόσον έχει αντισταθμιστεί ο κίνδυνος. Η στατιστική t για το αν ο συντελεστής που αφορά το “size effect” είναι ίσος με το μηδέν βρέθηκε ίση με -2,54 για την περίοδο 1936-75, ίση με -1,88 και -1,91 για τις υποπεριόδους 1936-55 και 1956-75 αντίστοιχα. Επίσης τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το “size effect” δεν είναι γραμμικό ως προς το απόλυτο μέγεθος των εταιριών (ούτε ως προς το λογάριθμο του μεγέθους) αλλά είναι πιο έντονο για τις μικρότερες εταιρίες του δείγματος. Τη μέγιστη επιπλέον απόδοση μπορεί να την έχει ο επενδυτής κρατώντας πολύ μικρές εταιρίες για μεγάλο χρονικό διάστημα και μεγάλες εταιρίες για μικρό χρονικό διάστημα και είναι κατά μέσο όρο 19,8% σε ετήσια βάση. Το φαινόμενο δεν ήταν πολύ σταθερό σε όλη την χρονική περίοδο της έρευνας. Μια επιμέρους ανάλυση σε δεκαετείς υποπεριόδους ανέδειξε μεγάλες διαφορές στο μέγεθος του συντελεστή του παράγοντα μεγέθους. Ο Banz τελικά συμπέρανε ότι το “size effect” υπάρχει, αν και δεν μπορεί να εξηγήσει γιατί υπάρχει και επιπλέον συμπέρανε ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, το γνωστό (CAPM) είναι εσφαλμένο.

Αυτά τα παράδοξα κι αντιφατικά αποτελέσματα ώθησαν αρκετούς ερευνητές να ελέγξουν αν το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης συνδέεται με άλλες φαινομενικά εμπειρικές ανωμαλίες στις αποδόσεις των μετοχών. Για παράδειγμα, ο Reinganum (1981) συνέδεσε το “size effect” με το “E/P effect”. Το τελευταίο το είχε μελετήσει ο Basu (1977) και βρήκε ότι οι μετοχές με υψηλό λόγο κέρδη ανά μετοχή προς τιμή μετοχής (E/P) έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο από αυτές με χαμηλό αντίστοιχο λόγο.

Ο Reinganum (1981) συγκέντρωσε δεδομένα για τα τριμηνιαία κέρδη 566 εταιριών εισηγμένων στο NYSE ή στο AMEX (American Exchange) για τα έτη 1976 και 1977. Έπειτα δημιούργησε χαρτοφυλάκια με υψηλό E/P τα οποία συστηματικά είχαν καλύτερη απόδοση από τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό E/P. Στην συνέχεια, αναλύοντας τα δεδομένα για τα E/P των εταιριών επισήμανε ότι οι μικρές εταιρίες συστηματικά παρουσίαζαν μεγαλύτερα ποσοστά απόδοσης από τις μεγαλύτερες εταιρίες με ίσο

συντελεστή βήτα. Κατέληξε τελικά ότι το “size effect” επικαλύπτει κατά κάποιον τρόπο το “E/P effect”.

Ο Keim (1983) εξέτασε την σταθερότητα της επίδρασης του μεγέθους των εταιριών στις αποδόσεις των μετοχών τους από μήνα σε μήνα, για την περίοδο από το 1963-1979, για εταιρίες που περιλαμβάνονται στο NYSE και στο AMEX. Τα αποτελέσματά του έδειξαν ότι υπάρχουν υπεραποδόσεις για τις μικρές επιχειρήσεις διαφορετικές κάθε μήνα, με αυτές του Ιανουαρίου να είναι οι μεγαλύτερες και στατιστικά σημαντικές.

Οι Brown, Kleidon και Marsh (1983) εξέτασαν την συμπεριφορά του φαινομένου των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης σε σχέση με το χρόνο. Το πιο σημαντικό συμπέρασμά τους είναι ότι η ένταση αλλά και το πρόσημο του “size effect” δεν είναι σταθερά εντός της περιόδου του δείγματος 1967-1979 και δεν κατέληξαν σε κανένα συμπέρασμα που να ικανοποιεί τα δικά τους αποτελέσματα και του Keim ταυτόχρονα.

Οι Stoll και Whaley (1983) εξέτασαν την έκταση του κόστους συναλλαγών για τις μετοχές εταιριών που ανήκουν σε διαφορετικές τάξεις μεγέθους. Παρατήρησαν ότι οι μετοχές των μικρών εταιριών έτειναν να έχουν χαμηλότερες τιμές και μεγαλύτερη διαφορά ανάμεσα στην τιμή ζήτησης και προσφοράς (bid-ask spreads) και επομένως τα κόστη συναλλαγών ήταν σχετικά μεγαλύτερα για τις μετοχές αυτές. Ομοίως και ο Schultz (1983) εξέτασε την υπόθεση ότι τα κόστη συναλλαγών μπορούν να εξηγήσουν το “small firm effect” αλλά κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα κόστη συναλλαγών δεν μπορούν να εξηγήσουν το φαινόμενο αυτό.

Ο Basu (1983) επανεξέτασε τα αποτελέσματα του Reinganum (1981) χρησιμοποιώντας διαφορετική προσέγγιση, με διαφορετική χρονική περίοδο δεδομένων (1963-1980) και μια διαφορετική διαδικασία για την δημιουργία των χαρτοφυλακίων μετοχών που κατηγοριοποιούνται με βάση το μέγεθος και τον λόγο κέρδη προς τιμή (E/P) συγχρόνως. Η έρευνά του κατέληξε στο ότι και οι δύο εμπειρικές ανωμαλίες “E/P effect” και “size effect” πιθανότατα αποτελούν ενδείξεις ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) είναι προβληματικό και όχι ότι η αγορά είναι μη αποτελεσματική.

Οι Roll (1982) και Blume και Stambaugh (1983) εξέτασαν την επίδραση διαφορετικών στρατηγικών στην διαχείριση των χαρτοφυλακίων που δημιουργούνται για τον υπολογισμό των επιπλέον αποδόσεων των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης. Συμπέραναν ότι αφού το μέγεθος του “size effect” εξαρτάται από την επιλογή της στρατηγικής, άρα η εμπειρική σημασία του φαινομένου είναι αμφισβητούμενη.

Οι Chan, Chen και Hsieh (1985) εξέτασαν το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης για την περίοδο 1958-1977 και για εταιρίες εισαγόμενες στο NYSE, μέσα από ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο αποτίμησης, με επτά αναγνωρίσιμες οικονομικές μεταβλητές. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι η μεταβλητή που παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα και εξηγεί σε μεγαλύτερο ποσοστό το “size effect” είναι η ευαισθησία των αξιόγραφων στις αλλαγές του ασφάλιστρου κινδύνου (risk premium) όπως αυτό μετριέται από την διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ των χαμηλόβαθμων ομολόγων (long-term government bonds). Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με την κοινή λογική ότι οι μικρές εταιρίες είναι πιο επικίνδυνες από τις μεγάλες επειδή είναι πιο ευαίσθητες (ευμετάβλητες) σε “οικονομικές διαστολές και συστολές”. Συνολικά οι τρεις μελετητές κατέληξαν στο ότι το size effect “συλλαμβάνεται” από ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο αποτίμησης. Οι υψηλότερες αποδόσεις των μικρότερων εταιριών δικαιολογούνται από τους επιπρόσθετους κινδύνους που γεννιούνται σε μία αποτελεσματική αγορά.

Οι Leong και Zaima (1991) έδωσαν περισσότερα στοιχεία για το “size effect”. Στην έρευνά τους περιέλαβαν εκτός από μετοχές του NYSE και του AMEX και μετοχές της αγοράς OTC (Over the Counter Market) που είναι μια δευτερεύουσα ανεξάρτητη αγορά με τις μικρότερες εταιρίες που διαπραγματεύονται δημόσια. Από μία σύγκριση των επιπλέον κερδών των χαρτοφυλακίων που περιλάμβαναν μόνο μετοχές του NYSE-AMEX προέκυψε ότι όντως υπάρχει ένα φαινόμενο εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης. Όμως όταν η σύγκριση αυτή επεκτάθηκε ώστε να περιλαμβάνει και τις OTC μετοχές τότε δεν επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του “size effect”.

Οι Badrinath και Kini (1994) εξέτασαν την σχέση του E/P και size effect εισάγοντας παράλληλα τον συντελεστή Tobin’s q σαν μια μεταβλητή που είναι δυνατόν να έχει κάποια συμμετοχή και στα δύο φαινόμενα. Χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία

διαφοροποίησης (randomization) του Basu (1983) βρήκαν ότι κανένα από τα δύο φαινόμενα δεν υποσκελίζει το άλλο και ότι υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μετρώσεων ώστε τις μεγαλύτερες σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις να τις έχει το χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο μέγεθος και το μεγαλύτερο E/P. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με αυτά του Reinganum (1981) και του Basu (1983).

Οι Knez και Ready (1997) χρησιμοποίησαν μία μέθοδο παλινδρόμησης η οποία ψαλιδίζει ένα ποσοστό των παρατηρήσεων (των πιο ακραίων) και χρησιμοποιεί τις υπόλοιπες με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο αυτή συμπέραναν ότι η αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρίας και μέσης απόδοσης δημιουργείται από λίγες ακραίες θετικές αποδόσεις κάθε μήνα και όταν μόλις το 1% των ακραίων αποδόσεων ψαλιδιστεί η προηγούμενη αρνητική σχέση γίνεται σημαντικά θετική. Τα αποτελέσματα αυτά υποδεικνύουν ότι οι επενδυτές που προτιμούν μικρές εταιρίες απολαμβάνουν λίγες μεγάλες “επιτυχίες” και πολλές μικρές “αποτυχίες”. Επίσης με την τεχνική που χρησιμοποίησαν οι Knez και Ready (1997) μπόρεσαν να προσδιορίσουν τους μήνες στους οποίους πολλές μικρές εταιρίες έχουν εξαιρετική απόδοση. Εξετάζοντας τους μήνες αυτούς είναι ίσως δυνατόν να διερευνηθούν καλύτερα οι παράγοντες που διαμορφώνουν τις μεγαλύτερες αποδόσεις και τον τρόπο με τον οποίο οι εταιρίες μεγαλώνουν.

3.4 ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΟΥ ΑΦΟΡΟΥΝ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ ΕΚΤΟΣ Η.Π.Α.

Ο Fong (1992) μελέτησε το «size effect” στο χρηματιστήριο του Λονδίνου για την περίοδο 1979-1988, χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία του Roll (1983) και των Blume και Stambaugh (1983). Τα αποτελέσματά του έδειξαν ότι ο υπολογισμός των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μικρών εταιριών είναι ευαίσθητος ως προς την εκάστοτε επενδυτική στρατηγική, δηλαδή της συνεχούς εξισορρόπησης (rebalanced), ή της αγοράς και διακράτησης (buy and hold), με τις αποδόσεις της πρώτης στρατηγικής να υπερέχουν.

Επίσης σε μία μελέτη τους οι Arsad και Coutts (1997,) ερευνώντας όλες τις ημερολογιακές ανωμαλίες της αγοράς, το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, του Ιανουαρίου και των αργιών (weekend, January, holiday effects) για την αγορά του

Λονδίνου, χρησιμοποιώντας τον δείκτη FT 30 την περίοδο 1935 με 1994, παρατήρησαν ότι τα στοιχεία τους συνηγορούσαν στην ύπαρξή τους. Όμως ακόμη και αν αυτές οι ανωμαλίες επαναλαμβάνονται συστηματικά σε όλη την 60χρονη περίοδο, το κόστος εφαρμογής κάποιων κανόνων συναλλαγών μπορεί να είναι απαγορευτικό. Συμπέραναν ότι το ολοκληρωμένο (round trip) κόστος και η μικρή ρευστότητα καθιστούν κάθε επενδυτική στρατηγική ασύμφορη.

Οι Wong και Lye (1990) ερεύνησαν τα φαινόμενα του μεγέθους και του λόγου E/P των εταιριών για το χρηματιστήριο της Σιγκαπούρης (SES) κατά την περίοδο 1975-1985. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι οι μετοχές του SES σχετίζονται σημαντικά με το μέγεθος και το E/P. Πιο συγκεκριμένα, το φαινόμενο E/P είναι ισχυρότερο από το φαινόμενο μεγέθους αλλά σε καμία περίπτωση ανεξάρτητο αυτού.

Οι Herrera και Lockwood (1994) διαπίστωσαν την ύπαρξη του φαινομένου μεγέθους στο χρηματιστήριο του Μεξικού για την περίοδο 1987-1992. Βρήκαν επίσης ότι υπάρχει και το φαινόμενο βήτα (beta effect), σε αντίθεση από τα αποτελέσματα αντίστοιχων μελετών για το NYSE και το AMEX, όπου εντοπίζεται το φαινόμενο μεγέθους αλλά όχι και το φαινόμενο βήτα.

Οι Cheung, Leung και Wong (1994) εξέτασαν τα φαινόμενα των μικρών εταιριών και του λόγου E/P στο χρηματιστήριο της Κορέας (KSE) για την περίοδο 1982-1988. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών των μικρών εταιριών (ή με μεγάλο E/P) είναι μεγαλύτερες από αυτές των μεγάλων εταιριών (ή με μικρό E/P).

3.4.1 Η ΜΕΛΕΤΗ ΤΟΥ ΧΙΝΧΙΝ WU (2006)

Ο Xinxin Wu (2006) εξέτασε την εγκυρότητα του CAPM στον Shanghai Stock Exchange (SSE), το οποίο είναι ένα από τα δύο κυριότερα χρηματιστήρια της Κίνας, για την περίοδο Ιανουάριος 2001-Δεκέμβριος 2005. Εφαρμόζοντας την μέθοδο που προτάθηκε από τους Fama και MacBeth (1973) μαζί με ορισμένες μετατροπές που προτάθηκαν από τον Pettengil (1995), κατέληξε στο συμπέρασμα το οποίο είναι αντιφατικό με το αποτέλεσμα των Fama και MacBeth (1973) καθώς η πρακτική αποδοχή του CAPM δεν είναι ισχυρή στο SSE, ενώ η υπόθεση του CAPM δεν βρίσκει εφαρμογή καθώς υπάρχει μια ασθενής, ασήμαντη σχέση μεταξύ συντελεστή

βήτα και απόδοσης. Επιπλέον, αφού συνέκρινε την εμπειρική SML με την θεωρητική SML κάτω από τις υποθέσεις του CAPM συμπέρανε ότι, η κλίση της σχέσης μεταξύ πραγματικής απόδοσης και βήτα είναι μικρότερη από την κλίση της σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα που προβλέπεται από το CAPM με την SML να είναι πιο απότομα θετική όταν η αγορά ανεβαίνει και πιο επίπεδα αρνητική όταν η αγορά πέφτει. Γενικά, ο Xingjun Wu (2006) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι το CAPM δεν έχει ανταπόκριση στην Κινέζικη αγορά μετοχών.

Για τη μελέτη αυτή ο συγγραφέας χρησιμοποίησε στοιχεία από τον Shanghai Stock Exchange (SSE) καθώς είναι η μεγαλύτερη και πιο αντιπροσωπευτική αγορά χρήματος στην Κίνα. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν περιέχουν μετοχές σε τιμές κλεισίματος του δείκτη SSE, τυχαία επιλεγμένες για διάστημα 5 χρόνων/ 60 μηνών από τον Ιανουάριο του 2001 έως τον Δεκέμβριο του 2005.

Γενικά, η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε ήταν ένα παλίνδρομο μοντέλο αποτελούμενο από δύο στάδια, όμοια με αυτή των Fama και MacBeth (1973) μαζί με ορισμένες αλλαγές που προτάθηκαν από τον Pettengil (1995). Το πρώτο στάδιο περιέχει ένα παλίνδρομο μοντέλο $R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_t + e_{it}$ για να εξετάσει την μαθηματική προσέγγιση της σχέσης μεταξύ βήτα και απόδοσης. Εάν η πραγματική απόδοση είναι μεγαλύτερη από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο με ένα σημαντικό t-statistic, τότε θα υπάρχει και θα υποστηρίζεται μια θετική μαθηματική σχέση μεταξύ βήτα και απόδοσης.

Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει ένα cross-sectional παλίνδρομο μοντέλο $R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}D\beta_t + \gamma_{2t}(1-D)\beta_t + e_t$ για να εξεταστεί η θεωρητική σχέση μεταξύ βήτα και απόδοσης, έτσι ώστε να υπάρχει μια θετική σχέση βήτα-απόδοσης όταν η απόδοση της αγοράς είναι θετική και μία αρνητική σχέση όταν η απόδοση της αγοράς είναι αρνητική. Το παραπάνω μοντέλο εξετάστηκε με το καθιερωμένο t-statistic διενεργώντας έλεγχο υποθέσεων. Εάν η υπόθεση του CAPM ισχύει, μια συστηματική σχέση μεταξύ βήτα και πραγματικής απόδοσης θα ισχύει και η μηδενική υπόθεση θα πρέπει να απορριφθεί.

3.5 ΜΕΛΕΤΕΣ ΤΟΥ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟΥ ΣΕ ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ ΕΤΑΙΡΕΙΕΣ

Σχετικά με την ύπαρξη του φαινομένου μεγέθους εταιριών στο ΧΑΑ, η έρευνα είναι περιορισμένη. Πρώτοι οι Διακογιάννης και Σεργεδάκης (1996) ερεύνησαν την υπόθεση ότι ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιριών επηρεάζουν την εβδομαδιαία αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1989-1994. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου. Επομένως, η χρήση του συντελεστή βήτα από τους χρηματιστηριακούς αναλυτές τους οδηγεί εν γένει σε λανθασμένες εκτιμήσεις. Όσον αφορά την επίδραση του μεγέθους των εταιριών στις εβδομαδιαίες αποδόσεις τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υφίσταται τέτοια επίδραση. Αυτό σημαίνει ότι η επενδυτική στρατηγική του να αγοράζουν οι επενδυτές μετοχές με τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία με την ελπίδα ότι θα αποκομίσουν μεγαλύτερες αποδόσεις δεν βρίσκει εφαρμογή στην Ελλάδα για την εξεταζόμενη περίοδο.

Ο Σπύρου (1999) διερεύνησε εμπειρικά το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης στο ΧΑΑ. Χρησιμοποίησε μηνιαίες τιμές για όλες τις μετοχές οι οποίες διαπραγματεύονταν συνεχώς κατά την περίοδο μεταξύ Δεκεμβρίου 1988 και Ιανουαρίου 1997. Ως χαρτοφυλάκιο αγοράς χρησιμοποίησε τον Γενικό Δείκτη Τιμών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης, τουλάχιστον για την περίοδο 1992-1997. Αντίθετα, για ολόκληρη την περίοδο 1988-1997 οι μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης υπερισχύουν. Επίσης, ο Σπύρου εξέτασε την υπόθεση ότι οι μετοχές χαμηλής τιμής έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές υψηλής τιμής αλλά τα αποτελέσματά του ήταν αρνητικά. Αυτό κατά τον Σπύρου, μπορεί να οφείλεται στο ότι οι διαφορές στην τιμή μετοχών διαφορετικής κεφαλαιοποίησης, στην ελληνική αγορά, είναι πολύ μικρότερες από τις διαφορές που παρατηρούνται σε άλλες αγορές.

Οι Μαλλιαρόπουλος και Χαρδούβελης (1999) επιχείρησαν μια αξιολόγηση των τιμών των μετοχών του ΧΑΑ σε σχέση με το αναμενόμενο ύψος των μελλοντικών κερδών

τους. Το κίνητρο για την έρευνα αυτή ήταν η εντυπωσιακή άνοδος των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης το 1999 και η απότομη διόρθωση των τιμών τους κατά το δεύτερο δεκαήμερο του Σεπτεμβρίου του ίδιου χρόνου. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι οι εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης έδειξαν υπερβολικά αισιόδοξη τιμολόγηση σε σχέση με τα προσδοκούμενα μελλοντικά τους κέρδη το 1999, σημαντικά διαφορετική από την τιμολόγησή τους το 1998.

Συμπερασματικά, με βάση τις εξετασθείσες μελέτες, προκύπτει ότι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας (όπως μετράται με την κεφαλαιοποίησή της στο χρηματιστήριο) στις αποδόσεις των μετοχών της έχει τεκμηριωθεί διεθνώς από ένα μεγάλο αριθμό εμπειρικών μελετών. Οι μελέτες αυτές υποστηρίζουν ότι μακροχρόνια οι αποδόσεις μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης είναι κατά μέσο όρο μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Οι υπεραποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης οφείλονται στο γεγονός ότι οι επενδυτές τις θεωρούν περισσότερο επικίνδυνες και απαιτούν από αυτές μεγαλύτερο ασφάλιστρο κινδύνου. Από την άλλη πλευρά, θα πρέπει να σημειωθεί ότι για την ελληνική κεφαλαιαγορά δεν υπάρχει μια σαφή καταγεγραμμένη τάση υπέρ των μεγάλων ή των μικρών εταιρειών. Η εργασία αυτή προσπαθεί να διερευνήσει περαιτέρω το φαινόμενο των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης στο Χ.Α.Α. με πιο πρόσφατα δεδομένα.

Αν και παγκοσμίως έχουν λάβει χώρα αρκετές μελέτες εξέτασης της εγκυρότητας του 3FM, σε επίπεδο ελληνικού χρηματιστηρίου απουσιάζει μια ολοκληρωμένη έρευνα η οποία να λαμβάνει υπόψη της τη μεθοδολογική προσέγγιση που υιοθέτησαν οι Fama και French (1993). Αντίθετα, πολλές είναι οι εργασίες που έχουν ασχοληθεί με τη μελέτη της διαστρωματικής μεταβλητότητας των μέσων αποδόσεων των μετοχών (cross – sectional study) στο ΧΑ. Ενδεικτικά αναφέρονται οι Leledakis, Davidson και Karathanassis (2003), οι Theriou, Maditinos, Chadzoglou και Angellidis (2005) και οι Michailidis, Tsopoglou και Papanastasiou (2007).

Οι προαναφερθέντες εμπειρικοί έλεγχοι έφεραν στην επιφάνεια πολλά χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με τους παράγοντες που επιδρούν στη διαστρωματική μεταβλητότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών μιας μικρής, από πλευράς κεφαλαιοποίησης και ρευστότητας, χρηματιστηριακής αγοράς, όπως είναι το ΧΑ.

Είναι λογικό να υπάρχουν αρκετές διαφορές ανάμεσα στα ευρήματα των επιμέρους ερευνών. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται είτε στην ιδιαιτερότητα της χρονικής περιόδου που εξετάστηκε είτε σε ελλείψεις των βάσεων δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν είτε σε αποκλίσεις ως προς τη μεθοδολογική προσέγγιση που υιοθετήθηκε. Εντούτοις και οι τρεις ερευνητικές ομάδες συμφωνούν σε δυο σημεία: i) δεν υφίσταται θετική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και συντελεστή β (κεντρική πρόβλεψη του CAPM) στο ΧΑ και ii) παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους, γεγονός που αποδεικνύει την ύπαρξη επίδρασης μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών του ΧΑ.

Ειδικότερα, οι Leledakis, Davidson και Karathanassis (2003) βρήκαν ότι ο συντελεστής β παρουσιάζει μικρή ερμηνευτική ικανότητα όσον αφορά τις μέσες αποδόσεις των μετοχών του ΧΑ για την χρονική περίοδο 1990 – 2000. Ο δείκτης BE/ME δεν διαθέτει ερμηνευτική ισχύ όταν εξετάζεται σε συνδυασμό με το μέγεθος, το οποίο αποδεικνύεται ότι είναι ο ισχυρότερος προσδιοριστικός παράγοντας των μέσων αποδόσεων.

Συμφωνώντας με τους προηγούμενους, οι Theriou, Maditinos, Chadzoglou και Angellidis (2005) υποστήριξαν ότι ο συντελεστής β δεν μπορεί να ερμηνεύσει τη διαστρωματική μεταβλητότητα των μέσων αποδόσεων και ότι οι μέσες αποδόσεις μεταβάλλονται αντίθετα με το μέγεθος των εταιρειών, απόδειξη επίδρασης μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών του ΧΑ. Επί προσθέτως παρατήρησαν ότι υφίσταται θετική σχέση μεταξύ μέσων υπερβάλλουσών αποδόσεων και δείκτη BE/ME. Εντούτοις αυτό συμβαίνει μόνο στο υπόδειγμα όπου η μόνη ερμηνευτική μεταβλητή είναι ο δείκτης BE/ME. Ακόμη επισήμαναν ότι αν και ο συντελεστής β από μόνος του δεν έχει ερμηνευτική ισχύ πάνω στις υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών, όταν όμως συνδυάζεται με το μέγεθος και το δείκτη BE/ME συντελεί στη βελτίωση της προβλεπτικής ικανότητας του υποδείγματος.

Τέλος, οι Michailidis, Tsooglou και Papanastasiou (2007) κατέληξαν σε συμπεράσματα παρεμφερή με αυτά της διαστρωματικής ανάλυσης των Fama και French (1992). Σε πρώτη φάση βρήκαν ότι οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις δεν συνδέονται θετικά με τον συντελεστή β , γεγονός που το αποδίδουν στην ασταθή και ευμετάβλητη περίοδο που χαρακτήριζε την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά κατά

την περίοδο 1997 -2003. Επίσης απέδειξαν ότι ο συνδυασμός του συντελεστή β, του μεγέθους και του δείκτη ΒΕ/ΜΕ εξηγεί με ακρίβεια διαστρωματική μεταβλητότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών του ΧΑ. Ουσιαστικά υποστήριξαν την καταλληλότητα ενός πολυπαραγοντικού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων στο ΧΑ. Παρόλα αυτά επισήμαναν ότι η φύση των παραγόντων κινδύνου που εκπροσωπούνται από τις θεμελιώδεις μεταβλητές του μεγέθους και του δείκτη ΒΕ/ΜΕ πρέπει να αναλυθεί διεξοδικά μέσα από μια εξέταση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και των οικονομικών μεγεθών που μεταβάλλονται ανάλογα με την επιχειρηματική δραστηριότητα.²

² ΜΕΡΟΣ ΤΟΥ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ ΑΝΤΛΗΘΗΚΕ ΑΠΟ: α) ΛΥΡΟΥΔΗ, ΛΙΑΚΑΚΗΣ, ΧΑΤΖΗΓΑΓΙΟΣ, ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΤΩΝ ΕΤΑΙΡΕΙΩΝ ΣΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ, 2^ο ΣΥΝΕΔΡΙΟ HELLENIC FINANCE AND ACCOUNTING, 2003

β) ΜΙΧΑΗΛΙΔΗΣ, ΤΣΟΠΟΓΛΟΥ, ΠΑΠΑΝΑΣΤΑΣΙΟΥ, TESTING THE CAPITAL ASSET PRICING MODEL: THE CASE OF THE EMERGING GREEK SECURITIES MARKET, INTERNATIONAL RESEARCH JOURNAL OF FINANCE AND ECONOMICS, 2006

ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΚΥΡΙΟΤΕΡΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΑ	ΜΕΓΕΘΟΣ	ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΣΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ
BJS	1972	Beta	Θετική
FAMA-MCBETH	1973	Beta	Θετική
REINGANUM	1981	Size	Υπάρχει Επίδραση
BANZ	1981	Size	Υπάρχει Επίδραση
ΚΕΙΜ	1983	Size	Υπάρχει Επίδραση
FAMA-FRENCH	1992	Beta	Δεν Υπάρχει Επίδραση
ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ- ΣΕΓΡΕΔΑΚΗΣ	1996	Beta, Size	Δεν Υπάρχει Επίδραση
ΣΠΥΡΟΥ	1999	Size	Υπάρχει Επίδραση
XINXIN WU	2006	Beta	Δεν Υπάρχει Επίδραση

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

4.1 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάζεται ολοκληρωμένα η μεθοδολογία έρευνας που αφορά την τρέχουσα εμπειρική μελέτη που εκπονήθηκε στο πλαίσιο της τρέχουσας εργασίας. Πιο συγκεκριμένα, η μεθοδολογία έρευνας περιλαμβάνει θέματα δειγματοληψίας και δειγματικών μονάδων, καθώς και, κυρίως, θέματα ανάλυσης των δεδομένων προκειμένου να διερευνηθούν οι υπό εξέταση υποθέσεις οι οποίες θα αναφερθούν και στην προκειμένη περίπτωση τόσο με ερευνητικούς όσο και με στατιστικούς όρους.

Στο πρώτο τμήμα του κεφαλαίου αυτού παρουσιάζονται ξανά με πιο λεπτομερή τρόπο οι ερευνητικές υποθέσεις. Ο λόγος που ξεκινάει η μεθοδολογία έρευνας με την αναφορά των ερευνητικών υποθέσεων είναι ότι μέσω της αναφοράς αυτής θα γίνει ξεκάθαρο τι είδους δεδομένα θα χρειαστούν και τι είδους στατιστική - οικονομετρική ανάλυση θα διεξαχθεί για την διερεύνηση των υπό μελέτη ερευνητικών υποθέσεων.

Έτσι, στο δεύτερο τμήμα του κεφαλαίου αυτού παρουσιάζεται ο τρόπος που λήφθηκε το δείγμα και θα γίνει μια πλήρη περιγραφή των δειγματικών στοιχείων που λήφθηκαν.

Στο τρίτο τμήμα παρουσιάζεται η τυχόν επεξεργασία των δεδομένων που αντλήθηκαν προκειμένου να μπορούν κατάλληλα να αναλυθούν για να εξεταστεί η ισχύ ή όχι των υποθέσεων της έρευνας.

Τέλος, στο τέταρτο τμήμα του κεφαλαίου αυτού θα παρουσιαστεί με λεπτομερή τρόπο η στατιστική – οικονομετρική ανάλυση που θα λάβει χώρα με βάση τα αρχικά ή /και τα επεξεργασμένα δεδομένα προκειμένου να προκύψουν στατιστικά συμπεράσματα σχετικά με την ισχύ ή όχι των ερευνητικών υποθέσεων. Βέβαια, πριν την αναφορά σε στατιστικές τεχνικές, θα παρουσιαστεί το σύνολο των ερευνητικών υποθέσεων από οικονομικούς σε στατιστικούς όρους. Αυτό είναι απαραίτητο να γίνει για να γίνει κατανοητό με ποιο στατιστικό τρόπο θα γίνει η διερεύνηση των

στατιστικών, άρα και των ερευνητικών, υποθέσεων προκειμένου να προκύψουν απαντήσεις στα ερευνητικά ερωτήματα που θέτουν οι ερευνητικές υποθέσεις.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι στατιστικές – οικονομετρικές τεχνικές στηρίζονται σε κάποιες τεχνικής φύσεως υποθέσεις οι οποίες θα διερευνηθούν κατά πόσο ισχύουν προκειμένου να ελεγχθεί η τελική αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που θα προκύψουν. Προφανώς, σε περίπτωση παραβίασης τέτοιων υποθέσεων, ο ερευνητής θα προβεί σε σχετικές διορθώσεις – μετασχηματισμούς προκειμένου να προκύψουν τελικά αξιόπιστα αποτελέσματα, κάτι που είναι και το τελικό ζητούμενο.

4.1.1 ΘΕΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Στην παρούσα έρευνα εξετάζεται, όπως έχει αναφερθεί και σε προηγούμενα κεφάλαια της παρούσας εργασίας, κατά πόσο υπάρχει επίδραση του συστηματικού κινδύνου και το μέγεθος των εταιρειών στην απόδοση των μετοχών. Επομένως, ουσιαστικά υπάρχουν δύο ερευνητικά ερωτήματα που έχουν τεθεί:

Ερευνητικό Ερώτημα 1:

Υπάρχει τάση για διαφορετική απόδοση των μετοχών των εταιρειών ανάλογα με το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου; Δηλαδή οι εταιρείες με μικρό, μεσαίο και μεγάλο συστηματικό κίνδυνο έχουν τάση να διαφέρουν συστηματικά οι αποδόσεις τους αναμεταξύ τους;

Ερευνητικό Ερώτημα 2:

Υπάρχει τάση για διαφορετική απόδοση των μετοχών των εταιρειών ανάλογα με το επίπεδο του μεγέθους τους (όπως αυτό μπορεί να μετράται με βάση π.χ. τις πωλήσεις τους, το ενεργητικό τους, τη χρηματιστηριακή αξία τους κτλ); Δηλαδή, οι μικρές εταιρείες, οι μεσαίου μεγέθους εταιρείες και οι μεγάλες εταιρείες έχουν τάση να διαφέρουν συστηματικά οι αποδόσεις τους αναμεταξύ τους;

Τα ερευνητικά αυτά ερωτήματα πρέπει να μετατραπούν σε ερευνητικές υποθέσεις, στο πλαίσιο της μεθοδολογίας έρευνας, προκειμένου να ξεκινήσει μια διαδικασία άντλησης κατάλληλων δεδομένων σε είδος, χρονικό ορίζοντα, και όγκο, για να

δοθούν απαντήσεις στα ερωτήματα αυτά με τη μορφή στατιστικών συμπερασμάτων που θα προκύψουν μέσω εξέτασης των ερευνητικών υποθέσεων.

Στο πλαίσιο, λοιπόν, της διαμόρφωσης των ερευνητικών υποθέσεων, μέσω των ερευνητικών ερωτημάτων, η λογική είναι ότι για να διαμορφώνει κάποιος τέτοια ερωτήματα, σημαίνει ότι θέτει σοβαρό θέμα ώστε η απάντησή τους να είναι θετική. Δηλαδή, για παράδειγμα, ότι «ναι, υπάρχει επίδραση του συστηματικού κινδύνου στις αποδόσεις των μετοχών» και ότι «ναι, υπάρχει επίδραση του μεγέθους των εταιρειών στις αποδόσεις των μετοχών τους». Άλλωστε, εάν δεν υπήρχε η υποψία ότι μπορούσε να υπάρχει επίδραση, δε θα είχε και νόημα να διαμορφωθούν αυτά τα ερευνητικά ερωτήματα.

Επιπλέον, όσον αφορά το είδος της επίδρασης του συστηματικού κινδύνου, εάν αυτή υπάρχει, σύμφωνα με την χρηματοοικονομική θεωρία, αυτή αναμένεται να είναι θετική. Η θεωρία που εφαρμόζεται εδώ είναι ότι όσο αυξάνει ο κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου, μιας μετοχής π.χ., τότε αυξάνει και η απόδοσή της. Επομένως, ουσιαστικά το ερευνητικό ερώτημα θα έπρεπε να διαμορφώνεται κατά πόσο οι εταιρείες με υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο θα τείνουν να έχουν και συστηματικά υψηλότερη (και όχι απλά διαφορετική) απόδοση.

Αντίστοιχα, όσον αφορά την επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας, εάν αυτή υπάρχει φυσικά, η χρηματοοικονομική θεωρία δεν αναφέρει κάτι ιδιαίτερο ως προς το είδος της επίδρασης εάν είναι π.χ. θετική ή αρνητική. Βέβαια, συνήθως οι μεγάλες εταιρείες συνήθως είναι εταιρείες με λιγότερη μεταβλητότητα στην οικονομική τους πορεία, άρα έχουν λιγότερο κίνδυνο και, κατά συνέπεια, μικρότερη απόδοση. Όμως, δεν είναι απαραίτητη αυτή η τάση να είναι τόσο ισχυρή που να έχει θεμελιωθεί και θεωρητικά, όπως η θετική σχέση απόδοσης – κινδύνου. Επομένως, και στο πλαίσιο της διατύπωσης της ερευνητικής υπόθεσης θεωρείται πιο φρόνιμο να μην αναφερθεί εκ των προτέρων και φορά της υπό διερεύνησης σχέσης μεταξύ μεγέθους εταιρειών και αποδόσεών τους.

Με βάση την ποιοτική ανάλυση που προηγήθηκε, η διατύπωση των ερευνητικών ερωτημάτων σε ερευνητικές υποθέσεις διαμορφώνει τις παρακάτω ερευνητικές υποθέσεις τελικά:

Υπόθεση 1:

Οι (εισηγμένες) εταιρείες παρουσιάζουν θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσής τους και συστηματικού κινδύνου. Εναλλακτικά, όσο υψηλότερος είναι ο συστηματικός κίνδυνος, τόσο υψηλότερη θα είναι και η απόδοση των μετοχών των (εισηγμένων) εταιριών

Υπόθεση 2:

Το μέγεθος των (εισηγμένων) εταιρειών είναι ένας σημαντικός παράγοντας, δηλαδή έχει σημαντική επίδραση, στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών των εταιρειών. Εναλλακτικά, εταιρείες με σημαντικά διαφορετικό μέγεθος τείνουν να έχουν μεταξύ τους συστηματικά διαφορετικές αποδόσεις.

Με βάση, λοιπόν, τη διατύπωση των ερευνητικών υποθέσεων μπορεί να προκύψει και τι είδους δεδομένα θα χρειαστούν και τις στατιστικές – οικονομετρικές μεθοδολογίες θα εφαρμοστούν για την εμπειρική διερεύνησή τους σε κάποια συγκεκριμένη αγορά. Όμως, όλα αυτά τα θέματα αναλύονται στα επόμενα τμήματα της μεθοδολογίας έρευνας.

4.1.2 ΘΕΜΑΤΑ ΔΕΙΓΜΑΤΟΛΗΨΙΑΣ

Οι υποθέσεις που αναπτύχθηκαν αναφέρονται γενικά σε μετοχές και αναφέρονται σε κάποια θεωρία η οποία επιθυμείται να διερευνηθεί κατά πόσο τελικά επιβεβαιώνεται και εμπειρικά ή όχι. Επομένως, δεν πρόκειται για παραγωγή μιας νέας θεωρίας, αλλά για εξέταση εμπειρικής επιβεβαίωσης κάποιας υφιστάμενης. Για αυτό, ως προς τον ερευνητικό συλλογισμό, η τρέχουσα έρευνα είναι, ουσιαστικά, αναφέρεται σε ένα επαγωγικό ερευνητικό συλλογισμό.

Αυτό, με πιο απλά λόγια, σημαίνει ότι θα πρέπει να ληφθεί κάποιο δείγμα μετοχών που αναφέρεται σε μια συγκεκριμένη γεωγραφική αγορά προκειμένου να εξεταστεί η ισχύς των υποθέσεων (άρα και της υπό εξέτασης θεωρίας) σε αυτή την αγορά συγκεκριμένα και όχι γενικά για όλες τις αγορές. Έτσι, στο πλαίσιο της εμπειρικής διερεύνησης των υποθέσεων, επιλέχθηκε για τη συγκεκριμένη εργασία η Ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά.

Πιο συγκεκριμένα, επιλέχθηκαν 116 μετοχές από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ). Το κριτήριο για την επιλογή αυτών των μετοχών ήταν να είναι οι πιο μεγάλες σε κεφαλαιοποίηση (χρηματιστηριακή αξία) με την έννοια να είναι και αρκετά δημοφιλείς - εμπορεύσιμες ώστε να προκύπτουν αξιόπιστες μετρήσεις για τις αποδόσεις τους. Η λογική είναι ότι μετοχές που δεν είναι τόσο δημοφιλείς και δεν διαπραγματεύονται συχνά έχουν σε πολλές περιπτώσεις είτε μηδενικές αποδόσεις, είτε πολύ υψηλές (σε απόλυτη τιμή) που προέρχονται από ένα τυχαία υψηλό επίπεδο συναλλαγών κάποιες ημέρες. Έτσι, στο πλαίσιο ενός δείγματος είναι πολύ πιθανόν να υπάρχει μεροληπτική εκτίμηση των αποδόσεων τέτοιων εταιρειών με τη λογική ότι σε ένα δείγμα μπορεί να βρέθηκαν κατά σύμπτωση πολλές μηδενικές αποδόσεις και πολύ λιγότερες, από ότι συμβαίνει, μη μηδενικές και να υπάρχει υποεκτίμηση των αποδόσεων, ενώ μπορεί να συμβεί και το αντίθετο και να υπάρχει υπερεκτίμηση.

Από την προηγούμενη παράγραφο έγιναν, ουσιαστικά, δύο πράγματα ξεκάθαρα. Το ένα είναι ότι οι δειγματικές μονάδες της έρευνας αυτής είναι εταιρίες εισηγμένες στο ΧΑΑ με όσο το δυνατό μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση. Το άλλο είναι ότι σε κάθε δειγματική μονάδα επιθυμείται να μετρηθεί η απόδοση των μετοχών για να μετρηθεί και η αποδοτικότητά τους αυτή κάθε αυτή αλλά και ο συστηματικός κίνδυνός τους. Εντούτοις, τα δεδομένα που παρατηρούνται στο πλαίσιο της λειτουργίας του ΧΑΑ, σε πρώτο επίπεδο, είναι οι τιμές των μετοχών και όχι οι αποδόσεις τους. Όμως, όπως θα δειχθεί και παρακάτω, οι αποδόσεις προκύπτουν διαμέσου των τιμών. Επομένως, σε κάθε εταιρεία θα συλλέγονται τιμές μετοχών για ένα χρονικό πλαίσιο.

Επίσης, για τη διερεύνηση της δεύτερης ερευνητικής υπόθεσης χρειάζεται και ένα μέτρο για κάθε εταιρεία που να καθορίζει το μέγεθος τους. Γενικά, το μέγεθος μιας εταιρείας μπορεί να χαρακτηρίζεται από το επίπεδο των πωλήσεών τους, από τον αριθμό των εργαζομένων, από το σύνολο του ενεργητικού τους κτλ. Ένα κατάλληλο μέτρο που θα μετρούσε το μέγεθος μιας εταιρείας και θα ήταν διαθέσιμο σε τόσο συχνό χρονικό πλαίσιο όσο και οι αποδόσεις τους είναι η χρηματιστηριακή αξία τους η οποία αποτιμάται καθημερινά όπως και οι τιμές, άρα και οι αποδόσεις.

Τέλος, θα πρέπει να σημειωθεί ότι για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, που είναι ο κίνδυνος που εξαρτάται από την αγορά, θα πρέπει να συλλεχθούν δεδομένα που αφορούν τις αποδόσεις της αγοράς σε κάποιο αντίστοιχο χρονικό πλαίσιο.

Βέβαια, ο όρος «αγορά» είναι πολύ γενικός και θα πρέπει να γίνει πιο ξεκάθαρο τι περιέχει το λεγόμενο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Η θεωρία αναφέρει ότι στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα πρέπει να περιέχει όλα τα περιουσιακά στοιχεία που υπάρχουν διαθέσιμα σε μια οικονομία, μάλιστα κάποιιοι αναφέρουν ότι θα πρέπει να περιέχει και μη οικονομικής φύσεως περιουσιακά στοιχεία όπως είναι το εκπαιδευτικό σύστημα μιας χώρας, οι υποδομές της υγείας, της άμυνας κτλ που θεωρούνται και αυτά ότι συμβάλουν σημαντικά στην οικονομική ανάπτυξη και ευημερία. Εντούτοις, είναι κάτι παραπάνω από προφανές ότι είναι αδύνατο να κατασκευαστεί στην πράξη ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο και να μετρούνται οι «τιμές» άρα και οι «αποδόσεις» του σε καθημερινό επίπεδο, όπως συμβαίνει με χρηματιστηριακά δεδομένα. Γενικά, σε πολλές παρόμοιες εμπειρικές μελέτες που υπάρχει η ανάγκη για χρήση των αποδόσεων της αγοράς, ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιείται κάποιος χρηματιστηριακός δείκτης που αποτυπώνει τις αποδόσεις όλων των σημαντικών εταιρειών σε μια οικονομία. Έτσι, και στο πλαίσιο της συγκεκριμένης εμπειρικής μελέτης πρόκειται να χρησιμοποιηθεί ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς ο Γενικός Δείκτης του ΧΑΑ που μετράει πόσο αποδίδουν γενικά οι σημαντικές εταιρείες στην Ελληνική αγορά και επομένως μπορεί να θεωρηθεί ως η καλύτερη προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για την Ελληνική οικονομία.

Η περίοδος δειγματοληψίας είναι η περίοδος 2001 – 2008. Ο λόγος που επιλέχθηκε μια περίοδο 8 ετών είναι για να υπάρχουν πολλές παρατηρήσεις διαθέσιμες και έτσι να αυξηθεί η στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων με την έννοια της στατιστικής αξιοπιστίας, καθώς όσο μεγαλύτερο το δείγμα, τόσο πιο μεγάλη η ακρίβεια της εκτίμησης και τόσο πιο μικρότερα δειγματοληπτικά σφάλματα, άρα περισσότερη «σιγουριά» για τα τελικά αποτελέσματα.

Όσον αφορά την συχνότητα της δειγματοληψίας, τα δεδομένα που αφορούν τιμές μετοχών, χρηματιστηριακές αξίες και επίπεδα του γενικού δείκτη, επανακαθορίζονται κάθε (εργάσιμη) ημέρα. Έτσι, η λήψη ημερήσιων δεδομένων θα αύξανε το μέγεθος του δείγματος με ότι αυτό συνεπάγεται για τη στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων. Εντούτοις, η λήψη ημερησίων τιμών δημιουργεί ένα πρόβλημα ως προς την αξιοπιστία των αποδόσεων. Η λογική είναι ότι σε μετοχές που παρουσιάζουν κάποια σχετική αδράνεια συναλλαγών, λόγω μικρού όγκου

συναλλαγών, η λήψη ημερησίων τιμών θα οδηγήσει σε πολλές μηδενικές αποδόσεις με συνέπεια να υποεκτιμάται η πραγματική αποδοτικότητα. Το μειονέκτημα αυτό μπορεί να μετριαστεί με τη λήψη εβδομαδιαίων αποδόσεων. Θα μπορούσε κάποιος να ισχυριστεί ότι θα ήταν καλύτερο να ληφθούν 15μερες ή και μηνιαίες αποδόσεις. Όμως, τότε το μέγεθος του δείγματος θα μειωνόταν σημαντικά κάτι που δεν είναι επιθυμητό. Έτσι, θεωρείται ότι η λήψη εβδομαδιαίων τιμών και χρηματιστηριακών αξιών και θα μετριάσει το πρόβλημα της αδράνειας στις συναλλαγές ορισμένων μετοχών και δε θα μειώσει πολύ το μέγεθος του δείγματος. Για αυτούς τους λόγους, θα ληφθούν τελικά εβδομαδιαία δεδομένα.

Συνοψίζοντας, θα ληφθούν δεδομένα που αφορούν τιμές κλεισίματος των 116 πιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετοχών του ΧΑΑ και τις χρηματιστηριακές τους αξίες. Η συχνότητα λήψης των δεδομένων αυτών θα είναι κάθε εβδομάδα για την περίοδο 2001 – 2008. Έτσι, θα ληφθούν συνολικά 52 εβδομάδες * 8 έτη = 416 παρατηρήσεις που αφορούν τις τιμές και τη χρηματιστηριακή αξία 116 μετοχών αλλά και 416 αντίστοιχα παρατηρήσεις που αφορούν το επίπεδο του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ.

4.1.3 ΘΕΜΑΤΑ ΑΡΧΙΚΗΣ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Καταρχήν είναι φανερό ότι μεταξύ των αρχικών δεδομένων (raw data) περιλαμβάνονται οι τιμές ενός συνόλου μετοχών και τα επίπεδα του γενικού δείκτη. Εντούτοις, στις ερευνητικές υποθέσεις αναφέρεται κάποια σχέση ανάμεσα σε αποδοτικότητα μετοχών και κάποιων παραγόντων (συστηματικού κίνδυνου, μεγέθους εταιρειών). Επομένως, στην στατιστική – οικονομετρική ανάλυση που θα διεξαχθεί για τη διερεύνηση της ισχύς των υποθέσεων δε θα χρειαστούν οι τιμές των μετοχών, αλλά οι αποδόσεις τους. Έτσι, θα πρέπει να υπάρχει μια μικρή επεξεργασία προκειμένου να αποκτηθούν οι αποδόσεις των μετοχών που χρειάζονται για την ανάλυση. Η επεξεργασία αυτή περιλαμβάνει την εφαρμογή του παρακάτω απλού μαθηματικού τύπου που μετατρέπει τις τιμές σε αποδόσεις:

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

Όπου, R_{it} = η εβδομαδιαία απόδοση της μετοχής i την εβδομάδα t

P_{it} = η τιμή της μετοχής i την εβδομάδα t

$P_{i,t-1}$ = η τιμή της μετοχής i την προηγούμενη εβδομάδα $t-1$

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι κανονικά έπρεπε στον υπολογισμό της απόδοσης μιας μετοχής να περιλαμβάνεται και η μερισματική απόδοση που είναι ίση με $\frac{D_{it}}{P_{i,t-1}}$ όπου η ποσότητα D_{it} είναι το μέρισμα που δίνεται στην i μετοχή και κατανέμεται σε κάθε εβδομάδα (η λογική είναι ότι το μέρισμα διανέμεται κάποιες λίγες φορές μέσα στο έτος, π.χ. 1 φορά ή 2-3 φορές ανάλογα με τη μερισματική πολιτική της κάθε εταιρείας και για αυτό υπολογίζεται το «εβδομαδιαίο» ανάλογο). Η λογική του να περιλαμβάνεται η μερισματική απόδοση είναι ότι ισχύει το παρακάτω:

$$(\text{Συνολική Απόδοση}) = (\text{Κεφαλαιακή Απόδοση}) + (\text{Μερισματική Απόδοση}) \quad (2)$$

Σε πολλές περιπτώσεις, οι ιστορικές τιμές μετοχών που υπάρχουν διαθέσιμες σε βάσεις δεδομένων, μέσω των οποίων θα γίνει και η άντληση των αρχικών στοιχείων) περιλαμβάνουν μέσα τους και την αποκοπή μερίσματος, δηλαδή είναι προσαρμοσμένες ως προς την διανομή μερίσματος. Έτσι, ο υπολογισμός της απόδοσης μιας μετοχής μέσω της σχέσης (1) περιλαμβάνει, ουσιαστικά, και τη μερισματική απόδοση και επομένως αντιστοιχεί στην συνολική απόδοση της, όπως δείχνει η σχέση (2), που είναι και το ζητούμενο, για να χρησιμοποιηθεί στην περαιτέρω ανάλυση των δεδομένων για διερεύνηση των υπό μελέτη υποθέσεων.

Ο Γενικός Δείκτης υπολογίζεται με βάση τις χρηματιστηριακές τιμές κάποιων σημαντικών εταιρειών οι οποίες είναι προσαρμοσμένες για τα μερίσματα που διανέμουν. Επομένως, το επίπεδο του Γενικού Δείκτη, όπως αυτό υπολογίζεται καθημερινά, εμπεριέχει και την προσαρμογή για τα μερίσματα που διανέμονται και επομένως η συνολική εβδομαδιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη υπολογίζεται με βάση την παρακάτω σχέση:

$$R_{m,t} = \frac{P_{m,t}}{P_{m,t-1}} - 1 \quad (3)$$

Όπου, $R_{m,t}$ = η εβδομαδιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη την εβδομάδα t

$P_{m,t}$ = το επίπεδο του Γενικού Δείκτη την εβδομάδα t

$P_{m,t-1}$ = το επίπεδο του Γενικού Δείκτη την προηγούμενη εβδομάδα $t-1$

Στο σημείο αυτό, αξίζει να παρουσιαστούν και άλλες δύο σχέσεις για τον υπολογισμό των συνολικών εβδομαδιαίων αποδόσεων των μετοχών και του δείκτη (δεδομένου ότι οι τιμές των μετοχών είναι και πάλι προσαρμοσμένες για την διανομή μερισμάτων) οι οποίες ισχύουν προσεγγιστικά μαθηματικά:

$$R_{ic} = \ln P_{ic} - \ln P_{ic-1} = \ln \left(\frac{P_{ic}}{P_{ic-1}} \right) \quad (4)$$

$$R_{mc} = \ln P_{mc} - \ln P_{mc-1} = \ln \left(\frac{P_{mc}}{P_{mc-1}} \right) \quad (5)$$

Η σχετική θεωρία αναφέρει ότι οι αποδόσεις μετοχών και δείκτη υπολογίζονται πιο ορθά με τις σχέσεις (4), (5) διότι λαμβάνουν υπόψη τους τον συνεχή ανατοκισμό.

Η λογική είναι ότι ο συνεχής ανατοκισμός θεωρείται μια έννοια συμβατή με τις μετοχές διότι οι αξίες τους αλλάζουν ακόμα και μέσα στην ημέρα κατά τη διάρκεια διαπραγματεύσεώς τους και δεν έχουν κάποια περίοδο ανατοκισμού όπως π.χ. οι καταθέσεις (εξάμηνος, μηνιαίος ανατοκισμός) ή γενικά τα τραπεζικά προϊόντα και προϊόντα της χρηματαγοράς (επιτόκιο τριμήνου, μήνα, overnight κτλ). Έτσι, για τον υπολογισμό των αποδόσεων περιουσιακών στοιχείων όπως είναι οι μετοχές που ο ανατοκισμός τους μπορεί να θεωρηθεί ότι προσεγγίζει το συνεχές χρονικό πλαίσιο θεωρείται ότι γίνεται με καλύτερη προσέγγιση με τις σχέσεις (4), (5) και όχι με τις σχέσεις (1), (3) που υπονοούν διακριτό ανατοκισμό και μάλιστα στην προκειμένη περίπτωση εβδομαδιαίο ανατοκισμό, που μπορεί να φανεί και σαν κάτι αυθαίρετο.

Ο υπολογισμός του συστηματικού κινδύνου, που είναι ο ένας παράγοντας που εξετάζεται κατά πόσο επιδράει στις αποδόσεις των μετοχών, διεξάγεται με οικονομετρικές τεχνικές οι οποίες χρησιμοποιούν ως δεδομένα τις αποδόσεις των μετοχών και της αγοράς, δηλαδή του Γενικού Δείκτη. Επομένως, για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου δεν χρειάζεται κάποια περαιτέρω επεξεργασία των δεδομένων, αλλά στατιστική – οικονομετρική ανάλυσή τους.

Ο άλλος παράγοντας που εξετάζεται κατά πόσο επιδράει στις αποδόσεις των μετοχών είναι το μέγεθος των εταιρειών, που αποφασίστηκε να μετρηθεί με βάση τη χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Η χρηματιστηριακή αξία (Market Value, MV_i) ορίζεται ως εξής:

$$MV_t = (\text{Αριθμός Κυκλοφορούντων Μετοχών}) * (\text{Τιμή Μετοχής}) \quad (6)$$

Η τιμή της μετοχής είναι δεδομένο που αντλείται έτσι και αλλιώς. Ο αριθμός των μετοχών δεν μένει σταθερός διαχρονικά απαραίτητα. Αντίθετα, είναι δυνατό κάποιες στιγμές μέσα στη δεκαετία (ακόμα και μέσα σε ένα έτος είναι δυνατό) να μεταβάλλεται ο αριθμός των κυκλοφορούντων μετοχών λόγω έκδοσης νέων μετοχών, εξαγοράς παλαιών, λόγω διάσπασής τους (stock split), λόγω επανένωσής τους (reverse stock split) κτλ.

Εάν η βάση δεδομένων που θα χρησιμοποιηθεί για την άντληση των δεδομένων περιέχει εβδομαδιαία στοιχεία για τον αριθμό κυκλοφορούντων μετοχών, θα χρησιμοποιηθεί η σχέση (6) για να προκύψει το «μέγεθος» της κάθε εταιρείας. Αλλιώς, είναι πιθανό στη βάση να υπάρχει απευθείας η χρηματιστηριακή αξία για κάθε μια εβδομάδα ξεχωριστά.

Πάντως, όπως και να αντληθεί η χρηματιστηριακή αξία, τελικά θα χρησιμοποιηθεί στην περαιτέρω στατιστική – οικονομετρική ανάλυση ο φυσικός λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας ($\ln MV_t$). Ο λόγος είναι ότι έχει βρεθεί εμπειρικά ότι η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και την χρηματιστηριακή αξία δεν είναι γραμμική. Μάλιστα, πιο συγκεκριμένα, έχει βρεθεί σε διάφορες παρόμοιες μελέτες σχέσης απόδοσης και μεγέθους εταιρειών ότι εάν χρησιμοποιείται ο λογάριθμός της χρηματιστηριακής αξίας τότε περιγράφεται ακόμα καλύτερα η σχετική σχέση.

Συνοψίζοντας, η επεξεργασία των δεδομένων περιλαμβάνει τη μετατροπή των τιμών των μετοχών και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη σε εβδομαδιαίες αποδόσεις με χρήση των σχέσεων (4), (5) και χρήση της σχέσης (6) για υπολογισμό της χρηματιστηριακής αξίας, ως «μέγεθος» εταιρείας και επιπλέον χρήση του φυσικού λογάριθμου της χρηματιστηριακής αξίας στην περαιτέρω στατιστική – οικονομετρική ανάλυση για την διερεύνηση των ερευνητικών υποθέσεων.

4.1.4 ΘΕΜΑΤΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ – ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ

Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση των (επεξεργασμένων) δεδομένων προς τη διερεύνηση των υπό εξέταση υποθέσεων είναι σχεδόν η ίδια που έχει χρησιμοποιηθεί για τον εμπειρικό έλεγχο των ίδιων υποθέσεων στο πλαίσιο της έρευνας των Διακογιάννη & Σεργεδάκη (1996) η οποία με τη σειρά της είχε ακολουθήσει τη μεθοδολογία των Fama & MacBeth (1973).

Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή, χωρίζεται η κάθε περιοχή ελέγχου σε τρεις διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους του συνολικού δείγματος. Η κάθε μια υποπερίοδος καλύπτει διάστημα 1 έτους ή αλλιώς 52 εβδομάδων. Εν συνεχεία εφαρμόζονται τα παρακάτω βήματα σε κάθε μια υποπερίοδο:

Βήμα 1:

Στην πρώτη υποπερίοδο, δηλαδή το έτος 2001, διαμορφώνονται τα χαρτοφυλάκια. Για τις ανάγκες της έρευνας το κάθε χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από 7-8 μετοχές. Επομένως, δεδομένου ότι θα έχουν ληφθεί δεδομένα για 116 μετοχές, τότε θα σχηματιστούν 15 χαρτοφυλάκια. Για ευκολία στις πράξεις, το κάθε χαρτοφυλάκιο θα κατασκευάζεται με ίσα βάρη για τις 7-8 μετοχές που θα το απαρτίζουν.

Το κριτήριο για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων θα είναι ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, στο πρώτο χαρτοφυλάκιο θα συμμετέχουν οι 8 μετοχές με τον πιο υψηλό συστηματικό κίνδυνο, στο δεύτερο χαρτοφυλάκιο θα συμμετέχουν οι επόμενες 8 μετοχές με το «δεύτερο» υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο και τέλος στο τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα συμμετέχουν οι 7 μετοχές με τον χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο. Όμως, για να βρεθεί ποιες μετοχές έχουν τον υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο και ποιες τον χαμηλότερο κοκ., αυτό σημαίνει ότι θα πρέπει να εκτιμηθεί ο συστηματικός κίνδυνος σε κάθε μετοχή και κατόπιν να γίνει η σχετική κατάταξη των μετοχών από την μετοχή με τον υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο έως αυτή με τον χαμηλότερο.

Προκύπτει, εμμέσως πλην σαφώς, ότι θα πρέπει να εφαρμοστεί και μια μεθοδολογία εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου, με την έννοια ότι ο συστηματικός κίνδυνος δεν είναι ανάμεσα στα δεδομένα που έχουν αντληθεί για κάθε μια μετοχή. Σύμφωνα με τη σχετική χρηματοοικονομική θεωρία, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου

είναι η ευαισθησία που έχει η απόδοσή του σε σχέση με την μεταβολή της απόδοσης της αγοράς. Έτσι, ο συστηματικός κίνδυνος μετράται, σύμφωνα με την ίδια θεωρία, με βάση τον λεγόμενο συντελεστή βήτα ο οποίος εκτιμάται οικονομετρικά με βάση το γνωστό (οικονομετρικό από τεχνικής απόψεως) υπόδειγμα της αγοράς (market model) το οποίο εξειδικεύεται ως εξής:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} + \hat{e}_{it} \quad (7)$$

Όπου, R_{it} = η απόδοση της i μετοχής κατά την εβδομάδα t

R_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Γενικού Δείκτη) κατά την εβδομάδα t

$\hat{\alpha}_i$ = η εκτίμηση του σταθερού όρου του υποδείγματος που περιγράφει την κατά μέσο όρο απόδοση της i μετοχής για μηδενική απόδοση της αγοράς

$\hat{\beta}_i$ = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που μετράει το συστηματικό κίνδυνο της i μετοχής, δηλαδή η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου της i μετοχής

\hat{e}_{it} = τα κατάλοιπα από την εκτίμηση του υποδείγματος

$t = 1, 2, \dots, 52$ εβδομάδες του έτους 2001

$i = 1, 2, \dots, 116$ μετοχές

Έχοντας ιστορικά στοιχεία για τις αποδόσεις των 116 μετοχών και του Γενικού Δείκτη και με χρήση τις 52 παρατηρήσεις της κάθε μετοχής και του Γενικού Δείκτη (για το έτος 2001) εφαρμόζεται η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares – OLS) και λαμβάνονται εκτιμήσεις για το συντελεστή $\hat{\beta}_i$, δηλαδή για το συστηματικό κίνδυνο κάθε μιας μετοχής (116 εκτιμήσεις).

Για να προκύψουν αξιόπιστα αποτελέσματα από αυτές τις 116 εκτιμήσεις του υποδείγματος (7) θα πρέπει ο αληθινός διαταρακτικός όρος e_{it} να πληροί τις παρακάτω οικονομετρικές υποθέσεις – προϋποθέσεις:

α) Οι τιμές του διαταρακτικού όρου να κατανέμονται κανονικά

β) Μηδενική αναμενόμενη τιμή, $E(e_{it}) = 0$

γ) Η διακύμανση του να είναι σταθερή όλη τη διάρκεια του δείγματος (ομοσκεδαστικότητα), $E(e_{it}^2) = \sigma_e^2$

δ) Να μην υπάρχει διαχρονική συσχέτιση μεταξύ των τιμών του διαταρακτικού όρου (ανεξαρτησία – μη αυτοσυσχέτιση), $E(e_{it} e_{i,t-s}) = 0$

ε) Να μην υπάρχει σχέση μεταξύ διαταρακτικού όρου και της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{mt} , $E(e_{it} R_{mt}) = 0$

Διάφορες εμπειρικές μελέτες και μάλιστα στην Ελληνική Αγορά (Καραθάνης & Φίλιππας, 1994) έχουν δείξει ότι οι υποθέσεις της κανονικότητας και της σταθερής διακύμανσης παραβιάζονται, ενώ αντίθετα η αυτοσυσχέτιση δεν αποτελεί σοβαρό οικονομετρικό πρόβλημα κατά την εκτίμηση του υποδείγματος (7) και κατά συνέπεια κατά την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Πάντως, θα πρέπει να σημειωθεί ότι κατά τη διάρκεια της εκτίμησης του υποδείγματος (7), η οποία έγινε με τη μέθοδο OLS, όπως ήδη αναφέρθηκε, όποτε παρατηρήθηκαν οικονομετρικά προβλήματα, κυρίως παραβιάσεις των υποθέσεων (γ) και (δ), δηλαδή παρουσία ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης, χρησιμοποιούνται κατάλληλες οικονομετρικές τεχνικές διόρθωσης των προβλημάτων αυτών και απόκτησης, κατά συνέπεια, αξιόπιστων εκτιμήσεων για τον συστηματικό κίνδυνο.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η υπόθεση της κανονικότητας αφορά όχι τόσο την αξιοπιστία των εκτιμήσεων, αλλά τη διαδικασία στατιστικών ελέγχων υποθέσεων. Εντούτοις, στην προκειμένη περίπτωση το ενδιαφέρον βρίσκεται μόνο στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου και όχι σε περαιτέρω έλεγχο υποθέσεων πάνω σε αυτό. Για αυτό και δεν υπάρχει ενδιαφέρον για εξέταση της υπόθεσης της κανονικότητας. Επίσης, λόγω της φύσης της μεθόδου εκτίμησης OLS, τα κατάλοιπα εμφανίζουν μηδενικό μέσο και έτσι δεν τίθεται θέμα παραβίασης της υπόθεσης (β). Τέλος, η μεταβλητή που μετράει τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς θεωρείται ότι επηρεάζει το ίδιο εξωγενώς όλες μετοχές και επομένως δεν μπορεί να έχει οποιαδήποτε σχέση με τον διαταρακτικό όρο (που παρεμπιπτόντως μετράει τον ειδικό κίνδυνο κάθε μετοχής που είναι ανεξάρτητος από την αγορά) και επομένως δεν τίθεται θέμα παραβίασης της υπόθεσης (ε). Για αυτό τίθεται αμφιβολία για την ισχύ των υποθέσεων (γ) και (δ) και για αυτό μόνο για αυτές τις υποθέσεις εξετάζεται τυχόν παραβίασή τους και διεξάγεται σχετικές διορθώσεις εάν τυχόν παραβιάζονται.

Μετά την αξιόπιστη εκτίμηση των συντελεστών β_i , όπου, $i = 1, 2, \dots, 116$ που αποτελεί την αξιόπιστη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή, οι 116 μετοχές κατατάσσονται κατά αύξοντα αριθμό βάσει του εκτιμώμενου συντελεστή β_i . Ακολούθως, ανά 7-8 μετοχές κατατάσσονται σε χαρτοφυλάκια που έχουν από το μικρότερο συστηματικό κίνδυνο έως τον υψηλότερο. Με αυτόν τον τρόπο σχηματίζονται 15 χαρτοφυλάκια. Προφανώς, το πρώτο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις 8 μετοχές με το χαμηλότερο συντελεστή βήτα, άρα και το χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο, ενώ το 15^ο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις 7 μετοχές με τον υψηλότερο συντελεστή βήτα, άρα και τον υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο. Θα πρέπει να επισημανθεί και πάλι ότι σε κάθε χαρτοφυλάκιο η κάθε μετοχή έχει βάρος ίσο με 1/8 ή 1/7, δηλαδή η κάθε μετοχή έχει ίσο βάρος, προκειμένου να υπάρχει μια ευκολία στις πράξεις που αφορούν τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου ως την απλή μέση τιμή των επιμέρους εβδομαδιαίων αποδόσεων των μετοχών που απαρτίζουν κάθε χαρτοφυλάκιο.

Βήμα 2:

Η δεύτερος υποπερίοδος των επόμενων 52 εβδομάδων, έτος 2002, χρησιμοποιείται προκειμένου να υπολογιστούν οι συντελεστές βήτα και το μέσο μέγεθος για κάθε ένα από τα 15 σχηματισμένα χαρτοφυλάκια που προέκυψαν με βάση το πρώτο βήμα.

Ο συντελεστής βήτα του κάθε χαρτοφυλακίου υπολογίζεται με βάση τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Πιο συγκεκριμένα, εκτιμάται το παρακάτω οικονομετρικό υπόδειγμα:

$$R_{pt} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p R_{mct} + \epsilon_{pt} \quad (8)$$

Όπου, R_{pt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά την εβδομάδα t

R_{mct} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Γενικού Δείκτη) κατά την εβδομάδα t

$\hat{\alpha}_p$ = η εκτίμηση του σταθερού όρου του υποδείγματος που περιγράφει την κατά μέσο όρο απόδοση του p χαρτοφυλακίου για μηδενική απόδοση αγοράς

$\hat{\beta}_p$ = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που μετράει το συστηματικό κίνδυνο του p χαρτοφυλακίου, δηλαδή η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του p χαρτοφυλακίου

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

\hat{e}_{it} = τα κατάλοιπα από την εκτίμηση του υποδείγματος

$t = 1, 2, \dots, 52$ εβδομάδες του έτους 2001

$p = 1, 2, \dots, 15$ χαρτοφυλάκια

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά την εβδομάδα t υπολογίζεται ως ο απλός αριθμητικός μέσος των επιμέρους αποδόσεων των μετοχών που συμμετέχουν:

$$\bar{R}_{pt} = \frac{1}{g} \sum_{i=1}^g R_{it} \quad (9)$$

Το μέγεθος για το κάθε χαρτοφυλάκιο προκύπτει ως ο απλός αριθμητικός μέσος των επιμέρους λογαριθμικών χρηματιστηριακών αξιών σε κάθε μετοχή:

$$\ln M_{pt} = \frac{1}{g} \sum_{i=1}^g \ln M_{it} \quad (10)$$

Όπου, $\ln M_{pt}$ = το μέσο «μέγεθος» του χαρτοφυλακίου p την εβδομάδα t

$\ln M_{it}$ = το «μέγεθος» της i μετοχής που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο την εβδομάδα t

Βήμα 3:

Στην τρίτη υποπερίοδο που αποτελείται και αυτή από 52 εβδομάδες, το έτος 2003, υπολογίζεται η μέση εβδομαδιαία απόδοση για κάθε ένα από τα 15 χαρτοφυλάκια με βάση τη σχέση (9). Εν συνεχεία για κάθε μια από τις 52 εβδομάδες εκτιμώνται οι παρακάτω διαστρωματικές (όπου το κάθε στρώμα είναι το κάθε χαρτοφυλάκιο) παλινδρομήσεις:

$$\bar{R}_{pt} = \rho_{0t} + \rho_{1t} \beta_{p,t-1} + \rho_{2t} \ln(M_{p,t-1}) + \eta_{pt} \quad (11)$$

$$R_{pt} = \rho_{0t} + \rho_{2t} \ln(M_{p,t-1}) + \eta_{pt} \quad (12)$$

$$\bar{R}_{pt} = \rho_{0t} + \rho_{1t} \beta_{p,t-1} + \eta_{pt} \quad (13)$$

Όπου, \bar{R}_{pt} = η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p στο τέλος της εβδομάδας t

$\hat{\beta}_{p,t-1}$ = η εκτίμηση του συντελεστή β (συστηματικού κινδύνου) του χαρτοφυλακίου p στο προηγούμενο έτος $t-1$

$\ln(M_{p,t-1})$ = το μέσο μέγεθος των εταιρειών (μέσο λογαριθμικό) που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο p στο προηγούμενο έτος $t-1$

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ
ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

$\rho_{0t}, \rho_{1t}, \rho_{2t}$ = οι εκτιμημένοι συντελεστές σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση

$\eta_{p,t}$ = τα κατάλοιπα του κάθε υποδείγματος που υποθέτουμε ότι είναι μηδενικού μέσου, ομοσκεδαστικά, χωρίς αυτοσυσχέτιση, χωρίς συσχέτιση με τις ερμηνευτικές μεταβλητές $\beta_{p,t-1}$ και $\ln(M_{p,t-1})$

$t = 1, 2, \dots, 52$

$p = 1, 2, \dots, 15$

Θα πρέπει να επισημανθεί και πάλι ότι η εκτίμηση των παλινδρομήσεων (11), (12), (13) διεξήχθη με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και ότι όπου προέκυπτε πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας ή αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, έγιναν οι κατάλληλες διορθώσεις – μετασχηματισμοί και έτσι αποκτήθηκαν αξιόπιστες εκτιμήσεις για τους συντελεστές $\rho_{0t}, \rho_{1t}, \rho_{2t}$.

Βήμα 4:

Έχοντας εκτιμήσει 52 φορές την τριάδα των συντελεστών $\rho_{0t}, \rho_{1t}, \rho_{2t}$, εκτιμώνται οι διαστρωματικοί μέσοι τους με βάση την παρακάτω σχέση:

$$\bar{\rho}_{it} = \frac{\sum_{t=1}^{52} \rho_{it}}{52}, \text{ για } i = 0, 1, 2 \quad (14)$$

Οι διαστρωματικοί αυτοί μέσοι αποτελούν την εκτίμηση των συντελεστών σε ετήσια βάση. Η ερμηνεία των συντελεστών αυτών είναι η παρακάτω:

ρ_{1t} = εκτίμηση πόσες ποσοστιαίες μονάδες κατά μέσο όρο μεταβάλλεται η απόδοση του χαρτοφυλακίου για μια επιπλέον μονάδα αύξησης του συστηματικού κινδύνου.

ρ_{2t} = εκτίμηση πόσες ποσοστιαίες μονάδες κατά μέσο όρο μεταβάλλεται η απόδοση του χαρτοφυλακίου για μια επιπλέον μονάδα αύξησης του μεγέθους των εταιρειών.

Από την ερμηνεία αυτή είναι προφανές ότι οι εκτιμήσεις αυτές δεν είναι παρά οι τυχόν επιδράσεις του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών ως προς την απόδοση των χαρτοφυλακίων, δηλαδή των μετοχών. Έτσι, εάν οι συντελεστές αυτοί είναι στον πληθυσμό μηδενικοί, τότε δεν υπάρχει επίδραση, ενώ

εάν είναι μη μηδενικοί, τότε υπάρχει επίδραση. Επομένως, για να απαντηθούν τα ερωτήματα των ερευνητικών υποθέσεων, κατασκευάζονται τα παρακάτω ζεύγη των στατιστικών υποθέσεων:

$H_{10}: \gamma_1 = 0 \Leftrightarrow$ ο συστηματικός κίνδυνος δεν έχει στατιστικά σημαντική επίδραση στην απόδοση των μετοχών

$H_{11}: \gamma_1 > 0 \Leftrightarrow$ ο συστηματικός κίνδυνος έχει στατιστικά σημαντική θετική επίδραση στην απόδοση των μετοχών

$H_{20}: \gamma_2 = 0 \Leftrightarrow$ το μέγεθος των εταιρειών δεν έχει στατιστικά σημαντική επίδραση στην απόδοση των μετοχών

$H_{21}: \gamma_2 \neq 0 \Leftrightarrow$ το μέγεθος των εταιρειών έχει στατιστικά σημαντική επίδραση στην απόδοση των μετοχών

Όπου, γ_1 , γ_2 είναι οι αληθινοί διαχρονικοί συντελεστές που δείχνουν την κατά μέσο όρο επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών, αντίστοιχα, στις αποδόσεις των μετοχών.

Η στατιστική συνάρτηση με την οποία θα γίνει ο έλεγχος είναι η t-στατιστική για τον έλεγχο ενός μέσου όρου. Η λογική είναι ότι ο κάθε συντελεστής γ_i εκτιμάται ως ένας μέσος συντελεστής με δείγμα τις 52 εβδομάδες του έτους όπου «μετρώνται» οι επιμέρους συντελεστές κάθε εβδομάδα. Επομένως, η εκτίμησή του σε επίπεδο έτους γίνεται με τη λογική του δειγματικού μέσου, ο οποίος λόγω του μεγάλου δείγματος ($n = 52 > 30$) και με βάση το κεντρικό οριακό θεωρείται κατανέμεται προσεγγιστικά κανονικά. Δηλαδή, ισχύει το παρακάτω:

$$\frac{\bar{y}_{it}}{\sigma(\hat{y}_{it})/\sqrt{n}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (15)$$

Όμως, η τυπική απόκλιση των επιμέρους μέσων ($\sigma(\hat{y}_{it})$) είναι άγνωστη. Έτσι, θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί η εκτίμηση της τυπικής απόκλισης αυτής ($S(\hat{y}_{it})$) για την οποία ισχύει προσεγγιστικά η παρακάτω σχέση:

$$\left(\frac{S(\hat{y}_{it})}{\sigma(\hat{y}_{it})}\right)^2 (n-1) \sim \chi_{n-1}^2 \quad (16)$$

Συνδυάζοντας τις σχέσεις (15), (16) προκύπτει η κατανομή της στατιστικής συνάρτησης που θα χρησιμοποιηθεί τελικά για τον έλεγχο υποθέσεων:

$$\frac{\bar{Y}_T}{s(\bar{Y}_T)/\sqrt{n}} \sim t_{n-1} \quad \text{ή} \quad \frac{\bar{Y}_T}{s(\bar{Y}_T)/\sqrt{52}} \sim t_{52} \quad (17)$$

$$\text{Όπου, } s(\bar{Y}_T) = \sqrt{\frac{\sum_{t=2}^n Y_{it}^2 - n\bar{Y}_T^2}{n-1}} \quad (18)$$

Η παραπάνω διαδικασία, από το βήμα 1 έως το βήμα 4 επαναλαμβάνεται κινούμενοι 1 έτος εμπρός κάθε φορά. Δηλαδή η περίοδος εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου θα είναι μετά το έτος 2002, η περίοδος διάρθρωσης των χαρτοφυλακίων το έτος 2003 και η περίοδος εμπειρικού ελέγχου των υποθέσεων θα είναι η περίοδος 2004. Η διαδικασία αυτή θα συνεχιστεί έτσι ώστε να προκύπτουν στατιστικά συμπεράσματα σχετικά με την ισχύ των υποθέσεων, με χρήση της στατιστικής στη σχέση (17), για τα έτη, 2005, 2006 κτλ μέχρι και το έτος 2008. Δηλαδή, η διαδικασία αυτή πρόκειται να επαναληφθεί 6 φορές μια για κάθε έτος από το 2003 έως το 2008.

Ουσιαστικά, η διαδικασία αυτή, που περιελάμβανε τα τέσσερα βήματα, είχε ως αρχικό στόχο την κατασκευή των υποδειγμάτων (11), (12), (13) έτσι ώστε να εκτιμηθεί η σχέση, άρα και η επίδραση των παραγόντων του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών ως προς τις αποδόσεις των μετοχών. Αυτό σε ένα πρώτο επίπεδο.

Σε ένα δεύτερο επίπεδο, επειδή τα υποδείγματα (11), (12), (13) εκτιμώνται 52 φορές μέσα σε ένα έτος και είναι ιδιαίτερα χρονοβόρο και κοπιαστικό να γίνει ο ίδιος έλεγχος 52 φορές μέσα σε κάθε έτος προτιμήθηκε να εκτιμηθεί ένας «μέσος ετήσιος» συντελεστής στα υποδείγματα αυτά και να εξεταστεί με βάση αυτή την εκτίμηση η επίδραση των υπό εξέταση παραγόντων στις αποδόσεις των μετοχών.

Βέβαια, εκτός από τον κόπο, θεωρείται και χωρίς νόημα να εξετάζεται κάθε μια εβδομάδα χωριστά εάν υπάρχει επίδραση ή όχι των παραγόντων με την έννοια ότι σε μια εβδομάδα είναι δυνατό να έχουν συμβεί κάποια «ιδιαίτερα» γεγονότα που να δείχνουν μεροληπτικά αποτελέσματα. Αντίθετα, σε ένα έτος όλα αυτά τα «ιδιαίτερα»

αντισταθμίζουν το ένα το άλλο κατά κάποιο τρόπο και έτσι μπορεί να «φανεί» η ολική, «πραγματική» επίδραση που υπάρχει και έτσι να γίνει πιο αξιόπιστο ο σχετικός έλεγχος των ερευνητικών υποθέσεων.

Στο επόμενο κεφάλαιο εφαρμόζεται πλήρως όλη η ερευνητική μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στο παρόν κεφάλαιο και έτσι προκύπτουν τα εμπειρικά συμπεράσματα αυτής της έρευνας, τα οποία και παρουσιάζονται λεπτομερώς σε σχετικούς πίνακες και γραφήματα όπου τυχόν χρειάζεται.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

5.1 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Στο πέμπτο κεφάλαιο της εργασίας παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθοδολογίας έρευνας που παρουσιάστηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο. Θα πρέπει να υπενθυμιστεί ότι η εμπειρική έρευνα αφορά την εξέταση των υποθέσεων κατά πόσο ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν με συστηματικό τρόπο τις αποδόσεις των μετοχών.

Για το σκοπό της εφαρμογής της εμπειρικής μελέτης συλλέχθηκαν στοιχεία που αφορούν τιμές και χρηματιστηριακές αξίες 116 μετοχών, καθώς και επίπεδα του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ σε εβδομαδιαία βάση κατά την περίοδο 2001 – 2008. Από τις τιμές των μετοχών υπολογίστηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις (με χρήση λογαρίθμων των τιμών) και οι λογάριθμοι των χρηματιστηριακών αξιών προκειμένου να εκτιμηθούν οι συστηματικοί κίνδυνοι τους, να διαμορφωθούν τα χαρτοφυλάκια και να εκτιμηθούν οι παλινδρομήσεις (11), (12), (13) για να εξεταστούν στατιστικά οι ερευνητικές υποθέσεις.

5.1.1 ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΒΗΜΑΤΩΝ 1-4 ΠΕΡΙΟΔΟΣ 2001-2003

Στο βήμα 1 με στοιχεία για το έτος 2001 εκτιμήθηκε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων η παρακάτω παλινδρόμηση για κάθε μια από τις 116 μετοχές:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} + \hat{\epsilon}_{it} \quad (7)$$

Όπου, $t = 1, 2, \dots, 52$ εβδομάδες του έτους 2001

$i = 1, 2, \dots, 116$ μετοχές

Επομένως, με χρήση των 52 παρατηρήσεων για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του δείκτη ($R_{m,t}$) και 52 παρατηρήσεις για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις της κάθε i μετοχής (R_{it}) εκτιμήθηκε η παλινδρόμηση (7) 116 φορές με σκοπό να προκύψουν 116 εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα της κάθε μετοχής που μετρούν τον συστηματικό κίνδυνο.

Καθώς τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση της παλινδρόμησης (7) είναι χρονολογικές σειρές αυτό σημαίνει ότι μπορεί να παραβιάζεται και η υπόθεση

της μη αυτοσυσχέτισης, αλλά, φυσικά, και της ομοσκεδαστικότητας. Προκειμένου να ληφθούν αξιόπιστες εκτιμήσεις για τους 116 συντελεστές βήτα (β_i) για κάθε μετοχή, εφαρμόστηκε στο πλαίσιο της εφαρμογής των ελαχίστων τετραγώνων και η μέθοδος εκτίμησης-διόρθωσης Newey-West η οποία λαμβάνει υπόψη τυχόν ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ή /και ετεροσκεδαστικότητας. Έτσι, με βάση τις εκτιμήσεις αυτές προέκυψαν οι συστηματικοί κίνδυνοι για κάθε μετοχή.

Ακολούθως, κατατάσσονται οι μετοχές αυτές στα χαρτοφυλάκια με βάση τον εκτιμημένο συντελεστή βήτα. Να σημειωθεί ξανά σε αυτό το σημείο ότι οι μετοχές με το χαμηλότερο βήτα σχηματίζουν το πρώτο χαρτοφυλάκιο, οι μετοχές με τα επόμενα λίγο υψηλότερα βήτα σχηματίζουν το δεύτερο, οι μετοχές με τα υψηλότερα βήτα από όλες σχηματίζουν το τελευταίο κτλ. Τα σχετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα παρακάτω:

Πίνακας 1, Σχηματισμός Χαρτοφυλακίων με στοιχεία του 2001

Χαρτοφυλάκιο	Μετοχή	Συντελεστής βήτα
1	r92	-0,3101
	r10	-0,1784
	r88	0,1194
	r60	0,1398
	r89	0,1710
	r34	0,1774
	r59	0,1774
	r71	0,2136
2	r63	0,2145
	r13	0,2480
	r33	0,2589
	r101	0,2612
	r85	0,2661
	r87	0,2664
	r70	0,2751
3	r25	0,2870
	r23	0,3002
	r24	0,3056
	r28	0,3067
	r53	0,3173
	r111	0,3200
	r57	0,3213
	r93	0,3314
r78	0,3372	

Πίνακας 1, Συνέχεια

Χαρτοφυλάκιο	Μετοχή	Συντελεστής βήτα
4	r12	0,3626
	r11	0,3686
	r80	0,3714
	r7	0,3749
	r43	0,3867
	r45	0,3867
	r112	0,3994
	r4	0,4078
5	r31	0,4113
	r37	0,4168
	r68	0,4187
	r54	0,4231
	r49	0,4265
	r102	0,4275
	r46	0,4299
	r56	0,4304
6	r50	0,4316
	r21	0,4362
	r86	0,4369
	r42	0,4442
	r55	0,4502
	r20	0,4605
	r3	0,4855
	r90	0,4858
7	r104	0,4887
	r106	0,4901
	r2	0,4908
	r81	0,4936
	r58	0,4955
	r65	0,4992
	r47	0,5090
	r79	0,5173
8	r29	0,5187
	r26	0,5191
	r36	0,5226
	r67	0,5239
	r105	0,5340
	r35	0,5428
	r84	0,5532
	r9	0,5569

Πίνακας 1, Συνέχεια

Χαρτοφυλάκιο	Μετοχή	Συντελεστής βήτα
9	r19	0,5712
	r64	0,5787
	r27	0,5937
	r96	0,5986
	r61	0,5992
	r41	0,5998
	r18	0,5999
	r114	0,6131
10	r98	0,6205
	r15	0,6233
	r110	0,6263
	r66	0,6271
	r83	0,6281
	r100	0,6286
	r95	0,6337
	r17	0,6393
11	r16	0,6394
	r77	0,6515
	r44	0,6535
	r116	0,6603
	r51	0,6740
	r99	0,6825
	r109	0,6973
	r94	0,7235
12	r22	0,7281
	r82	0,7331
	r113	0,7728
	r8	0,7771
	r75	0,7783
	r76	0,7839
	r30	0,7902
13	r103	0,8072
	r5	0,8306
	r69	0,8309
	r6	0,8344
	r39	0,8416
	r72	0,8538
	r32	0,8559

Πίνακας 1, Συνέχεια

Χαρτοφυλάκιο	Μετοχή	Συντελεστής βήτα
14	r91	0,8601
	r14	0,8615
	r48	0,8736
	r115	0,8950
	r62	0,8955
	r1	0,9135
	r108	0,9142
15	r73	0,9523
	r74	0,9697
	r52	1,0056
	r97	1,0801
	r107	1,0912
	r38	1,1018
	r40	1,1235

Στο βήμα 2 εκτιμούνται τα βήτα για κάθε χαρτοφυλάκιο με στοιχεία του 2002. Για την εκτίμηση των βήτα αυτών εκτιμάται η παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mct} + \epsilon_{pt} \quad (8)$$

Όπου, R_{pt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά την εβδομάδα t

R_{mct} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Γενικού Δείκτη) κατά την εβδομάδα t

α_p = η εκτίμηση του σταθερού όρου του υποδείγματος που περιγράφει την κατά μέσο όρο απόδοση του p χαρτοφυλακίου για μηδενική απόδοση αγοράς

β_p = η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που μετράει το συστηματικό κίνδυνο του p χαρτοφυλακίου, δηλαδή η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του p χαρτοφυλακίου

ϵ_{it} = τα κατάλοιπα από την εκτίμηση του υποδείγματος

t = 1, 2, ..., 52 εβδομάδες του έτους 2002

p = 1, 2, ..., 15 χαρτοφυλάκια

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά την εβδομάδα t υπολογίζεται ως ο απλός αριθμητικός μέσος των επιμέρους αποδόσεων των μετοχών που συμμετέχουν με την έννοια ότι η κάθε μετοχή –για απλοποίηση– έχει το ίδιο βάρος:

$$R_{p,t} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 R_{i,t} \quad \text{ή} \quad R_{p,t} = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 R_{i,t} \quad (9)$$

Ανάλογα με το αν πρόκειται για χαρτοφυλάκιο με 8 ή 7 μετοχές.

Η παλινδρόμηση (8) εκτιμάται συνολικά 15 φορές με χρήση των 52 εβδομαδιαίων αποδόσεων του κάθε χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι επειδή πρόκειται και πάλι για δεδομένα χρονολογικών σειρών εφαρμόστηκε η μέθοδος Newey-West προκειμένου να ληφθεί υπόψη τυχόν αυτοσυσχέτιση ή /και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα και να προκύψουν έτσι αξιόπιστες εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων (β_p).

Επίσης, για κάθε χαρτοφυλάκιο και για κάθε εβδομάδα υπολογίζεται το μέσο λογαριθμικό μέγεθος της με βάση τον απλό αριθμητικό μέσο των λογάριθμου των εβδομαδιαίων χρηματιστηριακών αξιών κάθε μετοχής.

$$\ln M_{p,t} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \ln M_{i,t} \quad \text{ή} \quad \ln M_{p,t} = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 \ln M_{i,t} \quad (10)$$

Όπου, $\ln M_{p,t}$ = το μέσο «μέγεθος» του χαρτοφυλακίου p την εβδομάδα t

$\ln M_{i,t}$ = το «μέγεθος» της i μετοχής που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο την εβδομάδα t

Κατόπιν υπολογίζεται το μέσο ετήσιο λογαριθμικό μέγεθος για κάθε χαρτοφυλάκιο ως εξής:

$$\ln M_{p,2002} = \frac{1}{52} \sum_{t=1}^{52} \ln M_{p,t} \quad (10)'$$

Με αυτόν τον τρόπο προέκυψαν οι «μεταβλητές» $\beta_{p,2002}$ και $\ln M_{p,2002}$ που θα χρησιμοποιηθούν στις παλινδρομήσεις (11), (12), (13). Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται αμέσως παρακάτω:

Πίνακας 2, Υπολογισμός Μεταβλητών $\beta_{p,2002}$ και $\ln M_{p,2002}$

Χαρτοφυλάκιο (p)	βήτα χαρτοφυλακίου ($\beta_{p,2002}$)	Μέσο Μέγεθος Χαρτοφυλακίου ($\ln M_{p,2002}$)
1	0,2453	3,3500
2	0,1603	6,4065
3	0,2831	5,3048
4	0,4472	4,9367
5	0,3559	4,9510
6	0,2027	5,3186
7	0,2593	4,0068
8	0,3800	4,7566
9	0,2965	4,1824
10	0,5237	5,2344
11	0,5220	4,5314
12	0,4185	4,3170
13	0,5126	3,5038
14	0,2452	4,0864
15	0,5765	3,7374

Στο βήμα 3 εκτιμώνται οι παλινδρομήσεις που εξετάζουν τις υπό μελέτη ερευνητικές υποθέσεις. Οι παλινδρομήσεις αυτές διαμορφώνονται με βάση τα δεδομένα που έχουν προκύψει στον πίνακα 2 και έχουν την παρακάτω εξειδίκευση:

$$\bar{R}_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{p,2002} + \gamma_{2t} \ln(M_{p,2002}) + \eta_{p,t} \quad (11)$$

$$R_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{2t} \ln(M_{p,t-1}) + \eta_{p,t} \quad (12)$$

$$\bar{R}_{p,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{p,t-1} + \eta_{p,t} \quad (13)$$

Όπου, $R_{p,t}$ = η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p στο τέλος της εβδομάδας t για το έτος 2003 -βλέπε σχέση (9)

$\beta_{p,2002}$ = η εκτίμηση του συντελεστή β (συστηματικού κινδύνου) του χαρτοφυλακίου p στο προηγούμενο έτος 2002

$\ln(M_{p,2002})$ = το μέσο μέγεθος των εταιρειών (μέσο λογαριθμικό) που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο p στο προηγούμενο έτος 2002

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ
ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

$\beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}$ = οι εκτιμημένοι συντελεστές σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση

η_{pt} = τα κατάλοιπα του κάθε υποδείγματος που υποθέτουμε ότι είναι μηδενικού μέσου, ομοσκεδαστικά, χωρίς αυτοσυσχέτιση, χωρίς συσχέτιση με τις ερμηνευτικές μεταβλητές $\beta_{p,2002}$ και $\ln(M_{p,2002})$

$t = 1, 2, \dots, 52$

$p = 1, 2, \dots, 15$

Ουσιαστικά για κάθε μια από τις εξειδικεύσεις (11), (12), (13) θα εκτιμηθούν 52 παλινδρομήσεις, μια για κάθε εβδομάδα του έτους, με χρήση 15 παρατηρήσεων η κάθε μια (μια παρατήρηση για κάθε ένα από τα 15 χαρτοφυλάκια). Το ζητούμενο είναι η εκτίμηση των συντελεστών β_{1t} και β_{2t} για κάθε μια από τις 52 εβδομάδες.

Οι παλινδρομήσεις (11), (12), (13) χρησιμοποιούν διαστρωματικά στοιχεία και όχι στοιχεία χρονολογικών σειρών διότι η κάθε μια παλινδρόμηση χρησιμοποιεί στοιχεία 15 χαρτοφυλακίων για κάθε μια εβδομάδα, άρα οι παρατηρήσεις είναι τα 15 χαρτοφυλάκια, που λειτουργούν σαν «στρώματα». Επομένως, δεν υφίσταται κανένα θέμα αυτοσυσχέτισης εξορισμού (είναι φαινόμενο που μπορεί να εμφανίζεται μόνο σε στοιχεία χρονολογικών σειρών). Εντούτοις τίθεται θέμα εμφάνισης ετεροσκεδαστικότητας. Για το λόγο αυτό προκειμένου να αποκτηθούν αξιόπιστες εκτιμήσεις εφαρμόζεται η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων αλλά με τη μέθοδο διόρθωσης ετεροσκεδαστικότητας White που λαμβάνει υπόψη της τυχόν ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας και παράγει, έτσι, αξιόπιστους εκτιμητές.

Στον πίνακα παρακάτω παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για κάθε ένα χαρτοφυλάκιο για κάθε μια από τις 52 εβδομάδες.

Πίνακας 3, Εκτιμήσεις της Παλινδρόμησης $R_{pt} = \beta_{0t} + \beta_{1t}\beta_{p,2002} + \beta_{2t}\ln(M_{p,2002}) + \eta_{pt}$

t	β_{1t}	β_{2t}
1	0,043482	0,000283
2	-0,05946	0,007003
3	0,073657	0,008841
4	0,052921	0,000696
5	-0,01764	-0,00014
6	0,056361	0,010901
7	0,040667	0,001887

Πίνακας 3, Συνέχεια

t	$\hat{\beta}_{it}$	$\hat{\beta}_{it}$
8	0,037551	0,004721
9	0,038504	-0,01005
10	0,026119	0,01044
11	-0,15607	-0,00506
12	0,019177	-0,01394
13	0,005191	0,005307
14	0,20053	0,001277
15	0,115623	0,000902
16	-0,08877	0,019439
17	0,132298	-0,0047
18	0,038378	-0,00191
19	-0,06538	-0,00089
20	0,044145	-0,00183
21	-0,05463	-0,00174
22	0,051715	-0,00272
23	0,084595	0,010143
24	-0,13804	-0,01848
25	-0,0093	-0,01121
26	-0,07851	-0,00913
27	0,204003	-0,00213
28	0,112342	0,011606
29	-0,06285	-0,01306
30	-0,07606	-0,00708
31	0,108567	0,01468
32	-0,06495	-0,00847
33	0,043877	0,011156
34	-0,07031	-0,00298
35	-0,06435	-0,00213
36	0,027617	0,010756
37	-0,07572	-0,00716
38	-0,0401	0,00306
39	-0,05946	0,013791
40	0,171359	-0,00052
41	-0,03676	-0,00959
42	0,025768	0,010923
43	-0,07005	-0,00475
44	0,100623	0,001966
45	-0,04812	-0,00841
46	-0,07844	0,004856
47	-0,01787	5,54E-05
48	0,03255	0,006311
49	0,003146	0,006002

Πίνακας 3, Συνέχεια

t	$\hat{\rho}_{1t}$	$\hat{\rho}_{2t}$
	-	
50	0,02501	-0,00712
	-	
51	0,00836	0,003694
	-	
52	0,02556	0,000161

Αναλόγως εκτιμώνται με ελάχιστα τετράγωνα και τη διόρθωση White οι παλινδρομήσεις (12) και (13). Οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές αντίστοιχα παρουσιάζονται στον πίνακα παρακάτω:

Πίνακας 4, Εκτιμήσεις των Παλινδρομήσεων $R_{p,t} = \rho_{0t} + \rho_{2t} \ln(M_{p,t-1}) + \eta_{p,t}$ και

$$R_{p,t} = \rho_{0t} + \rho_{1t} \beta_{p,t-1} + \eta_{p,t}$$

t	$\hat{\rho}_{0t}$	$\hat{\rho}_{2t}$
1	0,042923	-0,00198
2	-0,07329	0,010101
3	0,056187	0,005002
4	0,051547	-0,00206
5	-0,01738	0,000785
6	0,03482	0,007963
7	0,036938	-0,00023
8	0,028222	0,002764
9	0,05837	-0,01206
10	0,005489	0,009079
11	-0,14607	0,003073
12	0,046716	-0,01494
13	-0,0053	0,005036
14	0,198007	-0,00917
15	0,113841	-0,00512
16	-0,12718	0,024065
17	0,14159	-0,0116
18	0,042142	-0,0039
19	-0,06362	0,002518
20	0,047759	-0,00413
21	-0,0512	0,001111
22	0,051769	-0,00272
23	0,064552	0,005734
24	-0,10153	-0,01129
25	0,012861	-0,01073
26	-0,06046	-0,00504

Πίνακας 4, Συνέχεια

t	$\hat{\gamma}_{1t}$	$\hat{\gamma}_{2t}$
27	0,20822	-0,01276
28	0,089409	0,005751
29	-0,03704	-0,00979
30	-0,06206	-0,00312
31	0,079558	0,009023
32	-0,04821	-0,00509
33	0,021833	0,008869
34	-0,06443	0,000686
35	-0,06013	0,00122
36	0,006362	0,009317
37	-0,06157	-0,00322
38	-0,04615	0,00515
39	-0,08671	0,016889
40	0,172393	-0,00945
41	-0,0178	-0,00768
42	0,004185	0,00958
43	-0,06067	-0,0011
44	0,096738	-0,00328
45	-0,03149	-0,00591
46	-0,08804	0,008944
47	-0,01797	0,000986
48	0,020079	0,004615
49	-0,00871	0,005838
50	-0,01095	-0,00581
51	-0,01566	0,00413
52	-0,02587	0,001493

Στο βήμα 4 πρόκειται να υπολογιστεί ο δειγματικός μέσος αυτών των 52 εκτιμήσεων προκειμένου να εκτιμηθούν τελικά οι συντελεστές γ_1 και γ_2 σε ετήσια βάση και να προκύψει συμπέρασμα σχετικά με τη σημαντικότητά τους, όπως έχει διατυπωθεί ο σχετικός στατιστικός έλεγχος.

Ο έλεγχος για κάθε συντελεστή θα διεξαχθεί με τον υπολογισμό της παρακάτω t-stat η οποία δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$t(\gamma_{it}) = \frac{\hat{\gamma}_{it}}{s(\hat{\gamma}_{it})/\sqrt{n}} \sim t_{n-1} \quad \text{ή} \quad t(\gamma_{it}) = \frac{\hat{\gamma}_{it}}{s(\hat{\gamma}_{it})/\sqrt{52}} \sim t_{52}$$

(17)

Όπου, ο δειγματικός μέσος και η τυπική απόκλιση των εκτιμήσεων υπολογίζονται ως εξής:

$$\bar{r}_{it} = \frac{\sum_{t=1}^n r_{it}}{n}, \text{ για } i = 0, 1, 2 \quad (14)$$

$$s(\bar{r}_{it}) = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n r_{it}^2 - n\bar{r}_{it}^2}{n-1}} \quad (18)$$

Προφανώς τα ίδια ισχύουν και για τον συντελεστή γ_2 . Έτσι, τα σχετικά αποτελέσματα που προέκυψαν για τους ελέγχους είναι τα παρακάτω:

Πίνακας 5, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Πρώτης και Δεύτερης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρόμησης (11)

	γ_{1t}	γ_{2t}
Μέσος	0,0077	0,0005
Τυπική Απόκλιση	0,0803	0,0082
Τυπικό Σφάλμα	0,0111	0,0011
t(γ_{it})	0,689	0,481
Κριτική Τιμή	1,68	2,01

Πίνακας 6, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Πρώτης και Δεύτερης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρομήσεων (12), (13)

	γ_{1t}	γ_{2t}
Μέσος	0,0066	0,0001
Τυπική Απόκλιση	0,0770	0,0080
Τυπικό Σφάλμα	0,0107	0,0011
t(γ_{it})	0,618	0,131
Κριτική Τιμή	1,68	2,01

Παρατηρείται ότι σε κάθε παλινδρόμηση, η t-stat για τον έλεγχο $H_{10}: \gamma_1 = 0$ είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε μονόπλευρο έλεγχο για επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επομένως, η αρχική υπόθεση $H_{10}: \gamma_1 = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί έναντι της εναλλακτικής $H_{11}: \gamma_1 > 0$.

Επομένως, δεν υπάρχουν ικανά στοιχεία για την περίοδο 2003 που να οδηγούν σε συμπέρασμα ότι $\gamma_1 > 0$. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν ικανά στοιχεία για την

περίοδο 2003 που να οδηγούν σε συμπέρασμα ότι ο συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει σημαντικά στατιστικά με θετικό τρόπο τις αποδόσεις των μετοχών. Με άλλα λόγια δεν προκύπτει κάποιο συμπέρασμα ότι όσο αυξάνει ο συστηματικός κίνδυνος υπάρχει σημαντική τάση να αυξηθούν και οι αποδόσεις, όπως προέκυψε με στοιχεία του 2003.

Παρατηρείται ότι σε κάθε παλινδρόμηση, η t-stat για τον έλεγχο $H_{20}: \gamma_2 = 0$ είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε δίπλευρο έλεγχο για επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επομένως, η αρχική υπόθεση $H_{20}: \gamma_2 = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί έναντι της εναλλακτικής $H_{21}: \gamma_2 \neq 0$.

Επομένως, δεν υπάρχουν ικανά στοιχεία για την περίοδο 2003 που να οδηγούν σε συμπέρασμα ότι $\gamma_2 \neq 0$. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν ικανά στοιχεία για την περίοδο 2003 που να οδηγούν σε συμπέρασμα ότι το μέγεθος της εταιρείας επηρεάζει σημαντικά στατιστικά τις αποδόσεις των μετοχών. Με άλλα λόγια το μέγεθος μιας εταιρείας δεν φαίνεται να επηρεάζει συστηματικά τις αποδόσεις της, όπως προέκυψε με στοιχεία του 2003.

Θα πρέπει να σημειωθεί σε αυτό το σημείο ότι ακριβώς τα ίδια βήματα εφαρμόστηκαν για κάθε ένα έτος εμπρός μέχρι το 2008. Δηλαδή, εκτιμήθηκαν ξανά οι συντελεστές βήτα το 2002 και κατασκευάστηκαν νέα χαρτοφυλάκια, εκτιμήθηκαν ξανά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων το 2003 και επανεκτιμήθηκαν οι συντελεστές γ_1, γ_2 το έτος 2004. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε ώστε να προκύψουν εκτιμήσεις των συντελεστών γ_1, γ_2 για όλα τα έτη 2004, 2005, 2006, 2007 και 2008.

Δεν κρίνεται σκόπιμο να παρουσιαστούν αναλυτικά όλες οι πράξεις, όπως αναλυτικά παρουσιάστηκαν για την περίοδο εκτίμησης 2001-2003, καθώς πρόκειται για ακριβώς την ίδια διαδικασία και ίδια μεθοδολογία. Απλώς να επισημανθεί ότι οι οικονομετρικές εκτιμήσεις των παλινδρομήσεων έγιναν ξανά με ελάχιστα τετράγωνα μαζί με διορθώσεις Newey-West για αντιμετώπιση ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης στις παλινδρομήσεις με στοιχεία χρονολογικών σειρών και διορθώσεις White για αντιμετώπιση ετεροσκεδαστικότητας στις παλινδρομήσεις με διαστρωματικά στοιχεία.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των συντελεστών γ_1 , γ_2 για κάθε χρονιά και μέσω και των δύο παλινδρομήσεων παρουσιάζονται στους πίνακες παρακάτω μαζί και με τις στατιστικές ελέγχου σε κάθε περίπτωση:

Πίνακας 7, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Πρώτης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρόμησης (11)

Έτος	$\hat{\gamma}_{1t}$	se($\hat{\gamma}_{1t}$)	t-stat
2003	0,0077	0,0111	0,689
2004	-0,0124	0,0106	-1,164
2005	0,0078	0,0076	1,021
2006	0,0042	0,0068	0,614
2007	-0,0019	0,0068	-0,286
2008	-0,0015	0,0132	-0,112

Η κριτική τιμή είναι η $t_{51, 0.05} = 1,68$ για το μονόπλευρο έλεγχο. Παρατηρείται ότι για κάθε έτος όλες οι στατιστικές τιμές είναι μικρότερες από την κριτική τιμή αυτή. Αυτό σημαίνει ότι η $H_{10}: \gamma_1 = 0$ δεν πρέπει να απορριφθεί έναντι της μονόπλευρης εναλλακτικής $H_{11}: \gamma_1 > 0$. Επομένως, δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις ότι ο συντελεστής γ_1 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

Πίνακας 8, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Πρώτης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρόμησης (13)

Έτος	$\hat{\beta}_{1t}$	se($\hat{\beta}_{1t}$)	t-stat
2003	0,0066	0,0107	0,618
2004	-0,0125	0,0106	-1,173
2005	0,0039	0,0074	0,518
2006	0,0040	0,0063	0,631
2007	-0,0006	0,0060	-0,098
2008	-0,0018	0,0116	-0,159

Η κριτική τιμή είναι, προφανώς και για αυτή την παλινδρόμηση, η $t_{51, 0.05} = 1,68$ για το μονόπλευρο έλεγχο. Παρατηρείται, και σε αυτή την περίπτωση, ότι για κάθε έτος όλες οι στατιστικές τιμές είναι μικρότερες από την κριτική τιμή αυτή. Αυτό σημαίνει ότι η $H_{10}: \gamma_1 = 0$ δεν πρέπει να απορριφθεί έναντι της μονόπλευρης εναλλακτικής $H_{11}: \gamma_1 > 0$. Επομένως, και μέσω της εκτίμησης της παλινδρόμησης (12) δεν φαίνεται

να υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις ότι ο συντελεστής γ_1 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

Πίνακας 9, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Δεύτερης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρόμησης (11)

Έτος	$\hat{\gamma}_{2t}$	se($\hat{\gamma}_{2t}$)	t-stat
2003	0,0005	0,0011	0,481
2004	0,0025	0,0011	2,329*
2005	0,0007	0,0010	0,701
2006	-0,0001	0,0012	-0,109
2007	-0,0004	0,0011	-0,400
2008	0,0001	0,0014	0,101

* Στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%

Η κριτική τιμή είναι η $t_{51, 0.05/2} = 2,01$ για το δίπλευρο έλεγχο. Παρατηρείται ότι σχεδόν για κάθε έτος όλες οι στατιστικές τιμές είναι μικρότερες από την κριτική τιμή αυτή. Αυτό σημαίνει ότι η $H_{20}: \gamma_2 = 0$ δεν πρέπει να απορριφθεί έναντι της δίπλευρης εναλλακτικής $H_{21}: \gamma_2 \neq 0$. Επομένως, δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις για σχεδόν όλα τα έτη ότι ο συντελεστής γ_2 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

Εξαίρεση αποτελεί το έτος 2004 όπου η στατιστική τιμή υπολογίστηκε υψηλότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή. Επομένως, η αρχική υπόθεση $H_{21}: \gamma_2 = 0$ απορρίπτεται σε επίπεδο 5% έναντι της δίπλευρης εναλλακτικής $H_{21}: \gamma_2 \neq 0$. Επομένως, για το έτος 2004 υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις ότι ο συντελεστής γ_2 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

* Στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%

Πίνακας 10, Αποτελέσματα Εμπειρικού Έλεγχου Δεύτερης Υπόθεσης με Χρήση Παλινδρόμησης (12)

Έτος	$\hat{\gamma}_{2t}$	se($\hat{\gamma}_{2t}$)	t-stat
2003	0,0001	0,0011	0,131
2004	0,0025	0,0011	2,338*
2005	0,0006	0,0012	0,537
2006	0,0005	0,0012	0,407

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ, ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ
ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

2007	0,0000	0,0009	-0,032
2008	0,0002	0,0013	0,150

* Στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%

Η κριτική τιμή είναι η $t_{51, 0.05/2} = 2,01$ για το δίπλευρο έλεγχο και για την παλινδρόμηση (13) προφανώς. Παρατηρείται, μέσω και αυτής της παλινδρόμησης, ότι σχεδόν για κάθε έτος όλες οι στατιστικές τιμές είναι μικρότερες από την κριτική τιμή αυτή. Αυτό σημαίνει ότι η αρχική $H_{20}: \gamma_2 = 0$ δεν πρέπει να απορριφθεί έναντι της δίπλευρης εναλλακτικής $H_{21}: \gamma_2 \neq 0$. Επομένως, δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις για σχεδόν όλα τα έτη ότι ο συντελεστής γ_2 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

Εξαίρεση, όπως και προηγουμένως, αποτελεί το έτος 2004 όπου η στατιστική τιμή υπολογίστηκε υψηλότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή. Επομένως, η αρχική υπόθεση $H_{21}: \gamma_2 = 0$ απορρίπτεται σε επίπεδο 5% έναντι της δίπλευρης εναλλακτικής $H_{21}: \gamma_2 \neq 0$. Επομένως, για το έτος 2004 υπάρχουν στατιστικά σημαντικές ενδείξεις ότι ο συντελεστής γ_2 είναι στατιστικά σημαντικός μεγαλύτερος του μηδενός.

Παρατηρείται, καταρχήν, ότι τα στατιστικά αποτελέσματα των παλινδρομήσεων (11) και (12) για την συμπεριφορά της παραμέτρου γ_1 , που δείχνει κατά πόσο ο συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει συστηματικά θετικά τις αποδόσεις των μετοχών, συμφωνούν επακριβώς ένα προς ένα. Το ίδιο συμβαίνει και με τα στατιστικά αποτελέσματα των παλινδρομήσεων (11) και (13) ως προς την συμπεριφορά της παραμέτρου γ_2 , που δείχνει κατά πόσο το μέγεθος της επιχείρησης επηρεάζει συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών. Το ότι οι παλινδρομήσεις έδωσαν τα ίδια στατιστικά αποτελέσματα για τις δύο παραμέτρους αυξάνει τη βεβαιότητα ως προς την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων και των τελικών συμπερασμάτων που προκύπτουν τελικά.

Ως προς την **πρώτη ερευνητική υπόθεση**, σχετικά με το κατά πόσο ο συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει συστηματικά θετικά τις αποδόσεις των μετοχών προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα:

Σε καμία χρονιά –και με τις δύο παλινδρομήσεις– δεν προέκυψε ο συντελεστής γ_2 στατιστικά θετικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις που

να δείχνουν ότι ο συντελεστής αυτός είναι τελικά θετικός. Όμως, ο συντελεστής αυτός ερμηνεύεται ως η συστηματική κατά μέσο όρο αλλαγή της απόδοσης για μια μονάδα αύξησης του συστηματικού κινδύνου, όπως αυτός μετράται με τον συντελεστή βήτα. Επομένως, το γεγονός ότι ο συντελεστής γ_1 δεν προκύπτει στατιστικά θετικός σημαίνει ότι **τελικά δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι ο συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει συστηματικά θετικά τις αποδόσεις των μετοχών σε καμία από τις χρονιές 2003-2009 ως προς την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.**

Ως προς τη **δεύτερη ερευνητική υπόθεση**, σχετικά με το κατά πόσο το μέγεθος της εταιρείας επηρεάζει συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα:

Σχεδόν σε καμία χρονιά –και με τις δύο παλινδρομήσεις- δεν προέκυψε ο συντελεστής γ_2 στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις που να δείχνουν ότι ο συντελεστής αυτός είναι τελικά στατιστικά σημαντικός. Όμως, ο συντελεστής αυτός ερμηνεύεται ως η συστηματική κατά μέσο όρο αλλαγή της απόδοσης για μια μονάδα αύξησης του μεγέθους της εταιρείας, όπως αυτός μετράται με το μέσο λογάριθμο των χρηματιστηριακών αξιών σε κάθε χαρτοφυλάκιο. Επομένως, το γεγονός ότι ο συντελεστής γ_2 δεν προκύπτει στατιστικά σημαντικός σημαίνει ότι **τελικά δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι το μέγεθος της εταιρείας επηρεάζει συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών σχεδόν σε καμία από τις χρονιές 2003-2009 ως προς την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.**

Αξίζει να αναφερθεί, όμως, ότι εξαίρεση αποτελεί η χρονιά 2004. Σε αυτή τη χρονιά και με τις δύο παλινδρομήσεις- προέκυψαν ισχυρές στατιστικές ενδείξεις ότι ο συντελεστής αυτός είναι τελικά στατιστικά σημαντικός. Επομένως, το γεγονός ότι ο συντελεστής γ_2 προκύπτει στατιστικά σημαντικός για αυτή τη χρονιά σημαίνει ότι **τελικά υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι το μέγεθος της εταιρείας επηρέασε συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών σχεδόν τη χρονιά 2004 για την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.**

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

6.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στο τελευταίο κεφάλαιο της εργασίας αυτής παρουσιάζονται τα τελικά συμπεράσματα που προέκυψαν. Το κεφάλαιο αυτό διαρθρώνεται με βάση τα παρακάτω τμήματα:

Στο πρώτο τμήμα παρουσιάζονται οι γενικές παρατηρήσεις που προέκυψαν από την τρέχουσα εμπειρική μελέτη που έλαβε χώρα στην παρούσα εργασία. Οι παρατηρήσεις αυτές έχουν να κάνουν με τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν από την στατιστική ανάλυση των δεδομένων με βάση τη δεδομένη μεθοδολογία που εφαρμόστηκε. Πιο συγκεκριμένα, θα παρουσιαστεί μια σύνοψη των αποτελεσμάτων που προέκυψαν και παρουσιάστηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο. Θα γίνει προσπάθεια να ερμηνευτούν αυτά τα αποτελέσματα και να αποδοθούν κάποιες πιθανές αιτίες που μπορεί να τα προκάλεσαν. Επίσης, τα αποτελέσματα της τρέχουσας εμπειρικής μελέτης πρόκειται να συγκριθούν με τα αποτελέσματα παρομοίων ερευνών που παρουσιάστηκαν στο θεωρητικό τμήμα της παρούσας εργασίας προκειμένου να σχολιαστεί πόσο συμβατά ή όχι είναι με τα αποτελέσματα της τρέχουσας εργασίας και να γίνει και μια σχετική ερμηνεία αυτών.

Στο δεύτερο τμήμα του κεφαλαίου αυτού πρόκειται να παρουσιαστούν οι τυχόν αδυναμίες της τρέχουσας μελέτης. Οι αδυναμίες αυτές μπορεί να έχουν να κάνουν και με θέματα δειγματοληψίας και επεξεργασίας δεδομένων, αλλά και με μεθοδολογικά θέματα που αφορούν τη στατιστική ανάλυση των δεδομένων ως προς την καταλληλότητά τους και την εγκυρότητά τους.

Τέλος, στο τελευταίο τμήμα των τελικών συμπερασμάτων πρόκειται να αναφερθούν προτάσεις για μελλοντική έρευνα που αφορά τη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών ως προς παράγοντες που αφορούν τον συστηματικό κίνδυνο, το μέγεθος και άλλους παρεμφερείς παράγοντες. Ουσιαστικά, οι προτάσεις αυτές θα είναι άμεσα συνδεδεμένες με τις αδυναμίες της τρέχουσας εμπειρικής έρευνας με την έννοια ότι θα είναι προτάσεις προκειμένου να ξεπεραστούν οι όποιες αδυναμίες αποκαλυφθούν

και να προκύψουν νέες επιβεβαιώσεις η μη υπάρχόντων θεωριών αλλά και η διερεύνηση τυχόν νέων θεωριών που έχουν να κάνουν με τις αποδόσεις μετοχών και τον κίνδυνό τους στο πλαίσιο της χρηματοοικονομικής θεωρίας.

6.2 ΤΕΛΙΚΕΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

Η τρέχουσα εμπειρική έρευνα χρησιμοποίησε δεδομένα που αφορούν τις τιμές και τις χρηματιστηριακές αξίες 116 μετοχών εταιρειών εισηγμένων στην κύρια αγορά του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), αλλά και τα επίπεδα του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου για την περίοδο 2001-2008. Πιο συγκεκριμένα, τα δεδομένα αφορούσαν εβδομαδιαίες τιμές και επίπεδα δείκτη και χρηματιστηριακές αξίες.

Έγινε στα δεδομένα αυτά επεξεργασία όπου υπολογίστηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις (με λογαριθμικό τρόπο προκειμένου να ληφθεί υπόψη ο συνεχής ανατοκισμός που ουσιαστικά διέπει τις μετοχές ως χρηματοοικονομικούς τίτλους) μέσω των εβδομαδιαίων τιμών και επιπέδων του δείκτη, ενώ επίσης υπολογίστηκε και ο λογάριθμός της χρηματιστηριακής αξίας της κάθε μετοχής προκειμένου να ληφθεί υπόψη η μη γραμμική σχέση που εμπειρικά έχει βρεθεί ότι διέπει τη χρηματιστηριακή αξία μετοχών και την απόδοσή τους.

Με βάση τα δεδομένα, την επεξεργασία τους και την στατιστική ανάλυση που στηρίζεται στην ανάλυση των Διακογιάννη & Σεργεδάκη (1996) και Fama & McBeth (1973) προέκυψαν τα παρακάτω συμπεράσματα:

Ως προς την **πρώτη ερευνητική υπόθεση**, δεν φαίνεται να υπάρχει καμία ένδειξη ότι ο συστηματικός κίνδυνος επιδράει συστηματικά θετικά στις αποδόσεις των μετοχών. Η λογική ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη ενισχύεται από το γεγονός ότι η εμπειρική μελέτη έδειξε ότι σε καμία χρονιά δεν προέκυψε συστηματική θετική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο και στις αποδόσεις των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, προέκυψε ότι όσο και να αυξάνει ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών δεν φαίνεται να αυξάνει επίσης η απόδοσή τους με συστηματικό τρόπο. Δηλαδή δεν φάνηκε να υπάρχει καμία τέτοια τάση. Έτσι, **δεν επιβεβαιώνεται η ερευνητική υπόθεση που αναφέρει ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο και τις αποδόσεις των μετοχών.**

Ως προς την **δεύτερη ερευνητική υπόθεση**, δεν φάνηκε σε γενικές γραμμές να υπάρχει κάποια σημαντική στατιστική ένδειξη ότι το μέγεθος της εταιρείας επιδράει συστηματικά στις αποδόσεις των μετοχών. Η λογική είναι ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη σε γενικές γραμμές ενισχύεται από το γεγονός ότι η εμπειρική μελέτη έδειξε ότι σχεδόν όλα τα χρόνια δεν προέκυψε συστηματική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος και στις αποδόσεις των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, προέκυψε ότι όσο και να μεταβάλλεται το μέγεθος των εταιρειών δεν φαίνεται να μεταβάλλονται συστηματικά οι αποδόσεις τους. Δηλαδή, δεν φάνηκε να υπάρχει κάποια τέτοια τάση.

Εξαίρεση αποτέλεσε η χρονιά 2004 όπου προέκυψε μια στατιστικά σημαντική τάση. Πιο συγκεκριμένα, βρέθηκε ότι τη χρονιά εκείνη οι μετοχές με σημαντικά διαφορετικό μέγεθος παρουσίασαν συστηματικά διαφορετικές αποδόσεις. Μάλιστα, το θετικό πρόσημο του εκτιμημένου συντελεστή γ_2 υπονοεί ότι τελικά όσο αυξάνει το μέγεθος μιας εταιρείας υπάρχει συστηματική τάση να αυξάνεται και η απόδοσή της. Ένα ερώτημα που γεννάται από το στατιστικό αποτέλεσμα της χρονιάς εκείνης είναι να εκληφθεί ως μια εξαίρεση ή ως μια στατιστικά σημαντική ένδειξη ότι τελικά μπορεί να ισχύει η δεύτερη ερευνητική υπόθεση που αναφέρει ότι το μέγεθος των εταιρειών συστηματικά επιδράει στις αποδόσεις των μετοχών τους; Μια απλοϊκή απάντηση είναι ότι αυτό συμβαίνει μια φορά (χρόνια) στην περίοδο 2003-2008 που έχουν υπολογιστεί οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή γ_2 , δηλαδή μια φορά στις 6 φορές που έγινε ακολουθιακά η σχετική ανάλυση. Επομένως, η συχνότητα μια φορά στις 6 μάλλον ως μια σύμπτωση θα πρέπει να εκληφθεί. Είναι όμως έτσι τα πράγματα;

Ένα στοιχείο που ενισχύει το ενδεχόμενο της σύμπτωσης είναι ότι το 2004 ήταν μια Ολυμπιακή χρονιά με ότι ιδιαιτερότητες μπορεί να είχε μια τέτοια «ειδική» χρονιά για την Ελληνική οικονομία γενικότερα και για την Χρηματιστηριακή Αγορά ειδικότερα.

Επίσης, το θετικό πρόσημο του συντελεστή γ_2 που υπονοεί ότι οι εταιρείες με μεγαλύτερο μέγεθος τείνουν να έχουν και υψηλότερες αποδόσεις μπορεί να ερμηνευτεί και ως εξής: συνήθως οι μεγαλύτερες αποδόσεις συνδέονται με μεγαλύτερο κίνδυνο με βάση μια θεμελιώδη χρηματοοικονομική θεωρία που αφορά τη σχέση απόδοσης – κινδύνου. Επομένως, οι μεγαλύτερες εταιρίες τείνουν να έχουν

και υψηλότερο κίνδυνο. Αυτό το τελευταίο συμπέρασμα προέκυψε, ουσιαστικά, με έμμεσο τρόπο για την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά κατά το 2004. Είναι όμως λογικό οι μεγάλες εταιρείες να τείνουν να έχουν υψηλότερο κίνδυνο σε σχέση με τις μικρότερες. Συνήθως, οι μεγαλύτερες εταιρίες είναι πιο «σταθερές» και διέπονται από λιγότερο επιχειρηματικό κίνδυνο, άρα και λιγότερο συνολικό κίνδυνο, από τις μικρότερες οι οποίες συνήθως έχουν υψηλότερο επιχειρηματικό, άρα και συνολικό κίνδυνο. Επομένως, το αποτέλεσμα του 2004 ως προς το θετικό πρόσημο δεν φαίνεται να έχει κάποια λογική από πλευράς της χρηματοοικονομικής θεωρίας και της σχέσης απόδοσης κινδύνου.

Έτσι, με δεδομένο το «ιδιαίτερο» της Ολυμπιακής χρονιάς 2004 και του «μη εύλογου» συμπεράσματος ως προς τη θετική συστηματική σχέση μεγέθους εταιρείας και αποδόσεις μετοχών, το στατιστικό αποτέλεσμα του 2004 μπορεί να θεωρηθεί περισσότερο ως μια σύμπτωση και λιγότερο ως μια ένδειξη ότι πράγματι το μέγεθος της εταιρείας επιδρά στατιστικά σημαντικά συστηματικά στις αποδόσεις των μετοχών. Συνεπώς, ένα τελικό συμπέρασμα που μπορεί να προκύψει και ως προς τη δεύτερη ερευνητική υπόθεση είναι ότι **τελικά δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις που να ευνοούν την ερευνητική υπόθεση ότι το μέγεθος των εταιρειών επιδρά συστηματικά στις αποδόσεις των μετοχών τους και άρα δεν επιβεβαιώνεται ούτε η δεύτερη ερευνητική υπόθεση.**

Αξίζει να σημειωθεί ότι και στη μελέτη των Διακογιάννη & Σεργεδάκη (1996) που έγινε στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά, άλλα σε άλλη προγενέστερη χρονική περίοδο (1991-1994), έδωσε ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα. Δηλαδή, ούτε ο συστηματικός κίνδυνος επιδρά θετικά στις αποδόσεις των μετοχών ούτε το μέγεθος της εταιρείας έχει κάποια συστηματική επίδραση στη διαμόρφωση των αποδόσεων. Μια δεκαετία και κάτι αργότερα (περίοδος 2003-2008) στην ίδια αγορά επιβεβαιώνεται εκ νέου ότι ισχύει το ίδιο με βάση την τρέχουσα εμπειρική μελέτη.

Όμως σε προγενέστερες μελέτες σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές προέκυψαν κάποια άλλα συμπεράσματα. Πιο συγκεκριμένα, στο πλαίσιο της μελέτης των Black, Jensen και Scholes (1972) στην Χρηματιστηριακή Αγορά της Νέας Υόρκης για μια μακρά περίοδο 1931-1965 βρήκαν στις περισσότερες υποπεριόδους θετική συστηματική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο και τις αποδόσεις των

μετοχών. Όμως, η ισχυρότητα της θετικής αυτής σχέσης μειώνονταν με το χρόνο ώσπου την τελευταία περίοδο κατέληγε στατιστικά ασήμαντα και μη συστηματική.

Την ίδια περίοδο, περίπου (1936-1968) και για την Χρηματιστηριακή Αγορά της Νέας Υόρκης και πάλι, έλαβε χώρα η μελέτη των Fama και MacBeth (1973) η οποία και αποτέλεσε τον οδηγό ως προς την μεθοδολογία και της τρέχουσας εμπειρικής έρευνας. Η έρευνα αυτή επιβεβαίωσε τη συστηματική θετική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο και τις αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, βρέθηκε ότι δεν υπάρχει συστηματική μη γραμμική σχέση ανάμεσα στον συστηματικό κίνδυνο και τις αποδόσεις και ότι δεν συστηματική σχέση ανάμεσα στην διακύμανση των καταλοίπων των αναμενόμενων αποδόσεων και τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Όμως, σε κάποιες νεότερες έρευνες τα αποτελέσματα αρχίζουν και γίνονται πιο συμβατά με την τρέχουσα εμπειρική μελέτη. Πιο συγκεκριμένα, στη μελέτη των Fama και French (1992,1993) παρατηρήθηκε ότι η ερμηνευτική ικανότητα της εκτιμηθείσας εξίσωσης που συνδέει τα υπό μελέτη μεγέθη είναι πολύ χαμηλή. Πιο συγκεκριμένα διαπίστωσαν ότι η σχέση μέσων αποδόσεων και beta των χρεογράφων είναι αδύναμη την περίοδο 1941-1990, ενώ εμφανίζεται ανύπαρκτη όταν η εκτίμηση γίνεται για στοιχεία της περιόδου 1963-1990. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με το CAPM το οποίο υποδεικνύει ότι ο μοναδικός κίνδυνός που τιμολογείται, είναι ο κίνδυνός συνδιακύμανσης.

Πάντως, τα αποτελέσματα και της τρέχουσας εμπειρικής μελέτης, αλλά και των υπολοίπων πιο πρόσφατων μελετών στην ουσία ακυρώνουν σε ένα βαθμό το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM). Αυτό σύμφωνα με τον Roll (1977) και τους Roll and Ross (1994) συμβαίνει διότι μόνο αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό, τότε θα πρέπει να υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και συστηματικού κινδύνου. Εντούτοις, δεν είναι δυνατό να γνωρίζει κάποιος εάν ο Γενικός Δείκτης, που χρησιμοποιείται ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο, καθώς μπορεί και να μην είναι. Στην πραγματικότητα είναι αδύνατο να ελεγχθεί εμπειρικά το CAPM όταν δεν είναι δυνατόν να παρατηρηθεί το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς (διότι δεν είναι δυνατό να παρατηρηθούν οι αποδόσεις όλων των περιουσιακών στοιχείων που το συνιστούν). Έτσι, χρησιμοποιώντας κάποια προσεγγιστικά

χαρτοφυλάκια (όπως ο Γενικός δείκτης αγοράς) δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι ελέγχουμε το CAPM καθώς διαφορετικά προσεγγιστικά χαρτοφυλάκια δίνουν διαφορετικές εκτιμήσεις για τον συστηματικό κίνδυνο. Επομένως το CAPM δεν είναι δυνατών να ελεγχθεί τελικά.

Επίσης, διάφορες άλλες μελέτες, όπως του Banz (1981) έδειξαν ότι το μέγεθος των εταιρειών είναι ένας παράγοντας που διαμορφώνει συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών τους. Μάλιστα, στις μελέτες αυτές επιβεβαιώνεται ότι το μικρότερο μέγεθος εταιρειών συνδέεται με υψηλότερες αποδόσεις υπονοώντας μια αρνητική σχέση. Μια τέτοια σχέση δεν επιβεβαιώνεται στην Ελληνική αγορά και με τη μελέτη των Διακογιάννη & Σεργεδακη (1996) αλλά και με την τρέχουσα εμπειρική μελέτη.

Κάποιοι λόγοι για τους οποίους η πρώτη ερευνητική υπόθεση δεν επιβεβαιώνεται στην τρέχουσα εμπειρική μελέτη είναι ότι το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιείται ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν είναι τελικά ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο πιθανόν, ότι τελικά ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξηγήει διαστρωματικά τις διαφορετικές αποδόσεις μεταξύ εταιρειών – χαρτοφυλακίων, ότι τελικά το CAPM δεν είναι ένα κατάλληλα εξειδικευμένο υπόδειγμα για να περιγράψει τις αποδόσεις των μετοχών όπως αυτές διαμορφώνονται με κάποιο συστηματικό τρόπο βάσει κάποιων παραγόντων όπως είναι ο συστηματικός κίνδυνος.

Ένας λόγος που δεν ισχύει και η δεύτερη ερευνητική υπόθεση στο ΧΑΑ, σε αντίθεση με ότι συμβαίνει σε ξένες αγορές, είναι ότι στην Ελληνική αγορά το μέγεθος των εταιρειών δεν είναι τόσο διαφορετικό αναμεταξύ τους, ώστε να ξεχωρίσουν ξεκάθαρα οι «μικρές» και οι «μεγάλες» εταιρείες, όπως συμβαίνει σε μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αγορές που είναι πιο ξεκάθαρα τα πράγματα.

Έτσι, ολοκληρώνοντας τις τελικές παρατηρήσεις πάνω στην τρέχουσα εμπειρική μελέτη προκύπτει το συμπέρασμα ότι η μη ισχύ των δύο ερευνητικών υποθέσεων, όπως αυτές υπαγορεύονται σε ένα βαθμό από τη χρηματοοικονομική θεωρία, δεν επιβεβαιώνουν ουσιαστικά το υπόδειγμα CAPM και την αποτελεσματικότητα της Ελληνικής Χρηματιστηριακής Αγοράς. Αυτό σημαίνει ότι οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα που προκύπτουν δεν πληροφορούν επαρκώς για το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου και άρα ολικού κινδύνου και έτσι δεν μπορεί να είναι

κριτήρια αξιολόγησης της αποδοτικότητας των εταιρειών και κριτήρια αξιολόγησης του κινδύνου που διέπουν επενδύσεις πάνω σε αυτές και πάνω σε παρόμοια επενδυτικά σχέδια που πρέπει να αξιολογηθούν.

6.3 ΑΔΥΝΑΜΙΕΣ ΤΗΣ ΤΡΕΧΟΥΣΑΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

Μια αδυναμία έχει να κάνει με τη δειγματοληψία και το γεγονός ότι περιλαμβάνει στοιχεία για την χρονιά 2004, που λόγω Ολυμπιακών Αγώνων, θεωρείται μια «ειδική» χρονιά με ότι αυτό μπορεί να συνεπάγεται για την αξιοπιστία των δεδομένων και άρα των αποτελεσμάτων.

Μια άλλη αδυναμία έχει να κάνει με καθαρά μεθοδολογικό θέμα. Πιο συγκεκριμένα, παρατηρήθηκε ότι τα βήτα των μετοχών άλλαξαν σημαντικά από τη μια χρονιά στην άλλη. Έτσι, η αρχική κατάταξή τους και διαμόρφωση χαρτοφυλακίων τη μια χρονιά δεν έδινε την ίδια κατάταξη στα χαρτοφυλάκια και την επόμενη χρονιά. Μάλιστα, παρατήθηκε ότι σχεδόν σε όλες τις χρονιές τα 15 χαρτοφυλάκια δεν ήταν απόλυτα καταταγμένα από το μικρότερο στο μεγαλύτερο βήτα όταν αυτό υπολογιζόταν με δεδομένου το επόμενο (2^ο) έτος με σκοπό να εκτιμηθούν οι παλινδρομήσεις με τις αποδόσεις του 3^ο. Αυτή η ανωμαλία πιθανόν να επηρεάζει και τα τελικά αποτελέσματα.

Τέλος, δεν λήφθηκε υπόψη η σχέση που μπορεί να έχει ο συστηματικός με τον μη συστηματικό κίνδυνο των μετοχών. Η λογική είναι ότι και ο μη συστηματικός κίνδυνος διαμορφώνει τις αποδόσεις των μετοχών και όχι από μόνος τους ο συστηματικός και ότι δεν συνεπάγεται (ή όχι;) ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο συστηματικός θα είναι και ο μη συστηματικός κίνδυνος. Ουσιαστικά, ο ολικός κίνδυνος είναι αυτός που συνδέεται θετικά με τις αποδόσεις. Όμως, εδώ, διερευνήθηκε ένα κομμάτι του (συστηματικός) εάν συνδέεται θετικά.

6.4 ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ

Σε μια παρόμοια μελλοντική έρευνα θα πρέπει να υπολογιστούν τα βήτα των μετοχών σε μια χρονιά και με βάση αυτά να γίνει και η κατάταξη και ο υπολογισμός των

χαρτοφυλακίων, καθώς η μεταβολή των βήτα από χρόνο σε χρόνο μπορεί να προκαλέσει προβλήματα.

Επίσης, θα πρέπει να εξεταστεί κατά πόσο μπορεί να συνδέονται μεταξύ τους ο συστηματικός και ο μη συστηματικός κίνδυνος και να εξειδικευτούν κατάλληλα μοντέλα που να δείχνουν τη σχέση μεταξύ αποδόσεων και μη συστηματικού κινδύνου.

Τέλος, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως ερμηνευτική μεταβλητή των αποδόσεων όχι ο συντελεστής β , αλλά το τετράγωνό του, με την έννοια ότι ουσιαστικά το τετράγωνο του συντελεστή επί τη διακύμανση της αγοράς είναι η διακύμανση που μετράει το συστηματικό κίνδυνο. Επίσης, το τετράγωνο εξουδετερώνει τα πρόσημα. Στην τρέχουσα μελέτη βρεθήκαν μετοχές και χαρτοφυλάκια με αρνητικό βήτα. Όμως, το αρνητικό βήτα σημαίνει και χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο, όπως στην τρέχουσα μελέτη θεωρήθηκε; Πιθανόν και όχι.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΞΕΝΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Arbel A. And Strebel P., Pay Attention to Neglect Firms, Journal of Portfolio Management, Winter 1983.
2. Banz R. W. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, Journal of Financial Economics, 1981, p. 3-18.
3. Black F., Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, Journal of Business, July 1972, p.444-445.
4. Black F., M. C. Jensen and M. Scholes, The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, Studies in the Theory of Capital Markets ed, M.C. Jensen 1972.
5. Blume M.E. and I. Friend, A New Look at the Capital Asset Pricing Model, Journal of Finance, 1973, p. 19-33.
6. Brown P., A. Kleidon and T. Marsh, New Evidence on the Nature of Size Related Anomalies in Stock Prices, Journal of Financial Economics, Vol 7, 1983, p. 33-55.
7. Chan Louis, K. C., H. Yasushi and J. Lakonishok, Fundamentals and Stock Returns in Japan, Journal of Finance, Vol 46, 1991, p. 1739-1764.
8. Chan Louis, K. C., N. F. Chen and D. A. Hseih, An Explanatory Investigation of the Firm Size Effect, Journal of Financial Economics, Vol 14, p. 451-471.
9. Ehrhardt M.C., a Mean- Variance Derivation of A Multi- Factor Equilibrium Model, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol 22, 1987, p.227-236.
10. Fama F. E. and French K. R., The Cross- Section of Expected Stock Returns, The Journal of Finance, June, 1992, p. 427-465.
11. Fama F. E. and MacBeth, Risk Return and Equilibrium Empirical tests, Journal of Political Economy, May – June 1973, p.607-636.
12. Guy J. , The Stock Exchange London : An Empirical Analysis of monthly data from 1960-1970, In R. Brealy and G. Rankine Editors, European Finance Association 1975 Proceedings, North Holland Amsterdam

13. Guy J., The Behavior of Equity Securities on the German Stock Exchange, *Journal of Banking and Finance*, Vol 1, 1977, p. 71-93.
14. Handa P., S. P. Kothari and C. Wasley, The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the size Effect, *Journal of Financial Economics*, 23, 1989, p. 79-100.
15. Hawawini G. ,A., P. A. Michel, The Pricing of Risky Assets on the Belgian Stock Market, *Journal of Business Finance and Accounting*,10, 1983,p.3.
16. Kim M. K. and C. Wu, Macro-Economic Factors and Stock Returns, *Journal of Financial Research*, Vol 10, 1987, p.87-98.
17. Korhonen A., The Finnish Stock Market: Tests of the two Parameter Asset Pricing Model, *The Finnish Journal of Business Economics*, Vol 24, 1975, p. 147-172.
18. Kothari S. P. and J. Shanken, In Defence of Beta, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol 8, No 1, 1995, p. 53-58.
19. Kothari S. P. and J. Shanken and R. G. Sloan, Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, No 1, March 1995, p. 185-223.
20. Lakonishok J. and A. C. Shapiro, Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns, *Journal of Banking and Finance* 10, 1986, p. 115-132.
21. Levis M., Stock Market Anomalies: A Reassessment Based on the UK Evidence, *Journal of Banking and Finance*, Vol 13, 1989, p. 665-696.
22. Lintner J., The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *The Review of Economics and Statistics*, No 47, 1965, p.13-37.
23. Miller M.H. and M. Sholes, Rates of Return in Relation to Risk: A Re-Examination of Some Recent Findings, in Jensen, ed., *Studies in the theory of Capital Markets*, Praeger, New York, 1972.
24. Modigliani F., G. Pogue, M. Scholes and B. Solnik, A Test of the Capital Asset Pricing Model on European Stock Markets, Paper presented at the First International Congress on Stock Exchange.
25. Mossin J., Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, Vol 34, No 4, October 1966.

26. Reinganum M., Misspecification of Capital Assets Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values, *Journal of Financial Economics*, Vol 9, 1981, p. 19-46.
27. Reinganum M., A Direct Test of Roll's Conjecture of the Firm Size Effect, *Journal of Finance*, Vol 37, 1981, p. 27-35.
28. Roll R., A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I : On Past and Potential Testability of the Theory, *Journal of Financial Economics*, 1977, p. 129-176.
29. Roll R., A Possible Explanation of the Small FIRM Effect, *Journal of Finance*, Vol 36, 1981, p. 879-888.
30. Rosa J., Return, Risk and Equilibrium on this Paris Stock Exchange, *Revue Economique*, No 4, 1976, p. 608-662.
31. Ross S. A., The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, Vol 13, 1976, p. 341-360.
32. Ross S. A., Return Risk and Arbitrage, In Friend I. and Bicksler J., Eds Ballinger Cambridge, Massachusetts, 1977.
33. Sharpe W., Capital Asset Prices, A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol 19, September 1964, p. 425-442.
34. Sharpe W. F., Factor Models CAPMs and the APT, *Journal of Portfolio Management*, Fall, 1984, p. 21-25.

ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Glezakos M. , The Market Capitalization Value of a Risk Factor in the Athens Stock Exchange, *Spoudai*, 1973, p. 53-70.
2. Diacogiannis P. G., Three Parameter Asset Pricing, *Managerial and Decision Economics*, Vol 15, 1994, p. 149-158.
3. Diacogiannis P. G. and P. F. Diamandis, Multi-Factor Risk – Return Relationships, *Journal of Business Finance and Accounting*.
4. Καραθανάσης Γ. και Ν. Φίλιππας, Έλεγχοι Παραβίασης των Υποθέσεων του Υποδείγματος της Αγοράς στη Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών, *Σπουδαί*, Τόμος 44, 1994, σελ. 62-78.