

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η θεωρία αποτίμησης αξιογράφων στην αγορά κεφαλαίου έχει σαν πρώτο σημαντικό σταθμό εξέλιξης της το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM), το οποίο επεκτείνει τις εργασίες του Markowitz (1952,1959) στη θεωρία χαρτοφυλακίου.

Το πρώτο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, δημιουργήθηκε από τις ανεξάρτητες εργασίες των Sharpe (1964), Linter (1965) και Mossin (1966). Το θεωρητικό αυτό υπόδειγμα γενικής ισορροπίας, το οποίο στην απλή του μορφή είναι γνωστό ως το υπόδειγμα ενός παράγοντα, είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Ο κίνδυνος αυτός μετριέται με το συντελεστή βήτα και δείχνει το ποσοστό μεταβολής των αποδόσεων της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς δηλαδή μετρά εκείνο τον κίνδυνο του αξιογράφου που δεν εξουδετερώνεται από το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων εκφράζεται μαθηματικά με τον πιο κάτω τύπο:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_{im}$$

Όπου :

- $E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i
- R_f = η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου
- $E(R_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς
- $\beta_{im} = \text{COV}(R_i, R_m) / \text{VAR}(R_m)$, ο δείκτης σχετικού κινδύνου του i ως προς την αγορά (συστηματικός κίνδυνος) δείχνει την ποσοστιαία οριακή συμβολή του αξιογράφου i στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς.
- $(E(R_m) - R_f)$ = συμβολίζει την τιμή του κινδύνου δηλ. την επιπλέον απόδοση από το R_f που απαιτούν οι επενδυτές για να επενδύσουν στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον τόσο των ακαδημαϊκών, όσο και των επαγγελματιών που ασχολούνται με τις χρηματιστηριακές αγορές. Πολλοί ερευνητές προσπάθησαν να ελέγξουν εμπειρικά την

αξιοπιστία του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) με κυριότερες τις μελέτες των Miller και Scholes (1972), Black, Jensen και Scholes (1972), Fama και MacBeth (1973).

Όπως όλα τα θεωρητικά οικονομικά υποδείγματα, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων αναπαριστά τη λειτουργία της κεφαλαιαγοράς με απλουστευτικές παραδοχές. Αυτό συμβαίνει γιατί, αν επιχειρούσε μια ακριβή αναπαράσταση όλων των λεπτομερειών λειτουργίας της κεφαλαιαγοράς, το Υπόδειγμα θα γινόταν τόσο περίπλοκο ώστε να μη μπορεί να οδηγήσει σε σαφή συμπεράσματα ή να μη μπορεί να αποκαλύψει τις θεμελιώδεις σχέσεις που διέπουν τη λειτουργία της κεφαλαιαγοράς.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων εμπεριέχει παραδοχές που αφαιρούν σημαντικά στοιχεία της πραγματικότητας από την αναπαράσταση των κεφαλαιαγορών. Ετσι

- Αγνοεί το κόστος συναλλαγών, δηλαδή τις προμήθειες των χρηματιστών που καταβάλλονται για κάθε αγοραπωλησία αξιογράφου.
- Αγνοεί τους φόρους που επιβάλλονται στο εισόδημα από αξιόγραφα ή στα κέρδη από ανατίμηση αξιογράφων.
- Θεωρεί ότι όλοι οι επενδυτές έχουν ίση πρόσβαση στην πληροφόρηση αναφορικά με τις αποδόσεις κάθε αξιογράφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς.
- Θεωρεί ότι όλοι οι επενδυτές έχουν ταυτόσημες εκτιμήσεις της προσδοκώμενης απόδοσης, της διακύμανσης και της συνδιακύμανσης όλων των αξιογράφων.

Οι παραδοχές αυτές είναι απλουστευτικές και αποτελούν σαφείς παρεκκλίσεις από πραγματικές συνθήκες, οι οποίες επικρατούν στην κεφαλαιαγορά. Θα μπορούσε κανείς να ισχυρισθεί ότι, εφόσον το υπόδειγμα αγνοεί όλα αυτά τα στοιχεία, βρίσκεται εκτός πραγματικότητας. Με ένα τέτοιο ισχυρισμό θα απορρίπταμε αμέσως το Υπόδειγμα χωρίς να προσφύγουμε σε κανένα εμπειρικό έλεγχο. Μία τέτοια απόρριψη όμως θα ήταν αυθαίρετη, γιατί θα παρεμπόδιζε τη διαδικασία εμπειρικής επαλήθευσης.

1.1 ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Ο σκοπός της εργασίας αυτής είναι διττός. Συγκεκριμένα θα εξετάσει εάν το υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) ισχύει στο Χρηματιστήριο Αθηνών δηλαδή εάν υπάρχει ακριβής γραμμική θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου (συντελεστής βήτα) και των εβδομαδιαίων αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1995-2002.

Επιπλέον θα εξετάσουμε εάν ο συντελεστής gamma (ο συστηματικός κίνδυνος όταν έχω ασύμμετρες κατανομές αποδόσεων) είναι ένας σημαντικός παράγοντας στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο 1995-2002.

Ο έλεγχος θα γίνει σύμφωνα με τη μέθοδο που προτείνεται από τους Fama και MacBeth (1973), δημιουργώντας χαρτοφυλάκια, σε πρώτη φάση με βάση το συντελεστή beta και σε δεύτερη φάση με βάση το συντελεστή gamma

1.2 ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Στην εργασία αυτή χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό:

- Ο υπολογισμός του συντελεστή beta (συστηματικός κίνδυνος) των μετοχών του δείγματος γίνεται με την χρησιμοποίηση του υποδείγματος της αγοράς. Η παρούσα μελέτη δεν εξετάζει την ισχύ των υποθέσεων του υποδείγματος.
- Ως διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών είναι οι εβδομαδιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1996-2002.
- Για τον υπολογισμό των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών.
- Σαν επιτόκιο μηδενικού κινδύνου χρησιμοποιήσαμε τη μέση ετήσια απόδοση των ετησίων Εντόκων Γραμματίων του Ελληνικού Δημοσίου όπως αυτή διαμορφώθηκε βάση των Δημοπρασιών της Τράπεζας Ελλάδος.

1.3 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΥΠΟΛΟΙΠΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Η υπόλοιπη εργασία έχει οργανωθεί ως εξής: στο δεύτερο κεφάλαιο αναλύεται το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται μία επισκόπηση των εμπειρικών μελετών στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα δεδομένα και τη μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε για τον έλεγχο του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων στο χρηματιστήριο Αθηνών και στη συνέχεια παρουσιάζουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα. Τέλος στο κεφάλαιο πέντε καταγράφουμε τα βασικότερα συμπεράσματα της εργασίας μας.

ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

2.1 ΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Οι επενδυτές, με δεδομένες τις τρέχουσες τιμές των μετοχών και τις προσδοκίες του εκτιμά τη αναμενόμενη τιμή, τη διακύμανση και τις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των υπό εξέταση τίτλων. Με δεδομένες τις εκτιμήσεις των εν λόγω παραμέτρων και το επιτόκιο δανείου απαλλαγμένου από κίνδυνο, προσδιορίζει το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων (την γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων). Από το εν λόγω σύνολο επιλέγουν το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο, που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής της ευθείας γραμμής των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων με τη καμπύλη αδιαφορίας, που εκφράζει το μέγιστο δυνατό επίπεδο χρησιμότητας. Στο παρόν Κεφάλαιο, με δεδομένη την ως άνω συμπεριφορά των επενδυτών, εξετάζεται ο μηχανισμός για τον οποίο διαμορφώνονται στην αγορά οι τιμές ισορροπίας των χρηματοπιστωτικών τίτλων και οι αποδόσεις αυτών.

Το υπόδειγμα που παρουσιάζεται στο παρόν Κεφάλαιο σχετικά με το μηχανισμό διαμορφώσεως των τιμών ισορροπίας και των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων (μετοχών), είναι γνωστό, ως "Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων" ή "Capital Asset Pricing Model" (CAPM). Η διατύπωση του υποδείγματος, δηλ. της θεωρίας που περιγράφει και ερμηνεύει το μηχανισμό διαμόρφωσης των τιμών ισορροπίας και των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων, θεμελιώνεται στα αποτελέσματα του υποδείγματος Markowitz και στις παραδοχές τις σχετικές με τη συμπεριφορά των επενδυτών. Αμέσως πιο κάτω υπενθυμίζονται κατά πρώτον οι παραδοχές των υποδειγμάτων συμπεριφοράς των επενδυτών και στη συνέχεια αναφέρονται ορισμένες αναγκαίες πρόσθετες υποθέσεις, που αφορούν ειδικώς το υπόδειγμα CAPM.

Οι υποθέσεις

- (1) Οι επενδυτές επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση της περιουσίας τους ενώ παράλληλα αποστρέφονται τον κίνδυνο.
- (2) Ο κάθε επενδυτής έχει ως χρονικό ορίζοντα μια και μόνη περίοδο διακράτησης των τίτλων.

- (3) Οι αποδόσεις των τίτλων κατά το τέλος της περιόδου διακράτησης αποτελούν τυχαίες μεταβλητές που γενικώς δεν είναι μεταξύ τους ανεξάρτητες. Υπάρχει όμως τουλάχιστον ένας τίτλος με βέβαιη απόδοση και απαλλαγμένος από κάθε κίνδυνο.
- (4) Οι επενδυτές επιλέγουν το επιθυμητό χαρτοφυλάκιο τίτλων από το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.
- (5) Οι χρηματοπιστωτικοί τίτλοι είναι τέλεια διαιρετοί που σημαίνει ότι ο επενδυτής μπορεί να αποκτήσει οιοδήποτε κλάσμα ενός τίτλου.
- (6) Υπάρχει ένα επιτόκιο στο οποίο ο κάθε επενδυτής δύναται χωρίς κίνδυνο να δανείσει ή δανεισθεί το ποσό που επιθυμεί
- (7) Οι συναλλαγές δεν υπόκεινται σε έξοδα και δεν επιβάλλεται φόρος επί των αποδόσεων.

Οι πρόσθετες υποθέσεις είναι:

- (8) Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα, δηλ. την ίδια, μία και μόνη χρονική περίοδο τοποθέτησης.
- (9) Η χρηματοπιστωτική αγορά είναι ανταγωνιστική. Το επιτόκιο είναι το ίδιο για όλους όσους επιθυμούν να δανείσουν ή δανεισθούν.
- (10) Όλες οι υπάρχουσες πληροφορίες περιέρχονται σε γνώση όλων των επενδυτών αμέσως και χωρίς κόστος. Δεν υπάρχουν τριβές που εμποδίζουν τις συναλλαγές.
- (11) Οι επενδυτές έχουν ομογενείς προσδοκίες, που σημαίνει ότι έχουν την ίδια γνώση, την ίδια αίσθηση και την ίδια αντίληψη σχετικά με τις αποδόσεις των τίτλων και κατά συνέπεια προβαίνουν στις ίδιες εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων, των τυπικών αποκλίσεων και των συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των τίτλων.

Εφ' όσον όλοι διαθέτουν και χρησιμοποιούν τα ίδια δεδομένα, αναμενόμενων αποδόσεων, διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων, είναι επόμενο να προσδιορίζουν το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

2.2 ΤΟ ΘΕΩΡΗΜΑ ΤΟΥ ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΥ

Κατ' ακολουθία των ως άνω υποθέσεων, οι επενδυτές χρησιμοποιούν τα ίδια δεδομένα και έτσι προσδιορίζουν το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Τούτο περιγράφεται από τα σημεία της Ευθείας Γραμμής των Αποτελεσμάτων Χαρτοφυλακίων. Ο κάθε επενδυτής προσδιορίζει και χρησιμοποιεί το ίδιο χαρτοφυλάκιο Μ επικίνδυνων τίτλων για να καταρτίσει την Ευθεία Γραμμή των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων από τα οποία θα επιλέξει το πλέον επιθυμητό γι' αυτόν. Το χαρτοφυλάκιο Μ που αντιπροσωπεύεται από το σημείο στο οποίο η ευθεία γραμμή εφάπτεται της καμπύλης του αποδοτικού συνόρου, είναι το ίδιο γι' όλους τους επενδυτές. Έτσι όλοι οι επενδυτές έχουν να επιλέξουν από το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Ο μόνος λόγος για τον οποίο ο καθένας επιλέγει διαφορετικό χαρτοφυλάκιο είναι ότι έχει διαφορετικές προτιμήσεις και διαφορετική θέση έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου δηλ. χαρακτηρίζεται από άλλη καμπύλη αδιαφορίας. Εν τούτοις, το χαρτοφυλάκιο που επιλέγει ο κάθε επενδυτής, παρ' όλο που μπορεί να διαφέρει από εκείνο των άλλων, αποτελεί γραμμικό συνδυασμό που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο των επικίνδυνων τίτλων Μ και δανεισμό με το ίδιο επιτόκιο για όλους. Όλοι οι επενδυτές κατανέμουν το ποσό που θέλουν να επενδύσουν σε επικίνδυνους τίτλους, κατά τις ίδιες σχετικές αναλογίες που χαρακτηρίζουν το χαρτοφυλάκιο Μ και δανείζονται ή δανείζουν ένα ορισμένο ποσό ώστε να επιτύχουν τον επιθυμητό συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Έτσι διατυπώνεται το κάτωθι "Θεώρημα Διαχωρισμού".

Η απόφαση της επένδυσης λαμβάνεται χωριστά από την απόφαση της χρηματοδότησης. Η απόφαση επένδυσης σε επικίνδυνους τίτλους προσδιορίζεται χωρίς να είναι γνωστές οι προτιμήσεις και η συμπεριφορά του επενδυτή έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου. Όλοι οι επενδυτές, ανεξάρτητα από τις προτιμήσεις τους, θα επενδύσουν στο ίδιο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων. Τελικώς, σε συνάρτηση με τις προτιμήσεις τους θα επιλέξουν συνδυασμό του εν λόγω χαρτοφυλακίου με χορήγηση ή ανάληψη δανείου. Από τις προτιμήσεις του επενδυτή εξαρτάται το ποσό που θα επενδύσει στο εν λόγω χαρτοφυλάκιο καθώς και η χρηματοδότησή του. Με άλλα λόγια από τις προτιμήσεις εξαρτάται εάν θα δανεισθεί και θα επενδύσει ποσό ανώτερο των όσων διαθέτει εξ ιδίων ή εάν θα δανείσει μέρος των εξ ιδίων και το υπόλοιπο θα το επενδύσει στο δεδομένο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων.

2.3 ΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Οι διατυπωθείσες πιο πάνω υποθέσεις έχουν τις ακόλουθες συνέπειες:

Το χαρτοφυλάκιο Μ επικίνδυνων τίτλων, το οποίο οι επενδυτές συνδυάζουν με δανεισμό (χορήγηση ή λήψη δανείου) για να επιτύχουν το βέλτιστο συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, περιλαμβάνει όλους τους διαπραγματεύσιμους στην χρηματοπιστωτική αγορά τίτλους. Με άλλα λόγια, αποτελεί το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς. Τούτο γίνεται φανερό από την ακόλουθη σύντομη ανάλυση.

Εάν υποτεθεί ότι ορισμένοι τίτλοι λόγω των τρεχουσών τιμών τους και των, κατ' ακολουθία του ύψους αυτών, προσδοκώμενων αποδόσεων τους, δεν περιλαμβάνονται στο αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Μ, τούτο σημαίνει ότι κανείς επενδυτής δεν επιθυμεί να κατέχει αυτούς τους τίτλους. Αφού λοιπόν κανείς δεν ζητάει να αγοράσει και να συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιο του, τους τίτλους αυτούς, αλλά αντίθετα τους προσφέρει, οι τιμές τους στην αγορά θα πέσουν. Τελική συνέπεια της πτώσεως των τιμών των εν λόγω τίτλων θα είναι οι αγοραστές που θα τους αγοράσουν σε χαμηλές τιμές, να έχουν μεγάλες πιθανότητες υψηλών αποδόσεων. Έτσι, είναι προφανές ότι, όταν οι τρέχουσες τιμές κατέλθουν σ' ορισμένα χαμηλά επίπεδα, όλοι οι επενδυτές θα σπεύσουν να συμπεριλάβουν στο χαρτοφυλάκιο τους, τους εν λόγω τίτλους.

Άρα, τελικώς διαμορφώνεται για κάθε τίτλο τιμή ισορροπίας τέτοια ώστε η συνολική διαθέσιμη ποσότητα κάθε τίτλου είναι επιθυμητή και περιλαμβάνεται στο χαρτοφυλάκιο όλων των επενδυτών. Κατά συνέπεια, όταν η Αγορά είναι σε ισορροπία και δεν υπάρχει πλεόνασμα ζήτησης ή προσφοράς όλοι οι τίτλοι συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο Μ. Ο κάθε τίτλος συμμετέχει κατά ποσοστό ίσο με το λόγο της συνολικής αξίας του προς την συνολική αξία του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Οι εν λόγω τιμές ισορροπίας συνεπάγονται προσδοκώμενες αποδόσεις αρκούντως υψηλές ούτε να συμψηφίζουν τον αντίστοιχο κίνδυνο.

Ας υποτεθεί τώρα ότι οι τρέχουσες τιμές ορισμένων τίτλων στην αγορά είναι χαμηλότερες από τις τιμές ισορροπίας. Στην περίπτωση αυτή, λόγω των σχετικώς υψηλών προσδοκώμενων αποδόσεων, οι εν λόγω τίτλοι θα επιλεγούν να συμπεριληφθούν στο χαρτοφυλάκιο Μ κατά ποσοστό ανώτερο από εκείνο που αντιστοιχεί σε κατάσταση ισορροπίας της Αγοράς. Συνέπεια αυτού θα είναι ότι θα εκδηλωθεί σχετικώς μεγάλη ζήτηση που θα συντελέσει στην ύψωση των τιμών προς τα επίπεδα ισορροπίας. Κατ' ακολουθία, οι προσδοκώμενες αποδόσεις θα μειωθούν και οι επενδυτές θα προσδιορίσουν νέο χαρτοφυλάκιο Μ στο οποίο θα συμπεριλάβουν τους

τίτλους αυτούς κατά ποσοστά αντιστοίχως ίσα προς εκείνα που ισχύουν σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς.

Από τα πιο πάνω προκύπτει ότι, εάν οι τρέχουσες τιμές των τίτλων αποκλίνουν από τις τιμές ισορροπίας, οι επενδυτές, επιδιώκοντας να καταρτίσουν το επιθυμητό χαρτοφυλάκιο, θα προκαλέσουν αναπροσαρμογές των τιμών μέχρις ότου η αγορά ισορροπήσει.

Σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς:

(α) Η τρέχουσα τιμή κάθε τίτλου είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε να μην υπάρχει πλεόνασμα ζήτησης.

(β) Οι επενδυτές κατέχουν ορισμένη ποσότητα από όλους τους επικίνδυνους τίτλους κατά την αναλογία, που αντιπροσωπεύει την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της Αγοράς (Έτσι, το χαρτοφυλάκιο ισορροπίας της Αγοράς, M , είναι το χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων που οι επενδυτές, υπό τις προαναφερθείσες υποθέσεις, προσδιορίζουν με την επίλυση του προβλήματος τον προσδιορισμό του συνόλου των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων).

(γ) Το επιτόκιο δανεισμού χωρίς κίνδυνο είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε το συνολικό ποσό των δανείων που ζητούνται είναι ίσο με το συνολικό ποσό των δανείων που προσφέρονται.

(δ) Όλοι οι επενδυτές συνδυάζουν κατά την επιθυμητή στον καθένα αναλογία, τίτλο δανείου με χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων. Το τελευταίο, έχει ποσοστιαία σύνθεση της αξίας του όμοια προς εκείνη της αξίας του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το Χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων της Αγοράς είναι λοιπόν το Χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει όλους τους επικίνδυνους τίτλους που κυκλοφορούν στην Αγορά (όλων των εταιριών που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο). Η αναλογία συμμετοχής της αξίας του κάθε τίτλου στη συνολική αξία του χαρτοφυλακίου είναι ίση με το λόγο της συνολικής αγοραίας αξίας του προς το άθροισμα των συνολικών αγοραίων αξιών όλων των τίτλων ή όπως λέγεται ίση προς τη σχετική αγοραία αξία.

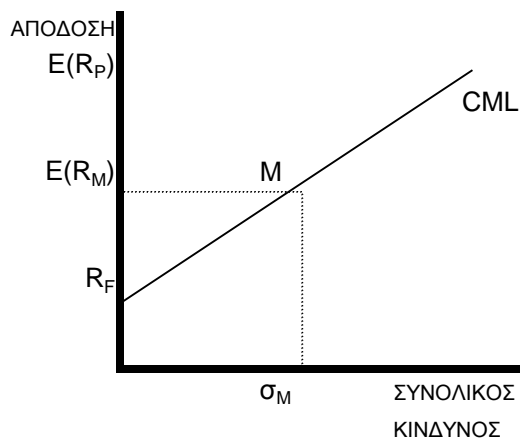
Έτσι, το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο M , επικίνδυνων τίτλων, το οποίο προσδιορίζουν και στο οποίο επενδύουν όλοι οι επενδυτές, ταυτίζεται με το "Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς". Οι επενδυτές, επιλέγουν το βέλτιστο συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, που αποτελεί αντίστοιχο για τον καθένα συνδυασμό δανεισμού και του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Άρα το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι το αποτελεσματικό εκείνο χαρτοφυλάκιο, που αντιπροσωπεύεται από το

σημείο M δηλαδή το σύνολο αποδοτικών χαρτοφυλακίων, στο οποίο εφάπτεται η Ευθεία Γραμμή των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων.

Το εν λόγω χαρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι τέλεια διαφοροποιημένο. Τούτο σημαίνει ότι από το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς έχει εξαλειφθεί κάθε κίνδυνος, που είναι δυνατόν να εξαλειφθεί. Εντούτοις, τίθεται το πρακτικό ερώτημα, κατά πόσο είναι δυνατόν κάθε επενδυτής να κατέχει χαρτοφυλάκιο, που περιλαμβάνει μετοχές όλων των εισηγμένων στο χρηματιστήριο εταιριών; Η απάντηση είναι ότι αρκεί να περιλαμβάνει ένα δείγμα 30 περίπου εταιριών, που είναι αντιπροσωπευτικό του χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Με τυχαία επιλογή δείγματος 30 εταιριών επιτυγχάνεται διαφοροποίηση που μειώνει τον κίνδυνο κατά 90% του μέγιστου επιπέδου του, που δύναται να εξαλειφθεί.

2.4 Η ΕΥΘΕΙΑ ΓΡΑΜΜΗ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ (CAPITAL MARKET LINE)

Σύμφωνα με τα προηγούμενα, τα σημεία της Ευθείας Γραμμής των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων, αποτελούν συνδυασμούς του τίτλου δανείου με τη βέβαιη απόδοση (ή βέβαιο κόστος) και του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς M. Γι' αυτό στην περίπτωση αυτή, η ευθεία γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται Ευθεία Γραμμή της Αγοράς Κεφαλαίου (ή της κεφαλαιαγοράς).



Η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς προσδιορίζεται με τις δύο παραμέτρους της (α). Με την τετμημένη επί την αρχή, που είναι το ύψος του επιτοκίου δανεισμού και εκφράζει την αμοιβή του αποταμιευτή - επενδυτή για την αποχή από παρούσα κατανάλωση (β). Με την κλίση της, που είναι ίση με τη διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου M της Αγοράς και του επιτοκίου, ανά μονάδα κινδύνου της αγοράς. (Ο κίνδυνος της αγοράς μετράται με την τυπική απόκλιση της κατανομής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου M). Η κλίση της εν λόγω ευθείας εκφράζει την ανταμοιβή του επενδυτή για την ανάληψη μιας πρόσθετης μονάδας κινδύνου.

Έτσι η ευθεία γραμμή της αγοράς κεφαλαίου γράφεται ως κάτωθι για κάθε χαρτοφυλάκιο P (που αποτελεί συνδυασμό του τίτλου μηδενικού κινδύνου R_f και του χαρτοφυλακίου της αγοράς M, το οποίο έχει αναμενόμενη απόδοση $E(R_m)$ και τυπική απόκλιση $\sigma(R_m)$)

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \sigma(R_p)$$

ή

$$\frac{d E(R_p)}{d \sigma(R_p)} = \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \quad \text{κλίση της Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς}$$

Η προηγούμενη σχέση δείχνει την κλίση της Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς, που αντιπροσωπεύει τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, δείχνει την οριακή αύξηση της μέσης αναμενόμενης απόδοσης, που μπορεί να επιτύχει οιοσδήποτε επενδυτής, εάν δεχθεί να αναλάβει πρόσθετο κίνδυνο ίσο με μία μονάδα κινδύνου (δηλ. να δεχθεί $\sigma(R_p)$ μεγαλύτερο). Και αντίστροφα, η κλίση εκφράζει το μέγεθος της αναμενόμενης κατά μέσο όρο απόδοσης, που οποιοσδήποτε επενδυτής πρέπει να θυσιάσει, εάν θέλει να μειώσει τον κίνδυνο του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου του κατά μια μονάδα. Με την έννοια αυτή η κλίση της Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς μπορεί να ερμηνευθεί ότι εκφράζει το "κόστος" ή την "τιμή" που η αγορά αποδίδει στον κίνδυνο. Δεδομένου ότι όλοι καταρτίζουν το ίδιο χαρτοφυλάκιο επικινδύνων τίτλων, το χαρτοφυλάκιο M της Αγοράς, όλοι οι επενδυτές αξιολογούν τον κίνδυνο, που συνεπάγεται η Αγορά Κεφαλαίου, με τιμή

ίση προς τη κλίση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς. Σε μια Αγορά ευρισκόμενη σε ισορροπία (αντιπροσωπευόμενη από το χαρτοφυλάκιο M), όλοι οι επενδυτές αξιολογούν τον κίνδυνο με τιμή ανά μονάδα ίση προς κλίση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς. (εάν $dE(R_p)/d\sigma(R_p) = 2$, δείχνει ότι για κάθε αύξηση του $\sigma(R_p)$ κατά μια ποσοστιαία μονάδα, δηλ. για πρόσθετο κίνδυνο 1%, που αναλαμβάνει, ο επενδυτής ανταμοίβεται με πρόσθετη απόδοση δύο ποσοστιαίων μονάδων).

Τονίζεται ότι το ασφάλιστρο $E(R_m) - R_f$ είναι ανά μονάδα του κινδύνου του χαρτοφυλακίου M. Δεδομένου ότι το εν λόγω χαρτοφυλάκιο είναι τέλεια διαφοροποιημένο, το μέγεθος του κινδύνου $\sigma(R_m)$, που το χαρακτηρίζει, είναι το ελάχιστο δηλ. δεν δύναται να υποστεί περαιτέρω μείωση με διαφοροποίηση. Κατά συνέπεια η αγοραία τιμή του κινδύνου εκφράζει την πρόσθετη προσδοκώμενη απόδοση, που παρέχει η αγορά στους επενδυτές για κάθε 1%, αναλαμβανομένου κινδύνου, ο οποίος δεν μπορεί να μειωθεί με διαφοροποίηση.

Η αναμενόμενη απόδοση αναλύεται στην ανταμοιβή του για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει και στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Το επιτόκιο εκφράζει την ανταμοιβή του για την αποχή από παρούσα κατανάλωση, ή εξεταζόμενη από άλλη σκοπιά, εκφράζει το κόστος ευκαιρίας δηλ. την ανταμοιβή του που θα είχε εάν επένδυε σε μια άλλη "ευκαιρία".

Ο επενδυτής ανταμοίβεται επίσης και για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει. Δεδομένου όμως ότι επενδύει στο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων M, που είναι αποτελεσματικό δηλ. τέλεια διαφοροποιημένο, ο αναλαμβανόμενος κίνδυνος, για τον οποίο ανταμοίβεται ο επενδυτής, είναι ο "συστηματικός" κίνδυνος, που δεν μπορεί να μειωθεί με διαφοροποίηση.

2.5 Η ΓΡΑΜΜΗ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ (SECURITY MARKET LINE)

Η Ευθεία Γραμμή της Αγοράς Κεφαλαίου αποτελεί σχέση η οποία ισχύει όταν η Αγορά Κεφαλαίου είναι σε ισορροπία. Συνδέει την αναμενόμενη απόδοση αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου με την τυπική απόκλιση που αντανάκλα τον κίνδυνο αυτού. Κάθε χαρτοφυλάκιο, που αντιπροσωπεύεται από αντίστοιχο σημείο της Ευθείας της Αγοράς Κεφαλαίου, αποτελεί αποτελεσματικό συνδυασμό του χαρτοφυλακίου M της Αγοράς και του τίτλου μηδενικού κινδύνου.

Η επένδυση σ' ένα και μόνο επικίνδυνο τίτλο αντιπροσωπεύεται στο χώρο $E(R_p)$, $\sigma(R_p)$ από σημείο κείμενο κάτω από τη Γραμμή της Αγοράς Κεφαλαίου. Η αγορά και κατοχή ενός και μόνο τίτλου δεν αποτελεί αποτελεσματική επένδυση (αφού με διαφοροποίηση επιτυγχάνεται μείωση κινδύνου).

Σύμφωνα προς τα όσα αναφέρονται στην προηγούμενη παράγραφο, όταν η αγορά είναι σε ισορροπία, η αναμενόμενη απόδοση ενός τίτλου περιλαμβάνει την αμοιβή του επενδυτή για την αποχή του από παρούσα κατανάλωση δηλ. το επιτόκιο, που εκφράζει το κόστος ευκαιρίας του κεφαλαίου - πλέον την αμοιβή για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει. Η αμοιβή αυτή είναι ίση με την "αξία του κινδύνου" δηλ. με το γινόμενο του μεγέθους του αναλαμβανόμενου κινδύνου επί την "τιμή" αυτού. Η "τιμή του κινδύνου" εκφράζεται με την κλίση της Ευθείας Γραμμής της Αγοράς Κεφαλαίου που είναι:

$$\frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)}$$

Το μέγεθος του κινδύνου, που ενδιαφέρει, είναι αυτό που συνεπάγεται μια αύξηση της συμμετοχής του τίτλου στο Χαρτοφυλάκιο M δηλ. το μέγεθος του αναλαμβανόμενου κινδύνου που ενδιαφέρει είναι:

$$\frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma(R_m)}$$

Άρα η αξία του "αναλαμβανόμενου κινδύνου" είναι ίση με το γινόμενο της μοναδιαίας τιμής αυτού

$$\frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \text{ επί το μέγεθος του κινδύνου, που είναι } \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma(R_m)}$$

ακόλουθα, η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i , $E(R_i)$, είναι ίση προς το κάτωθι άθροισμα:

$$E(R_i) = R_f + \left[\frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \right] \cdot \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma(R_m)} = R_f + (E(R_m) - R_f) \cdot \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

όπου $(E(R_m) - R_f)$, είναι η αποζημίωση που παρέχει το χαρτοφυλάκιο M για την ανάληψη κινδύνου (δηλ. είναι το παρεχόμενο ασφάλιστρο) και $\text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$ εκφράζει, σύμφωνα με τα όσα αναφέρονται και πιο κάτω, το συστηματικό κίνδυνο β_{im} του τίτλου ως ποσοστό του κινδύνου του χαρτοφυλακίου.

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_{im} \quad (\text{Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων})$$

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων δείχνει τη σχέση κινδύνου απόδοσης μιάς μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου.

Ο συντελεστής β αποτελεί ως γνωστό μέτρο του καλούμενου συστηματικού κινδύνου. Εκφράζει το βαθμό στον οποίο οι αποδόσεις του τίτλου συνδιακυμαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Κατά συνέπεια αποτελεί μέτρο του κινδύνου, που δεν μειώνεται με περαιτέρω διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Δεδομένου ότι ο συντελεστής συσχέτισης ρ_{im} μεταξύ των αποδόσεων του τίτλου i και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου M ισούται με

$$\rho_{im} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma_i \sigma_m}$$

ο συντελεστής β_i εκφράζεται επίσης ως ακολούθως:

$$\beta_i = \rho_{im} \frac{\sigma_i}{\sigma_m}$$

Έτσι, ο συντελεστής β_i ερμηνεύεται ότι εκφράζει το συστηματικό κίνδυνο, $\rho_{im} \sigma_i$, του τίτλου i ως ποσοστό του κινδύνου του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

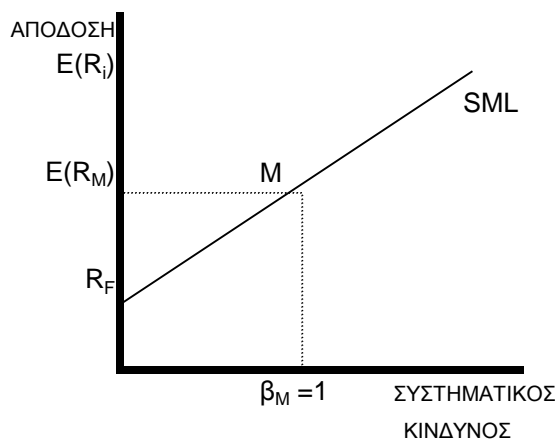
$\rho_{im} \sigma_i$ εκφράζει το συστηματικό κίνδυνο ως ποσοστό του συνολικού κινδύνου του τίτλου.

Τα σημεία της Γραμμής των Αξιογράφων αντιπροσωπεύουν όχι μόνο μεμονωμένους τίτλους, αλλά και χαρτοφυλάκια. Τούτο σημαίνει ότι τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια αντιπροσωπεύονται από σημεία κείμενα τόσο στη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς όσο και στην Γραμμή των Αξιογράφων, ενώ τα μη αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια αντιπροσωπεύονται μόνο από τα σημεία της Ευθείας Γραμμής των

Αξιογράφων. Η τελευταία δίνει την απόδοση που ο επενδυτής θα πρέπει να προσδοκά, από μια επένδυση για δεδομένο μέγεθος συστηματικού κινδύνου. Είναι φανερό ότι ο συντελεστής β_m του χαρτοφυλακίου της Αγοράς είναι ίσος με τη μονάδα.

$$\beta_m = \text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m) = \sigma^2(R_m) / \sigma^2(R_m) = 1$$

Γίνεται επίσης φανερό ότι η ευθεία γραμμή των αξιογράφων διέρχεται από το σημείο M, που αντιπροσωπεύει το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς και έχει ως συντεταγμένες, την αναμενόμενη απόδοση $E(R_m)$ και το συντελεστή β του εν λόγω χαρτοφυλακίου M που είναι ίσος με την μονάδα.



Για β ίσο με το μηδέν, που χαρακτηρίζει τον τίτλο χωρίς κίνδυνο, έχουμε $E(R_i) = R_f$. Με άλλα λόγια η Ευθεία Γραμμή των Αξιογράφων έχει ως τεταγμένη επί την αρχή το επιτόκιο της αγοράς που είναι απαλλαγμένο από κάθε κίνδυνο.

Έτσι, οι συντεταγμένες $(0, R_f)$ και $(1, E(R_m))$ προσδιορίζουν την ευθεία γραμμή των αξιογράφων. Με τις δύο αυτές συντεταγμένες είναι δυνατή η χάραξη της. Κάθε σημείο αυτής αντιπροσωπεύει την δέουσα αναμενόμενη απόδοση τίτλου ή χαρτοφυλακίου τίτλων που αντιστοιχεί στο συντελεστή β που χαρακτηρίζει.

Η σχέση ισορροπίας, η οποία εκφράζεται με την Ευθεία Γραμμή των Αξιογράφων, προκύπτει μετά από προσαρμογές, που επιφέρουν οι επενδυτές στις τοποθετήσεις τους και στις κατ' ακολουθία αυτών επερχόμενες πιέσεις στις τιμές των αξιογράφων. Με δεδομένες τις τρέχουσες τιμές των αξιογράφων, οι επενδυτές, βάσει των προσδοκιών τους για τον χρονικό τους ορίζοντα, υπολογίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις και τις συνδιακυμάνσεις αυτών και προσδιορίζουν αντιστοίχως τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια τους. Εάν η ποσότητα ενός τίτλου, που ζητείται συνολικά βάσει των

βέλτιστων χαρτοφυλακίων δηλ. που είναι επιθυμητή αθροιστικά από το σύνολο των επενδυτών, διαφέρει από τη διαθέσιμη ποσότητα αυτού, θα υπάρξει πίεση επί της τρέχουσας τιμής του προς τα πάνω ή προς τα κάτω. Στις νέες τιμές, οι επενδυτές επανεξετάζουν και επανεκτιμούν τις ποσότητες των τίτλων που επιθυμούν. Η διαδικασία συνεχίζεται, μέχρις ότου οι τιμές θα διαμορφωθούν σε επίπεδα τέτοια ώστε η συνολικά επιθυμητή και ζητούμενη ποσότητα κάθε τίτλου είναι ίση με τη συνολικά διαθέσιμη.

Για καθένα επενδυτή, οι τρέχουσες τιμές των τίτλων είναι δεδομένες. Με βάση αυτές και τις προοπτικές - που είναι ίδιες για όλους - επιλέγει βέλτιστο γι' αυτόν χαρτοφυλάκιο. Συνεπώς για κάθε επενδυτή μεταβλητό μέγεθος είναι η ζητούμενη ποσότητα. Για την Αγορά όμως, στο σύνολό της, οι ποσότητες των τίτλων είναι δεδομένες (τουλάχιστον βραχυχρονίως) ενώ οι τιμές είναι μεταβλητές. Έτσι, όπως συμβαίνει σε κάθε ανταγωνιστική αγορά, η ισορροπία επέρχεται μετά από προσαρμογές στις τιμές των τίτλων μέχρις ότου υπάρξει ισότητα μεταξύ της επιθυμητής και της διαθέσιμης ποσότητας κάθε τίτλου.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει προφανώς η εξέταση κατά πόσο τα εμπειρικά δεδομένα και οι στατιστικές παρατηρήσεις του παρελθόντος δείχνουν ότι τα αξιόγραφα αποτιμούνται στις τιμές ισορροπίας όπως υποδεικνύει το "Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων". Έλεγχοι εμπειρικής επαλήθευσης του Υποδείγματος έχουν επιχειρηθεί. Τα αποτελέσματα είναι αμφιλεγόμενα.

3. ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΗΣ ΙΣΧΥΟΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων μας δείχνει τη γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για κάθε κεφαλαιακό στοιχείο και κάθε συνδιασμό κεφαλαιακών στοιχείων σε συνθήκες ισορροπίας. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων εκφράζεται με την ακόλουθη εξίσωση:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_{im}$$

όπου $E(R_i)$ =η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i , R_f =η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου, $E(R_m)$ =η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς β_{im} =ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) του αξιογράφου i .

Η διεθνής βιβλιογραφία παρέχει αρκετές μεθόδους για τον εμπειρικό έλεγχο της εγκυρότητας του CAPM σε μία συγκεκριμένη χρηματιστηριακή αγορά. Οι πιο γνωστοί εμπειρικοί έλεγχοι έχουν προταθεί από τους Miller και Scholes (1972), Black, Jensen και Scholes (1972), Blume και Friend (1973) και Fama και Macbeth (1973). Οι εργασίες αυτές βασίζονται σε δεδομένα του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) και αποδεικνύουν, σε γενικές γραμμές την ισχύ του CAPM στη χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης. Όσον αφορά τον ευρωπαϊκό χώρο έχουν γίνει οι κάτωθι εργασίες: Hawawini και Michael (1982) στο Βέλγιο, Kohonen (1975) στη Φιλανδία Modigliani (1972), Rosa (1976) και Hawawini (1983) στη Γαλλία, Modigliani (1972) και Guy (1977) στη Γερμανία, Modigliani (1972) στην Ιταλία, τέλος Modigliani (1972) και Guy (1976) στην Αγγλία. Τα αποτελέσματα των μελετών αυτών δεν υποστηρίζουν απόλυτα την ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων στις διάφορες ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές.

3.1 ΟΙ ΠΡΩΤΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΤΟΥ CAPM

Οι βασικές υποθέσεις που πρέπει να διατυπωθούν έτσι ώστε να ισχύει το CAPM είναι:

- Μετοχές με μεγάλο βήτα (συστηματικό κίνδυνο) συνδέονται και με υψηλότερες αποδόσεις.
- Υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα και της απόδοσης δηλαδή κάθε μονάδα αύξησης του βήτα επιφέρει την ίδια αύξηση και στην απόδοση.

- Οι επενδυτές δεν έχουν επιπλέον απόδοση για τον μη συστηματικό κίνδυνο που φέρουν.

SHARPE AND COOPER (1972)

Οι Sharpe και Cooper εξέτασαν εάν μετοχές με μεγάλο συντελεστή βήτα (συστηματικό κίνδυνο) οδηγούν σε υψηλότερες αποδόσεις. Χρησιμοποίησαν στοιχεία του New York Exchange (NYSE) και συγκεκριμένα μηνιαίες αποδόσεις για όλες τις μετοχές του NYSE κατά την περίοδο 1931-1967. Με βάση τα στοιχεία αυτά πραγματοποίησαν επαναληπτικά το ακόλουθο πείραμα.

Για κάθε έτος t και για κάθε μετοχή i , εκτίμησαν με διαχρονική παλινδρόμηση το συντελεστή βήτα με βάση στοιχεία αποδόσεων κατά την αμέσως προηγούμενη πενταετία. (π.χ. ο συντελεστής βήτα του 1935 εκτιμήθηκε από τα στοιχεία του διαστήματος 1930-1934). Στη συνέχεια με βάση τις εκτιμηθείσες τιμές των συντελεστών βήτα κατέταξαν τις μετοχές σε ανιούσα τάξη και σχημάτισαν 10 χαρτοφυλάκια ίσου αριθμού μετοχών. Για καθένα από τα 10 χαρτοφυλάκια υπολογίσθηκε η μέση απόδοση και η μέση τιμή του συντελεστή βήτα. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε για κάθε έτος. Τέλος παλινδρόμησε τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με τους συντελεστές βήτα.

$$R_i = \alpha_1 + \alpha_2 b_i + \eta_i$$

Αποτελέσματα της μελέτης των Sharpe και Cooper:

- Μετοχές με υψηλό οδηγούν σε υψηλότερες αποδόσεις. $\alpha_2 > 0$
- Η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα είναι γραμμική
- Το α_1 είναι μεγαλύτερο από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο
- Η κλίση της εξίσωσης α_2 είναι μικρότερη από premium της αγοράς.

LINTNER

Ο Lintner εξέτασε για το διάστημα 1954-1963 ένα δείγμα από 301 κοινές μετοχές. Αρχικά υπολόγισε το συντελεστή βήτα διαχρονική παλινδρόμηση των ετησίων αποδόσεων κάθε μετοχής με την μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος από το 1954-1963. Η εξίσωση ήταν την μορφή $R_{it} = \alpha_i + b_i R_{Mt} + e_{it}$

Σε δεύτερη φάση με διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής

$$R_i = \alpha_1 + \alpha_2 b_i + \alpha_3 S_{ei}^2 + n_i$$

Όπου S_{ei}^2 η διακύμανση των καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης

Αποτελέσματα της μελέτης του Lintner φαίνεται ότι παραβιάζουν το CAPM:

- Το α_1 είναι μεγαλύτερο από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο
- Η κλίση της εξίσωσης α_2 είναι λίγο μικρότερη από $(R_M - R_F)$
- Ο συντελεστής α_3 δεν ήταν ίσος με το μηδέν

Μολονότι οι μελέτες που αναφέρθηκαν επαληθεύουν τη γενική σχέση αποδόσεων και κινδύνου, δεν προσφέρουν αυστηρή εμπειρική επαλήθευση του συγκεκριμένου υποδείγματος. Η σχέση του CAPM προβλέπει σαφώς προσδιορισμένη συσχέτιση της απόδοσης της μετοχής (R_i) και του συντελεστή βήτα, η οποία απαιτεί αυστηρότερους εμπειρικούς ελέγχους.

3.2 ΠΙΟ ΑΚΡΙΒΗΣ ΕΛΕΓΧΟΙ ΤΟΥ CAPM

Η εμπειρικά ελέγξιμη μορφή της σχέσης του CAPM: $E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_{im}$

Θα πρέπει επιβεβαίωση τριών χαρακτηριστικών:

- Οι αποδόσεις αποτελούν γραμμική συνάρτηση του συντελεστή βήτα
- Η απόδοση του ακίνδυνου χρεογράφου R_f αποτελεί το σταθερό όρο της συνάρτησης.
- Η αποζημίωση ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου (όπως αυτός μετράται από το συντελεστή βήτα) δίδεται από τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς και της απόδοσης του ακίνδυνου χρεογράφου $(R_m - R_f)$

Στην εμπειρική κριτική των μεθόδων επαλήθευσης της σχέσης του CAPM οι Miller και Scholes (1972) κατέδειξαν ότι τόσο τα σφάλματα εκτίμησης των συντελεστών βήτα, όσο και ορισμένες αλληλοσυσχετίσεις των αποδόσεων των μετοχών πέραν των επιδράσεων του κοινού παράγοντα R_m , καθιστούν αναξιόπιστη των επαλήθευση της σχέσης του CAPM με κοινές στατιστικές μεθόδους και απαιτούν ειδικό σχεδιασμό της εκτίμησης του υποδείγματος.

BLACK, JENSEN AND SCHOLES (1972)

Οι Black, Jensen και Scholes σχεδίασαν και υλοποίησαν τον πρώτο άρτιο εμπειρικό έλεγχο του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων χρησιμοποιώντας διαχρονική ανάλυση των στοιχείων.

Τα στοιχεία που χρησιμοποίησαν οι Black, Jensen και Scholes ήταν οι μηνιαίες αποδόσεις όλων των εισηγμένων στο New York Exchange (NYSE) μετοχών κατά το διάστημα 1926-1965. Για να αποφευχθεί το πρόβλημα αλληλοσυσχετίσεων των αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, επιλέχθηκε, όπως και στη μελέτη των Sharpe και Cooper, η μέθοδος σχηματισμού 10 χαρτοφυλακίων με βάση την κατάταξη των μετοχών σύμφωνα με το μέγεθος των συντελεστών βήτα. Για να αποφευχθεί το πρόβλημα του σφάλματος εκτίμησης των συντελεστών βήτα, η κατάταξη έγινε βάσει εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα από μηνιαία στοιχεία της προηγούμενης πενταετίας για κάθε έτος κατάταξης. Οι συντελεστές βήτα όλων των μετοχών επανεκτιμώνται κάθε έτος, αρχίζοντας από το 1931, με βάση τα στοιχεία της προηγούμενης πενταετίας δηλαδή από την περίοδο 1926-1930. Τα δέκα χαρτοφυλάκια επανασυντίθενται, επίσης, κάθε έτος βάσει των επανεκτιμήσεων των συντελεστών βήτα. Το 10% των μετοχών με τους υψηλότερους συντελεστές βήτα συνιστά το χαρτοφυλάκιο 10 σε κάθε έτος ενώ το 10% των μετοχών με τους χαμηλότερους συντελεστές βήτα συνιστά το χαρτοφυλάκιο 1 σε κάθε έτος. Ακολουθώντας τη μέθοδο αυτή οι Black, Jensen και Scholes σχημάτισαν 10 διακριτά χαρτοφυλάκια σε ανιούσα τάξη κινδύνου (από το No 1 έως το 10) για κάθε έτος από το 1931-1965.

Στη συνέχεια, υπολόγισαν τις ετήσιες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου για την περίοδο 1931-1965, καταλήγοντας έτσι σε 35 παρατηρήσεις για τα χαρτοφυλάκια από το No 1 έως το 10. Σε αντιστοιχία με τις παρατηρήσεις αυτές υπολόγισαν, επίσης, τις ετήσιες αποδόσεις ακίνδυνων χρεογράφων του δημοσίου, καθώς και τις ετήσιες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Έχοντας συμπληρώσει 35 παρατηρήσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο, προχώρησαν στη διαχρονική εκτίμηση της παλινδρόμησης:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$$

Η παλινδρόμηση αυτή εκτιμήθηκε χωριστά για κάθε χαρτοφυλάκιο για τον υπολογισμό των συντελεστών παλινδρόμησης (α_i , b_i) κάθε χαρτοφυλακίου.

Εφόσον η μέθοδος κατάταξης των μετοχών σε 10 χαρτοφυλάκια με βάση τον κίνδυνο οι εκτιμώμενοι συντελεστές πρέπει να εμφανίζονται σε ανιούσα τάξη δηλαδή $\beta_1 < \beta_2 < \dots < \beta_{10}$. Επίσης η τιμή του συντελεστή $\alpha_i = 0$ για κάθε χαρτοφυλάκιο. Μη μηδενικές τιμές του συντελεστή α_i σημαίνει ότι υπάρχουν παράγοντες που επιδρούν συστηματικά στις αποδόσεις πέραν των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του χρεογράφου μηδενικού κινδύνου.

Τα αποτελέσματα έδειξαν:

- ότι οι συντελεστές βήτα εμφανίζουν αυστηρά ανιούσα τάξη άρα ο σχεδιασμός της μελέτης με τη χρήση 10 χαρτοφυλακίων αποδείχθηκε επιτυχής.
- Η μέση υπερβάουσα απόδοση των χαρτοφυλακίων κατά το διάστημα 1931-1965 εμφανίζουν αυστηρά ανιούσα τάξη, συνεπώς η αύξηση του συστηματικού κινδύνου ασκεί σοβαρή και πάντοτε αυξητική επίδραση στις αποδόσεις.
- Από τους συντελεστές α_i μόνο τρία χαρτοφυλάκια εμφανίζουν στατιστικά σημαντικά τιμές διαφορετικές του μηδενός. Επιπλέον οι τιμές του α_i είναι θετικές όταν το $\beta < 1$ ενώ τείνουν να γίνουν αρνητικές όταν $\beta > 1$.

Οι Black, Jensen και Scholes κατέληξαν ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων ισχύει κατά προσέγγιση, αλλά όχι ακριβώς, στη λειτουργία των πραγματικών κεφαλαιαγορών.

FAMA AND MACBETH (1973)

Η μελέτη των Fama και MacBeth αποτέλεσε ορόσημο στην εμπειρική επαλήθευση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM). Επικέντρωσαν τη μεθοδολογική τους προσέγγιση σε διαστρωματικές παλινδρομήσεις. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από όλες τις εισηγμένες στο New York Exchange (NYSE) μετοχών κατά το διάστημα 1930-1968. Για κάθε μήνα του έτους, από το 1935 και μετά, κατέταξαν όλες τις μετοχές σε 20 χαρτοφυλάκια με βάση τους συντελεστές βήτα, που είχαν εκτιμηθεί από στοιχεία των αμέσως προηγούμενων 60 μηνών. Τα 20 χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν σε ανιούσα τάξη των συντελεστών βήτα και επανασυντέθηκαν για κάθε μήνα από το 1935-1968.

Συνεπώς οι Fama και MacBeth σχημάτισαν 20 χαρτοφυλάκια και υπολόγισαν τις αποδόσεις τους για 402 μηνιαία διαστήματα από το 1935 –1968. Για κάθε ένα από τα χαρτοφυλάκια και για καθέναν από τους 402 μήνες υπολόγισαν την απόδοση, το

συντελεστή βήτα, καθώς και την τυπική απόκλιση των καταλοίπων δηλαδή το μη συστηματικό κίνδυνο που εμφανίζει κάθε χαρτοφυλάκιο σε κάθε περίοδο.

Στη συνέχεια στοιχειοθέτησαν για εμπειρικό έλεγχο την εξής διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}b_i + \gamma_{2t}b_i^2 + \gamma_{3t}S_{ei} + \eta_{it}$$

Η παλινδρόμηση αυτή εκτιμήθηκε επί των 20 παρατηρήσεων για κάθε μήνα, επαναλήφθηκε, δηλαδή, 402 φορές.

Οι στατιστικές υποθέσεις, που σχημάτισαν οι Fama και MacBeth για την εμπειρική επαλήθευση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων είναι:

- $\gamma_{3t} = 0$ συνεπώς ο δείκτης μη συστηματικού κινδύνου δεν εμφανίζει επίδραση το σχηματισμό των αποδόσεων δηλαδή οι επενδυτές αποζημιώνονται με υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις μόνο για το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου.
- $\gamma_{2t} = 0$ η υπόθεση αυτή αποσκοπεί στην επαλήθευση της γραμμικότητας δηλαδή ο συντελεστής βήτα επιδρά γραμμικά στο σχηματισμό των αποδόσεων.
- $\gamma_{1t} > 0$ το risk premium είναι θετικό

Ο έλεγχος των υποθέσεων από τους Fama και MacBeth κατέληξε στα εξής συμπεράσματα:

- ο συντελεστής γ_{3t} είναι μικρής σημαντικότητας και κοντά στο μηδέν δηλαδή η μεταβλητή του μη συστηματικού κινδύνου δεν επηρεάζει τις αποδόσεις.
- ο συντελεστής γ_{2t} είναι μικρής σημαντικότητας και κοντά στο μηδέν δηλαδή το βήτα² δεν επηρεάζει τις αποδόσεις.
- $\gamma_{1t} > 0$ υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στο συντελεστή βήτα και τη μέση απόδοση, καθώς επίσης η σχέση αυτή είναι γραμμική εφόσον ο συντελεστής γ_{2t} είναι μικρής σημαντικότητας και κοντά στο μηδέν.
- Ο συντελεστής γ_{0t} είναι μεγαλύτερος από το χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου R_f , και γ_{1t} είναι μικρότερος από $(R_m - R_f)$.

Η αποδοχή των δύο πρώτων υποθέσεων αποτέλεσε πολύ ισχυρό επιβεβαιωτικό εύρημα για τη γενική ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων στο οποίο ο συστηματικός κίνδυνος αποτελεί τον αποκλειστικό προσδιοριστικό παράγοντα των αποδόσεων και επιδρά γραμμικά σ'αυτές.

Η ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL (1977)

Αν και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων αποτελεί μία από τις σημαντικότερες ανακαλύψεις στο χώρο της Χρηματοοικονομικής Διοικητικής δεν στερείται κριτικής. Ο Roll (1977) αμφισβήτησε τη δυνατότητα εμπειρικού ελέγχου του υποδείγματος, διατυπώνοντας την άποψη ότι κανένας από τους προτεινόμενους εμπειρικούς ελέγχους του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων δεν είναι μεθοδολογικά αξιόπιστος από τη στιγμή που δεν είναι γνωστή η ακριβής σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Συγκεκριμένα, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς πρέπει να περιλαμβάνει όλα τα στοιχεία που έχουν επενδυτική αξία, ακόμη και τα άυλα, όπως για παράδειγμα η εκπαίδευση. Όμως αυτό το χαρτοφυλάκιο είναι δύσκολο να αναγνωρισθεί, έτσι όλες οι εμπειρικές μελέτες στηρίζονται σε προσεγγίσεις του. Σύμφωνα με την κριτική του Roll (1977) όλες οι απόπειρες εμπειρικού ελέγχου του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων εξετάζουν:

- την ύπαρξη μιας ακριβούς και γραμμικής σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου ή
- την αποδοτικότητα (efficiency) του δείκτη που χρησιμοποιήθηκε σαν προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

3.3 ΕΠΙΠΛΕΟΝ ΕΡΕΥΝΕΣ

Εκτός από την κριτική του Roll, ο Shanken (1987) αναγνώρισε ότι η αποδοχή ή απόρριψη του CAPM εξαρτάται από το πόσο καλά το αντιπροσωπευτικό χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιούμε για τον έλεγχο αντανακλά το πραγματικό μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Ο Shanken ανέπτυξε έναν έλεγχο που επιτρέπει την αποδοχή ή απόρριψη της υπόθεσης ότι εάν η συσχέτιση του αντιπροσωπευτικού χαρτοφυλακίου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ξεπερνά κάποιο όριο (0,7) και το CAPM είναι έγκυρο. Η απόρριψη της υπόθεσης σημαίνει ότι ή το μη παρατηρούμενο χαρτοφυλάκιο δεν είναι αποδοτικό είτε η συσχέτισή με το αντιπροσωπευτικό είναι μικρότερη του ορίου (0,7). Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν εμφανιστεί μελέτες οι οποίες εισηγούνται την ύπαρξη πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων που προσδιορίζουν την

αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής (Ross 1976-77, Sharpe 1985, Ehrhardt 1987, Kim-Wu 1987, Diacogiannis 1994 και Diacogiannis και Diamantis 1996. Αίσθηση επίσης προκάλεσαν στους ακαδημαϊκούς και επαγγελματίες που ασχολούνται με τις χρηματιστηριακές αγορές τα αποτελέσματα της έρευνας του Banz (1981) ότι η αρνητική σχέση υπάρχει μεταξύ του μεγέθους των εταιριών (όπως δίνεται από χρηματιστηριακή αξία της εταιρίας: αριθμός μετοχών επί τρέχουσα τιμή μετοχής και της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Banz (1981), που αφορούν το NYSE όσο μικρότερη η εταιρία τόσο μεγαλύτερη η απόδοση που αναμένεται ότι θα αποκομίσει ο επενδυτής. Παρόμοια αποτελέσματα παρουσιάζονται και στις μελέτες των Reinganum (1981), Fame και French (1992), Kothari και Shanken (1995) για το NYSE, Levis (1989) για την Αγγλία, ενώ για το χρηματιστήριο του Τόκιο τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στη μελέτη των Chan, Hamao και Lakonishok (1991) δεν μπορούν με βεβαιότητα να υποστηρίξουν την επίδραση του μεγέθους των εταιριών στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Το μέγεθος των εταιριών είναι μια από τις πρώτες μεταβλητές που διαπιστώθηκε ότι συνδέεται με την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών. Αρκετές εξηγήσεις έχουν δοθεί γι' αυτό το φαινόμενο, σημαντικότερη από αυτές είναι ο ισχυρισμός του Roll (1981) και Reinganum (1981) που αποδίδουν το φαινόμενο αυτό στην υποεκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των εταιριών μικρού μεγέθους η οποία οφείλεται στην αδράνεια των συναλλαγών (thin trading) των μικρών εταιριών. Παρατηρήστε ότι αν ο συστηματικός κίνδυνος υποεκτιμάται τότε ο υπολογισμός των αναμενόμενων αποδόσεων, βάσει του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, υποεκτιμάται γεγονός που οδηγεί στη φαινομενική υπεραπόδοση των εταιριών μικρού μεγέθους. Μια δεύτερη εξήγηση του φαινομένου δίνεται από το επιχείρημα ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) είναι λάθος εξιδικευμένο (misspecified) υπόδειγμα, άρα δεν είναι κατάλληλο για τον υπολογισμό των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. οι Chan, Chen και Hsieh (1985) προτείνουν ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα που εξηγεί καλύτερα την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών. Βάσει αυτού του υποδείγματος, η διαφορά των αποδόσεων μεταξύ χαρτοφυλακίων μικρών και μεγάλων εταιριών ήταν ίση με 1.75% ετησίως. Αντιθέτως διαπίστωσαν ότι χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων η αντίστοιχη διαφορά ήταν ίση με 11.5%. Μια άλλη εξήγηση δίνεται από τους Arbel και Strebel (1983), οι οποίοι προτείνουν ότι το φαινόμενο αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι μετοχές των μικρών εταιριών είναι "παραμελημένες". Ως "παραμελημένες" θεωρούνται οι

μετοχές των εταιριών που δεν παρακολουθούνται από μεγάλο αριθμό χρηματιστηριακών αναλυτών και κατά συνέπεια δεν καταλαμβάνουν μεγάλο ποσοστό συμμετοχής σε χαρτοφυλάκια θεσμικών επενδυτών.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΠΟ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ ΤΟΥ CAPM ΣΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

4.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Στα πλαίσια της παρούσας εργασίας η βάση δεδομένων αποτελείται από το ημερήσιο κλείσιμο όλων των μετοχών του Χρηματιστηρίου για το διάστημα 1995-2002. Τα στοιχεία για τις τιμές των μετοχών και τα μερίσματα ανά μετοχή είναι προσαρμοσμένα στις διασπάσεις μετοχών και αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου με βάση τον αριθμό των μετοχών μέχρι την 31/12/2002.

Ένα πρόβλημα που παρουσιάζουν οι μετοχές στο ΧΑΑ είναι το πρόβλημα της αδράνειας στις συναλλαγές των μετοχών (thin trading). Το πρόβλημα αυτό εμφανίζεται κυρίως σε περιφερειακές και ταυτόχρονα μικρές κεφαλαιαγορές όπου οι συναλλαγές ορισμένων, κυρίως μικρών εταιριών, είναι ακανόνιστες και συχνά αδρανείς. Το βασικό σφάλμα προκύπτει από το γεγονός ότι οι τιμές που εμφανίζονται στο τέλος κάθε εξεταζόμενης χρονικής περιόδου δεν αντιπροσωπεύουν το αποτέλεσμα των συναλλαγών της περιόδου αυτής αλλά μάλλον συναλλαγές οι οποίες έγιναν αρκετά νωρίτερα. Άμεσο αποτέλεσμα του γεγονότος αυτού είναι τμήμα της πραγματικής απόδοσης της μετοχής μπορεί να αντανακλάται στην επόμενη μετρούμενη απόδοση. Εάν δε οι αποδόσεις της αγοράς υπολογίζονται με βάση τις τιμές αυτές, θα είναι μεροληπτικές με μία θετική συσχέτιση στις αποδόσεις των εμπορευόμενων με αδράνεια μετοχών.

Αυτό το πρόβλημα μπορεί να περιοριστεί αν χρησιμοποιηθεί διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων μεγαλύτερο από την εβδομάδα. Χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερο ή μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων, μπορεί να περιορίσουμε το πρόβλημα της αδράνειας των συναλλαγών, αλλά ο αριθμός των παρατηρήσεων θα μειωθεί, γεγονός που οδηγεί σε περιορισμένη στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων. Πρέπει να παρατηρήσουμε ότι λόγω του ότι η

ανάλυσή μας θα γίνει με την χρήση χαρτοφυλακίων μετοχών, αυτό το πρόβλημα δεν επηρεάζει σημαντικά τα αποτελέσματά μας (Hawawini και Michel (1983)).

Εναλλακτικά στην διεθνή βιβλιογραφία για την ελαχιστοποίηση του προβλήματος αυτού έχουν προταθεί κατάλληλες μεθοδολογικές προσεγγίσεις με γνωστότερες αυτές των Scholes-Williams (1977), Dimson (1979) και Fowler-Porke (1983).

Στη παρούσα εργασία οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν σε εβδομαδιαία βάση ως εξής:

$$R_{it} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

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

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

$D_{i,t}$: το μέρισμα που διανέμεται από τη μετοχή i .

Τα κριτήρια επιλογής του δείγματος για τον υπολογισμό των εβδομαδιαίων αποδόσεων είναι:

- ύπαρξη πλήρους σειράς εβδομαδιαίων στοιχείων προσαρμοσμένων τιμών κατά την εξεταζόμενη περίοδο (π.χ. 1995-1997). Έτσι μετοχές που παρουσιάζουν ελλιπή στοιχεία είτε γιατί είναι νεοεισηγμένες είτε γιατί γίνεται αναστολή της διαπραγμάτευσης ή διαγράφονται δεν συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα.
- Οι μετοχές που παρουσιάζουν μεγάλο αριθμό μηδενικών αποδόσεων (περίπου το 50%) σε σχέση με το σύνολο των παρατηρήσεων (52 ανα έτος), δεν συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα
- Οι προνομιούχες μετοχές δεν λαμβάνονται υπ' όψιν στο δείγμα.

Ως χαρτοφυλάκιο της Αγοράς θα χρησιμοποιηθεί ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου που αποτελεί μια προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς R_{mt} υπολογίστηκε ως εξής:

$$R_{mt} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}$$

Όπου $P_{m,t}$ και $P_{m,t-1}$ η τιμή του Γενικού Δείκτη στο τέλος της χρονικής περιόδου t και $t-1$ αντίστοιχα.

4.2 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Ο σκοπός μας σ' αυτό το τμήμα της ανάλυσης είναι να περιγράψουμε τη μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί κατά τον εμπειρικό έλεγχο των ακόλουθων υποθέσεων:

- **Υπόθεση 1:** Οι εισηγμένες μετοχές στο ΧΑΑ παρουσιάζουν γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου
- **Υπόθεση 2:** Οι εισηγμένες μετοχές στο ΧΑΑ παρουσιάζουν θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου.
- **Υπόθεση 3:** Το beta (συστηματικός κίνδυνος) είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Οι εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει για την ισχύ του CAPM ακολουθούν μια μεθοδολογία τριών βημάτων. Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί για τον εμπειρικό έλεγχο των τριών προαναφερόμενων υποθέσεων είναι όμοια με αυτή που προτείνεται από τους Fama και Macbeth (1973) και γίνεται με δύο τρόπους. Ο έλεγχος των υποθέσεων θα γίνει σε δύο τρόπους. Αρχικά σχηματίζουμε χαρτοφυλάκια βάσει του συντελεστή βήτα ενώ στη δεύτερη φάση βάσει του συντελεστή gamma.

Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο χωρίζουμε κάθε περίοδο ελέγχου (π.χ 1995-1997) σε τρεις διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους, καθεμιά από τις οποίες αποτελείται από 52 εβδομάδες. Στη συνέχεια εφαρμόζουμε τα ακόλουθα τρία "βήματα".

ΠΡΩΤΟΣ ΤΡΟΠΟΣ: ΣΧΗΜΑΤΙΣΜΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΒΑΣΕΙ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΕΤΑ

ΒΗΜΑ 1: Κατά την πρώτη υποπερίοδο (περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων) που αποτελείται από 52 εβδομάδες (π.χ έτος 1995) εφαρμόζουμε τα εξής:

- Υπολογισμός του συντελεστή beta των μετοχών
- Κατάταξη των μετοχών κατά αύξοντα αριθμό σύμφωνα με το beta
- Δημιουργία χαρτοφυλακίων, ανά 10 μετοχές, με μικρά, μεσαία, μεγάλα beta.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή, όπως δίνεται από το γνωστό υπόδειγμα της αγοράς (Market Model).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$$

όπου: R_{it} = η απόδοση της μετοχής στο τέλος της χρονικής περιόδου t .

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

α_i =σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση της μετοχής i όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική.

β_i = ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i

e_{it} =ο διαταρακτικός όρος ο οποίος υποθέτουμε ότι πληρεί τις ακόλουθες υποθέσεις:

- α) Η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου είναι μηδέν,
- β) Δεν υπάρχει διαχρονική σχέση μεταξύ των τιμών του διαταρακτικού όρου,
- γ) Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{mt} και του διαταρακτικού όρου
- δ) Η διακύμανση του διαταρακτικού όρου είναι σταθερή και ίση με σ_i^2 για όλη τη διάρκεια του δείγματος.

Επιπρόσθετα γίνεται αποδεκτή ότι η τιμή του συστηματικού κινδύνου (συντελεστή βήτα) είναι σταθερή για όλη την περίοδο εκτίμησης.

Οι Καραθανάσης και Φίλιππας (1994), ελέγχοντας την ισχύ αυτών των υποθέσεων για τις 22 πιο εμπορεύσιμες μετοχές στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1988-1991, διαπίστωσαν ότι οι υποθέσεις της κανονικότητας και της ομοσκεδαστικότητας (υπόθεση δ) του διαταρακτικού όρου παραβιάζονται. Όπως επίσης διαπίστωσαν ότι η αυτοσυσχέτιση (υπόθεση β) δεν αποτελεί σοβαρό οικονομετρικό πρόβλημα κατά την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου με τη χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς στο ΧΑΑ.

Η εκτίμηση του υποδείγματος για κάθε μετοχή γίνεται εφαρμόζοντας την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Ο στατιστικός έλεγχος του υποδείγματος γίνεται με το κριτήριο t -stat., R^2 , F . Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας έγινε σε ορισμένες μετοχές, λόγω του μεγάλου όγκου δεδομένων, με το κριτήριο του White (1980) και διαπιστώθηκε ότι υπάρχει το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας.

Στη συνέχεια οι 150 μετοχές (έτος 1995) ιεραρχούνται κατά αύξοντα αριθμό βάσει του εκτιμώμενου συντελεστή βήτα. Ακολούθως, ανά 10 μετοχές, κατατάσσονται σε

χαρτοφυλάκια, έτσι σχηματίζονται 15 χαρτοφυλάκια, το πρώτο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις μετοχές που παρουσιάζουν το χαμηλότερο βήτα, ενώ το τελευταίο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις μετοχές που παρουσιάζουν το υψηλότερο βήτα.

ΒΗΜΑ 2: Η δεύτερη υποπερίοδος (περίοδος υπολογισμού μεταβλητών) που αποτελείται από 52 εβδομάδες (π.χ. έτος 1996) χρησιμοποιείται για να υπολογιστούν οι συντελεστές beta και συγκεκριμένα οι β_p , β_p^2 , β_p^3 και τέλος ο συντελεστής gamma για καθένα από τα 15 χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν στο πρώτο βήμα (π.χ. έτος 1995).

Ο συντελεστής gamma μετρά τον συστηματικό κίνδυνο όταν έχω ασύμμετρες κατανομές αποδόσεων και υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{Gamma} = \text{Cov}(R_i, R_m^2) / \text{skewness}(R_m) \quad (\text{Διακογιάννης Γ. 1994})$$

ΒΗΜΑ 3: Στην τρίτη υποπερίοδο (περίοδο εμπειρικού ελέγχου) που αποτελείται από 52 εβδομάδες (π.χ έτος 1997) υπολογίζουμε τη μέση εβδομαδιαία απόδοση για καθένα από τα 15 χαρτοφυλάκια της προηγούμενης περιόδου δηλαδή οι αποδόσεις της τρίτης περιόδου (π.χ έτος 1997) είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις της δεύτερης περιόδου (π.χ έτος 1996). Στη συνέχεια υπολογίζουμε τις ακόλουθες διαστρωματικές παλινδρομήσεις (cross-sectional regressions) με τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος EViews.

- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + e_{pt}$
- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \beta_{p,t-1}^2 + e_{pt}$
- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \beta_{p,t-1}^2 + \gamma_3 \beta_{p,t-1}^3 + e_{pt}$
- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \text{GAMMA}_{p,t-1} + e_{pt}$

όπου $t=1, 2, \dots, 52$ εβδομάδα και $P = 1, 2, \dots, 15$, R_{pt} = η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P το χρόνο t. $\beta_{p,t-1}$ = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου P το έτος t-1 e_{pt} =ο διαταρακτικός όρος που υποθέτουμε ότι πληρεί τις υποθέσεις (α), (β), (γ) και (δ).

ΔΕΥΤΕΡΟΣ ΤΡΟΠΟΣ: ΣΧΗΜΑΤΙΣΜΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΒΑΣΕΙ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΓΑΜΜΑ

Επιπλέον για την ίδια χρονική περίοδο (π.χ 1995-1997) διαμορφώνουμε χαρτοφυλάκια κατατάσσοντας τις μετοχές με βάση το συντελεστή gamma και επαναλαμβάνουμε τα παραπάνω βήματα για την εκτίμηση των συντελεστών.

Τέλος η παραπάνω διαδικασία καθώς και το βήμα 1 έως 3 και με τους δύο τρόπους επαναλαμβάνεται κινούμενοι κάθε φορά ένα έτος μπροστά για το διάστημα 1995-2002.

Ο στατιστικός έλεγχος των διαστρωματικών παλινδρομήσεων γίνεται με το στατιστικό κριτήριο t-stat. Για κάθε εκτιμώμενο συντελεστή.

4.3 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Στα πλαίσια αυτής της εργασίας εφαρμόζεται η μέθοδος των Fama και Macbeth (1973), ακολουθώντας δύο διαφορετικούς τρόπους διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων, πρώτον βάσει του συντελεστή beta και δεύτερον βάσει του συντελεστή gamma.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΔΙΑΜΟΡΦΩΝΟΝΤΑΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΒΑΣΕΙ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΕΤΑ.

Σ' αυτό το τμήμα της εργασίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τον εμπειρικό έλεγχο των τριών υποθέσεων .

Υπόθεση 1: Η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα (συστηματικού κινδύνου) είναι γραμμική.

Ο εμπειρικό έλεγχος αυτής της υπόθεσης γίνεται εκτιμώντας το συντελεστή γ_0 και το συντελεστή γ_1 από την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + e_{pt}$$

Εάν οι συντελεστές της παλινδρόμησης

- $\gamma_0 = R_f$ και στατιστικά σημαντικός
- $\gamma_1 = (R_m - R_f)$ και στατιστικά σημαντικός

τότε η εξεταζόμενη υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί άρα δεχόμαστε την ύπαρξη γραμμικής σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα δηλαδή κάθε μονάδα αύξησης του βήτα επιφέρει την ίδια αύξηση και στην απόδοση.

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 1						
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	$R_f \%$	$(\gamma_0 - R_f) \%$	$R_m \%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f) \%$
1995-1997	0,537312	-0,105870	0,200	0,337312	0,874	-0,780
t-Stat.	2,424	-0,045		1,522		-3,327
1996-1998	2,094643	-1,017462	0,223	1,871643	1,385	-2,179
t-Stat.	7,061	-2,264		6,309		-4,849
1997-1999	6,625669	-4,281609	0,171	6,454669	1,310	-5,420
t-Stat.	9,838	-3,674		9,584		-4,651
1998-2000	-1,084692	-0,500164	0,117	-1,201692	-0,768	0,385
t-Stat.	-1,347	-0,723		-1,493		0,557
1999-2001	-0,463968	0,196848	0,073	-0,536968	-0,411	0,681
t-Stat.	-1,226	0,664		-1,419		2,298
2000-2002	-0,005766	-0,880072	0,061	-0,066766	-0,757	-0,062
t-Stat.	-0,012	-2,363		-0,144		-0,167
Στατιστικά σημαντικό στο 5%						

Από τα παραπάνω αποτελέσματα δεν μπορούμε να αποδεχθούμε την υπόθεση(1) καθώς σε καμία περίοδο οι συντελεστές γ_0 και γ_1 δεν ισούνται με R_f και $(R_m - R_f)$ αντίστοιχα. Οι διαφορές $(\gamma_0 - R_f)$ είναι στατιστικά σημαντικές μόνο για τη περίοδο 1996-1998 και 1997-1999 δηλ. ο σταθερός όρος γ_0 παρουσίασε τιμή η οποία είναι ανώτερη του μέσου όρου της τιμής της απόδοσης του χρεογράφου χωρίς κίνδυνο.

Αντίστοιχα η διαφορά $\gamma_1 - (R_m - R_f)$ είναι στατιστικά σημαντικός σε 4 περιόδους, συγκεκριμένα το 1995-1997, 1996-1998, 1997-1999 και 1999-2001. Ο συντελεστής κλίσης γ_1 εκτιμήθηκε σε τιμή κατώτερη από την προβλεπόμενη, δηλαδή τη μέση τιμή της υπερβάλλουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς $(R_m - R_f)$, εκτός από την περίοδο 1999-2001 όπου βρέθηκε το αντίθετο αποτέλεσμα.

Υπόθεση 2: Οι εισηγμένες μετοχές στο ΧΑΑ παρουσιάζουν θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου.

Ο εμπειρικός έλεγχος αυτής της υπόθεσης γίνεται εκτιμώντας το συντελεστή γ_1 από την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + e_{pt}$$

Αν ο συντελεστής $\gamma_1 > 0$ και στατιστικά σημαντικό, τότε η εξεταζόμενη υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί. Άρα δεχόμαστε την ύπαρξη θετικής σχέσης μεταξύ απόδοσης και συστηματικού κινδύνου δηλαδή συμπεραίνουμε ότι μεγαλύτερα επίπεδα κινδύνου αγοράς δικαιολογούν μεγαλύτερη απόδοση για τον κάτοχο του χαρτοφυλακίου.

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 2						
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	$R_f \%$	$(\gamma_0 - R_f) \%$	$R_m \%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f) \%$
1995-1997	0,537312	-0,105870	0,200	0,337312	0,874	-0,780
t-Stat.	2,424	-0,045		1,522		-3,327
1996-1998	2,094643	-1,017462	0,223	1,871643	1,385	-2,179
t-Stat.	7,061	-2,264		6,309		-4,849
1997-1999	6,625669	-4,281609	0,171	6,454669	1,310	-5,420
t-Stat.	9,838	-3,674		9,584		-4,651
1998-2000	-1,084692	-0,500164	0,117	-1,201692	-0,768	0,385
t-Stat.	-1,347	-0,723		-1,493		0,557
1999-2001	-0,463968	0,196848	0,073	-0,536968	-0,411	0,681
t-Stat.	-1,226	0,664		-1,419		2,298
2000-2002	-0,005766	-0,880072	0,061	-0,066766	-0,757	-0,062
t-Stat.	-0,012	-2,363		-0,144		-0,167
Στατιστικά σημαντικό στο 5%						

Από τα παραπάνω αποτελέσματα μόνο σε μία από τις εξεταζόμενες περιόδους 1999-2001 βρέθηκε ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου συνεπώς απορρίπτουμε την υπόθεση 2.

Υπόθεση 3: Το beta (συστηματικός κίνδυνος) είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Ο εμπειρικός έλεγχος αυτής της υπόθεσης γίνεται εκτιμώντας το συντελεστή γ_2 , γ_3 από τις ακόλουθες εξίσωσεις:

- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \beta_{p,t-1}^2 + e_{pt}$
- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \beta_{pt}^2 + \gamma_3 \beta_{pt}^3 + e_{pt}$
- $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{p,t-1} + \gamma_2 \text{GAMMA}_{p,t-1} + e_{pt}$

Αν ο συντελεστής $\gamma_2 = 0$ και $\gamma_3 = 0$ τότε η εξεταζόμενη υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς ούτε το β^2 , β^3 και συντελεστής gamma επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Άρα δεχόμαστε ότι το beta (συστηματικός κίνδυνος) είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3							
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	$R_f\%$	$(\gamma_0 - R_f)\%$	$R_m\%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f)\%$
1995-1997	0,352071	0,428000	-0,226413	0,200	0,152071	0,874	-0,246
t-Stat.	0,661	0,368	-0,385		0,286		-0,212
1996-1998	-0,111186	6,412293	-5,717173	0,223	-0,334186	1,385	5,250
t-Stat.	-0,207	3,748	-4,411		-0,621		3,069
1997-1999	6,613526	-4,235316	-0,039280	0,171	6,442526	1,310	-5,374
t-Stat.	4,285	-0,786	-0,009		4,174		-0,997
1998-2000	1,420961	-4,790004	1,820483	0,117	1,303961	-0,768	-3,905
t-Stat.	0,173	-0,342	0,307		0,159		-0,279
1999-2001	0,965799	-2,107570	0,916353	0,073	0,892799	-0,411	-1,623
t-Stat.	0,333	-0,454	0,497		0,308		-0,350
2000-2002	0,218992	-1,277534	0,171867	0,061	0,157992	-0,757	-0,460
t-Stat.	0,090	-0,300	0,094		0,065		-0,108
Στατιστικά σημαντικό στο 5%							

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + \gamma_3\beta_p^3 + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3								
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	$R_f\%$	$(\gamma_0 - R_f)\%$	$R_m\%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f)\%$
1995-1997	1,023924	-2,121015	2,618830	-0,954163	0,200	0,823924	0,874	-2,796
t-Stat.	0,845	-0,496	0,567	-0,621		0,680		-0,654
1996-1998	-1,013755	11,204810	-13,501240	3,923078	0,223	-1,236755	1,385	10,043
t-Stat.	-0,670	1,457	-1,103	0,640		-0,817		1,306
1997-1999	2,463404	22,502950	-50,253310	28,142690	0,171	2,29240	1,310	21,364
t-Stat.	0,643	0,968	-1,176	1,182		0,599		0,919
1998-2000	-129,613400	332,712100	-286,140700	81,384290	0,117	-129,73040	-0,768	333,597
t-Stat.	-1,690	1,689	-1,706	1,718		-1,692		1,694
1999-2001	-15,105540	37,367730	-31,059050	8,544860	0,073	-15,178540	-0,411	37,852
t-Stat.	-0,581	0,588	-0,604	0,623		-0,584		0,595
2000-2002	-20,306310	55,771580	-51,462010	15,270940	0,061	-20,367310	-0,757	56,589
t-Stat.	-1,326	1,320	-1,351	1,357		-1,330		1,340
Στατιστικά σημαντικό στο 5%								

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\text{GAMMA} + e_{pt}$							
ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3							
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	$R_f\%$	$(\gamma_0 - R_f)\%$	$R_m\%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f)\%$
1995-1997	0,565217	-0,100851	0,013477	0,200	0,365217	0,874	-0,775
t-Stat.	2,532	-0,402	1,009		1,636		-3,090
1996-1998	1,709995	-0,511426	0,006745	0,223	1,486995	1,385	-1,673
t-Stat.	6,277	-1,275	2,985		5,458		-4,171
1997-1999	7,104891	-5,817184	0,001839	0,171	6,933891	1,310	-6,956
t-Stat.	9,485	-3,596	1,336		9,257		-4,301
1998-2000	-0,590358	-0,591568	-0,003406	0,117	-0,707358	-0,768	0,293
t-Stat.	-0,837	-1,006	-2,824		-1,003		0,499
1999-2001	-0,532681	0,520064	-0,003850	0,073	-0,605681	-0,411	1,004
t-Stat.	-1,409	1,321	-1,227		-1,602		2,550
2000-2002	-0,048476	-0,488914	-0,003189	0,061	-0,109476	-0,757	0,329
t-Stat.	-0,103	-0,803	-0,816		-0,233		0,540
Στατιστικά σημαντικό στο 5%							

Από τα παραπάνω αποτελέσματα η μεταβλητή β^2 μόνο σε μία από τις εξεταζόμενες περιόδους 1996-1998 βρέθηκε διάφορος του μηδενός και στατιστικά σημαντικό συνεπώς δεχόμαστε ότι δεν επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Η μεταβλητή β^3 δεν είναι στατιστικά σημαντικό σε καμία από τις εξεταζόμενες περιόδους άρα δεχόμαστε ότι δεν επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Η μεταβλητή gamma μόνο σε δύο από τις εξεταζόμενες περιόδους 1996-1998 και 1998-2000 βρέθηκε διάφορος του μηδενός και στατιστικά σημαντικό συνεπώς δεχόμαστε ότι η μέση απόδοση δεν επηρεάζεται από τον κίνδυνο που συνδέεται με τις ασύμμετρες κατανομές των αποδόσεων. Ο έλεγχος της υπόθεσης (3) δείχνει ότι ο συντελεστής beta αποτελεί το μοναδικό μέτρο κινδύνου χωρίς όμως να υπάρχει ισχυρή ισχύς της υπόθεσης.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΔΙΑΜΟΡΦΩΝΟΝΤΑΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΒΑΣΕΙ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ GAMMA.

Σ' αυτό το τμήμα της εργασίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου των τριών προαναφερόμενων υποθέσεων, αλλά με τη διαφορά ότι τα χαρτοφυλάκια έχουν διαμορφωθεί βάσει του συντελεστή gamma δηλαδή το συστηματικό όταν έχω ασύμμετρες κατανομές αποδόσεων. Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων και βάσει της μεθοδολογίας Fama και MacBeth, οι μετοχές κάθε εξεταζόμενης περιόδου κατατάσσονται βάσει της τιμής του συντελεστή gamma.

Όσον αφορά την πρώτη υπόθεση, τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 1						
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	R_f %	$(\gamma_0 - R_f)$ %	R_m %	$\gamma_1 - (R_m - R_f)$ %
1995-1997	0,530448	-0,010566	0,200	0,330448	0,874	-0,685
t-Stat.	1,311	-0,024		0,817		-1,544
1996-1998	1,941180	-0,766453	0,223	1,718180	1,385	-1,928
t-Stat.	4,409	-1,122		3,903		-2,824
1997-1999	5,682525	-2,555083	0,171	5,511525	1,310	-3,694
t-Stat.	4,191	-1,050		4,065		-1,519
1998-2000	-0,571677	-0,953607	0,117	-0,688677	-0,768	-0,069
t-Stat.	-0,985	-1,921		-1,187		-0,138
1999-2001	-1,730096	1,187784	0,073	-1,803096	-0,411	1,672
t-Stat.	-4,239	3,721		-4,418		5,237
2000-2002	-0,073676	-0,819814	0,061	-0,134676	-0,757	-0,002
t-Stat.	-0,128	-1,766		-0,234		-0,004
Στατιστικά σημαντικό στο 5%						

Από τα παραπάνω αποτελέσματα δεν μπορούμε να αποδεχθούμε την υπόθεση(1) καθώς σε καμία περίοδο οι συντελεστές γ_0 και γ_1 δεν ισούνται με R_f και $(R_m - R_f)$ αντίστοιχα. Οι διαφορές $(\gamma_0 - R_f)$ είναι στατιστικά σημαντικές μόνο για τη περίοδο 1996-1998, 1997-1999 και 1999-2001 δηλ. ο σταθερός όρος γ_0 παρουσίασε τιμή η οποία είναι ανώτερη του μέσου όρου της τιμής της απόδοσης του χρεογράφου χωρίς κίνδυνο εκτός από την περίοδο 1999-2001. Αυτά τα αποτελέσματα είναι σχεδόν όμοια με αυτά που παρουσιάστηκαν στον προηγούμενο έλεγχο της υπόθεσης 1.

Αντίστοιχα η διαφορά $\gamma_1 - (R_m - R_f)$ είναι στατιστικά σημαντικό σε 2 περιόδους, συγκεκριμένα το 1996-1998 και 1999-2001. Ο συντελεστής κλίσης γ_1 εκτιμήθηκε σε τιμή κατώτερη από την προβλεπόμενη, δηλαδή τη μέση τιμή της υπερβάλλουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς ($R_m - R_f$), εκτός από την περίοδο 1999-2001 όπου βρέθηκε το αντίθετο αποτέλεσμα.

Τα αποτελέσματα ελέγχου της υπόθεσης 2 είναι:

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 2						
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	R_f %	$(\gamma_0 - R_f)$ %	R_m %	$\gamma_1 - (R_m - R_f)$ %
1995-1997	0,530448	-0,010566	0,200	0,330448	0,874	-0,685
t-Stat.	1,311	-0,024		0,817		-1,544
1996-1998	1,941180	-0,766453	0,223	1,718180	1,385	-1,928
t-Stat.	4,409	-1,122		3,903		-2,824
1997-1999	5,682525	-2,555083	0,171	5,511525	1,310	-3,694
t-Stat.	4,191	-1,050		4,065		-1,519
1998-2000	-0,571677	-0,953607	0,117	-0,688677	-0,768	-0,069
t-Stat.	-0,985	-1,921		-1,187		-0,138
1999-2001	-1,730096	1,187784	0,073	-1,803096	-0,411	1,672
t-Stat.	-4,239	3,721		-4,418		5,237
2000-2002	-0,073676	-0,819814	0,061	-0,134676	-0,757	-0,002
t-Stat.	-0,128	-1,766		-0,234		-0,004
Στατιστικά σημαντικό στο 5%						

Από τα παραπάνω αποτελέσματα μόνο σε μία από τις εξεταζόμενες περιόδους 1999-2001 βρέθηκε ότι υπάρχει θετική σχέση στατιστικά σημαντικό μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου συνεπώς απορρίπτουμε την υπόθεση 2. Συμφωνούν περίπου με τον προηγούμενο έλεγχο της υπόθεσης 2.

Ο έλεγχος της τρίτης υπόθεσης έδωσε τα ακόλουθα αποτελέσματα

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3							
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	R_f %	$(\gamma_0 - R_f)$ %	R_m %	$\gamma_1 - (R_m - R_f)$ %
1995-1997	-2,295858	6,697814	-3,846680	0,200	-2,495858	0,874	6,023
t-Stat.	-1,315	1,648	-1,659		-1,430		1,482
1996-1998	3,507500	-6,545072	4,989736	0,223	3,284500	1,385	-7,707
t-Stat.	2,542	-1,342	1,196		2,380		-1,580
1997-1999	-3,655741	32,545250	-32,160890	0,171	-3,826741	1,310	31,406
t-Stat.	-0,348	0,830	-0,897		-0,365		0,801
1998-2000	-3,342117	3,558988	-1,804426	0,117	-3,459117	-0,768	4,444
t-Stat.	-0,902	0,595	-0,757		-0,934		0,743
1999-2001	-4,552386	5,626609	-1,728702	0,073	-4,625386	-0,411	6,111
t-Stat.	-1,456	1,151	-0,910		-1,479		1,250
2000-2002	1,686209	-3,647691	1,127035	0,061	1,625209	-0,757	-2,830
t-Stat.	0,344	-0,466	0,362		0,332		-0,361
Στατιστικά σημαντικό στο 5%							

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\beta_p^2 + \gamma_3\beta_p^3 + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3								
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	R_f %	$(\gamma_0 - R_f)$ %	R_m %	$\gamma_1 - (R_m - R_f)$ %
1995-1997	3,770328	-15,783010	23,098840	-10,479680	0,200	3,570328	0,874	-16,458
t-Stat.	0,428	-0,490	0,602	-0,704		0,406		-0,511
1996-1998	1,886433	3,360730	-13,811160	11,266700	0,223	1,663433	1,385	2,199
t-Stat.	0,435	0,132	-0,290	0,396		0,384		0,086
1997-1999	-81,125530	472,617800	-853,585000	-504,090300	0,171	-81,29653	1,310	471,479
t-Stat.	-0,725	0,745	-0,722	0,695		-0,726		0,743
1998-2000	17,683910	-48,095660	39,900350	-11,051170	0,117	17,56691	-0,768	-47,211
t-Stat.	0,610	-0,679	0,699	-0,732		0,606		-0,666
1999-2001	51,590900	-128,010300	103,345200	-27,292280	0,073	51,517900	-0,411	-127,526
t-Stat.	1,837	-1,921	1,976	-2,010		1,834		-1,914
2000-2002	-1,390498	3,770205	-4,790299	1,561708	0,061	-1,451498	-0,757	4,588
t-Stat.	-0,027	0,030	-0,049	0,060		-0,028		0,037
Στατιστικά σημαντικό στο 5%								

$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \gamma_2\text{GAMMA} + e_{pt}$ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ 3							
ΠΕΡΙΟΔΟΣ	γ_0	γ_1	γ_2	$R_f\%$	$(\gamma_0 - R_f)\%$	$R_m\%$	$\gamma_1 - (R_m - R_f)\%$
1995-1997	0,476816	-0,060517	0,026686	0,200	0,276816	0,874	-0,735
t-Stat.	1,278	-0,148	1,837		0,742		-1,797
1996-1998	1,963584	-0,855122	0,003265	0,223	1,740584	1,385	-2,017
t-Stat.	4,366	-1,208	0,673		3,870		-2,849
1997-1999	5,670479	-2,525152	0,000000	0,171	5,499479	1,310	-3,664
t-Stat.	3,676	-0,846	-0,019		3,565		-1,228
1998-2000	-0,560494	-0,867984	-0,000980	0,117	-0,677494	-0,768	0,017
t-Stat.	-0,953	-1,680	-0,726		-1,151		0,033
1999-2001	-1,683098	1,225459	-0,001067	0,073	-1,756098	-0,411	1,710
t-Stat.	-3,859	3,585	-0,370		-4,026		5,000
2000-2002	-0,004831	-0,250364	-0,005630	0,061	-0,065831	-0,757	0,567
t-Stat.	-0,008	-0,398	-1,318		-0,116		0,902
Στατιστικά σημαντικό στο 5%							

Από τα παραπάνω αποτελέσματα η μεταβλητή β^2 , β^3 , gamma οι τιμές των συντελεστών αν και είναι διάφορες του μηδενός δεν είναι όμως στατιστικά σημαντικό σε καμία από τις εξεταζόμενες περιόδους. Ο έλεγχος της υπόθεσης (3) δείχνει ότι ο συντελεστής beta αποτελεί το μοναδικό μέτρο κινδύνου χωρίς όμως να υπάρχει ισχυρή ισχύς της υπόθεσης.

4.4 ΣΥΝΟΨΗ ΚΑΙ ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Ο συντελεστής γ_0 είναι σημαντικά διαφορετικός από το R_f το οποίο συμφωνεί με τα εμπειρικά αποτελέσματα των μελετών που έχουν γίνει για το CAPM.

Ο συντελεστής γ_1 είναι μικρότερος από την διαφορά $(R_m - R_f)$ όπου συμφωνεί με τα ευρήματα άλλων μελετών του CAPM.

Ο συντελεστής γ_1 δεν είναι θετικός, $\gamma_1 > 0$ ενώ τα εμπειρικά αποτελέσματα πολλών μελετών δείχνουν ότι εάν εκτιμηθεί για μεγάλα διαστήματα είναι θετικό.

Το β^2 δεν επηρεάζει τις αποδόσεις όπου συμφωνεί με τις μελέτες που έχουν γίνει για το CAPM.

Το β^3 είναι το μόνο μέτρο κινδύνου, το οποίο συμφωνεί με τα ευρήματα άλλων μελετών.

Εμπειρικές μελέτες έχουν αποδεχθεί τη θετική και την γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του συστηματικού κινδύνου. Τα εμπειρικά αποτελέσματα αυτής της εργασίας απορρίπτουν αυτές τις υποθέσεις.

5.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

Σκοπός μας μέσα από αυτή την εργασία ήταν να ερευνήσουμε εάν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) ισχύει στο ΧΑΑ δηλαδή εάν υπάρχει ακριβής γραμμική θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κίνδυνου (συντελεστής βήτα) και των εβδομαδιαίων αναμενόμενων απόδοσεων των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1995-2002. Γι' αυτό το σκοπό χρησιμοποιήθηκαν οι μετοχές εισηγμένων εταιριών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1995-2002. Με τη βοήθεια αυτών των μετοχών δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια, βάσει της μεθοδολογίας των Fama και Macbeth (1973) - σε πρώτη φάση με βάση το συστηματικό κίνδυνο και σε δεύτερη φάση με βάση το συντελεστή γ , - που χρησιμοποιήθηκαν στον εμπειρικό έλεγχο των υποθέσεων.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας μελέτης αποδεικνύουν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υπάρχει ακριβής γραμμική θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κίνδυνου (συντελεστής βήτα) των εβδομαδιαίων αναμενόμενων απόδοσεων των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1995-2002. Συγκεκριμένα ο έλεγχος των υποθέσεων (1) και (2) δηλαδή της γραμμικότητας και της θετικής σχέσης δεν ισχύουν με βάση τα εμπειρικά αποτελέσματα. Ο έλεγχος της υπόθεσης (3) δείχνει ότι ο συντελεστής β αποτελεί το μοναδικό μέτρο κινδύνου χωρίς όμως να υπάρχει ισχυρή ισχύς της υπόθεσης.

Τα εύρηματα αυτά αποδεικνύουν ότι η χρήση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) από τους χρηματιστηριακούς αναλυτές πρώτον για τη δημιουργία αποδοτικών χαρτοφυλακίων, δεύτερον για την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης κάθε μετοχής βάσει του συστηματικού κινδύνου της και τέλος για τον προσδιορισμό του κόστους κεφαλαίου νέων μετοχών, που χρησιμοποιείται στην αξιολόγηση επενδύσεων, οδηγεί σε λανθασμένες εκτιμήσεις. Για το λόγο αυτό απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τη χρήση του συντελεστή βήτα, υπολογιζόμενου με τη βοήθεια της στατιστικής μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων στο ΧΑΑ.

Πιθανές εξηγήσεις γι' αυτό το εμπειρικό αποτέλεσμα είναι οι ακόλουθες:

1. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δηλ. ο Γενικός Δείκτης του ΧΑΑ κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν είναι ελαχίστου κινδύνου χαρτοφυλάκιο δηλαδή δεν είναι αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο. Τότε ο δείκτης της αγοράς (Γενικός Δείκτης ΧΑΑ) βρίσκεται κάτω από το αποδοτικό μέτωπο και ισχύει ένα τρισδιάστατο υπόδειγμα που παρουσιάζει την αναμενόμενη απόδοση μίας μετοχής σαν συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου και ενός δεύτερου κινδύνου συστηματικού που εξαρτάται από την απόσταση του χαρτοφυλακίου (Γενικός Δείκτης ΧΑΑ) από το αποδοτικό μέτωπο.(Γ.Διακογιάννης 1993)
2. προκύπτουν από τη χρήση του συντελεστή βήτα, υπολογιζόμενου με τη βοήθεια της στατιστικής μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων στο ΧΑΑ. Συχνά παραβιάζονται οι υποθέσεις ότι οι συντελεστές βήτα των μετοχών παραμένουν σταθεροί κατά την διάρκεια εκτίμησης του υποδείγματος καθώς και τα προβλήματα της αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας του στοχαστικού όρου (Καραθανάσης – Φίλιππας 1991).
3. Αρκετοί ερευνητές επιχειρηματολογούν ότι ο συστηματικός κίνδυνος (όπως δίνεται από το συντελεστή βήτα) δεν μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές(cross-sectional) μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών (Reinganum 1981, Lakonishok και Shapiro 1986, και Fama και French (1992).
4. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) δεν είναι κατάλληλο εξιδεικευμένο υπόδειγμα για να περιγράψει το μηχανισμό διαμόρφωσης των μέσων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ. Αυτό συμφωνεί και με τα εμπειρικά αποτελέσματα των Γλεζάκος 1987, Διακογιάννη-Σεγρεδάκη 1996, για τον έλεγχο της ισχύος του CAPM στο ΧΑΑ.
5. Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν παρουσιαστεί μελέτες που εισηγούνται την ύπαρξη και άλλων παραμέτρων που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών πέρα από το συστηματικό κίνδυνο, όπως, για παράδειγμα, το μέγεθος των εταιριών.

Οι πειραματικοί έλεγχοι της ισχύος του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) που έχουν παρουσιαστεί στη διεθνή βιβλιογραφία δεν δίνουν μια ξεκάθαρη εικόνα υπέρ ή κατά του μοντέλου, παρουσιάζουν όμως ενδείξεις που

συνηγορούν ότι αυτό αποτελεί ικανοποιητική περιγραφή των τάσεων που επικρατούν στην κεφαλαιαγορά σχετικά με τη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών.

Λαμβάνοντας υπόψη μας τα αποτελέσματα αυτής της εργασίας από τον έλεγχο του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) υπάρχουν ενδείξεις ότι το υπόδειγμα δεν λειτουργεί στο χρηματιστήριο Αθηνών. Φαίνεται ότι υπάρχουν και κάποιοι άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Προτείνουμε τη διαμόρφωση εξειδικευμένων πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων που να εξηγούν τις μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών λαμβάνοντας υπόψη και άλλες μεταβλητές όπως:

- Earnings/Price ratio
- Debt/Equity ratio (Μόχλευση)
- Μέγεθος εταιριών (π.χ χρηματιστηριακή αξία)
- Λογιστική / χρηματιστηριακή αξία

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

ΞΕΝΗ

- Elton, Edwin J., and Martin J. Gruber 'Modern Portfolio Theory and Investment Analysis' Wiley (1995)
- Diacogiannis P.G. 'Three Parameter Asset Pricing' Managerial and Decision Economics (1994)
- Diacogiannis P.G and Segredakis K.N.'The Pricing of Risky Assets: The case of the Athens Stock Exchange'
- Fama E., 'Components of Investment Performance' Journal of Finance, 1972.
- Farrel, J. "A Guide To Portfolio Management" McGraw-Hill, 1997.
- Fama E. and MacBeth 'Risk Return and Equilibrium Empirical tests' Journal of Political Economy (1973)
- Jensen, C. M. 'Risk, the Pricing of Capital Assets and Evaluation of Investment Portfolios'. Journal of Business, 1967.
- Markowitz, H., 'Portfolio Selection', Journal of Finance, 1959.
- Markowitz, H., 'Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments', New York, 1959, John Wiley.
- Modigliani F –L. Modigliani Risk Adjusted Performance Journal of Portfolio Management 1997.
- Newey – West, a) 'Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation', International Economic Review, 1987.
- 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.
- Roll, R. 'Performance Evaluation and Benchmark Errors (I)', Journal of Portfolio Management, 1980.
- Roll, R. 'Performance Evaluation and Benchmark Errors(II)', Journal of Portfolio Management, 1981.
- Roll, R., and S. Ross. 'The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning', Financial Analysts Journal, 1984.
- Black F, M.C.Jensen and M. Scholes 'The Capital Asset Pricing Model, Some Empirical Tests' Studies in the Theory of Capital Markets 1972
- Sharpe, W. F. 'Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement', Journal of Portfolio Management, 1992.
- Sharpe, W. F. 'Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk', Journal of Finance, 1964.
- Sharpe, W.- G. Alexander – Bailey J. "Investments" 1999, Sixth Edition Prentice – Hall International Edition.
- Hawawini G.A. , P.A. Michel ' The Pricing of Risky Assets on the Belgian Stock Market' Journal of Banking and Finance (1982)
- Jackson M. and Staunton M. 'Advanced Modelling in Finance using Excel and VBA' Wiley 2001

ΕΛΛΗΝΙΚΗ

Γ.Π. Διακογιάννης και Σεγρεδάκη Κ. Ν. 'Η Επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των Εταιριών στην Απόδοση των Μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών' Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση 1996 τεύχος 5.

Γ.Π. Διακογιάννης και Τσιριτάκης Μ.Δ. 'Μακροοικονομικοί Παράγοντες και οι Αποδόσεις των Μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών' Η Ελληνική Κεφαλαιαγορά ΠΑ.ΠΕΙ. 1997

Γ.Π. Διακογιάννης, «Σημειώσεις στα πλαίσια του μαθήματος-Διαχείριση Χαρτοφυλακίου-», Πανεπιστήμιο Πειραιά 2000.

Γλεζάκος Μ. 'Η σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου, Κριτική Παρουσίαση των αρχών και της Πειραματικής Διερεύνησής της' Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση
Φίλιππας Ν., 'Ο Δείκτης Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών', Δελτίο Ένωσης Ελληνικών Τραπεζών (Δεκέμβριος 1996).

Καραθανάσης Γ και Φίλιππας Ν. 'Ελεγχοι Παραβίασης των Υποθέσεων του Υποδείγματος της Αγοράς στη Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών' Σπουδαί τόμος 44 (1994)

Καραθανάσης Γ και Φίλιππας Ν. 'Η Εκτίμηση του Συστηματικού κινδύνου Κοινών Μετοχών Εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών.' Δελτίο Ένωσης Ελληνικών Τραπεζών Νο27

Δελής Κ. ' Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου' Σακκουλα 1996

Θωμαδάκης Σ. και Ξανθάκης Μ. ' Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου' Ένωσης Ελληνικών Τραπεζών 1990

Κιντής Ανδρέας «Στατιστικές και Οικονομετρικές Μέθοδοι», Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα 2001

ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΒΑΣΕΙ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1995-1997

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.537312	0.221637	2.424294	0.0307
BETA1996	-0.010587	0.234561	-0.045135	0.9647
R-squared	0.000157	Mean dependent var		0.527961
Adjusted R-squared	-0.076754	S.D. dependent var		0.293870
S.E. of regression	0.304939	Akaike info criterion		0.586155
Sum squared resid	1.208841	Schwarz criterion		0.680562
Log likelihood	-2.396165	F-statistic		0.002037
Durbin-Watson stat	3.140862	Prob(F-statistic)		0.964686

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.352071	0.532511	0.661154	0.5210
BETA1996	0.428000	1.163542	0.367843	0.7194
BETA21996	-0.226413	0.587451	-0.385415	0.7067
R-squared	0.012382	Mean dependent var		0.527961
Adjusted R-squared	-0.152221	S.D. dependent var		0.293870
S.E. of regression	0.315444	Akaike info criterion		0.707186
Sum squared resid	1.194060	Schwarz criterion		0.848796
Log likelihood	-2.303894	F-statistic		0.075224
Durbin-Watson stat	3.155691	Prob(F-statistic)		0.927969

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.023924	1.212166	0.844706	0.4163
BETA1996	-2.121015	4.274965	-0.496148	0.6296
BETA21996	2.618830	4.621223	0.566696	0.5823
BETA31996	-0.954163	1.536492	-0.621001	0.5473
R-squared	0.045834	Mean dependent var		0.527961
Adjusted R-squared	-0.214393	S.D. dependent var		0.293870
S.E. of regression	0.323843	Akaike info criterion		0.806061
Sum squared resid	1.153616	Schwarz criterion		0.994875
Log likelihood	-2.045460	F-statistic		0.176130
Durbin-Watson stat	3.105662	Prob(F-statistic)		0.910331

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.565217	0.223203	2.532305	0.0263
BETA1996	-0.100851	0.250889	-0.401974	0.6948
GAMMA1996	0.013477	0.013356	1.009001	0.3329
R-squared	0.078350	Mean dependent var		0.527961
Adjusted R-squared	-0.075259	S.D. dependent var		0.293870
S.E. of regression	0.304727	Akaike info criterion		0.638056
Sum squared resid	1.114303	Schwarz criterion		0.779666
Log likelihood	-1.785419	F-statistic		0.510062
Durbin-Watson stat	3.065938	Prob(F-statistic)		0.612910

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1996-1998

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.094643	0.296662	7.060713	0.0000
BETA1997	-1.017462	0.449426	-2.263917	0.0388
R-squared	0.254670	Mean dependent var		1.451427
Adjusted R-squared	0.204982	S.D. dependent var		0.394716
S.E. of regression	0.351944	Akaike info criterion		0.859440
Sum squared resid	1.857965	Schwarz criterion		0.957465
Log likelihood	-5.305237	F-statistic		5.125321
Durbin-Watson stat	1.661994	Prob(F-statistic)		0.038835

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.111186	0.538075	-0.206637	0.8393
BETA1997	6.412293	1.711017	3.747649	0.0022
BETA21997	-5.717173	1.296100	-4.411059	0.0006
R-squared	0.688123	Mean dependent var		1.451427
Adjusted R-squared	0.643569	S.D. dependent var		0.394716
S.E. of regression	0.235653	Akaike info criterion		0.105870
Sum squared resid	0.777451	Schwarz criterion		0.252907
Log likelihood	2.100107	F-statistic		15.44473
Durbin-Watson stat	1.989584	Prob(F-statistic)		0.000287

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.013755	1.514061	-0.669560	0.5149
BETA1997	11.20481	7.691988	1.456685	0.1689
BETA21997	-13.50124	12.23831	-1.103194	0.2899
BETA31997	3.923078	6.131746	0.639798	0.5334
R-squared	0.697643	Mean dependent var		1.451427
Adjusted R-squared	0.627869	S.D. dependent var		0.394716
S.E. of regression	0.240787	Akaike info criterion		0.192515
Sum squared resid	0.753718	Schwarz criterion		0.388565
Log likelihood	2.363626	F-statistic		9.998523
Durbin-Watson stat	2.061622	Prob(F-statistic)		0.001097

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.709995	0.272430	6.276819	0.0000
BETA1997	-0.511426	0.401206	-1.274720	0.2232
GAMMA1997	0.006745	0.002259	2.985317	0.0098
R-squared	0.544581	Mean dependent var		1.451427
Adjusted R-squared	0.479521	S.D. dependent var		0.394716
S.E. of regression	0.284765	Akaike info criterion		0.484478
Sum squared resid	1.135273	Schwarz criterion		0.631516
Log likelihood	-1.118063	F-statistic		8.370458
Durbin-Watson stat	2.076974	Prob(F-statistic)		0.004063

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1997-1999

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.625669	0.673469	9.838113	0.0000
BETA1998	-4.281609	1.165429	-3.673847	0.0021
R-squared	0.457575	Mean dependent var		4.289338
Adjusted R-squared	0.423673	S.D. dependent var		1.238936
S.E. of regression	0.940553	Akaike info criterion		2.819741
Sum squared resid	14.15423	Schwarz criterion		2.918671
Log likelihood	-23.37767	F-statistic		13.49715
Durbin-Watson stat	1.944076	Prob(F-statistic)		0.002053

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.613526	1.543507	4.284739	0.0007
BETA1998	-4.235316	5.388950	-0.785926	0.4441
BETA21998	-0.039280	4.457074	-0.008813	0.9931
R-squared	0.457578	Mean dependent var		4.289338
Adjusted R-squared	0.385255	S.D. dependent var		1.238936
S.E. of regression	0.971396	Akaike info criterion		2.930847
Sum squared resid	14.15416	Schwarz criterion		3.079242
Log likelihood	-23.37762	F-statistic		6.326860
Durbin-Watson stat	1.943545	Prob(F-statistic)		0.010175

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.463404	3.827899	0.643539	0.5303
BETA1998	22.50295	23.24168	0.968216	0.3494
BETA21998	-50.25331	42.71620	-1.176446	0.2590
BETA31998	28.14269	23.81320	1.181811	0.2570
R-squared	0.506782	Mean dependent var		4.289338
Adjusted R-squared	0.401093	S.D. dependent var		1.238936
S.E. of regression	0.958801	Akaike info criterion		2.946864
Sum squared resid	12.87019	Schwarz criterion		3.144724
Log likelihood	-22.52177	F-statistic		4.795009
Durbin-Watson stat	2.396102	Prob(F-statistic)		0.016802

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.104891	0.749043	9.485297	0.0000
BETA1998	-5.817184	1.617466	-3.596481	0.0026
GAMMA1998	0.001839	0.001376	1.335816	0.2015
R-squared	0.515242	Mean dependent var		4.289338
Adjusted R-squared	0.450607	S.D. dependent var		1.238936
S.E. of regression	0.918312	Akaike info criterion		2.818452
Sum squared resid	12.64945	Schwarz criterion		2.966848
Log likelihood	-22.36607	F-statistic		7.971627
Durbin-Watson stat	1.828935	Prob(F-statistic)		0.004380

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1998-2000

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.084692	0.805114	-1.347253	0.1946
BETA1999	-0.500164	0.691389	-0.723418	0.4787
R-squared	0.028253	Mean dependent var		-1.664657
Adjusted R-squared	-0.025733	S.D. dependent var		0.327033
S.E. of regression	0.331214	Akaike info criterion		0.722537
Sum squared resid	1.974652	Schwarz criterion		0.822110
Log likelihood	-5.225369	F-statistic		0.523334
Durbin-Watson stat	0.996273	Prob(F-statistic)		0.478719

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.420961	8.201931	0.173247	0.8645
BETA1999	-4.790004	13.98882	-0.342417	0.7362
BETA21999	1.820483	5.928806	0.307057	0.7625
R-squared	0.033612	Mean dependent var		-1.664657
Adjusted R-squared	-0.080080	S.D. dependent var		0.327033
S.E. of regression	0.339875	Akaike info criterion		0.817006
Sum squared resid	1.963761	Schwarz criterion		0.966366
Log likelihood	-5.170061	F-statistic		0.295643
Durbin-Watson stat	0.902512	Prob(F-statistic)		0.747802

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-129.6134	76.67926	-1.690332	0.1103
BETA1999	332.7121	196.9310	1.689485	0.1105
BETA21999	-286.1407	167.7374	-1.705885	0.1074
BETA31999	81.38429	47.37979	1.717701	0.1051
R-squared	0.184074	Mean dependent var		-1.664657
Adjusted R-squared	0.031088	S.D. dependent var		0.327033
S.E. of regression	0.321910	Akaike info criterion		0.747765
Sum squared resid	1.658013	Schwarz criterion		0.946911
Log likelihood	-3.477648	F-statistic		1.203207
Durbin-Watson stat	0.821097	Prob(F-statistic)		0.340425

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.590358	0.705571	-0.836709	0.4144
BETA1999	-0.591568	0.587855	-1.006318	0.3284
GAMMA1999	-0.003406	0.001206	-2.823911	0.0117
R-squared	0.338536	Mean dependent var		-1.664657
Adjusted R-squared	0.260717	S.D. dependent var		0.327033
S.E. of regression	0.281188	Akaike info criterion		0.437896
Sum squared resid	1.344136	Schwarz criterion		0.587256
Log likelihood	-1.378961	F-statistic		4.350292
Durbin-Watson stat	2.170122	Prob(F-statistic)		0.029806

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1999-2001

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.463968	0.378517	-1.225754	0.2345
BETA2000	0.196848	0.296327	0.664292	0.5141
R-squared	0.021588	Mean dependent var		-0.214115
Adjusted R-squared	-0.027333	S.D. dependent var		0.196804
S.E. of regression	0.199476	Akaike info criterion		-0.299742
Sum squared resid	0.795810	Schwarz criterion		-0.200556
Log likelihood	5.297158	F-statistic		0.441284
Durbin-Watson stat	1.806380	Prob(F-statistic)		0.514090

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.965799	2.901284	0.332887	0.7429
BETA2000	-2.107570	4.644421	-0.453785	0.6551
BETA22000	0.916353	1.842946	0.497222	0.6247
R-squared	0.034156	Mean dependent var		-0.214115
Adjusted R-squared	-0.067512	S.D. dependent var		0.196804
S.E. of regression	0.203339	Akaike info criterion		-0.221761
Sum squared resid	0.785588	Schwarz criterion		-0.072982
Log likelihood	5.439367	F-statistic		0.335952
Durbin-Watson stat	1.868988	Prob(F-statistic)		0.718817

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.10554	25.98448	-0.581329	0.5682
BETA2000	37.36773	63.58758	0.587658	0.5641
BETA22000	-31.05905	51.39858	-0.604278	0.5532
BETA32000	8.544860	13.72624	0.622520	0.5414
R-squared	0.054511	Mean dependent var		-0.214115
Adjusted R-squared	-0.103070	S.D. dependent var		0.196804
S.E. of regression	0.206698	Akaike info criterion		-0.152153
Sum squared resid	0.769031	Schwarz criterion		0.046219
Log likelihood	5.673679	F-statistic		0.345926
Durbin-Watson stat	1.758506	Prob(F-statistic)		0.792487

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.532681	0.377989	-1.409249	0.1749
BETA2000	0.520064	0.393724	1.320885	0.2022
GAMMA2000	-0.003850	0.003137	-1.227134	0.2348
R-squared	0.093438	Mean dependent var		-0.214115
Adjusted R-squared	-0.001990	S.D. dependent var		0.196804
S.E. of regression	0.197000	Akaike info criterion		-0.285104
Sum squared resid	0.737370	Schwarz criterion		-0.136326
Log likelihood	6.136145	F-statistic		0.979152
Durbin-Watson stat	1.968335	Prob(F-statistic)		0.393800

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 2000-2002

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005766	0.464005	-0.012427	0.9902
BETA2001	-0.880072	0.372498	-2.362620	0.0270
R-squared	0.195297	Mean dependent var	-1.093922	
Adjusted R-squared	0.160310	S.D. dependent var	0.307427	
S.E. of regression	0.281709	Akaike info criterion	0.380735	
Sum squared resid	1.825281	Schwarz criterion	0.478245	
Log likelihood	-2.759189	F-statistic	5.581973	
Durbin-Watson stat	1.749755	Prob(F-statistic)	0.026981	

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.218992	2.443951	0.089606	0.9294
BETA2001	-1.277534	4.256755	-0.300119	0.7669
BETA22001	0.171867	1.833288	0.093748	0.9262
R-squared	0.195618	Mean dependent var	-1.093922	
Adjusted R-squared	0.122493	S.D. dependent var	0.307427	
S.E. of regression	0.287983	Akaike info criterion	0.460336	
Sum squared resid	1.824552	Schwarz criterion	0.606601	
Log likelihood	-2.754196	F-statistic	2.675100	
Durbin-Watson stat	1.757642	Prob(F-statistic)	0.091219	

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.30631	15.31034	-1.326313	0.1990
BETA2001	55.77158	42.23608	1.320472	0.2009
BETA22001	-51.46201	38.08201	-1.351347	0.1910
BETA32001	15.27094	11.25034	1.357376	0.1891
R-squared	0.260500	Mean dependent var	-1.093922	
Adjusted R-squared	0.154857	S.D. dependent var	0.307427	
S.E. of regression	0.282622	Akaike info criterion	0.456237	
Sum squared resid	1.677384	Schwarz criterion	0.651257	
Log likelihood	-1.702958	F-statistic	2.465850	
Durbin-Watson stat	2.007374	Prob(F-statistic)	0.090392	

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.048476	0.470335	-0.103066	0.9188
BETA2001	-0.488914	0.608772	-0.803115	0.4305
GAMMA2001	-0.003189	0.003908	-0.815969	0.4233
R-squared	0.218935	Mean dependent var	-1.093922	
Adjusted R-squared	0.147929	S.D. dependent var	0.307427	
S.E. of regression	0.283778	Akaike info criterion	0.430920	
Sum squared resid	1.771664	Schwarz criterion	0.577185	
Log likelihood	-2.386502	F-statistic	3.083336	
Durbin-Watson stat	1.731179	Prob(F-statistic)	0.066002	

Β' ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΒΑΣΕΙ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΓΑΜΜΑ

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1995-1997

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.530448	0.404527	1.311277	0.2125
BETA1996	-0.010566	0.443736	-0.023812	0.9814
R-squared	0.000044	Mean dependent var		0.520961
Adjusted R-squared	-0.076876	S.D. dependent var		0.261446
S.E. of regression	0.271309	Akaike info criterion		0.352448
Sum squared resid	0.956911	Schwarz criterion		0.446855
Log likelihood	-0.643364	F-statistic		0.000567
Durbin-Watson stat	1.516064	Prob(F-statistic)		0.981364

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.295858	1.745383	-1.315389	0.2130
BETA1996	6.697814	4.064914	1.647714	0.1253
BETA21996	-3.846680	2.318609	-1.659047	0.1230
R-squared	0.186610	Mean dependent var		0.520961
Adjusted R-squared	0.051046	S.D. dependent var		0.261446
S.E. of regression	0.254685	Akaike info criterion		0.279280
Sum squared resid	0.778375	Schwarz criterion		0.420890
Log likelihood	0.905398	F-statistic		1.376540
Durbin-Watson stat	1.986402	Prob(F-statistic)		0.289595

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.770328	8.804121	0.428246	0.6767
BETA1996	-15.78301	32.21988	-0.489853	0.6339
BETA21996	23.09884	38.36977	0.602006	0.5594
BETA31996	-10.47968	14.89435	-0.703601	0.4963
R-squared	0.221641	Mean dependent var		0.520961
Adjusted R-squared	0.009361	S.D. dependent var		0.261446
S.E. of regression	0.260219	Akaike info criterion		0.368592
Sum squared resid	0.744853	Schwarz criterion		0.557405
Log likelihood	1.235561	F-statistic		1.044096
Durbin-Watson stat	1.684082	Prob(F-statistic)		0.411402

Dependent Variable: RETURNS1997

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.476816	0.373139	1.277851	0.2255
BETA1996	-0.060517	0.408955	-0.147980	0.8848
GAMMA1996	0.026686	0.014530	1.836650	0.0911
R-squared	0.219459	Mean dependent var		0.520961
Adjusted R-squared	0.089369	S.D. dependent var		0.261446
S.E. of regression	0.249490	Akaike info criterion		0.238057
Sum squared resid	0.746941	Schwarz criterion		0.379667
Log likelihood	1.214571	F-statistic		1.686978
Durbin-Watson stat	1.378492	Prob(F-statistic)		0.226138

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1996-1998

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.941180	0.440272	4.409043	0.0005
BETA1997	-0.766453	0.682863	-1.122410	0.2793
R-squared	0.077480	Mean dependent var		1.458314
Adjusted R-squared	0.015978	S.D. dependent var		0.389117
S.E. of regression	0.385996	Akaike info criterion		1.044152
Sum squared resid	2.234894	Schwarz criterion		1.142177
Log likelihood	-6.875289	F-statistic		1.259805
Durbin-Watson stat	2.585087	Prob(F-statistic)		0.279334

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.507500	1.379816	2.542005	0.0235
BETA1997	-6.545072	4.878752	-1.341546	0.2011
BETA21997	4.989736	4.172409	1.195888	0.2516
R-squared	0.162984	Mean dependent var		1.458314
Adjusted R-squared	0.043410	S.D. dependent var		0.389117
S.E. of regression	0.380578	Akaike info criterion		1.064533
Sum squared resid	2.027752	Schwarz criterion		1.211570
Log likelihood	-6.048528	F-statistic		1.363041
Durbin-Watson stat	2.624693	Prob(F-statistic)		0.287831

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.886433	4.332788	0.435386	0.6704
BETA1997	3.360730	25.50825	0.131751	0.8972
BETA21997	-13.81116	47.65697	-0.289803	0.7765
BETA31997	11.26670	28.44240	0.396123	0.6984
R-squared	0.172966	Mean dependent var		1.458314
Adjusted R-squared	-0.017888	S.D. dependent var		0.389117
S.E. of regression	0.392582	Akaike info criterion		1.170182
Sum squared resid	2.003569	Schwarz criterion		1.366232
Log likelihood	-5.946545	F-statistic		0.906276
Durbin-Watson stat	2.721297	Prob(F-statistic)		0.464659

Dependent Variable: RETURNS1998

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.963584	0.449754	4.365911	0.0006
BETA1997	-0.855122	0.708012	-1.207779	0.2471
GAMMA1997	0.003265	0.004849	0.673313	0.5117
R-squared	0.106416	Mean dependent var		1.458314
Adjusted R-squared	-0.021239	S.D. dependent var		0.389117
S.E. of regression	0.393228	Akaike info criterion		1.129930
Sum squared resid	2.164793	Schwarz criterion		1.276967
Log likelihood	-6.604403	F-statistic		0.833622
Durbin-Watson stat	2.567516	Prob(F-statistic)		0.454934

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1997-1999

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.682525	1.355780	4.191333	0.0007
BETA1998	-2.555083	2.432323	-1.050470	0.3091
R-squared	0.064518	Mean dependent var		4.275384
Adjusted R-squared	0.006051	S.D. dependent var		0.890485
S.E. of regression	0.887787	Akaike info criterion		2.704268
Sum squared resid	12.61064	Schwarz criterion		2.803198
Log likelihood	-22.33841	F-statistic		1.103488
Durbin-Watson stat	1.428070	Prob(F-statistic)		0.309110

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.655741	10.49801	-0.348232	0.7325
BETA1998	32.54525	39.20143	0.830206	0.4194
BETA21998	-32.16089	35.84849	-0.897134	0.3838
R-squared	0.112157	Mean dependent var		4.275384
Adjusted R-squared	-0.006222	S.D. dependent var		0.890485
S.E. of regression	0.893251	Akaike info criterion		2.763113
Sum squared resid	11.96845	Schwarz criterion		2.911508
Log likelihood	-21.86801	F-statistic		0.947439
Durbin-Watson stat	1.654705	Prob(F-statistic)		0.409752

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-81.12553	111.9340	-0.724762	0.4805
BETA1998	472.6178	634.2021	0.745216	0.4685
BETA21998	-853.5850	1181.998	-0.722154	0.4821
BETA31998	504.0903	725.0214	0.695277	0.4983
R-squared	0.141790	Mean dependent var		4.275384
Adjusted R-squared	-0.042112	S.D. dependent var		0.890485
S.E. of regression	0.909041	Akaike info criterion		2.840277
Sum squared resid	11.56898	Schwarz criterion		3.038138
Log likelihood	-21.56250	F-statistic		0.771010
Durbin-Watson stat	1.528419	Prob(F-statistic)		0.529200

Dependent Variable: RETURNS1999

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.670479	1.542741	3.675588	0.0022
BETA1998	-2.525152	2.983274	-0.846436	0.4106
GAMMA1998	-2.21E-05	0.001189	-0.018600	0.9854
R-squared	0.064540	Mean dependent var		4.275384
Adjusted R-squared	-0.060188	S.D. dependent var		0.890485
S.E. of regression	0.916891	Akaike info criterion		2.815356
Sum squared resid	12.61035	Schwarz criterion		2.963752
Log likelihood	-22.33821	F-statistic		0.517445
Durbin-Watson stat	1.429633	Prob(F-statistic)		0.606303

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1998-2000

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.571677	0.580427	-0.984925	0.3377
BETA1999	-0.953607	0.496413	-1.920994	0.0707
R-squared	0.170133	Mean dependent var	-1.678385	
Adjusted R-squared	0.124029	S.D. dependent var	0.337536	
S.E. of regression	0.315911	Akaike info criterion	0.627928	
Sum squared resid	1.796397	Schwarz criterion	0.727501	
Log likelihood	-4.279275	F-statistic	3.690219	
Durbin-Watson stat	2.189547	Prob(F-statistic)	0.070715	

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.342117	3.704740	-0.902119	0.3796
BETA1999	3.558988	5.979223	0.595226	0.5595
BETA21999	-1.804262	2.382206	-0.757391	0.4592
R-squared	0.197221	Mean dependent var	-1.678385	
Adjusted R-squared	0.102777	S.D. dependent var	0.337536	
S.E. of regression	0.319720	Akaike info criterion	0.694741	
Sum squared resid	1.737758	Schwarz criterion	0.844101	
Log likelihood	-3.947407	F-statistic	2.088226	
Durbin-Watson stat	2.105601	Prob(F-statistic)	0.154548	

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.68391	28.98561	0.610093	0.5504
BETA1999	-48.09566	70.86823	-0.678663	0.5070
BETA21999	39.90035	57.05854	0.699288	0.4944
BETA31999	-11.05117	15.10620	-0.731565	0.4750
R-squared	0.223205	Mean dependent var	-1.678385	
Adjusted R-squared	0.077556	S.D. dependent var	0.337536	
S.E. of regression	0.324183	Akaike info criterion	0.761839	
Sum squared resid	1.681513	Schwarz criterion	0.960985	
Log likelihood	-3.618388	F-statistic	1.532482	
Durbin-Watson stat	1.989627	Prob(F-statistic)	0.244524	

Dependent Variable: RETURNS2000

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.560494	0.588413	-0.952551	0.3542
BETA1999	-0.867984	0.516720	-1.679795	0.1113
GAMMA1999	-0.000980	0.001350	-0.725751	0.4779
R-squared	0.195072	Mean dependent var	-1.678385	
Adjusted R-squared	0.100375	S.D. dependent var	0.337536	
S.E. of regression	0.320148	Akaike info criterion	0.697415	
Sum squared resid	1.742411	Schwarz criterion	0.846774	
Log likelihood	-3.974146	F-statistic	2.059952	
Durbin-Watson stat	2.385011	Prob(F-statistic)	0.158101	

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1999 – 2001

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.730096	0.408137	-4.239010	0.0004
BETA2000	1.187784	0.319240	3.720661	0.0014
R-squared	0.409041	Mean dependent var		-0.218803
Adjusted R-squared	0.379493	S.D. dependent var		0.237111
S.E. of regression	0.186778	Akaike info criterion		-0.431285
Sum squared resid	0.697719	Schwarz criterion		-0.332100
Log likelihood	6.744140	F-statistic		13.84332
Durbin-Watson stat	1.724349	Prob(F-statistic)		0.001351

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.552386	3.127636	-1.455536	0.1618
BETA2000	5.626609	4.887165	1.151303	0.2639
BETA22000	-1.728702	1.899208	-0.910223	0.3741
R-squared	0.433734	Mean dependent var		-0.218803
Adjusted R-squared	0.374127	S.D. dependent var		0.237111
S.E. of regression	0.187584	Akaike info criterion		-0.383058
Sum squared resid	0.668566	Schwarz criterion		-0.234279
Log likelihood	7.213637	F-statistic		7.276559
Durbin-Watson stat	1.706828	Prob(F-statistic)		0.004505

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	51.59090	28.08361	1.837047	0.0828
BETA2000	-128.0103	66.64328	-1.920829	0.0707
BETA22000	103.3452	52.30733	1.975731	0.0637
BETA32000	-27.29228	13.57878	-2.009922	0.0597
R-squared	0.537528	Mean dependent var		-0.218803
Adjusted R-squared	0.460449	S.D. dependent var		0.237111
S.E. of regression	0.174168	Akaike info criterion		-0.494626
Sum squared resid	0.546021	Schwarz criterion		-0.296255
Log likelihood	9.440890	F-statistic		6.973747
Durbin-Watson stat	1.355956	Prob(F-statistic)		0.002604

Dependent Variable: RETURNS2001

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.683098	0.436144	-3.859039	0.0011
BETA2000	1.225459	0.341875	3.584528	0.0020
GAMMA2000	-0.001067	0.002882	-0.370009	0.7155
R-squared	0.413269	Mean dependent var		-0.218803
Adjusted R-squared	0.351508	S.D. dependent var		0.237111
S.E. of regression	0.190943	Akaike info criterion		-0.347556
Sum squared resid	0.692728	Schwarz criterion		-0.198778
Log likelihood	6.823117	F-statistic		6.691410
Durbin-Watson stat	1.754401	Prob(F-statistic)		0.006312

ΠΕΡΙΟΔΟΣ 2000-2002

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.073676	0.575577	-0.128003	0.8993
BETA2001	-0.819814	0.464212	-1.766035	0.0907
R-squared	0.119411	Mean dependent var		-1.086179
Adjusted R-squared	0.081124	S.D. dependent var		0.265630
S.E. of regression	0.254628	Akaike info criterion		0.178593
Sum squared resid	1.491215	Schwarz criterion		0.276103
Log likelihood	-0.232409	F-statistic		3.118878
Durbin-Watson stat	2.330471	Prob(F-statistic)		0.090662

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.686209	4.902441	0.343953	0.7341
BETA2001	-3.647691	7.835180	-0.465553	0.6461
BETA22001	1.127035	3.116966	0.361581	0.7211
R-squared	0.124613	Mean dependent var		-1.086179
Adjusted R-squared	0.045032	S.D. dependent var		0.265630
S.E. of regression	0.259581	Akaike info criterion		0.252668
Sum squared resid	1.482406	Schwarz criterion		0.398933
Log likelihood	-0.158344	F-statistic		1.565872
Durbin-Watson stat	2.360145	Prob(F-statistic)		0.231313

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.390498	51.50493	-0.026997	0.9787
BETA2001	3.770205	123.8469	0.030442	0.9760
BETA22001	-4.790299	98.63826	-0.048564	0.9617
BETA32001	1.561708	26.01908	0.060022	0.9527
R-squared	0.124763	Mean dependent var		-1.086179
Adjusted R-squared	-0.000271	S.D. dependent var		0.265630
S.E. of regression	0.265666	Akaike info criterion		0.332496
Sum squared resid	1.482152	Schwarz criterion		0.527516
Log likelihood	-0.156200	F-statistic		0.997836
Durbin-Watson stat	2.355656	Prob(F-statistic)		0.413221

Dependent Variable: RETURNS2002

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004831	0.568956	-0.008491	0.9933
BETA2001	-0.250364	0.628750	-0.398193	0.6943
GAMMA2001	-0.005630	0.004270	-1.318481	0.2009
R-squared	0.183898	Mean dependent var		-1.086179
Adjusted R-squared	0.109706	S.D. dependent var		0.265630
S.E. of regression	0.250637	Akaike info criterion		0.182541
Sum squared resid	1.382012	Schwarz criterion		0.328807
Log likelihood	0.718232	F-statistic		2.478700
Durbin-Watson stat	1.931528	Prob(F-statistic)		0.106953