



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ» ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Επιβλέπων καθηγητής: Δρ. Γεώργιος Π. Διακογιάννης

Τίτλος εργασίας:

**Χρηματιστηριακή αξία και οι αναμενόμενες
αποδόσεις μετοχών**

ΜΗΧΙΩΤΗΣ ΙΩΑΝΝΗΣ, Μ.Χ.ΑΝ./0730

Πειραιάς

Ιούνιος 2009

Για την εκπόνηση της παρούσας εργασίας οφείλω να ευχαριστήσω για την πολύτιμη βοήθεια και συμβολή το σύνολο των καθηγητών του Μεταπτυχιακού, για τις γνώσεις που μου παρείχαν τα δύο αυτά χρόνια και ιδιαίτερα τον επιβλέποντα καθηγητή μου *κ. Διακογιάννη* για την υψηλή του επίβλεψη στην εκπόνηση και διεκπεραίωσή της .

Επίσης οφείλω ένα μεγάλο ευχαριστώ στην σύζυγό μου Έλενα και στις δύο μου κόρες Κατερίνα και Μαρία, στις οποίες και τους αφιερώνω το εν λόγω Μεταπτυχιακό, για την συμπαράσταση και κατανόησή τους για όλο τον προσωπικό χρόνο που τους στέρησα και επιφυλάσσομαι να επανορθώσω.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Αναλυτικά περιεχόμενα	3
1. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1</u>	
1.1. Εισαγωγή	4
1.2. Σκοπός της εργασίας	6
2. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2</u>	
2.1. Θεωρία διαχείρισης χαρτοφυλακίου	7
2.2. Το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM)	27
2.3. Ιστορικά στοιχεία για την εμπειρική αξιολόγηση του CAPM	34
3. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3</u>	
3.1. Εμπειρικές μελέτες	41
4. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4</u>	
4.1. Υποθέσεις προς έλεγχο	53
4.2. Δεδομένα	54
4.3. Μεθοδολογία	56
5. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5</u>	
5.1. Αποτελέσματα και ερμηνεία	61
5.2. Σύγκριση με άλλες μελέτες	68
6. <u>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6</u>	
6.1. Γενικά συμπεράσματα	70
6.2. Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	73
7. <u>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ</u>	74
8. <u>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ</u>	76

ΑΝΑΛΥΤΙΚΑ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Η διάρθρωση της μελέτης αυτής έχει οργανωθεί ως εξής:

- ➔ Στο πρώτο κεφάλαιο γίνεται εισαγωγή και γενική αναφορά στον σκοπό της μελέτης.
- ➔ Στο δεύτερο κεφάλαιο γίνεται μια ανάλυση στη Θεωρία Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου, με έμφασή στο Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (C.A.P.M). Για το ίδιο μοντέλο γίνεται μια συνοπτική επισκόπηση της σχετικής διεθνούς βιβλιογραφίας σε σχέση με το C.A.P.M. με τις απόψεις των υποστηρικτών και των πολέμιών της.
- ➔ Στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται μια σύντομη επισκόπηση της διεθνούς και της ελληνικής βιβλιογραφίας σχετικά με το θέμα «market value».
- ➔ Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται οι υποθέσεις προς έλεγχο, τα δεδομένα, και η μεθοδολογία που ακολουθείται.
- ➔ Στο πέμπτο κεφάλαιο παρουσιάζονται και σχολιάζονται τα αποτελέσματα της μελέτης.
- ➔ Στο τελευταίο κεφάλαιο διατυπώνονται διάφορα συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα πάνω στο ίδιο θέμα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis) και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων-ΥΑΚΣ (Capital Asset Pricing Model) αποτελούν τα θεμέλια πάνω στα οποία έχει οικοδομηθεί η σύγχρονη θεωρία του χαρτοφυλακίου και της κεφαλαιαγοράς. Οι θεωρίες αυτές έχουν προσελκύσει το ενδιαφέρον, τόσο των ακαδημαϊκών όσο και των επαγγελματιών που ασχολούνται με τις κεφαλαιαγορές από το 1964 και μετά. Σύμφωνα με τις θεωρίες αυτές, σε μια αποτελεσματική αγορά οι παρούσες τιμές των περιουσιακών στοιχείων αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία με τρόπο γρήγορο και ακριβή. Έτσι δεν θα έπρεπε να υπάρχουν διάφορα ημερολογιακά φαινόμενα ή ανωμαλίες όπως λέγονται (calendar effects or market anomalies) στις αποδόσεις των μετοχών των εισηγμένων εταιριών.

Η ύπαρξη τέτοιων φαινομένων δηλώνει την δυνατότητα να αποκτά κάποιος επενδυτής υπεραποδόσεις με την ανάλογη στρατηγική του συγχρονισμού της αγοράς (market timing), γεγονός όμως που ανατρέπει τη θεωρία της αποτελεσματικότητας των αγορών. Καθώς οι ερευνητές έχουν εντοπίσει αυτά τα φαινόμενα και τα έχουν γνωστοποιήσει, οι επενδυτές τα γνωρίζουν και έτσι κάθε εκδήλωση τέτοιων φαινομένων θα έπρεπε να εξουδετερώνεται από τον μηχανισμό της αγοράς. Παρόλα αυτά, τα τελευταία 50 χρόνια συνεχίζουν να εμφανίζονται κατ' επανάληψη. Για το λόγο αυτό έχουν ονομαστεί ανωμαλίες της κεφαλαιαγοράς και διακρίνονται κυρίως στα εξής φαινόμενα:

- Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας (the day-of-the week effect),
- Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (the January effect)
- Το φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών (the size effect).

Έχουν παρατηρηθεί επίσης το φαινόμενο της ημέρας αργίας (the holiday effect), το φαινόμενο της Παρασκευής και 13 (the Friday the 13th effect) όπου εξετάστηκε μόνο για την αγορά των ΗΠΑ μέχρι σήμερα, το φαινόμενο του λόγου κέρδη ανά μετοχή προς τιμή μετοχής (E/P) και άλλα.

Το φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών (size effect) παρατηρήθηκε αρχικά στις κεφαλαιαγορές των Η.Π.Α. στις αρχές της δεκαετίας του '80 και είναι γνωστό στην διεθνή βιβλιογραφία επίσης και με το όνομα φαινόμενο των μικρών εταιριών (small firm effect). Σύμφωνα με το φαινόμενο αυτό, οι μετοχές των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν συστηματικά μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές εταιριών μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

1.2 ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Ο σκοπός της εργασίας αυτής είναι να προσπαθήσει να διερευνήσει το φαινόμενο της απόδοσης των μετοχών σε σχέση με την χρηματιστηριακή τους αξία και κατά πόσο το φαινόμενο αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως κριτήριο επιλογής μετοχών από μέρους των επενδυτών για τις εισηγμένες εταιρείες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) καθώς και σε πιο ώριμη αγορά εστιάζοντας στην χρηματιστηριακή αγορά της Γερμανίας (Frankfurt/Xetra Stock Exchange) στην οποία το συναντάμε εντόνως. Ο έλεγχος αυτού του φαινομένου, το οποίο πλέον συγκαταλέγεται μεν στις ώριμες αγορές, αποκτά ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς κατά την υπό εξέταση περίοδο υπήρξαν έντονα φαινόμενα μεταβολών των τιμών των μετοχών των δύο χρηματιστηρίων (Αθήνα και Φρανκφούρτη), γεγονός που επηρέασε τον τρόπο με τον οποίο αντιμετωπίζουν το χρηματιστηριακό θεσμό τόσο οι θεσμικοί επενδυτές αλλά και το απλό επενδυτικό κοινό.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

2.1 ΘΕΩΡΙΑ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Εισαγωγή

Η ανάπτυξη των κεφαλαιαγορών σε συνδυασμό με το φαινόμενο της παγκοσμιοποίησης επέβαλε την πρόοδο της χρηματοοικονομικής επιστήμης και διαχείρισης, καθώς και την δημιουργία νέων χρηματοοικονομικών προϊόντων και υπηρεσιών που αποσκοπούν στην βελτιστοποίηση των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από την διαχείριση. Λέγοντας διαχείριση χαρτοφυλακίου εννοούμε το πεδίο που περιλαμβάνει τα εξής τρία στάδια:

- Ανάλυση μετοχών. Στο στάδιο αυτό εξετάζουμε από τις διαθέσιμες μετοχές αυτές οι οποίες προβλέπονται να έχουν μεγαλύτερη απόδοση. Αυτό γίνεται είτε με την βοήθεια της θεμελιακής είτε της τεχνικής ανάλυσης.
- Ανάλυση χαρτοφυλακίου. Στο στάδιο αυτό προβλέπεται η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου, δηλαδή στο στάδιο αυτό χρησιμοποιούνται τα εξαγόμενα του πρώτου σταδίου προκειμένου να προσδιοριστούν οι καλύτεροι συνδυασμοί των μεμονωμένων μετοχών.
- Επιλογή χαρτοφυλακίου. Στο στάδιο αυτό, από τα χαρτοφυλάκια εκείνα τα οποία σε σχέση με την απόδοση τους ελαχιστοποιούν τον κίνδυνο, επιλέγεται ένα που να ταιριάζει στα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του επενδυτή. Τα χαρακτηριστικά ενός επενδυτή εξαρτώνται από το πόσα χρήματα θέλει να επενδύσει, από το χρονικό διάστημα που θέλει να επενδύσει, και πόσο κίνδυνο είναι διατεθειμένος να αναλάβει.

Η διαχείριση αυτή δεν γνωρίζει χρονικά ή γεωγραφικά όρια αφού η παγκοσμιοποίηση των αγορών σε συνδυασμό με την ραγδαία εξέλιξη της τεχνολογίας και την αύξηση της επενδυτικής δραστηριότητας παγκοσμίως, συνέβαλαν στην δημιουργία μιας οικουμενικής αγοράς η οποία λειτουργεί όλο το εικοσιτετράωρο. Οι συνθήκες αυτές επέβαλαν την ανάπτυξη νέων χρηματοοικονομικών προϊόντων και υπηρεσιών καθώς και νέων τεχνικών διαχείρισης των επενδυμένων κεφαλαίων.

Η θεωρία διαχείρισης χαρτοφυλακίου οφείλεται στον Harry Markowitz (1952) και απευθύνεται στο πρόβλημα της άριστης επιλογής χρηματοοικονομικών τοποθετήσεων, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από ποικιλία προσδοκώμενων αποδόσεων και βαθμών κινδύνου, με σκοπό την δημιουργία του άριστου χαρτοφυλακίου.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΟΥ MARKOWITZ

Στο σκεπτικό της θεωρίας αυτής κάθε αξιόγραφο αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και η διακύμανση των αποδόσεων περιέχει ένα μέτρο του κινδύνου της. Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγράψει από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και την διακύμανση της απόδοσης. Οι επενδυτές τέλος έχουν συγκεκριμένο επενδυτικό ορίζοντα και ακολουθούν ορθολογική συμπεριφορά. Ο επενδυτής δηλαδή προτιμά τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου, και προτιμά/επιλέγει τις πιο σίγουρες αποδόσεις από τις ριψοκίνδυνες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια με ποσοτικά προσδιορισμένα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή.

Αναλυτικά το μοντέλο του Markowitz προβλέπει τρία στάδια ενεργειών:

Ανάλυση στοιχείων μετοχών.

Στο στάδιο αυτό εκτιμώνται η προσδοκώμενη απόδοση και ο κίνδυνος. Εκτιμάται δηλαδή η απόδοση μίας μετοχής για μία περίοδο, η αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση της απόδοσης, η συνδιακύμανση και ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών.

Συγκεκριμένα η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να προέρχεται από δύο πηγές:

- από τα κεφαλαιακά κέρδη δηλαδή τα κέρδη ή οι ζημίες που προκαλούνται από την άνοδο ή την πτώση της τιμής της μετοχής κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο
- από τα μερίσματα τα οποία μοιράστηκαν κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Συνεπώς η απόδοση μιας μετοχής για μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και από την ποσοστιαία μερισματική απόδοση δηλαδή:

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

Όπου

P_{it}, P_{it-1} : η τιμή της μετοχής i τις δύο χρονικές περιόδους (t και $t-1$)

D_{it} : το μέρισμα της μετοχής i κατά την χρονική στιγμή που αρχίζει από το τέλος της $t-1$ και τελειώνει στο τέλος της t .

Σύμφωνα με τον Markowitz περισσότερο ρεαλιστική είναι η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής με την βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων, χρησιμοποιούμε δηλαδή διάφορες πιθανές αποδόσεις της μετοχής σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να συμβούν οι συγκεκριμένες αποδόσεις. Οι πιθανότητες αυτές είναι οπωσδήποτε υποκειμενικές και εξαρτώνται από τις πληροφορίες και τις προσδοκίες κάθε επενδυτή. Ως εκ τούτου κάθε επενδυτής είναι δυνατόν να έχει διαφορετική κατανομή πιθανοτήτων για την ίδια μετοχή. Μαθηματικά η παραπάνω διατύπωση μπορεί να παρασταθεί ως εξής:

$$E(R_{it}) = \sum_{i=1}^N W_i * P_i$$

Όπου

W_i : η πιθανότητα να συμβεί η απόδοση P_i .

Η αναμενόμενη απόδοση αποτελεί μια καλύτερη στατιστική προσέγγιση για την απόδοση και μπορεί να θεωρηθεί ότι συνοψίζει ένα μέρος της πληροφόρησης για την κατανομή των αποδόσεων της μετοχής. Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής μπορεί μεν να παρέχει σημαντικές πληροφορίες για την μετοχή και κατά συνέπεια για το χαρτοφυλάκιο, όμως οι πληροφορίες αυτές μπορεί να μην είναι αρκετές.

Κατά συνέπεια, θα χρειαστούμε ένα δεύτερο στατιστικό στοιχείο που θα μας επιτρέψει να έχουμε μία καλύτερη εικόνα για την μετοχή. Χρειαζόμαστε συγκεκριμένα ένα μέτρο διασποράς ή προσδοκώμενης απόκλισης από την προβλεπόμενη απόδοση. Αυτό θα χρησιμεύσει ως μέτρο της αβεβαιότητας σχετικά με τις αποδόσεις και μπορεί να χρησιμοποιηθεί στη θέση του η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση, οι εκατοστιαίες αποκλίσεις ή το εύρος των τιμών της κατανομής.

Η επιλογή του στατιστικού κριτηρίου έγκειται αποκλειστικά στην υπολογιστική ευκολία κάτω από τις εκάστοτε συνθήκες.

Δεδομένου ότι στην συγκεκριμένη ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν οι προσδοκώμενες τιμές οδηγούμαστε αναγκαστικά στον προσδιορισμό των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων. Συγκεκριμένα η τυπική απόκλιση των αποδόσεων είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης των αποδόσεων, άρα θα εστιάσουμε στον υπολογισμό της διακύμανσης. Ως διακύμανση ορίζουμε το σταθμικό μέσο όρο των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοση τους, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται οι πιθανότητες της κατανομής των αποδόσεων:

$$\sigma_i^2 = \sum_{k=1}^N W_k (R_{ik} - E(R_i))^2$$

Όπου

W_k :είναι η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση R_{ik}

N : είναι το σύνολο των πιθανών αποδόσεων

R_{ik} : είναι κ πιθανό αποτέλεσμα για την απόδοση της μετοχής i

$E(R_i)$: είναι η μέση-αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i όπως αυτή υπολογίστηκε παραπάνω.

Ξέροντας την διακύμανση της μετοχής μπορούμε να υπολογίσουμε και την τυπική απόκλιση:

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\text{var}} = \sqrt{\sigma^2(R_i)}$$

Όσο μικρότερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής τόσο μεγαλύτερη είναι η συσπείρωση των πιθανών αποδόσεων της μετοχής γύρω από την αναμενόμενη απόδοση τους και συνεπώς, τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος της μετοχής.

Ένα άλλο, εξίσου σημαντικό μέτρο, για την αξιολόγηση και επιλογή των μετοχών που εισήγαγε η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας (coefficient of variation). Ορίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς την αναμενόμενη απόδοση:

$$CV_i = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)}$$

Ο συντελεστής αυτός μας δείχνει τον κίνδυνο ανά μονάδα απόδοσης. Ο συγκεκριμένος τύπος μπορεί να διατυπωθεί και αντιστρέφοντας το κλάσμα, οριζόμενος ως απόδοση ανά μονάδα κινδύνου.

Μέχρι τώρα αναλύσαμε τα στατιστικά κριτήρια που μας δίνουν πληροφορίες σχετικά με τις μεμονωμένες μετοχές. Δεν έχουμε όμως μέχρι τώρα καμιά πληροφορία για τις αλληλοσυνδέσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, Αυτήν την αλληλεξάρτηση ανάμεσα σε δύο μετοχές μας την δίνει το στατιστικό μέτρο της συνδιακύμανσης. Η συνδιακύμανση δύο μετοχών ορίζεται ως ο σταθμικός μέσος των εξαγόμενων των δύο αντίστοιχων αποκλίσεων, δηλαδή αφενός της απόκλισης των αποδόσεων της πρώτης μετοχής από την αναμενόμενη απόδοση της και αφετέρου της απόκλισης των αποδόσεων της δεύτερης μετοχής από την δική της αναμενόμενη απόδοση. Ως σταθμά ορίζονται οι πιθανότητες εμφάνισης των διαφόρων αποδόσεων των δύο μετοχών.

$$Cov(R_i, R_j) = \sum_{k=1}^N W_k (R_{ik} - E(R_i))(R_{jk} - E(R_j))$$

Όπου

W_k : η πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} ,

N : είναι ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων, $E(R_i)$

$E(R_j)$: η μέση αναμενόμενη απόδοση.

Η αρνητική συνδιακύμανση υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις των δύο μετοχών τείνουν να κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση, όταν δηλαδή ανεβαίνουν οι τιμές της μίας μετοχής, οι τιμές της δεύτερης μετοχής έχουν την τάση να μειώνονται. Μια θετική τιμή της συνδιακύμανσης υποδεικνύει μια θετική σύγκληση των αποδόσεων των εξεταζόμενων μετοχών δηλαδή όταν η μία μετοχή παρουσιάζει μια απόδοση μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοση της, η δεύτερη μετοχή τείνει να παρουσιάσει απόδοση επίσης μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοση της.

Τέλος, θα μπορούσαμε να πούμε πως η συνδιακύμανση εκτιμάει την έκταση κατά την οποία δύο συγκεκριμένες μετοχές ανταποκρίνονται ομοιόμορφα απέναντι στα ίδια οικονομικά και πολιτικοκοινωνικά γεγονότα.

Ένα άλλο μέτρο εξίσου σημαντικό με την συνδιακύμανση, είναι ο συντελεστής συσχέτισης (correlation coefficient) ο οποίος μας παρέχει περισσότερες πληροφορίες για την αλληλεξάρτηση των αποδόσεων δύο μετοχών, σκιαγραφώντας έτσι μια πληρέστερη εικόνα. Ο υπολογισμός της συνδιακύμανσης μας πληροφορεί μόνο για την κατεύθυνση της συσχέτισης των δύο μεταβλητών, δηλαδή για το αν οι δύο μετοχές κινούνται παράλληλα, αντίθετα, ή ανεξάρτητα η μία από την άλλη. Δεν μας παρέχει όμως καμία πληροφόρηση για την ένταση της συσχέτισης αυτής. Η ένταση της αλληλεξάρτησης των δύο μετοχών προσεγγίζεται με την βοήθεια του συντελεστή συσχέτισης. Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές από -1 έως και +1. Όσο πιο κοντά προς το +1 πλησιάζουμε, τόσο εντονότερη είναι η θετική συσχέτιση των αποδόσεων των δύο μετοχών, ενώ αντίθετα, όσο πλησιάζει ο συντελεστής στο -1 τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των δύο μετοχών. Ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων δύο μετοχών υπολογίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών προς το εξαγόμενο των δύο αντίστοιχων αποκλίσεων:

$$P_{ij} = \frac{COV (R_i, R_j)}{\sigma (R_i) \sigma (R_j)}$$

Εξαιτίας του γεγονότος ότι η συνδιακύμανση και το γινόμενο των δύο τυπικών αποκλίσεων εκφράζεται με τις ίδιες μονάδες μέτρησης, ο συντελεστής συσχέτισης

προκύπτει ένας καθαρός αριθμός, απαλλαγμένος από οποιεσδήποτε μεταβολές στις μονάδες μέτρησης της συνδιακύμανσης και των τυπικών αποκλίσεων. Το γεγονός αυτό κάνει το συντελεστή συσχέτισης ακόμη πιο ελκυστικό έναντι της συνδιακύμανσης για τον προσδιορισμό της αλληλοσυσχέτισης δύο μετοχών.

Τέλος ο συντελεστής συσχέτισης είναι ένα σχετικό στατιστικό μέτρο της κατεύθυνσης και της έντασης της συσχέτισης των αποδόσεων δύο μετοχών. Συγκεκριμένα το πρόσημο της τιμής του συντελεστή συσχέτισης αποκαλύπτει την κατεύθυνση της συσχέτισης, ενώ το μέγεθος της απόλυτης τιμής του υποδεικνύει την ισχύ της συσχέτισης.

Ανάλυση χαρτοφυλακίου.

Στην φάση αυτή στο μοντέλο του Markowitz χρησιμοποιούνται τα εξαγόμενα του πρώτου σταδίου προκειμένου να προσδιοριστούν οι καλύτεροι συνδυασμοί των μεμονωμένων μετοχών. Προσδιορίζονται οι συνδυασμοί μετοχών που είναι αποτελεσματικοί (efficient).

Ο κυρίαρχος λόγος επένδυσης σε χαρτοφυλάκια είναι η διαφοροποίηση, δηλαδή η τοποθέτηση των χρηματικών πόρων σε διαφορετικές μετοχές με απώτερο στόχο την μείωση του κινδύνου. Η επένδυση του συνόλου των χρηματικών πόρων σε μία μεμονωμένη μετοχή θεωρείται μια υπερβολικά επικίνδυνη στρατηγική. Ο λόγος είναι πως εάν η πορεία της μετοχής είναι πτωτική ή ακόμα χειρότερα εάν η συγκεκριμένη εταιρία οδεύσει προς χρεοκοπία, ο επενδυτής θα χάσει ολόκληρο το κεφάλαιο του. Προς αποφυγή του κινδύνου αυτού οι επενδυτές συγκροτούν χαρτοφυλάκια μετοχών μέσω των οποίων μειώνονται οι πιθανότητες για παρόμοια δυσάρεστα αποτελέσματα.

Έχοντας αναλύσει από το πρώτο στάδιο τα χαρακτηριστικά των μεμονωμένων μετοχών, μπορούμε να προχωρήσουμε τώρα στην ανάλυση των χαρακτηριστικών των χαρτοφυλακίων. Το πρωταρχικό χαρακτηριστικό που ενδιαφέρει έναν επενδυτή είναι η απόδοση του. Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αποτελεί τον σταθμικό μέσο των μεμονωμένων αποδόσεων των μετοχών, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται τα ποσοστά της επένδυσης σε κάθε μετοχή δηλαδή:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n X_i * E(R_i)$$

Όπου,

n : είναι ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο,

X_i : είναι το ποσοστό της επένδυσης στη μετοχή i

$E(R_i)$: είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

Όπως αναφέραμε και στα χαρακτηριστικά των μεμονωμένων μετοχών η εκτίμηση της απόδοσης δεν αρκεί για τον πλήρη χαρακτηρισμό μιας μετοχής, αλλά απαιτείται και ο υπολογισμός της επισφάλειας, του κινδύνου. Κατ' επέκταση, ο προσδιορισμός της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου πρέπει απαραίτητα να συνδυαστεί με τον προσδιορισμό της επισφάλειας του. Προκειμένου να εκτιμήσουμε την επισφάλεια ενός χαρτοφυλακίου υπολογίζουμε την διακύμανση του. Ο προσδιορισμός της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου (που αποτελείται έστω από δύο μετοχές) προϋποθέτει την εκτίμηση των τυπικών αποκλίσεων των τίτλων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο και την συνδιακύμανση των τίτλων αυτών καθώς επίσης και των ποσοστών της αξίας κάθε τίτλου στο σύνολο της αξίας του χαρτοφυλακίου, δηλαδή:

$$\sigma_p^2 = x_i^2 \sigma_i^2 + x_j^2 \sigma_j^2 + 2x_i x_j \text{Cov}(R_i, R_j)$$

Όπου,

x : το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στην μετοχή i και στην μετοχή j ,

σ_i και σ_j : η τυπική απόκλιση των δύο μετοχών.

Χρησιμοποιώντας και τον συντελεστή συσχέτισης P_{ij} των δύο μετοχών, μπορούμε να εκφράσουμε την συνδιακύμανση τους ως εξής:

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = \sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

Έτσι ο αρχικός τύπος αν εφαρμοστεί για N μετοχές διαμορφώνεται ως εξής:

$$\sigma_p^2 = \sum \mathbf{x}_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \mathbf{x}_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

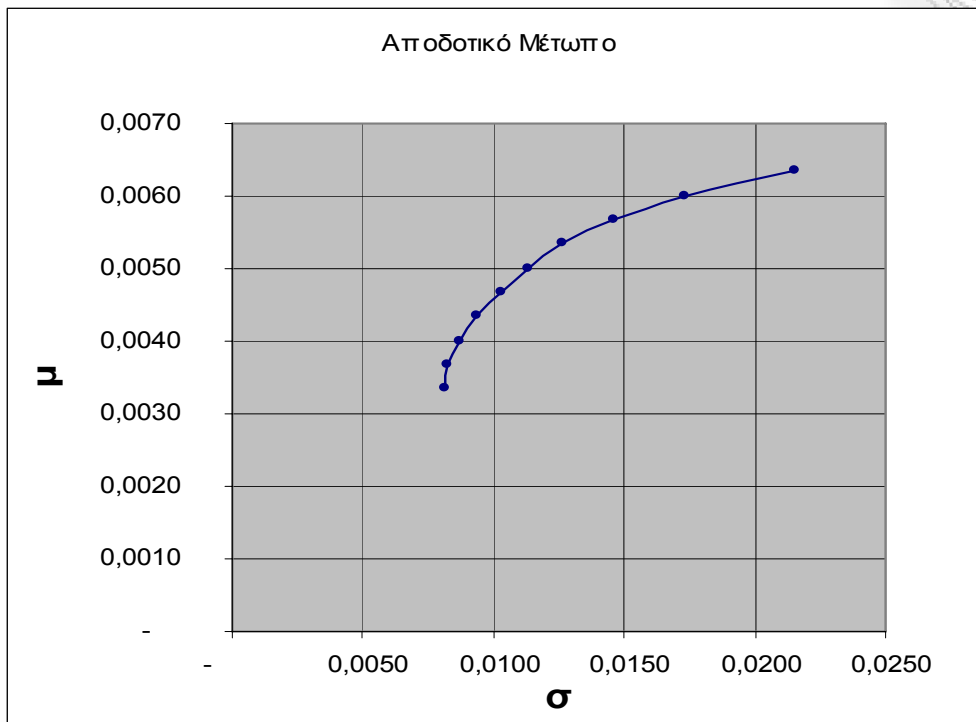
Η διατύπωση του παραπάνω τύπου στρέφει την προσοχή του αναλυτή στον συντελεστή συσχέτισης των τίτλων. Ο βαθμός συσχέτισης είναι μέγεθος σημαντικό για τον επενδυτή αφού εκφράζει ακριβώς τη μείωση του κινδύνου, την οποία επιφέρει μια μη τέλεια θετική συσχέτιση, που αποτελεί και τον βασικό λόγο σχηματισμού χαρτοφυλακίου. Τέλος πρέπει να επισημάνουμε ότι ο υπολογισμός του παραπάνω μαθηματικού υποδείγματος γίνεται υπερβολικά δύσκολος καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο, εναλλακτικά ο W.F. Sharpe έχει προτείνει ένα ενδεικτικό υπόδειγμα που μειώνει σχετικά τις υπολογιστικές απαιτήσεις. Ουσιαστικά εισάγει την άποψη πως αντί να υπολογίσουμε τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων μιας δεδομένης μετοχής και όλων των άλλων υπολογίζουμε τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της δεδομένης μετοχής και κάποιου δείκτη, όμως αυτή η μεθοδολογία λίγο συνεισφέρει στην μείωση του βαθμού δυσκολίας υπολογισμού της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου πολλών τίτλων.

Στο σημείο αυτό αφού έχουμε παρουσιάσει τα σημαντικότερα μέτρα αξιολόγησης των μετοχών (αναμενόμενη απόδοση, διακύμανση, τυπική απόκλιση, συντελεστή μεταβλητότητας, συνδιακύμανση, συντελεστή συσχέτισης) αλλά και του χαρτοφυλακίου (αναμενόμενη απόδοση, διακύμανση, τυπική απόκλιση, συνδιακύμανση και συντελεστή συσχέτισης των μετοχών που το αποτελούν) είμαστε έτοιμοι να εισάγουμε την έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου Ένας συνδυασμός-χαρτοφυλάκιο θεωρείται αποδοτικός όταν συντρέχουν μαζί οι πιο κάτω προϋποθέσεις:

- α)** οποιασδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει την ίδια προσδοκώμενη απόδοση, είναι πιο ριψοκίνδυνος
- β)** οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει τον ίδιο κίνδυνο, εκτιμάται ότι θα έχει μικρότερη απόδοση.

Ο γεωμετρικός τόπος όλων των αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται μέτωπο των αποδοτικών συνδυασμών ή αποδοτικό σύνορο (efficient frontier). Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στο σύνορο των αποδοτικών συνδυασμών υπερέχουν έναντι όλων των υπολοίπων συνδυασμών κινδύνου/απόδοσης που βρίσκονται προς τα

δεξιά ή κάτω από το αποδοτικό μέτωπο όπως φαίνεται και στο παρακάτω διάγραμμα:

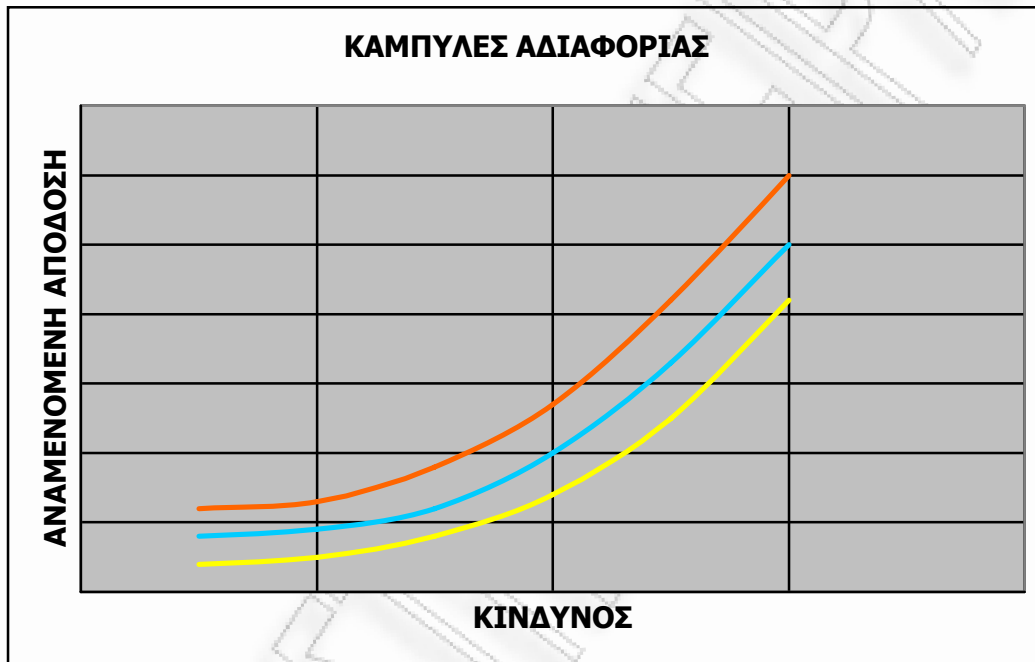


(οι τιμές δόθηκαν τυχαία προκειμένου να δημιουργήσουμε τον παραπάνω πίνακα)

Επιλογή χαρτοφυλακίου.

Από τους αποτελεσματικούς συνδυασμούς μετοχών επιλέγεται εκείνος που ταιριάζει πιο πολύ στην συνάρτηση ωφελιμότητας του επενδυτή. Ο επενδυτής θα προβεί στην επιλογή ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου που θα ταιριάζει περισσότερο στις προσωπικές του προτιμήσεις απέναντι στον συνδυασμό απόδοση/κίνδυνος. Έτσι για παράδειγμα ένας ριψοκίνδυνος επενδυτής αποζητά μια υψηλή αναμενόμενη απόδοση για το χαρτοφυλάκιο του και είναι πρόθυμος να αναλάβει σημαντικό κίνδυνο προκειμένου να την επιτύχει. Ο επενδυτής αυτός θα επέλεγε έναν αποδοτικό συνδυασμό κινδύνου/απόδοσης που προσφέρει υψηλότερη απόδοση αλλά εμπεριέχει και μεγαλύτερο κίνδυνο. Αντίθετα ένας επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο, θα προτιμήσει έναν ασφαλή συνδυασμό, θυσιάζοντας την επιπλέον αναμενόμενη απόδοση. Ένας τέτοιος επενδυτής θα επέλεγε έναν συνδυασμό κινδύνου/απόδοσης από αυτούς που παρουσιάζουν μικρότερο κίνδυνο, αλλά εμπεριέχουν και μικρότερη αναμενόμενη απόδοση.

Συμπερασματικά, παρατηρούμε ότι η τελική επιλογή θα βασιστεί ουσιαστικά στις προσωπικές προτιμήσεις του επενδυτή. Πιο συγκεκριμένα, ο επενδυτής θα επιλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο από το αποδοτικό σύνολο που εκφράζει γι' αυτόν την μέγιστη αναμενόμενη ωφελιμότητα. Ο καλύτερος τρόπος για να μεταφέρουμε την έννοια της ωφελιμότητας στην θεωρία χαρτοφυλακίου είναι η εισαγωγή της έννοιας των καμπύλων αδιαφορίας οι οποίες διαγραμματικά έχουν την εξής μορφή:



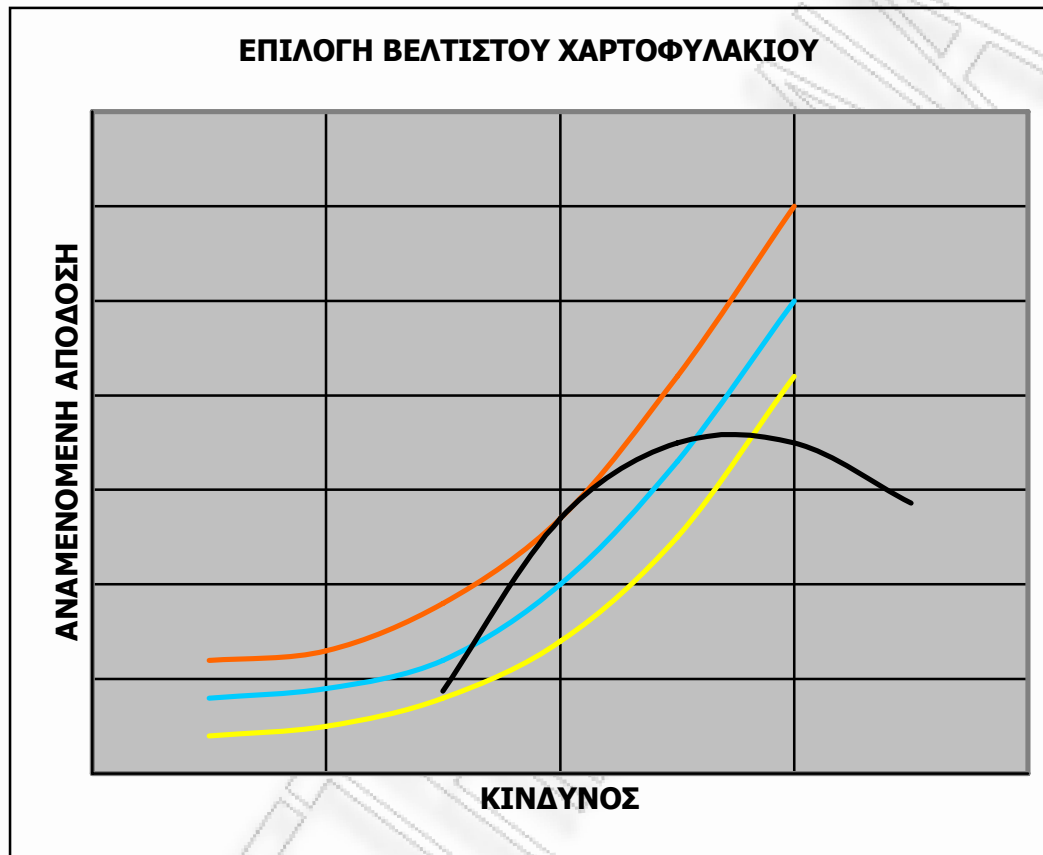
(οι τιμές δόθηκαν τυχαία προκειμένου να δημιουργήσουμε τον παραπάνω πίνακα).

Το σύνολο των συνδυασμών κινδύνου/απόδοσης χαρτοφυλακίου με την ίδια ωφελιμότητα για τον δεδομένο επενδυτή αναδεικνύει την καμπύλη αδιαφορίας του επενδυτή, ακριβώς γιατί δεν τον ενδιαφέρει ποιο από τα δύο ή περισσότερα χαρτοφυλάκια από αυτό το σύνολο συνδυασμών θα επιλέξει.

Με άλλα λόγια όλοι οι συνδυασμοί κινδύνου/απόδοσης που απεικονίζονται στην πρώτη καμπύλη αδιαφορίας περιέχουν την ίδια ωφελιμότητα για τον επενδυτή.

Μετά από τις παραπάνω διαπιστώσεις, είμαστε σε θέση να δείξουμε πως ο επενδυτής θα διαλέξει τελικά το χαρτοφυλάκιο της αρεσκείας του από όλα τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια του συνόλου των εφικτών χαρτοφυλακίων. Ο επενδυτής θα διαλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής μεταξύ του συνόρου

αποδοτικών χαρτοφυλακίων και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας του.



(οι τιμές δόθηκαν τυχαία προκειμένου να δημιουργήσουμε τον παραπάνω πίνακα).

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Ο William Sharpe (1963) για απλούστευση και αποφυγή μεγάλου πλήθους υπολογισμών πρότεινε υπόδειγμα που επιτρέπει μεγάλο περιορισμό του αριθμού των παραμέτρων που χρειάζεται να εκτιμηθούν. Για τον λόγο αυτό έκανε την υπόθεση ότι οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων οφείλονται στην επίδραση ενός κοινού και μοναδικού συστηματικού προσδιοριστικού παράγοντα. Οι μεταβολές του εν λόγω εξωγενούς παράγοντα, εκφραζόμενες με τις μεταβολές των αποδόσεων των τίτλων. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις κάθε τίτλου συνδέονται, προς ορισμένη σταθερή σχέση, με τις μεταβολές του δέκτη που αντιπροσωπεύει τον κοινό προσδιοριστικό παράγοντα. Κατά συνέπεια παρουσιάζουν συνδιακύμανση μόνον γιατί επηρεάζονται από έναν κοινό παράγοντα.

Με λίγα λόγια κατέληξε ότι οι τιμές των αξιόγραφων κινούνται όπως η αγορά, δηλαδή οι τιμές ανέρχονται ή κατέρχονται όταν η κίνηση της αγοράς είναι αντίστοιχα ανοδική ή πτωτική. Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να εκφραστεί μαθηματικά με την παρακάτω εξίσωση:

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

Όπου

R_{it} = Η τυχαία απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t

R_{mt} = Η τυχαία απόδοση του Γενικού Δείκτη m κατά την περίοδο t

a_i = Το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου i που δεν συσχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m . Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, η απόδοση του χρεογράφου i είναι ίση με a_i

b_i = Ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

e_{it} = Το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t

Σχετικώς με το υπόδειγμα της αγοράς διατυπώνονται οι ακόλουθες υποθέσεις:

- $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν
- $Cov(e_{it}, e_{it-k}) = 0$, για κάθε $k \neq 0$, όπου και είναι δύο διαφορετικές τιμές του στοχαστικού όρου. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου e_{it} . Η υπόθεση αυτή είναι αναγκαία για την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.
- $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$ Η τυχαία μεταβλητή, η οποία εκφράζει την επίδραση των τυχαίων, μη συστηματικών παραγόντων, είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_m
- $Var(e_{it}) = \sigma^2_t$ η υπόθεση αυτή είναι η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με αυτήν, η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Εκτιμήσεις των a_i , b_i και $\sigma^2(e_i)$ επιτυγχάνονται κατά κανόνα με παλινδρόμηση δεδομένων χρονολογικών σειρών.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα της αγοράς, η απόδοση ενός χρεογράφου διαιρείται σε δύο μέρη:

- a)** Την απόδοση που συσχετίζεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $R_{it} = b_i R_{mt} + a_i + e_{it}$ **(συστηματικό μέρος)**
- b)** Την απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $R_{it} = b_i R_{mt} + a_i + e_{it}$ **(μη συστηματικό μέρος)**

Το μη συστηματικό μέρος εκφράζει τη συνδυασμένη επίδραση παραγόντων οι οποίοι είναι μοναδικοί για κάθε εταιρεία και οι οποίοι θεωρούνται ότι δεν έχουν καμία επίδραση στην απόδοση του Γενικού Δείκτη. Συνεπώς, η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου διαιρείται σε δύο μέρη:

- Την αναμενόμενη απόδοση που συσχετίζεται με την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης του συστηματικού μέρους

- Την αναμενόμενη απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης του μη συστηματικού μέρους

Τέλος, χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της αγοράς, η διακύμανση της απόδοσης ενός χρεογράφου μπορεί να χωριστεί σε δύο μέρη. Το πρώτο μέρος του συνολικού κινδύνου του χρεογράφου i είναι ο συστηματικός κίνδυνος και δίνεται από το $\beta_i^2 \sigma_m^2$. Ο πρώτος όρος β_i^2 δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση του χρεογράφου i στις κινήσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη. Οι μετοχές που έχουν συντελεστή βήτα μεγαλύτερο από την μονάδα είναι επιθετικές ενώ οι μετοχές που έχουν μικρότερης της μονάδας είναι αμυντικές. Σε περιόδους οικονομικής ανόδου οι επενδυτές προτιμούν επιθετικές μετοχές ώστε να κερδίσουν περισσότερο. Οι επενδυτές προτιμούν αμυντικές μετοχές σε περιόδους οικονομικής πτώσης για να χάσουν όσο γίνεται λιγότερα. Ο δεύτερος όρος είναι η διακύμανση της αγοράς, η οποία μετράει τη μεταβλητότητα που συνδέεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος δίνεται από τον τύπο $\sigma^2(e_{it})$ και δείχνει τον κίνδυνο που προέρχεται από παράγοντες που είναι μοναδικοί για κάθε εταιρία. Οι παράγοντες αυτοί επηρεάζουν την συγκεκριμένη εταιρία (τοπική απεργία, δημιουργία νέου προϊόντος) και δεν επηρεάζουν την απόδοση του δείκτη της αγοράς.

Η μαθηματική σχέση του συνολικού κινδύνου έχει ως εξής:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$$

σ_m^2 = Η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

$\sigma_{e_i}^2$ = Η διακύμανση του στοχαστικού όρου e_i ($i=1,2,\dots,N$)

β_i = Ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

ΘΕΩΡΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑΣ

Η θεωρία κεφαλαιαγοράς περιγράφει πως αποτιμώνται τα κεφαλαιακά στοιχεία εάν όλοι οι επενδυτές χρησιμοποιούν τη διαφοροποίηση του Markowitz και η αγορά είναι σε ισορροπία. Η θεωρία κεφαλαιαγοράς δίνει απαντήσεις στα παρακάτω ερωτήματα:

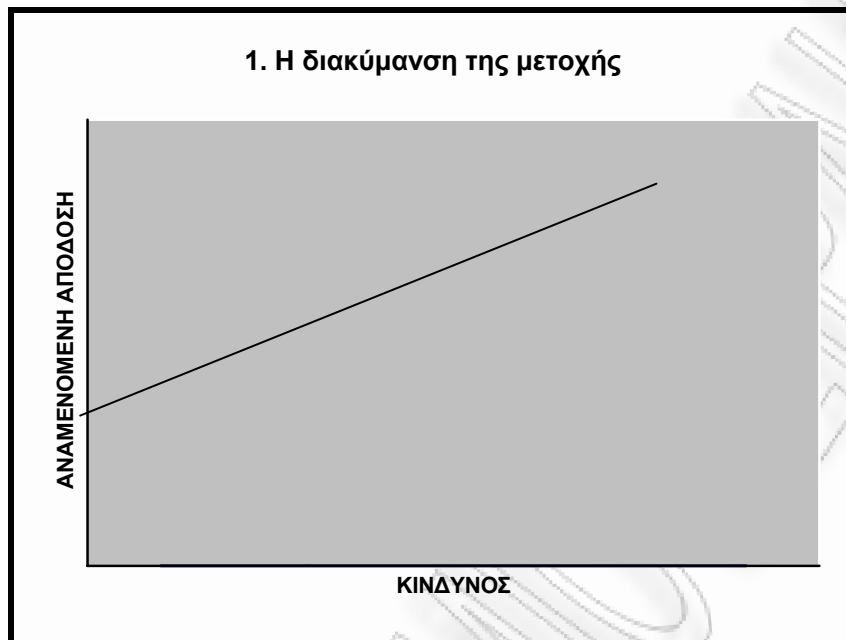
1. Ποια είναι η σχέση ισορροπίας μεταξύ κέρδους και κινδύνου για μεμονωμένα χρεόγραφα ή μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια.
2. Ποια είναι η σχέση ισορροπίας μεταξύ κέρδους και κινδύνου για μεμονωμένα χρεόγραφα το οποίο συνεπάγεται από την επιλογή χαρτοφυλακίου στο γενικό πλαίσιο της ισορροπίας της αγοράς.

Η θεωρία κεφαλαιαγοράς στηρίζεται στις πιο κάτω υποθέσεις:

- ✓ Οι επενδυτές επιθυμούν να βασίζονται τις επενδυτικές τους αποφάσεις σχετικά με την επιλογή χαρτοφυλακίου μόνο στο αναμενόμενο κέρδος και στον κίνδυνο χαρτοφυλακίου.
- ✓ Οι επενδυτές επιζητούν την καλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση χαρτοφυλακίου.
- ✓ Οι επενδυτές αποφεύγουν κατά το δυνατόν, τον επενδυτικό κίνδυνο.
- ✓ Όλοι οι επενδυτές βλέπουν τις ίδιες κατανομές πιθανοτήτων των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών και έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα διάρκειας μιας περιόδου.
- ✓ Δεν υπάρχει κίνδυνος χρεοκοπίας για τους επενδυτές.
- ✓ Η κεφαλαιαγορά είναι τέλεια, δηλαδή:
 - Δεν υπάρχουν φόροι ή κόστη συναλλαγών.
 - Υπάρχει αρκετή προσφορά και ζήτηση για κάθε μετοχή και οι μετοχές είναι απεριόριστα διαιρετές.
 - Οι τιμές δεν επηρεάζονται από τη δράση μικρού αριθμού επενδυτών.
 - Η αναγκαία πληροφόρηση είναι διαθέσιμη σε όλους και χωρίς κόστος.
- ✓ Η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε ισορροπία.

Με τη βοήθεια των πιο πάνω υποθέσεων μπορούμε να αποδείξουμε την ισχύ της καμπύλης της κεφαλαιαγοράς, η οποία είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου και κινδύνου του, όπου ο κίνδυνος του

χαρτοφυλακίου μετράται από την τυπική απόκλιση της απόδοσης του. Η καμπύλη κεφαλαιαγοράς έχει την πιο κάτω μορφή



Η εξίσωση της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς είναι η παρακάτω:

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

όπου:

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p

R_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου

$E(R_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

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

$\sigma(R_m)$ = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η καμπύλη της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για χαρτοφυλάκια του χώρου της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόδοσης.

ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΑΝΤΙΣΤΑΘΜΙΣΤΙΚΗΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΑΓΑΘΩΝ (ARBITRAGE PRICING THEORY) Η' Α.Ρ.Τ.

Όπως το CAPM έτσι και το Α.Ρ.Τ. είναι ένα μοντέλο αποτίμησης χρεογράφων, όταν η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας. Το μοντέλο αυτό αρχικά αναπτύχθηκε από τον Stephen Ross. Αντίθετα από το CAMP δεν στηρίζεται σε ακραίες παραδοχές για τις προτιμήσεις των επενδυτών. Η μόνη του προϋπόθεση είναι ότι οι επενδυτές προτιμούν υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος από τα χαμηλότερα επίπεδα εισοδήματος.

Το Α.Ρ.Τ. είναι ένα παραγοντικό μοντέλο (factor model) γιατί παραδέχεται ότι η απόδοση των μετοχών εξαρτάται από διάφορους παράγοντες εκτός από την πορεία του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι η μεταβολή στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα, οι μεταβολές στα επιτόκια, το επίπεδο του πληθωρισμού, κ.α. Στο Α.Ρ.Τ. δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage στην αγορά, δηλαδή οι επενδυτές δεν μπορούν να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκια με οριακό μηδενικό κίνδυνο και θετική αναμενόμενη απόδοση.

Ο αριθμός των αξιόγραφων στην αγορά είναι τόσο μεγάλος ώστε να μπορεί να εφαρμοστεί ο νόμος των μεγάλων αριθμών.

Το ΥΑΕΑ εισηγείται μία συνθήκη ισορροπίας όπου η απόδοση κάθε μετοχής είναι γραμμική συνάρτηση κ παραγόντων ως ακολούθως:

$$R_i = E(R_i) + b_{1,k} (f_{1,k}) + b_{2,k} (f_{2,k}) + \dots + b_{n,k} (f_{n,k}) + e_i$$

Όπου

E(R_i) = Η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής

b_{1,k} = Ένα μέτρο της ευαισθησίας της απόδοσης της I μετοχής στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα

f_{1,k} = Η τιμή μηδενικού μέσου παράγοντα που αντιπροσωπεύει τη κοινή διακύμανση στις αποδόσεις των μετοχών

e_i = Ο μη συστηματικός, μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος της μετοχής.

Τα e_i έχουν μέσο μηδέν και ορισμένη διακύμανση, είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους αλλά και με τους παράγοντες. Επιπλέον οι παράγοντες είναι μεταξύ τους ασυσχέτιστοι.

Το μοντέλο αφήνει την εμπειρική έρευνα να καθορίσει ποιοι είναι οι παράγοντες που το επηρεάζουν. Όμως μέχρι τώρα δεν υπάρχει καμιά αξιόλογη εμπειρική θεμελίωση του μοντέλου.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑΣ

2.2 ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPITAL ASSETS PRICING MODEL - C.A.P.M.)

Οι πρώτοι οι οποίοι ανέπτυξαν το μοντέλο ήταν οι Sharpe [1964], Lintner [1965] και Mossin [1966] σε μια προσπάθεια να απλοποιήσουν το μοντέλο Markowitz και να το επεκτείνουν.

Με την μέθοδο Markowitz ο επενδυτής πρέπει να υπολογίσει την αναμενόμενη απόδοση και την διακύμανση κάθε μετοχής. Για να φτιάξει το ιδανικό χαρτοφυλάκιο επίσης και να υπολογίσει την συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών του.

Η σημαντική προσφορά του παραπάνω μοντέλου είναι ότι η αναμενόμενη απόδοση κάθε αγαθού (χρεογράφου) δε συσχετίζεται με τον κίνδυνο όλων των άλλων αγαθών, αλλά με ένα μέτρο του κινδύνου, τον συντελεστή βήτα.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, δεδομένου ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό, είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Ο κίνδυνος αυτός μετριέται με τον συντελεστή Beta και δείχνει το ποσοστό μεταβολής των αποδόσεων της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Συγκεκριμένα ισχύει:

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

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου
(χαρτοφυλακίου) i

R_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού
κινδύνου

$E(R_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

β_{im} = συντελεστής Βήτα

Οι προϋποθέσεις, στις οποίες στηρίχτηκε το μοντέλο του Markowitz ισχύουν και γι' αυτό το μοντέλο και προστέθηκαν και μερικές άλλες:

1. Ο επενδυτής εκτιμά ένα χαρτοφυλάκιο υπολογίζοντας την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική του απόκλιση με χρονικό ορίζοντα μιας μόνο περιόδου.
2. Οι επενδυτές, όταν έχουν να διαλέξουν μεταξύ δυο ιδίων ως προς την απόδοση χαρτοφυλακίων, διαλέγουν αυτό με τη χαμηλότερη τυπική απόκλιση.
3. Οι επενδυτές, αν έχουν να διαλέξουν μεταξύ δυο ιδίων χαρτοφυλακίων ως προς τον κίνδυνο, θα επιλέξουν αυτό με την υψηλότερη τυπική απόκλιση.
4. Τα χρεόγραφα είναι άπειρα διαιρετά, αυτό σημαίνει ότι ο επενδυτής μπορεί να αγοράσει και ένα κλάσμα μετοχής, αν το επιθυμεί.
5. Υπάρχει ένα ακίνδυνο επιτόκιο στο οποίο μπορεί ο επενδυτής ή να δανειστεί ή να δανείσει χρήματα.
6. Οι συναλλαγές γίνονται χωρίς προμήθεια και δεν υπάρχουν φόροι.
7. Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα μιας περιόδου.
8. Το επιτόκιο άνευ κινδύνου είναι ίδιο για όλους τους επενδυτές.
9. Οι πληροφορίες είναι ελεύθερα και αμέσως διαθέσιμες για όλους τους επενδυτές.
10. Όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες, δηλαδή αποτιμούν το ίδιο τις προσδοκώμενες αποδόσεις, τυπικές αποκλίσεις και τις συνδιακυμάνσεις των μετοχών.

Αν εξετάσει κανείς αυτές τις προϋποθέσεις βλέπει ότι το CAPM περιορίζει την κατάσταση σε μια ακραία περίπτωση, όπου ο καθένας έχει τις ίδιες πληροφορίες και όλοι συμφωνούν για τις μελλοντικές προοπτικές των μετοχών. Σημαίνει ότι ο κάθε επενδυτής αναλύει τις πληροφορίες με τον ίδιο τρόπο και καταλήγει στα ίδια συμπεράσματα. Δηλαδή η αγορά είναι τέλεια και δεν υπάρχουν εμπόδια στις επενδύσεις όπως φόροι, προμήθειες συναλλαγών, διαφορετικά επιτόκια δανεισμού.

Το CAPM είναι ένα μονοπαραγοντικό υπόδειγμα που δεν περιέχει την μεταβλητή του χρόνου, αφού στηρίζεται σε δεδομένα του παρελθόντος για να υπολογίσει τον κίνδυνο του αξιόγραφου. Έτσι υποθέτουμε ότι, οι αποδόσεις είναι μεταξύ τους ανεξάρτητες και ακολουθούν κανονική κατανομή. Για να περιγράψουμε την κατανομή

χρειάζονται ο μέσος και η διασπορά. Ο Fama (1965) ερεύνησε την κατανομή ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών και διαπίστωσε ότι κατανέμονται συμμετρικά πλην όμως η κατανομή έχει χοντρά άκρα και όχι πεπερασμένη διασπορά.

Το CAMP εστιάζει την προσοχή του στις ιστορικές μέσες αποδόσεις επειδή οι μέσοι όροι παρατηρημένοι για μεγάλο χρονικό ορίζοντα είναι καλοί εκτιμητές των αναμενόμενων αποδόσεων – εφόσον οι επενδυτές έχουν λογικές προσδοκίες – και η εκτίμηση αναμενόμενων αποδόσεων για διαφορετικού τύπου περιουσιακά στοιχεία είναι ένα σημαντικό κομμάτι του τι υποτίθεται ότι είναι το CAMP ικανό να κάνει καλά. Οι επενδυτές διατηρούν στο χαρτοφυλάκιο τους διαφορετικού τύπου αξιόγραφα, γεγονός που υποδηλώνει ότι θα ζητούν και μεγάλης ποικιλίας επιτόκια αποδόσεων για να επενδύσουν σε διαφορετικά σχέδια εταιριών αγοράζοντας τις μετοχές ή τις ομολογίες.

Ο συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής beta).

Ο συντελεστής beta αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής. Ο συνολικός κίνδυνος μιας μετοχής, δηλαδή η διακύμανση μιας μετοχής χωρίζεται:

- α) στον συστηματικό κίνδυνο (systematic risk)
- β) στον ειδικό κίνδυνο ή μη συστηματικό (specific risk).

Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες όπως η φορολογία, ο πληθωρισμός, οι διεθνείς οικονομικές και πολιτικές κρίσεις που επηρεάζουν όλες τις μετοχές. Ο κίνδυνος αυτός δεν μπορεί να εξαιρεθεί και αναφέρεται και σαν κίνδυνος της αγοράς. Όταν σχηματίζεται ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο ο συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί.

Ορισμένες εταιρείες παρουσιάζουν μεγάλο συστηματικό κίνδυνο, ενώ άλλες μικρό. Αυτό συμβαίνει γιατί ο συστηματικός κίνδυνος είναι τόσο υψηλότερος όσο περισσότερο τα εισοδήματα της εταιρείας επηρεάζονται από μακροοικονομικούς παράγοντες και γενικά από τις διακυμάνσεις της κατάστασης της οικονομίας και της αγοράς. Επιχειρήσεις που παρουσιάζουν υψηλό β είναι αυτές που παράγουν μηχανολογικό εξοπλισμό, έπιπλα κ.λ.π. Δεδομένου ποσοστιαία αύξηση (ή πτώση) των εισοδημάτων, συνοδεύονται από μεγαλύτερη ποσοστιαία αύξηση (ή μείωση) των πωλήσεών τους. Αντίθετα οι επιχειρήσεις τροφίμων, των οποίων η ζήτηση δεν

επηρεάζεται σημαντικά από τις μεταβολές των εισοδημάτων των καταναλωτών, παρουσιάζουν σχετικό χαμηλό β.

Ένας άλλος παράγοντας, που επαυξάνει την ευαισθησία και συνεπώς το συστηματικό κίνδυνο, είναι η αναλογία των σταθερών δαπανών προς τις μεταβλητές δαπάνες. Όταν μια εταιρεία έχει σχετικώς υψηλά σταθερά έξοδα, (π.χ. εταιρείες με υψηλή συμμετοχή ξένων κεφαλαίων και πληρωμών υψηλών τόκων) δεν προσαρμόζεται εύκολα στις διακυμάνσεις της οικονομίας. Για το λόγο αυτόν, οι διακυμάνσεις της οικονομίας συνεπάγονται σχετικώς μεγάλες διακυμάνσεις των κερδών των εν λόγω εταιρειών.

Ο ειδικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν ειδικά μια Α.Ε. και κατ' επέκταση τη μετοχή της, όπως το καλό marketing, η ανάληψη ενός μεγάλου έργου, κάποια τεχνολογική καινοτομία. Ο ειδικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί, γι' αυτό όταν μιλάμε για αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, δεν ενδιαφερόμαστε γι' αυτόν. Αυτό συμβαίνει γιατί δυσάρεστα γεγονότα για μια εταιρία, της οποίας μετοχές περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο π.χ. ότι απέτυχε να ανακαλύψει ένα νέο προϊόν, αντισταθμίζονται από ευχάριστα γεγονότα για μια άλλη εταιρία, η οποία έχει κλείσει συμφωνία για να εξάγει τα προϊόντα της στο εξωτερικό.

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής συνδέεται γραμμικά με τον κίνδυνο μιας μετοχής. Αυτό είναι λογικό γιατί ένας επενδυτής, για να προτιμήσει χρεόγραφο με κίνδυνο θα πρέπει να περιμένει κάποια πρόσθετη απόδοσή από αυτή των χρεογράφων χωρίς κίνδυνο. Αν π.χ. τα κρατικά ομόλογα έχουν απόδοση 10% για να προτιμήσει ένας επενδυτής μιας μετοχή θα πρέπει η αναμενόμενη απόδοση της να είναι μεγαλύτερη από το 10%.

Ο συντελεστής βήτα είναι η κλίση της ευθείας που αντιπροσωπεύει καλύτερα τις τιμές των πιο πάνω παρατηρήσεων και υπολογίζεται στατικά χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της παλινδρόμησης των Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και διορθώνοντας πιθανά σοβαρά οικονομετρικά προβλήματα. Αναλυτικά εκτιμούμε τη πιο κάτω εξίσωση:

$$R_{it} = a_i + \beta_i R_{m,t} + u_t \text{ όπου}$$

R_{it} η απόδοση της μετοχής I

a_i μια σταθερά που ονομάζουμε άλφα για τη μετοχή I

β_i ο συντελεστής βήτα της μετοχής I

$R_{m,t}$ η απόδοση του Χαρτοφυλακίου Αγοράς

u_t ο τυχαίος παράγοντας στην εξίσωση που ονομάζεται και κατάλοιπο.

Η επιπλέον απόδοση πάνω από την χωρίς κίνδυνο απόδοση μιας μετοχής προσδιορίζεται από το βήτα. Το βήτα της αγοράς και εξ' ορισμού είναι ίσο με την μονάδα.

Ο κίνδυνος μιας μετοχής εξαρτάται από το μέγεθος του συντελεστή της beta. Ο συντελεστής β χωρίζει τις μετοχές σε επιθετικές και αμυντικές. Όσες έχουν συντελεστή β μεγαλύτερο της μονάδας θεωρούνται επιθετικές. Παράδειγμα μια μετοχή με $\beta=2$, όταν οι τιμές στην αγορά μεταβληθούν κατά 10%, η τιμή της θα μεταβληθεί κατά 20%. Δηλαδή η απόδοση των επιθετικών μετοχών μεταβάλλεται πιο απότομα από την μεταβολή της αγοράς.

Όσες μετοχές έχουν συντελεστή β μικρότερο της μονάδας θεωρούνται αμυντικές, δηλαδή περιέχουν λιγότερο κίνδυνο και οι αποδόσεις τους μεταβάλλονται πιο ήπια απ' ό,τι η αγορά. Παράδειγμα μια μετοχή με $\beta=0,30$ θα μεταβληθεί κατά 3% σε μια μεταβολή της αγοράς κατά 10%.

Οι επιθετικές μετοχές αποφέρουν μεγαλύτερες αποδόσεις σε μια ανοδική αγορά αλλά έχουν και μεγαλύτερες ζημιές σε μια γενική πτώση του επιπέδου των τιμών, αντίθετα απ' ό,τι συμβαίνει με τις αμυντικές μετοχές.

Συμπερασματικά θα λέγαμε ότι το βета δείχνει την ευαισθησία της τιμής της μετοχής στις ανοδικές ή καθοδικές μεταβολές της χρηματιστηριακής αγοράς που εκφράζονται μέσω του Γενικού Δείκτη Τιμών των μετοχών. Επίσης είναι δυνατόν να υπολογιστεί και ο συντελεστής beta ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο δείχνει την ευαισθησία του χαρτοφυλακίου σε κάθε μεταβολή του Γενικού Δείκτη. Το βήτα του χαρτοφυλακίου είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών βήτα των επί μέρους μετοχών.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι προσπάθειες αξιολόγησης χαρτοφυλακίων με τη χρησιμοποίηση δεικτών που λαμβάνουν υπόψη τόσο στην απόδοση όσο και τον κίνδυνο που παρουσιάζει ένα χαρτοφυλάκιο. Οι κυριότερες από αυτές είναι:

Το κριτήριο του Treynor (1965)

Ο Jack L. Treynor (1965) διατύπωσε την άποψή του ότι είναι αναγκαία η μέτρηση της επίδοσης μιας επένδυσης βάση μέτρων απόδοσης προσαρμοσμένων στον κίνδυνο. Η κατάλληλη μέτρηση θα πρέπει να έχει τα ακόλουθα χαρακτηριστικά:

- ✓ Να παραμένει σταθερή εφόσον και η επίδοση της διαχείρισης των κεφαλαίων παραμένει σταθερή, ακόμα και σε περιόδους έντονων διακυμάνσεων της αγοράς
- ✓ Να λαμβάνει υπόψη της την αποστροφή των μετόχων ή μεριδιούχων στο κίνδυνο της επένδυσης.

Το κριτήριο Treynor βασίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων δεδομένου ότι περιλαμβάνει την κεντρική του παράμετρο, δηλαδή τον συντελεστή συστηματικού κινδύνου ή συντελεστή Βήτα. Γενικότερα το κριτήριο αυτό χρησιμοποιείται για κατάταξη εναλλακτικών επενδύσεων και δείχνει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου.

Το κριτήριο του Sharpe (1966)

Ο William F. Sharpe (1966) πρότεινε έναν νέο αριθμοδείκτη υπολογισμού της επίδοσης μιας επένδυσης. Αμφισβήτησε τη χρησιμοποίηση δύο ξεχωριστών εκτιμητών της προσδοκώμενης επίδοσης, δηλαδή τον αναμενόμενο βαθμό απόδοσης και τον αναμενόμενο κίνδυνο και πρότεινε έναν δείκτη ο οποίος είναι σχεδιασμένος να μετράει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα συνολικού κινδύνου.

Το κριτήριο αυτό δε βασίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων αφού περιλαμβάνει το συνολικό κίνδυνο της επένδυσης, αλλά στηρίζεται στην έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου και τις ιδιότητες της διαφοροποίησης. Δεν βασίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων αφού περιλαμβάνει το

συνολικό κίνδυνο της επένδυσης, αλλά στηρίζεται στην έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου και τις ιδιότητες της διαφοροποίησης.

Το κριτήριο του Jensen (1969)

Ο Michael C. Jensen (1969) εφάρμοσε ένα διαφορετικό κριτήριο αξιολόγησης της επίδοσης μιας επένδυσης. Το κριτήριο στηρίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και υπολογίζει την αναμενόμενη απόδοση κάποιου αξιόγραφου ή χαρτοφυλακίου με βάση τον συστηματικό κίνδυνο (το κριτήριο αυτό αναλύεται σε επόμενη παράγραφο).

2.3 ΙΣΤΟΡΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM).

A. Εμπειρική αξιολόγηση CAPM

Από την εισαγωγή του μοντέλου στις αρχές της δεκαετίας του '60, το CAPM αποτέλεσε ένα από τα πιο προκλητικά θέματα στην χρηματοοικονομική χρηματοοικονομική επιστήμη. Σχεδόν οποιοσδήποτε διαχειριστής που αναλαμβάνει να διαχειριστεί ένα χαρτοφυλάκιο, πρέπει να δικαιολογήσει τις αποφάσεις του σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο βασισμένος εν μέρει στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Ο λόγος είναι ότι το συγκεκριμένο μοντέλο παρέχει τα μέσα για να υπολογίσει το ποσοστό απόδοσης που οι επενδυτές απαιτούν. Το υπόδειγμα αυτό ήταν η πρώτη επιτυχής προσπάθεια αξιολόγησης του κινδύνου των ταμειακών ροών ενός επενδυτικού προγράμματος και η εκτίμηση του κόστους του κεφαλαίου και της προσδοκώμενης απόδοσης που οι επενδυτές θα απαιτήσουν εάν πρόκειται να επενδύσουν στο πρόγραμμα.

Το υπόδειγμα αναπτύχθηκε για να εξηγήσει τις διαφορές σχετικά με την ανταμοιβή του κινδύνου (risk premium) ανάμεσα στα οικονομικά αγαθά. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτές οι διαφορές οφείλονται στις διαφορές του κινδύνου στις αποδόσεις των μετοχών. Το μοντέλο δηλώνει ότι το κατάλληλο μέτρο για την εκτίμηση του κινδύνου ενός χρηματοοικονομικού αγαθού είναι ο συντελεστής βήτα και ότι η ανταμοιβή του κινδύνου ανά μονάδα είναι η ίδια για όλα τα αγαθά. Έτσι γνωρίζοντας την απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο (risk free rate), τον συντελεστή βήτα ενός αγαθού το συγκεκριμένο υπόδειγμα είναι δυνατόν να προβλέψει την προσδοκώμενη ανταμοιβή του κινδύνου (expected risk premium) ενός οικονομικού αγαθού.

Η θεωρία έχει επικριθεί για περισσότερο από 30 έτη και έχει δημιουργήσει μια μεγάλη ακαδημαϊκή συζήτηση για τη χρησιμότητα και την ισχύ της. Γενικά, η εμπειρική εξέταση του υποδείγματος CAPM έχει δύο βασικούς σκοπούς (Baily, [2002]):

- I. να εξετάσει εάν το υπόδειγμα πρέπει ή όχι να απορριφθεί
- II. να παρέχει πληροφορίες που μπορούν να βοηθήσουν τις χρηματοδοτικές αποφάσεις.

Για να επιτευχθεί το (I) γίνονται έλεγχοι για την απόρριψη ή αποδοχή του μοντέλου. Μέθοδοι στατιστικής ανάλυσης εφαρμόζονται προκειμένου να εξαχθούν αξιόπιστα συμπεράσματα εάν το μοντέλο υποστηρίζεται από τα στοιχεία. Για να ολοκληρωθεί το (II) η εμπειρική εργασία χρησιμοποιεί τη θεωρία ως όχημα για να οργανώσει και να εξηγήσει τα στοιχεία χωρίς να ψάχνει τρόπους να απορρίψει την θεωρία. Αυτό το είδος της προσέγγισης χρησιμοποιείται στον τομέα διαχείρισης και δημιουργίας χαρτοφυλακίων και ειδικότερα στον τομέα αγοράς ή πώλησης των επενδυτικών αγαθών. Για παράδειγμα οι επενδυτές συμβουλεύονται να αγοράσουν ή να πουλήσουν εκείνα τα οικονομικά αγαθά που σύμφωνα με την θεωρία του CAPM χαρακτηρίζονται υπερτιμημένα ή υποτιμημένα. Σε αυτήν την περίπτωση η εμπειρική ανάλυση απαιτείται για να αξιολογήσει τον κίνδυνο των μετοχών, να αναλύσει τις μετοχές και να τις τοποθετήσει στις αντίστοιχες κατηγορίες των.

Μια δεύτερη χρησιμότητα της τελευταίας μεθοδολογίας εμφανίζεται στον τομέα χρηματοδότησης των επιχειρήσεων όπου οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα χρησιμοποιούνται στην αξιολόγηση του επενδυτικού κινδύνου διαφορετικών προγραμμάτων επένδυσης. Είναι επίσης δυνατόν να υπολογιστεί του εσωτερικού ποσοστού απόδοσης (hurdle rate) που τα προγράμματα πρέπει να ικανοποιήσουν εάν πρόκειται να αναληφθούν.

Αυτή η θεματική ενότητα της μελέτης εστιάζει στον έλεγχο του μοντέλου από τότε που πρωτοεμφανίστηκε, στα μέσα της δεκαετίας του '60, και περιγράφει τα αποτελέσματα διαφόρων μελετών που προσπαθούν να εξηγήσουν την χρησιμότητα του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Jagannathan και McGrattan [1995]).

B. Η κλασική υποστήριξη της θεωρίας

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

Μια από τις πρώτες εμπειρικές μελέτες που βρήκαν ενθαρρυντικά στοιχεία για το CAPM είναι αυτή του Black, Jensen και Scholes [1972]. Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία αποδόσεων χαρτοφυλακίων αντί για ποσοστά αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, οι παραπάνω ερευνητές εξέτασαν αν οι διατμηματικές αποδόσεις των μετοχών είναι γραμμικά συνδεδεμένες με τον συντελεστή beta. Συνδυάζοντας τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια μπορεί κανείς να απομακρύνει από τις αποδόσεις των μετοχών τον κίνδυνο που σχετίζεται με τον μη συστηματικό κίνδυνο, ενισχύοντας έτσι την ακρίβεια των εκτιμημένων βήτα και το αναμενόμενο ποσοστό απόδοσης των χαρτοφυλακίων. Αυτή η μεθοδολογία μετριάζει τα στατιστικά προβλήματα που προκύπτουν από τα λάθη μέτρησης στην εκτίμηση του beta. Οι συντάκτες του άρθρου διαπίστωσαν ότι τα στοιχεία είναι σύμφωνα με τις προβλέψεις του CAPM, δηλαδή ότι η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του beta είναι σχεδόν γραμμική και ότι τα χαρτοφυλάκια με τους υψηλούς (χαμηλούς) συντελεστές beta σχετίζονται με υψηλές (χαμηλές) αποδόσεις.

Μια άλλη κλασική εμπειρική μελέτη που υποστηρίζει τη θεωρία, είναι αυτή των Fama και McBeth [1973] οι οποίοι εξέτασαν εάν υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των βήτα εκτιμητών. Επιπλέον, οι συντάκτες ερεύνησαν εάν το τετράγωνο του βήτα και η μεταβλητότητα των αποδόσεων των αξιογράφων μπορούν να εξηγήσουν την υπολειμματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών που δεν μπορεί να εξηγηθεί μόνο από τον συντελεστή beta.

Γ. Αμφισβητήσεις για την αξιοπιστία της θεωρίας

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

Ο Banz [1981] εξέτασε το CAPM μελετώντας αν η κεφαλαιοποίηση ή χρηματιστηριακή αξία των εταιριών μπορεί να εξηγήσει την υπολειμματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών, που παραμένουν ανεξήγητα από το υπόδειγμα. Αμφισβήτησε την θεωρία δείχνοντας ότι το μέγεθος της εταιρίας σχετικά με την κεφαλαιοποίησή της, μπορεί να εξηγήσει την διατμηματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων για κάποια αγαθά καλύτερα από τον βήτα συντελεστή τους. Ο συγγραφέας κατέληξε ότι η μέση απόδοση των μετοχών των μικρών εταιριών (εκείνες με μικρό ύψος κεφαλαιοποίησης) ήταν υψηλότερη από την μέση απόδοση των μετοχών των μεγάλων εταιριών (εκείνες με υψηλό ύψος κεφαλαιοποίησης). Αυτή η επίδραση έχει γίνει γνωστή ως «επίδραση μεγέθους» (size effect). Η έρευνα επεκτάθηκε με την εξέταση διαφορετικών συνόλων μεταβλητών που μπορεί να επηρεάζουν την σχέση απόδοσης - κινδύνου. Ειδικότερα, ο δείκτης κερδών ανά μετοχή προς την τρέχουσα τιμή (the earnings yield) (Basu [1977]), ο δείκτης μόχλευσης (leverage) και ο δείκτης της λογιστικής αξίας της μετοχής προς την αγοραία της αξία χρησιμοποιήθηκαν για να εξεταστεί ο βαθμός ισχύος του υποδείγματος του CAPM.

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

Παρόλα αυτά η ιδέα αμφισβητήθηκε από τους Fama και French [1992]. Οι παραπάνω ερευνητές έδειξαν ότι τα συμπεράσματα του Banz μπορεί να

είναι οικονομικά τόσο σημαντικά που θέτουν σοβαρές ερωτήσεις για την ισχύ, αξιοπιστία του υποδείγματος του CAPM. Οι Fama και French [1992] χρησιμοποίησαν την ίδια διαδικασία με τους Fama και McBeth [1973], αλλά κατέληξαν σε διαφορετικά συμπεράσματα. Οι Fama και McBeth βρήκαν θετική σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου ενώ οι Fama και French δεν βρήκαν να υπάρχει καμία σχέση μεταξύ τους.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Δ. Επιπρόσθετες προσεγγίσεις

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

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

Παρά τις ανωτέρω κριτικές, η γενική αντίδραση στα ευρήματα των Fama και French [1992] ήταν να δοθεί πλέον ιδιαίτερη σημασία σε εναλλακτικά μοντέλα αποτίμησης. Οι Jagannathan και Wang [1993] δηλώνουν ότι η έλλειψη υποστήριξης από τις εμπειρικές έρευνες για το υπόδειγμα CAPM μπορεί να οφείλεται στην μη καταλληλότητα ορισμένων υποθέσεων που γίνονται για την διευκόλυνση της εμπειρικής μελέτης. Για παράδειγμα οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες του CAPM υποθέτουν ότι η απόδοση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αποτελούν μέτρο προσέγγισης για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς όλων των αγαθών της οικονομίας. Παρόλα αυτά, αυτού του τύπου οι δείκτες αγοράς δε συλλαμβάνουν όλους τους παράγοντες της οικονομίας όπως τον παράγοντα του ανθρωπίνου δυναμικού.

Άλλα εμπειρικά στοιχεία των αποδόσεων των μετοχών βασίζονται στο επιχείρημα της υψηλής μεταβλητότητας των αποδόσεων τους. Όταν αναφερόμαστε σε μια χρονικά μεταβαλλόμενη κατανομή αποδόσεων (time-varying return distribution), πρέπει να αναφερόμαστε στον υπό συνθήκη ή δεσμευμένο μέσο χρονικά μέσο, την απόκλιση, την συνδιακύμανση που

αλλάζουν συνέχεια σύμφωνα με την ροή των καινούργιων πληροφοριών. Σε αντίθεση των συνήθων υπολογισμών των αποδόσεων, της απόκλισης, και της μέσης τετραγωνικής απόκλισης για ένα εξεταζόμενο χρονικό διάστημα, παρέχεται μια μη δεσμευμένη χρονικά εκτίμηση επειδή θεωρείται σταθερή στην διάρκεια του χρόνου. Το πιο ευρέως διαδεδομένο μοντέλο για την εκτίμηση της μεταβαλλόμενης χρονικά διακύμανσης των μετοχών και του γενικού δείκτη τιμών είναι το μοντέλο GARCH το οποίο προτάθηκε από τον Robert F. Engle.

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

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3.1 ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

Στην ενότητα αυτή γίνεται μια επισκόπηση των κυριοτέρων μελετών σχετικά με τον έλεγχο του κατά πόσο το μέγεθος μιας εταιρείας σχετίζεται με την απόδοση της μετοχής της εταιρείας στο χρηματιστήριο. Στις περιπτώσεις όπου αυτό είναι δυνατό, διακρίνουμε την βιβλιογραφία σε ξένη (μελέτες στις Η.Π.Α. και άλλες χώρες) και σε ελληνική.

ΣΧΕΣΗ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΕΤΑΙΡΕΙΑΣ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗΣ

Από τις ξένες μελέτες κάποιες προσπαθούν να εξηγήσουν τις αρχικές παρατηρήσεις σχετικά με το φαινόμενο αυτό που έγιναν από τους Banz (1981) και Reinganum (1981), κάποιες προσπαθούν να δώσουν περισσότερα καινούρια στοιχεία και κάποιες άλλες προσπαθούν να δώσουν μια οικονομική εξήγηση του φαινομένου. Οι Ελληνικές μελέτες είναι ολιγάριθμες πάνω στο σχετικό θέμα.

Ο Μιχάλης Γκλεζάκος, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Ελληνικό Χρηματιστήριο, κατέληξε στο ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συσχετισμένες με την κεφαλαιοποίηση των εταιριών. Ωστόσο, ελέγχοντας στην συνέχεια τους άλλους παράγοντες που επηρεάζουν τις εταιρίες, η επίδραση η οποία παρατήρησε παρέμεινε δυνατή μόνο για αξιόγραφα με υψηλές αποδόσεις. Η μελέτη αυτή ασχολείται με ένα μεγάλο αριθμό μελετών που έχουν δημοσιευτεί ήδη για αυτό το θέμα. Στην συνέχεια χρησιμοποιεί δεδομένα από τις εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο από το 1970 έως το 1981 για να δείξει την επίδραση στην αγορά.

Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε περιλάμβανε σχεδόν όλες τις εταιρίες που υπήρχαν στο ΧΑΑ. Μόνο πέντε δεν ήταν μέσα στο δείγμα διότι τα δεδομένα δεν ήταν ολοκληρωμένα. Χρησιμοποίησε μηνιαίες αποδόσεις για το διάστημα 1970-1981 καθώς δίνουν αποτελέσματα που είναι πιο κοντά στην πραγματική εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Υποθέτοντας ότι υπάρχει η επίδραση των εταιριών, χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση συγκεκριμένη εταιρία το MV που παρουσιάζουν πρέπει

να είναι μεγαλύτερο από την μέση απόδοση. Επιπλέον χαρτοφυλάκια μικρών εταιριών πρέπει να υπερβαίνουν τις μεγάλες εταιρίες.

Στην μελέτη αυτή, τα εμπειρικά τεστ που έγιναν βασίζονται στα παρακάτω:

↳ Η μέση μηνιαία απόδοση υπολογίστηκε με τον τύπο

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^N R_{it}}{N}$$

Όπου

R_{pt} = η αξία του χαρτοφυλακίου p τον μήνα t

R_{it} = η αξία του αξιογράφου i τον μήνα t

N = ο αριθμός των αξιογράφων στο χαρτοφυλάκιο p

↳ Χρησιμοποίησε τον δείκτη της αγοράς για να υπολογίσει τα βήτα.

↳ Για να υπολογίσει την επιπλέον απόδοση βασίστηκε στο υπόδειγμα της αγοράς (Lustig-Leinbach 1983, Brown και Barry 1984, Edmister και James 1983)

$$e_{pt} = R_{pt} - (a_p + b_p R_{mt})$$

Όπου

R_{pt} = απόδοση του χαρτοφυλακίου p τον χρόνο t

R_{mt} = απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m τον χρόνο t

a_p, b_p = συσχετίσεις

e_{pt} = επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου p τον χρόνο t

Μια εναλλακτική επιλογή μπορούσε να είναι η προσέγγιση του «ελεγχόμενου χαρτοφυλακίου» που προτείνει σχεδιασμό χαρτοφυλακίων με βήτα ίσο με το μηδέν, επομένως η επιπλέον απόδοση ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ της απόδοσης του χαρτοφυλακίου και της αγοράς [Brown και Barry (1984)]. Και οι δυο μέθοδοι είναι θεωρητικά δεκτοί, αλλά η πρώτη εφαρμόζεται πιο εύκολα.

↳ Με δεδομένη την υπόθεση ότι το μοντέλο της αγοράς αναπτύσσεται βάση του συστηματικού κινδύνου είναι θεωρητικά δεκτή (Fama 1973) χρησιμοποιήθηκαν μόνο συνηθισμένα στατιστικά και οικονομετρικά μοντέλα για τους υπολογισμούς. Πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν το R^2 , το F με την υπόθεση ότι ισχύουν οι υποθέσεις της μεθόδου ελάχιστων τετραγώνων.

↳ Για να υπολογιστεί ο κίνδυνος, εκτιμήσεις για τα βήτα των χαρτοφυλακίων έγιναν με το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμοποιώντας δεδομένα από το δείγμα. Οι διακυμάνσεις των αποδόσεων παρουσιάζονται οριακά κανονικές με μικρή κύρτωση. Τα αποτελέσματα φαίνονται τον πίνακα 1.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Χαρακτηριστικά των μηνιαίων αποδόσεων για τα πέντε χαρτοφυλάκια και τον δείκτη για την περίοδο 1970-1981			
	Τυπική απόκλιση (%)	Λοξότητα	Κυρτότητα
MV1	4,6	0,18	4,6
MV2	5,1	0,21	4,4
MV3	4,7	0,23	3,9
MV4	4,7	0,10	4,0
MV5	5,0	0,04	5,0
Δείκτης	4,0	0,03	4,3

Τα αποτελέσματα ήταν ίδια με εκείνα που αναφέρθηκαν και σε άλλες μελέτες από άλλες ευρωπαϊκές αγορές (Pogue and Solnic 1974, Uhler 1979, Deterk 1975, Hawawini and Mitchel 1975, Fabry et al 1977, Jennergen et al 1977, and Daloz 1973).

Παρατηρώντας κανείς τις αποδόσεις μπορεί να δει ότι η αλληλοσυσχέτιση είναι ένα πρόβλημα το οποίο εξαφανίζεται όταν οι κατανομές των αποδόσεων ήταν προσαρμοσμένες με μη φυσιολογικές υψηλές αποδόσεις της περιόδου του 1972 (Πίνακας 2).

Συνοψίζοντας, ο Γκλεζάκος μελετώντας το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών διαπίστωσε ότι τα ιστορικά κέρδη επηρεάζουν σημαντικά τις αποδόσεις των μετοχών. Επιπλέον διαπίστωσε ότι μεγάλη επίδραση έχει και η κεφαλαιοποίηση. Τα αποτελέσματα αναφέρουν ότι μικρό premium μπορεί να παρατηρηθεί, αποκλείοντας από το δείγμα τις τράπεζες. Ωστόσο ελέγχοντας τα κέρδη, το premium ήταν πιο μεγάλο. Είναι λοιπόν φανερό ότι τα στοιχεία είναι αναποτελεσματικά. Μια πιθανή εξήγηση θα μπορούσε να είναι ότι το

μέγεθος εξυπηρετεί μια προσέγγιση για διάφορους σχετικούς παράγοντες, όπως η εμπορευσιμότητα, η έλλειψη πληροφοριών.

1. Μελέτες που Αφορούν τις Εταιρείες στις Η.Π.Α.

Οι πρώτες εμπειρικές έρευνες που έγιναν πάνω στο θέμα αυτό, είναι των Banz (1981) και Reinganum (1981) όπως αναφέρθηκε και αφορούν την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Ο Banz (1981) χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία από όλες τις εισηγμένες στο NYSE εταιρείες για την περίοδο 1926-1975 για την εξέταση του φαινομένου αυτού. Χρησιμοποίησε παρόμοια μεθοδολογία με αυτήν των Fama και MacBeth (1973) με βάση μια διαστρωματική παλινδρόμηση.

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

Αυτά τα παράδοξα κι αντιφατικά αποτελέσματα ώθησαν αρκετούς ερευνητές να ελέγξουν αν το φαινόμενο του size effect συνδέεται με άλλες φαινομενικά εμπειρικές ανωμαλίες στις αποδόσεις των μετοχών. Για παράδειγμα, ο Reinganum (1981) συνέδεσε το "size effect" με το "E/P effect". Το τελευταίο το είχε μελετήσει ο Basu (1979) και βρήκε ότι οι μετοχές με υψηλό λόγο κέρδη ανά μετοχή προς τιμή μετοχής

(E/P) έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο από αυτές με χαμηλό αντίστοιχο λόγο.

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

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

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

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

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

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

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

Οι Leong και Zaima (1991) έδωσαν περισσότερα στοιχεία για το "size effect" και το "market value". Στην έρευνά τους περιέλαβαν εκτός από μετοχές του NYSE και του AMEX και μετοχές της αγοράς OTC (Over the Counter Market) που είναι μια δευτερεύουσα ανεξάρτητη αγορά με τις μικρότερες εταιρείες που διαπραγματεύονται δημόσια. Από μία σύγκριση των επιπλέον κερδών των χαρτοφυλακίων που

περιλάμβαναν μόνο μετοχές του NYSE-AMEX προέκυψε ότι όντως υπάρχει ένα φαινόμενο εταιριών μικρής χρηματιστηριακής αξίας. Όμως όταν η σύγκριση αυτή επεκτάθηκε ώστε να περιλαμβάνει και τις OTC μετοχές τότε δεν επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του "market value".

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

2. Μελέτες του Φαινομένου που αφορούν τις Εταιρείες εκτός Η.Π.Α.

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

Επίσης σε μία μελέτη τους οι Arsad και Couatts (1997) ερευνώντας όλες τις ημερολογιακές ανωμαλίες της αγοράς, το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, του Ιανουαρίου και των αργιών (weekend, January, holiday effects) για την αγορά του Λονδίνου, χρησιμοποιώντας τον δείκτη FTSE 30 την περίοδο 1935 με 1994, παρατήρησαν ότι τα στοιχεία τους συνηγορούσαν στην ύπαρξή τους. Όμως ακόμη

και αν αυτές οι ανωμαλίες επαναλαμβάνονται συστηματικά σε όλη την 60χρονη περίοδο, το κόστος εφαρμογής κάποιων κανόνων συναλλαγών μπορεί να είναι απαγορευτικό. Συμπέραναν ότι το ολοκληρωμένο (round trip) κόστος και η μικρή ρευστότητα καθιστούν κάθε επενδυτική στρατηγική ασύμφορη.

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

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

3. Μελέτες του Φαινομένου σε Ελληνικές Εταιρείες

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

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

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

ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Συμπεράσματα
Μιχάλης Γκλεζάκος	Μελετά την σχέση ανάμεσα στο μέγεθος και την απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ	(1)Χρησιμοποίησε τον δείκτη της αγοράς για να υπολογίσει τα βήτα. (2)Για να υπολογίσει την επιπλέον απόδοση βασίστηκε στο υπόδειγμα της αγοράς (Lustig-Leinbach 1983, Brown και Barry 1984, Edmister και James 1983)	Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε περιλάμβανε σχεδόν όλες τις εταιρίες που υπήρχαν στο ΧΑΑ. Χρησιμοποίησε μηνιαίες αποδόσεις για το διάστημα 1970-1981 καθώς δίνουν αποτελέσματα που είναι πιο κοντά στην πραγματική εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.	Ο Μιχάλης Γκλεζάκος, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Ελληνικό Χρηματιστήριο, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συσχετισμένες με την κεφαλαιοποίηση των εταιριών.
Basu	Εξετάζει την εμπειρική σχέση ανάμεσα στις αναλογίες κερδών, το μέγεθος της επωνυμίας και τις αποδόσεις των κοινών μετοχών του NYSE.	Μελέτησε τις μετοχές του NYSE, τις οποίες κατηγοριοποίησε σύμφωνα με την κεφαλαιοποίηση τους ξεκινώντας από τις εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης.	Εξέτασε μετοχές του NYSE για 17 χρόνια Απριλίου 1963 – Μαρτίου 1980.	Τα εμπειρικά ευρήματα σε αυτή την μελέτη είναι ενδεικτικά για το ότι, τουλάχιστον κατά την περίοδο 1963 – 80, οι αποδόσεις στις κοινές μετοχές των εταιριών της NYSE φέρονται να σχετίζονται με την αναλογία κερδών και το μέγεθος της επωνυμίας. Συγκεκριμένα, οι κοινές μετοχές των επωνυμιών με υψηλότερο E/ P δείχνουν να έχουν σημειώσει, κατά μέσο όρο, υψηλότερες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις σε σχέση με τις κοινές μετοχές των επωνυμιών με μικρότερο E/ P. Αυτή η επίδραση του E/ P, επιπροσθέτως, είναι σαφώς σημαντική ακόμη και μετά τον εμπειρικό έλεγχο που πραγματοποιήθηκε πάνω στις διαφορές στο μέγεθος της εταιρίας,

Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Συμπεράσματα
Deilbert C. Goff	Με την μελέτη του προσπάθησε να δώσει επιπλέον πληροφορίες σχετικά με τις «ανωμαλίες» που εμφανίζονται στις σχέσεις του μεγέθους της εταιρίας, του δείκτη E/P και της τιμής της μετοχής.	Τέσσερις διαφορετικοί μέθοδοι σχηματισμού χαρτοφυλακίου χρησιμοποιούνται στην ανάλυση: (1) πρώτα δημιουργούνται ομάδες σύμφωνα με το μέγεθος των εταιριών και στην συνέχεια σύμφωνα με τον δείκτη E/P (Μέγεθος - E/P). (2) πρώτα δημιουργούνται ομάδες σύμφωνα με το δείκτη E/P και στην συνέχεια σύμφωνα με το μέγεθος της εταιρίας (E/P – Μέγεθος). (3) πρώτα δημιουργούνται χαρτοφυλάκια από τις τιμές των μετοχών και στην συνέχεια με τον δείκτη E/P (Τιμή – E/P). πρώτα δημιουργούνται χαρτοφυλάκια από τον δείκτη E/P και στην συνέχεια με την τιμή (E/P – Τιμή).	Η ανάλυση καλύπτει την χρονική περίοδο 14 ετών, από τον Ιανουάριο του 1975 έως τον Δεκέμβριο του 1988. εξετάζει τις «ανωμαλίες» που προκύπτουν από τις εμπορεύσιμες μετοχές του NASDAQ και αυτές του NYSE και του AMEX.	Αυτή η μελέτη εξετάζει την σχέση ανάμεσα στο μέγεθος της εταιρίας, την τιμή της μετοχής και των ανωμαλιών του δείκτη E/P. Η μελέτη παρουσιάζει μεγάλο ενδιαφέρον εξαιτίας των διαφορών στα χαρακτηριστικά των εταιριών της NASDAQ και των εταιριών της NYSE και AMEX. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μια σημαντικά αρνητικά σχέση ανάμεσα στο μέγεθος των εταιριών και των αποδόσεων και για τις μετοχές της NASDAQ, της NYSE και της AMEX
Fama και French	Οι Fama και French (1992) με την μελέτη τους έδειξαν ότι δυο μεταβλητές, τα κέρδη του Basu και το μέγεθος του Banz, εξηγούν την διακύμανση στις αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1963-1990.	Ο δείκτης E/P θα πρέπει να σχετίζεται με τις αναμενόμενες αποδόσεις ανεξάρτητα από τις πηγές κινδύνου. Αυτό βέβαια έχει νόημα μόνο στις περιπτώσεις που οι εταιρίες παρουσιάζουν θετικά κέρδη. Όταν τα τρέχοντα κέρδη είναι αρνητικά τότε το E/P δεν δείχνει κατά προσέγγιση αναμενόμενες αποδόσεις. Η κλίση του E/P της παλινδρόμησης βασίζεται στις θετικές αξίες, όταν τα κέρδη είναι αρνητικά χρησιμοποιείται μια ψεύτικη μεταβλητή.	Το δείγμα που χρησιμοποίησαν για την μελέτη τους οι Fama και French είναι οι μέσες αποδόσεις από τον Ιούλιο του 1963 έως τον Δεκέμβριο του 1990 χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν με τον δείκτη E/P.	Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η θετική σχέση ανάμεσα E/P και στην μέση απόδοση είναι εξαιτίας της θετικής συσχέτισης ανάμεσα στον δείκτη E/P και στο ln(BE/ME). Οι εταιρίες με υψηλό E/P έχουν την τάση να έχουν υψηλούς book-to-market δείκτες.

Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Συμπεράσματα
Reinganum	Ασχολήθηκε με τις «ανωμαλίες» που αφορούν το μέγεθος της εταιρίας την απόδοση και τον δείκτη E/P.	Ο Reinganum μελέτησε τις μέσες διαφορές των ημερήσιων αποδόσεων μεταξύ των χαρτοφυλακίων με υψηλούς και χαμηλούς δείκτες E/P, με ίδιο επίπεδο κινδύνου.	Το δείγμα που χρησιμοποιήσε για την μελέτη του προέρχεται από τριμηνιαία κέρδη 577 εταιριών από το Δεκέμβριο του 1975 μέχρι και το τρίτο τρίμηνο του 1977.	Ο Reinganum μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών κατέληξε στο συμπέρασμα: ότι κατά μέσο όρο οι αποδόσεις των αξιόγραφων με υψηλό E/P είναι υψηλότερες σε σχέση με τις κατά μέσο όρο αποδόσεις των αξιόγραφων με χαμηλό E/P με ίδιο επίπεδο κινδύνου. Επίσης, αυτές οι «μη φυσιολογικές» αποδόσεις συνεχίζονται για τουλάχιστον δυο χρόνια από την ημερομηνία δημιουργίας του χαρτοφυλακίου. Η εμμονή των «μη φυσιολογικών» αποδόσεων για δυο χρόνια μειώνει την πιθανότητα ότι η ανωμαλία αυτή προέρχεται από την μη αποτελεσματικότητα της αγοράς. Μάλλον είναι περισσότερο ένδειξη ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Αξιόγραφων (CAPM) λανθασμένα προσδιορίζει τον μηχανισμό εξισορρόπησης των τιμών.
Banz	Προσπάθησε να ερευνήσει την σχέση που έχει ο δείκτης P/E και οι ετήσιες αποδόσεις με την κεφαλαιοποίηση.	Εξέτασε μετοχές του NYSE για 17 χρόνια που η τελευταία ημερομηνία ήταν το 1980. Τις οποίες κατηγοριοποίησε σύμφωνα με την κεφαλαιοποίηση τους.	Εξέτασε μετοχές του NYSE για 17 χρόνια που η τελευταία ημερομηνία ήταν το 1980.	Αν ένας επενδυτής αγόραζε μετοχές εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση και υψηλό δείκτη P/E τότε η μέση ετήσια του απόδοση θα ήταν μικρότερη 14,4%.
Louis Chain, Yasushi Hamao, Josef Lakonishok	Οι ερευνητές μελέτησαν τα E/P της Ιαπωνίας για να ανακαλύψουν αν υπάρχουν διαφορές με τις άλλες οικονομίες και ιδιαίτερα με της άλλης οικονομικής δύναμης, των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής.	Η μεθοδολογία που χρησιμοποιεί η μελέτη αυτή στηρίζεται στο μοντέλο (SUR-Seemingly Unrelated Regression). Η μεθοδολογία έχει δυο πλεονεκτήματα: (1) Τα betas είναι υπολογισμένα με τις επιδράσεις των μεταβλητών, (2) Η διαδικασία δείχνει την σχέση ανάμεσα στις ατομικές αποδόσεις και τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.	Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν είναι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου του Τόκιου (TSE) από τον Ιανουάριο του 1971 έως τον Δεκέμβριο του 1988 (χωρίς μερίσματα). Το δείγμα περιλαμβάνει 1570 εταιρίες.	Μελετώντας τα δεδομένα παρατηρήθηκε ότι μετοχές με υψηλό δείκτη E/P υπερβαίνει τις μετοχές με χαμηλό δείκτη E/P με ποσοστό 0,40% για κάθε μήνα. Μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές επιτυγχάνουν μεγαλύτερες αποδόσεις από ότι οι μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές. Εταιρίες με μεγάλο θετικό δείκτη λογιστική προς αγοραία αξία κερδίζουν ένα premium 1,10% από τις εταιρίες με χαμηλό δείκτη λογιστική προς αγοραία αξία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1 Υποθέσεις προς Έλεγχο

Πριν από την αναφορά στα υπό εξέταση δεδομένα και στη μεθοδολογία που ακολουθήθηκε στην παρούσα εργασία, θα πρέπει να προσδιορίσουμε τις υποθέσεις προς έλεγχο:

H_0 : Η χρηματιστηριακή αξία (μέγεθος) των εισηγμένων εταιριών έχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών τους. Διαφορετικά θα μπορούσαμε να πούμε ότι είναι σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει/καθορίζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεών τους.

H_1 : Η χρηματιστηριακή αξία (μέγεθος) των εισηγμένων εταιριών έχει μηδενική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών τους. Αντίστοιχα θα μπορούσαμε να καθορίσουμε τη σχετική υπόθεση ότι δεν επηρεάζει/καθορίζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των εισηγμένων εταιρειών.

4.2 Δεδομένα

Για τον έλεγχο των υποθέσεων της παρούσας εργασίας, λήφθηκαν δεδομένα για τις εισηγμένες εταιρείες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών που αντιστοιχούν στους δείκτες FTSE 20, FTSE 40 και FTSE 80 καθώς και τις αντίστοιχες μετοχές του Frankfurt Xetra Stock Exchange που είχαν διαπραγματευτεί εντός της περιόδου 01 Ιανουαρίου 1994 έως 29 Μαΐου 2009. Ο λόγος για τον οποίο δεν έχουν αποκλειστεί οποιεσδήποτε μετοχές από το δείγμα μας (π.χ. μετοχές που δεν έτυχαν διαπραγμάτευσης για όλη την υπό εξέταση περίοδο) είναι ότι θέλαμε να εξετάσουμε την απόδοση των μετοχών αυτών ανεξαρτήτως της περιόδου παραμονής τους και κατά πόσο η χρηματιστηριακή τους αξία την περίοδο διαπραγμάτευσης τους επηρέασε την απόδοσή τους. Επιπρόσθετα, αν εφαρμόζαμε το κριτήριο της διαπραγμάτευσης των υπό εξέταση μετοχών καθ' όλη την περίοδο 01/01/1994 έως και 29/05/2009, θα αποκλείαμε από το δείγμα μας σημαντικές σε κεφαλαιοποίηση μετοχές που είχαν ενταχθεί στα ενδιάμεσα της περιόδου όπως οι μετοχές του ΟΤΕ, της ΔΕΗ, του ΟΠΑΠ, της ΚΟΣΜΟΤΕ κ.ο.κ.. Ως εκ τούτου, προχωρήσαμε στην αξιολόγηση όλων των μετοχών που έτυχαν διαπραγμάτευσης την υπό εξέταση περίοδο.

Για την κάθε μετοχή που έτυχε διαπραγμάτευσης, ζητήθηκαν από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών καθώς και από το Frankfurt Xetra Stock Exchange στοιχεία σε σχέση με την ημερήσια χρηματιστηριακή αξία της. Τα στοιχεία αυτά – όπως αναφέραμε και σε προηγούμενο κεφάλαιο της παρούσης εργασίας – περιορίζονται στην περίοδο 01/01/1994 έως 29/05/2009. Παρόλο που στις αρχικές μας προθέσεις ήταν η μελέτη στοιχείων που αφορούσαν μεγαλύτερη περίοδο (τουλάχιστον 25ετίας), η πιθανότητα λόγω μη αναπροσαρμογής των δεδομένων αυτών ως προς τις εταιρικές πράξεις, περιόρισε την περίοδο μελέτης των δεδομένων αυτών.

Ένα άλλο θέμα που απασχόλησε την παρούσα μελέτη ήταν η εύρεση της χρυσής τομής μεταξύ της αντιμετώπισης του προβλήματος της αδράνειας των συναλλαγών (thin trading) και του αριθμού των παρατηρήσεων. Γνωρίζουμε ότι όσο πιο αυξημένος είναι ο αριθμός των παρατηρήσεών μας, τόσο πιο στατιστικά σημαντικά είναι τα αποτελέσματά μας. Επιπρόσθετα, παρόλο που το πρόβλημα της αδράνειας των συναλλαγών παρατηρείται κατά την υπό εξέταση περίοδο, εν τούτοις είναι μειωμένο σε σχέση με προηγούμενες περιόδους. Έτσι επιλέξαμε ημερήσιες τιμές

απόδοσης σε συνδυασμό με τη μεθοδολογία των χαρτοφυλακίων (Διακογιάννης και Σεγρεδάκης 1999) , αυξάνοντας σημαντικά τη στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων μας.

Αφού δημιουργήθηκαν τα χαρτοφυλακία μας (βλ. παράγραφο μεθοδολογία), υπολογίστηκε για κάθε μία από τις μετοχές των χαρτοφυλακίων του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών καθώς και του Frankfurt Xetra Stock Exchange οι ημερήσιες αποδόσεις με βάση τα δεδομένα των ημερήσιων τιμών των μετοχών. Οι αποδόσεις αυτές έχουν υπολογιστεί από τον τύπο:

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

όπου

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

$P_{i,t-1}$: η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$ (προηγούμενη μέρα).

Επιπρόσθετα για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, χρησιμοποιήθηκε η τιμή του Γενικού Δείκτη, όπου με παρόμοιο τρόπο υπολογίστηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη:

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

όπου

$P_{m,t}$ και $P_{m,t-1}$: η τιμή του γενικού δείκτη στο τέλος των περιόδων t (τρέχουσα μέρα) και $t-1$ (προηγούμενη μέρα) αντίστοιχα.

Πηγή των στοιχείων σε σχέση με το γενικό δείκτη ήταν επίσης το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και το Frankfurt Xetra Stock Exchange (μέσω BLOOMBERG).

4.3 Μεθοδολογία

Για κάθε μία από τις μετοχές που έτυχαν διαπραγμάτευσης κατά την υπό εξέταση περίοδο, υπολογίστηκε ο μέσος όρος της ημερήσιας χρηματιστηριακής τους αξίας . Ως ημερήσια χρηματιστηριακή αξία ορίζεται το γινόμενο της σχέσης ανάμεσα στην ημερήσια τιμή της μετοχής και στον αριθμό των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών μετοχών της εταιρείας. Στη συνέχεια έγινε κατάταξη των μετοχών αυτών ξεκινώντας από τις μετοχές με την υψηλότερη χρηματιστηριακή αξία προς τη χαμηλότερη.

Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία και με βάση εμπειρικές μελέτες σε διεθνείς αγορές (Brown, Kleidon και Marsh – 1983) η σχέση μεταξύ απόδοσης και χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών δεν είναι γραμμική και ως εκ τούτου ο φυσικός λογάριθμος είναι σε θέση να εκφράσει καλύτερα την παραπάνω σχέση (οι Διακογιάννης και Σεγρεδάκης επίσης χρησιμοποίησαν τη λογαριθμική σχέση). Και με τους δύο τρόπους, η κατάταξη των μετοχών παραμένει η ίδια και παρουσιάζεται στον σχετικό πίνακα στο παράρτημα.

Βασικό Βήμα Ελέγχου

Με βάση τη συγκεκριμένη κατάταξη, επιλέξαμε ως δείγμα μας τις πρώτες μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, χωρισμένες σε 3 χαρτοφυλάκια (κάτι ανάλογο με 3 χαρτοφυλάκια επίσης κάναμε και με τις μετοχές του Frankfurt Xetra Stock Exchange), ως εξής:

Χ.Α.Α.	XETRA
A1 Χαρτοφυλάκιο(FTSE 20): Μετοχές 20	A11 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 30
B1 Χαρτοφυλάκιο(FTSE 40): Μετοχές 40	B11 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 40
Γ1 Χαρτοφυλάκιο(FTSE 80): Μετοχές 80	Γ11 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 50

Με αυτό τον τρόπο ακολουθώντας κατά Γκλεζάκο, το πρώτο χαρτοφυλάκιο του ελληνικού χρηματιστηρίου αποτελείται από τις μετοχές με την υψηλότερη μέση ημερήσια χρηματιστηριακή αξία FTSE 20, το δεύτερο με τις μετοχές με μεσαία μέση ημερήσια κεφαλαιοποίηση (FTSE 40) και το τρίτο χαρτοφυλάκιο με χαμηλότερη μέση ημερήσια κεφαλαιοποίηση FTSE 80).Αντίστοιχα για τα χαρτοφυλάκια του Frankfurt Xetra Stock Exchange (κατά Banz).

Στη συνέχεια και χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, υπολογίζεται ο συστηματικός κίνδυνος κάθε χαρτοφυλακίου και ελέγχεται η στατιστική σημαντικότητά του, ο οποίος δίνεται από το υπόδειγμα της αγοράς με βάση τη γραμμική παλινδρόμηση:

$$R_p = \hat{a}_i + \hat{\beta}_p R_m + \hat{e}_i$$

$P=1,2,3,4,5,6$

όπου:

- R_p η ημερήσια απόδοση του χαρτοφυλακίου P από 01/01/1994 έως 29/05/2009,
- R_m η ημερήσια απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς από 01/01/1994 έως 29/05/2009 ,
- a_i σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση του χαρτοφυλακίου P όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,
- β_p ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου P
- e_i τα κατάλοιπα

Τα κατάλοιπα (residual) υποθέτουμε ότι πληρούν τις ακόλουθες συνθήκες:

1. Έχουν αναμενόμενη τιμή μηδέν,
2. Έχουν κατά προσέγγιση κανονική κατανομή,
3. Έχουν την ίδια διακύμανση για όλες τις τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής,
4. Δεν παρουσιάζουν καμία σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή R_p
5. Τα διαδοχικά κατάλοιπα είναι κατά προσέγγιση ανεξάρτητα.

Η ικανοποίηση αυτών των συνθηκών επαληθεύει τις παραδοχές για το δείγμα (ανεξαρτησία παρατηρήσεων, κανονική κατανομή, σταθερή διακύμανση και γραμμική σχέση εξαρτημένης-ανεξάρτητης μεταβλητής) που είναι απαραίτητες για τον έλεγχο υποθέσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Παραλλαγή της μεθόδου.

Έχοντας ως σκοπό την επιβεβαίωση των αποτελεσμάτων μας, προχωρήσαμε σε μια παραλλαγή της μεθοδολογίας τροποποιώντας τα χαρτοφυλάκιά μας. Συγκεκριμένα, προχωρήσαμε στην επιλογή 6 νέων χαρτοφυλακίων με βάση την κατάταξη την οποία είχαμε κάνει των μετοχών με βάση την κεφαλαιοποίησή τους για το διάστημα 01/01/1994 έως 29/05/09. Τα 6 νέα χαρτοφυλάκια αποτελούνταν από τις μετοχές οι οποίες με βάση την κατάταξή τους είχαν την εξής θέση:

ΧΑΑ

ΧΕΤΡΑ

A2 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 20

A22 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 30

B2 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 40

B22 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 40

Γ2 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 80

Γ22 Χαρτοφυλάκιο: Μετοχές 50

Για το ελληνικό χρηματιστήριο (ακολουθώντας τον κ.Γκλεζάκο) το πρώτο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις μετοχές με την υψηλότερη μέση ημερήσια κεφαλαιοποίηση, το δεύτερο με τις μετοχές με μεσαία μέση ημερήσια κεφαλαιοποίηση και το τρίτο χαρτοφυλάκιο με χαμηλότερη μέση ημερήσια κεφαλαιοποίηση. Αντίστοιχα για τα χαρτοφυλάκια που αναφέρονται στο Frankfurt Xetra Stock Exchange (κατά Banz). Με τον τρόπο αυτό κάνουμε πιο διακριτές τις διαφορές ανάμεσα στα 6 προς επιλογή χαρτοφυλάκιά μας ως προς την χρηματιστηριακή αξία έτσι ώστε να κάνουμε ένα πρόσθετο έλεγχο κατά πόσο ισχύει το φαινόμενο της χρηματιστηριακής αξίας.

Στη συνέχεια και ακολουθώντας τα ίδια βήματα με τα προηγούμενα προς επιλογή χαρτοφυλάκια, υπολογίζουμε το συστηματικό κίνδυνο κάθε χαρτοφυλακίου και ελέγχουμε τη στατιστική σημαντικότητά του μέσα από το υπόδειγμα της αγοράς και με βάση τη γραμμική παλινδρόμηση

$$R_p = \hat{a}_i + \hat{\beta}_P R_m + \hat{e}_i$$

(η επεξήγηση των στοιχείων της εξίσωσης δίνεται στην προηγούμενη παράγραφο)

Προσθήκη κριτηρίου Jensen

Στην προσπάθειά μας για όσο το δυνατό πληρέστερο έλεγχο, εφαρμόσαμε ένα πρόσθετο τρόπο ελέγχου ύπαρξης του υπό εξέταση φαινομένου. Συγκεκριμένα εφαρμόζουμε στα χαρτοφυλάκια A2, B2, Γ2, A22, B22, Γ22 τη Μέθοδο της Διαφορικής Απόδοσης ή όπως είναι πιο γνωστό το κριτήριο του Jensen (Jensen's Performance Index).

Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία, το κριτήριο αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως εναλλακτική προσέγγιση για την αξιολόγηση της απόδοσης χαρτοφυλακίων. Ο βασικός σκοπός της προσέγγισης αυτής είναι ο υπολογισμός της απόδοσης που θα έπρεπε να έχει το χαρτοφυλάκιο με βάση το συστηματικό κίνδυνο τον οποίο εμπεριέχει. Η απόδοση αυτή ονομάζεται στη διεθνή βιβλιογραφία «φυσιολογική απόδοση» (normal return). Στη συνέχεια υπολογίζεται η διαφορά της πραγματοποιηθείσας από τη φυσιολογική απόδοση. Η απόδοση αυτή ονομάζεται «μη φυσιολογική απόδοση» (abnormal return).

Χρησιμοποιώντας μαθηματικούς τύπους, η μέθοδος της διαφορικής απόδοσης παρουσιάζεται από τις πιο κάτω εξισώσεις:

$$N(\bar{r}_p) = r_f + \beta_p (r_m - r_f)$$

$$a_p = r_p - N(\bar{r}_p)$$

όπου:

$N(\bar{r}_p)$: η φυσιολογική απόδοση του χαρτοφυλακίου (normal return)

a_p : η μη φυσιολογική απόδοση (abnormal return)

r_f : το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο

r_m : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Για την αξιολόγηση χαρτοφυλακίων με τη μέθοδο της διαφορικής απόδοσης, χαρτοφυλάκια που παρέχουν υψηλότερη και θετική μη φυσιολογική απόδοση,

κρίνονται ως αυτά με την καλύτερη «σύσταση» ενώ χαρτοφυλάκια που παρέχουν αρνητική μη φυσιολογική απόδοση, κρίνονται αρνητικά.

Εναλλακτικά, ο Jensen προτείνει την εκτίμηση της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$r_{p,t} - r_f = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p (r_{m,t} - r_f) + e_{p,t}$$

(τα σύμβολα έχουν ήδη αναλυθεί πιο πάνω).

Ο συντελεστής $\hat{\alpha}_p$ εκφράζει το δείκτη του Jensen. Εφόσον ο συντελεστής αυτός είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, τότε το χαρτοφυλάκιο επέτυχε καλύτερη απόδοση από αυτήν που θα ανέμενε με βάση το συστηματικό κίνδυνο που ανέλαβε.

Εάν ο συντελεστής $\hat{\alpha}_p$ είναι στατιστικά ίσος με το μηδέν (και στατιστικά σημαντικός), τότε το χαρτοφυλάκιο επέτυχε την αναμενόμενη απόδοση με βάση το συστηματικό κίνδυνο που ανέλαβε. Τέλος εάν ο συντελεστής $\hat{\alpha}_p$ είναι μικρότερος του μηδενός (και στατιστικά σημαντικός), τότε το χαρτοφυλάκιο πέτυχε μικρότερη απόδοση με βάση το συστηματικό κίνδυνο που ανέλαβε.

Όπως αναφέραμε και πιο πάνω, θα εφαρμόσουμε το κριτήριο του Jensen στα χαρτοφυλάκια A2, B2 και Γ2,A22,B22 καθώς και Γ22 όπου αρχικά θα ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή $\hat{\alpha}_p$ και στη συνέχεια το πρόσημό του.

Ως r_f στην παλινδρόμηση χρησιμοποιείται η μέση ημερήσια απόδοση του 10-ετούς ομολόγου του Ελληνικού δημοσίου από 01/01/1994 έως 29/05/2009 (πηγή: BLOOMBERG). Η απόδοση αυτή έχει υπολογιστεί στο -0.0001.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

5.1 Αποτελέσματα και Ερμηνεία

Με βάση τα όσα έχουν αναλυθεί στην μεθοδολογία, χωρίζουμε τα αποτελέσματα σε 3 βασικές κατηγορίες:

- Βασικός έλεγχος
- Παραλλαγή της μεθόδου
- Κριτήριο του Jensen

Για κάθε μία από τις 3 κατηγορίες γίνεται παρουσίαση των αποτελεσμάτων της εκάστοτε παλινδρόμησης, όπως αυτή έχει αναλυθεί στη μεθοδολογία.

Βασικό Βήμα Ελέγχου

Στο συγκεκριμένο στάδιο γίνεται υπολογισμός και έλεγχος της στατιστικής σημαντικότητας του συστηματικού κινδύνου των χαρτοφυλακίων A1, B1 και Γ1, A11, B11 καθώς και Γ11 ο οποίος δίνεται από το υπόδειγμα της αγοράς με βάση τη γραμμική παλινδρόμηση:

$$R_p = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_P R_m + \hat{\epsilon}_i$$

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για κάθε χαρτοφυλάκιο έχουμε:

Χαρτοφυλάκιο A1 (Ελληνικό Χρηματιστήριο)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο A1 (μετοχές μεγάλης χρηματιστηριακής αξίας), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου A1 και της αναμενόμενης απόδοσής τους (βλέπε παλινδρομήσεις στο συνημμένο παράρτημα)

Χαρτοφυλάκιο B1(Ελληνικό Χρηματιστήριο)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο B1 (μετοχές FTSE 40), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου B1 και της αναμενόμενης απόδοσής τους(επίσης τα αποτελέσματα με τα αντίστοιχα στοιχεία παρατίθενται στο παράρτημα).

Χαρτοφυλάκιο Γ1(Ελληνικό Χρηματιστήριο)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ1 (μετοχές FTSE 80), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Παρόλα αυτά με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου Γ1 και της αναμενόμενης απόδοσής τους.

Χαρτοφυλάκιο A11(Χρηματιστήριο Φρανκφούρτης)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το αντίστοιχο χαρτοφυλάκιο A11 (μετοχές μεγάλης χρηματιστηριακής αξίας), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου A11 και της αναμενόμενης απόδοσής τους(βλέπε παλινδρομήσεις στο συνημμένο παράρτημα).

Ομοίως για

Χαρτοφυλάκιο B11(Χρηματιστήριο Φρανκφούρτης)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο B11 (μετοχές FTSE 40), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό

κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου B11 και της αναμενόμενης απόδοσής τους(επίσης τα αποτελέσματα με τα αντίστοιχα στοιχεία παρατίθενται στο παράρτημα).

Χαρτοφυλάκιο Γ11(Χρηματιστήριο Φρανκφούρτης)

Από τα αποτελέσματα της αρχικής παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ11, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου Γ11 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Παραλλαγή της μεθόδου

Στο τμήμα αυτό της μελέτης όσον αφορά την χρηματιστηριακή αξία, δεν μεταβάλλουμε τα χαρτοφυλάκιά μας έτσι ώστε να έχουμε πιο διακριτές τις διαφορές ανάμεσα στα χαρτοφυλάκιά μας σε σχέση με την κεφαλαιοποίηση και ακολουθούμε την ίδια μεθοδολογία με το βασικό έλεγχο. Τα αποτελέσματα για την κάθε παλινδρόμησης περιγράφονται πιο κάτω:

Χαρτοφυλάκιο A2(Ελλάδα)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο A2 (μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης A2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο B2(Ελλάδα)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο B2 (μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το

συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών του χαρτοφυλακίου μεσαίας κεφαλαιοποίησης B2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο Γ2(Ελλάδα):

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ2 (μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Όμως λόγω στατιστικού σφάλματος με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης Γ2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Ομοίως για την Γερμανία έχουμε:

Χαρτοφυλάκιο A22(Γερμανία)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο A2 (μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης A22 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο B22(Γερμανία)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο B22 (μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου μεσαίας κεφαλαιοποίησης B22 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο Γ22(Γερμανία):

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ22 (μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης), η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης Γ22 και της αναμενόμενης απόδοσής του. Όλα τα ανωτέρω έχουν συμβατότητα με τα όσα αναφέρονται στις έως τώρα εμπειρικές μελέτες και έρευνες.

Κριτήριο Jensen

Εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, έχουμε τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που φαίνονται παρακάτω.

Χαρτοφυλάκιο Α2(Ελλάδα)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Α2 (μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης) εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, εκ νέου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης Α2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο Β2(Ελλάδα)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Β2 (μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης), εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών του χαρτοφυλακίου μεσαίας κεφαλαιοποίησης Β2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο Γ2(Ελλάδα)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ2 (μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης), εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι μη στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, απορρίπτουμε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, δεν υφίσταται οποιαδήποτε σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης Γ2 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Ομοίως για την Γερμανία έχουμε:

Χαρτοφυλάκιο A22(Γερμανία)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο A22 (μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης) εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, εκ νέου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης A22 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο B22(Γερμανία)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο B22 (μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης), εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου μεσαίας κεφαλαιοποίησης B22 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Χαρτοφυλάκιο Γ22(Γερμανία)

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι για το χαρτοφυλάκιο Γ22 (μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης), εφαρμόζοντας το κριτήριο του Jensen, η τιμή του Probability που υπολογίζεται για το συστηματικό κίνδυνο μας καταδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικό. Με τα αποτελέσματα αυτά, αποδεχόμαστε την αρχική μας υπόθεση H_0 και ως εκ τούτου, υφίσταται μικρότερη σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης Γ22 και της αναμενόμενης απόδοσής του.

Συμπερασματικά από τις πιο πάνω παλινδρομήσεις για την Ελλάδα παρατηρούμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις, η χρηματιστηριακή αξία φαίνεται να μην επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών. Η αρχική μας υπόθεση απορρίπτεται σε όλες τις παλινδρομήσεις και με τους τρεις διαφορετικούς τρόπους με τους οποίους προσεγγίσαμε το υπό μελέτη φαινόμενο.

Για την Γερμανία που επίσης ασχοληθήκαμε συνδυαστικά,σαν ώριμη αγορά, το φαινόμενο της χρηματιστηριακής αξίας σε σχέση με την απόδοση,και με τις ανάλογες παλινδρομήσεις που αναλύσαμε ,μας οδήγησε σε εντελώς αντίθετο συμπέρασμα σε σχέση με την Ελλάδα καθώς η αρχική μας υπόθεση γίνεται αποδεκτή σε όλες τις παλινδρομήσεις μέσω των οποίων προσεγγίσαμε το εν λόγω φαινόμενο.

5.2 Σύγκριση με άλλες μελέτες

Τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής, όσον αφορά την Ελληνική πραγματικότητα, έρχονται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα παρόμοιων ερευνών που έγιναν σε αγορές του εξωτερικού με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία. Το γεγονός αυτό πιθανό να οφείλεται στο ότι στην ελληνική χρηματαγορά, παρόλο που συγκαταλέγεται στις ώριμες αγορές, φαίνεται να μην ισχύουν οι ίδιες συνθήκες με τις μεγάλες διεθνείς αγορές του εξωτερικού.

Αντίθετα έρχεται σε πλήρη συμφωνία για την Φρανκφούρτη, όπου οι συνθήκες είναι και ώριμες και υπάρχουν και "κανόνες λειτουργίας".

Από την άλλη πλευρά σε σχέση με την ελληνική βιβλιογραφία, τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής έρχονται σε συμφωνία με τη μελέτη των Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996) που αφορούσε στην εξέταση του φαινομένου στην ελληνική κεφαλαιαγορά για την περίοδο 1989-1994. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή (εστίαζε στο size effect), το μέσο μέγεθος εταιρειών (και κατ' επέκταση η χρηματιστηριακή αξία) δεν φαίνεται να παίζει πρωταρχικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Οι συγγραφείς της μελέτης αυτής δίνουν μια πιθανή εξήγηση του αποτελέσματός τους αναφέροντας ότι οι διαφορές στο μέγεθος μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιρειών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, δεν είναι τόσο σημαντικές όσο αυτές που παρουσιάζονται στα χρηματιστήρια των αναπτυγμένων αγορών του εξωτερικού όπου έχει παρατηρηθεί το φαινόμενο.

Οι Μαλλιάρopoulos και Χαρδούβελης (1999) στην αντίστοιχη δική τους έρευνα όπως αυτή περιγράφεται στη σχετική παράγραφο της βιβλιογραφίας αναφέρουν ότι συνολικά στη ζώνη του ευρώ, οι αποδόσεις των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης υπολείπονται των αποδόσεων των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Στην έρευνά τους σημειώνουν ότι η σύγκλιση των Ευρωπαϊκών χωρών της ζώνης του ευρώ ευνόησε τις μετοχές εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης (χρηματιστηριακή αξία), οι οποίες και επηρεάστηκαν περισσότερο από συγχωνεύσεις και απορροφήσεις.

Από την άλλη πλευρά τα αποτελέσματα της έρευνας έρχονται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της έρευνας του Σπύρου (1999) ο οποίος συμπεραίνει ότι οι μετοχές

μικρής κεφαλαιοποίησης τείνουν να αποδίδουν περισσότερο από μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης για την υπό εξέταση περίοδο 1992-1997.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

6.1 Γενικά Συμπεράσματα

Σκοπός της παρούσας μελέτης ήταν να ελεγχθεί κατά πόσο η χρηματιστηριακή αξία των εταιρειών επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και εναλλακτικά στην Φρανκφούρτη κατά την περίοδο 01/01/1994 έως 29/05/2009. Για τον έλεγχο αυτό χρησιμοποιήσαμε 3 παρόμοιους τρόπους χρησιμοποιώντας στατικά χαρτοφυλάκια. Αρχικά έγινε κατάταξη όλων των μετοχών σε χαρτοφυλάκια με βάση τους χρηματιστηριακούς δείκτες FTSE 20,40,80 που διαπραγματεύονται κατά την υπό εξέταση περίοδο. Στη συνέχεια και εφαρμόζοντας τον πρώτο τρόπο ελέγχου, δημιουργήσαμε τρία χαρτοφυλάκια ξεκινώντας από τις μετοχές που αποτελούν τον FTSE 20,40 ΚΑΙ 80 και ελέγξαμε το πιο πάνω φαινόμενο. Ακολούθως τροποποιήσαμε τα τρία χαρτοφυλάκια αντίστοιχα και ελέγξαμε πάλι με τον ίδιο τρόπο την αρχική μας υπόθεση. Τέλος, τροποποιώντας ελαφρώς τη μεθοδολογία, εφαρμόσαμε στον τρίτο τρόπο το κριτήριο του Jensen, ελέγχοντας επίσης το ίδιο φαινόμενο.

Τα αποτελέσματα της μελέτης μας έδειξαν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υφίσταται σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών και της χρηματιστηριακής τους αξίας. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώθηκαν και με τους τρεις τρόπους που ελέγξαμε το φαινόμενο. Από την άλλη πλευρά τα αποτελέσματα αυτά φαίνεται να συμφωνούν με τα αποτελέσματα των περισσότερων εμπειρικών μελετών σε σχέση με το Χρηματιστήριο Αθηνών.

Συνολικά τα αποτελέσματα μπορούν να απεικονιστούν στον παρακάτω πίνακα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Μέτρα απόδοσης 01/01/1994-29/05/2009

ΕΛΛΑΔΑ

Χαρτοφυλάκια	β_p	R ²	PROB β	PROB C
1	0.92	0.84	0	0.00
2	0.23	0.22	0	0.62
3	0.68	0.40	0	0.85

Βλέπουμε λοιπόν ότι χαρτοφυλάκια με υψηλή χρηματιστηριακή αξία παρουσιάζουν διαχρονικά χαμηλές αποδόσεις από εκείνα που έχουν χαμηλότερη χρηματιστηριακή αξία και έχουν χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο, ακόμα έχουν μεγαλύτερο excess return σε σχέση με άλλα χαρτοφυλάκια με υψηλότερο P/E.

Ακόμα παρατηρούμε ότι και στα τρία χαρτοφυλάκια η εξαρτημένη μεταβλητή μας που είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται κατά ένα σημαντικό ποσοστό από την ανεξάρτητη που είναι η απόδοση του γενικού δείκτη (R²).

Τέλος από τον έλεγχο υποθέσεων που κάναμε φαίνεται να απορρίπτεται η υπόθεση $\beta=0$ άρα και στα τρία χαρτοφυλάκια το αποτέλεσμα του συστηματικού κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικό. Αντίθετα με το β το αποτέλεσμα που μας δίνει η παλινδρόμηση για το C είναι μεγαλύτερο από 0,05 άρα φαίνεται να μην είναι στατιστικά σημαντικό.

Σε αυτό το κείμενο έγινε μία προσπάθεια να καθοριστεί εμπειρικά η σχέση ανάμεσα στην επενδυτική απόδοση των μετοχών και της χρηματιστηριακής τους αξίας. Καθώς η υπόθεση αποτελεσματικής αγοράς αρνείται την πιθανότητα πλεοναζόντων αποδόσεων, η υπόθεση αναλογίας τιμής υποστηρίζει ότι η χρηματιστηριακή αξία λόγω των υπερβολικών προσδοκιών των επενδυτών μπορεί να είναι ενδεικτικές της μελλοντικής επενδυτικής απόδοσης.

Οι επενδυτές που εισχώρησαν στην αγορά μετοχών με το στόχο της αναδιοργάνωσης των χαρτοφυλακίων τους ετησίως θα μπορούσαν να έχουν εκμεταλλευθεί την

έλλειψη ισορροπίας στην αγορά με την απόκτηση μετοχών. Από την οπτική αυτών των επενδυτών φαίνεται να έχει υπάρξει μία «αναποτελεσματικότητα αγοράς».

Τα αποτελέσματα αυτής της εμπειρικής μελέτης έδειξαν ότι στο Χρηματιστήριο Αθηνών η χρηματιστηριακή αξία των εταιρειών δεν διαδραματίζει ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα εμπειρικά ευρήματα από μελέτες σε άλλες ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές του εξωτερικού (όπως η εξεταζόμενη χώρα Γερμανία), όπου παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών.

Αντίστοιχα στην Γερμανία ακολουθήσαμε ακριβώς την ίδια διαδικασία και μεθοδολογία χρησιμοποιώντας αντίστοιχα χαρτοφυλάκια με μετοχές αντίστοιχων δεικτών και κριτήρια και παραμέτρους για τον έλεγχο του φαινομένου χρηματιστηριακής αξίας προς απόδοση.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Μέτρα απόδοσης 01/01/1994-29/05/2009

ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Χαρτοφυλάκια	β_p	R^2	PROB β	PROB C
1	0.66	0.36	0	0.65
2	0.87	0.45	0	0.73
3	1.05	0.81	0	0.20

6.2 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Για περαιτέρω μελέτη του φαινομένου της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών σε σχέση με την απόδοσή τους, μπορούμε να προτείνουμε:

- Τη δημιουργία δυναμικών χαρτοφυλακίων καθ' όλη τη διάρκεια της υπό εξέταση περιόδου έτσι ώστε να εντοπίσουμε χρονικές περιόδους κατά τις οποίες πιθανόν να παρατηρήθηκε το φαινόμενο του size effect, το οποίο χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία που ακολουθήσαμε στην παρούσα εργασία δεν ήταν δυνατό να εντοπίσουμε.
- Τη χρησιμοποίηση της ίδιας μεθόδου που χρησιμοποιήσαμε στην παρούσα μελέτη, με αντικατάσταση του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών και του Frankfurt Xetra Stock Exchange πιθανόν με το NYSE ή κάποιον άλλο.
- Τέλος την επανάληψη της ίδιας της μελέτης μετά από κάποια χρόνια και αφού συμπεριλάβουμε και τις επόμενες χρονιές(ίσως μελλοντικές εκτιμήσεις),ώστε να ελέγξουμε κατά πόσο το φαινόμενο αυτό υφίσταται ή όχι στην Ελληνική Κεφαλαιαγορά και στην Γερμανική η οποία θεωρείται περισσότερο ώριμη .

7. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Michalis Glezacos, "The market capitalization value as a risk factor in the Athens Stock Exchange", SPOUDAI, Vol 43, No 1, University of Piraeus

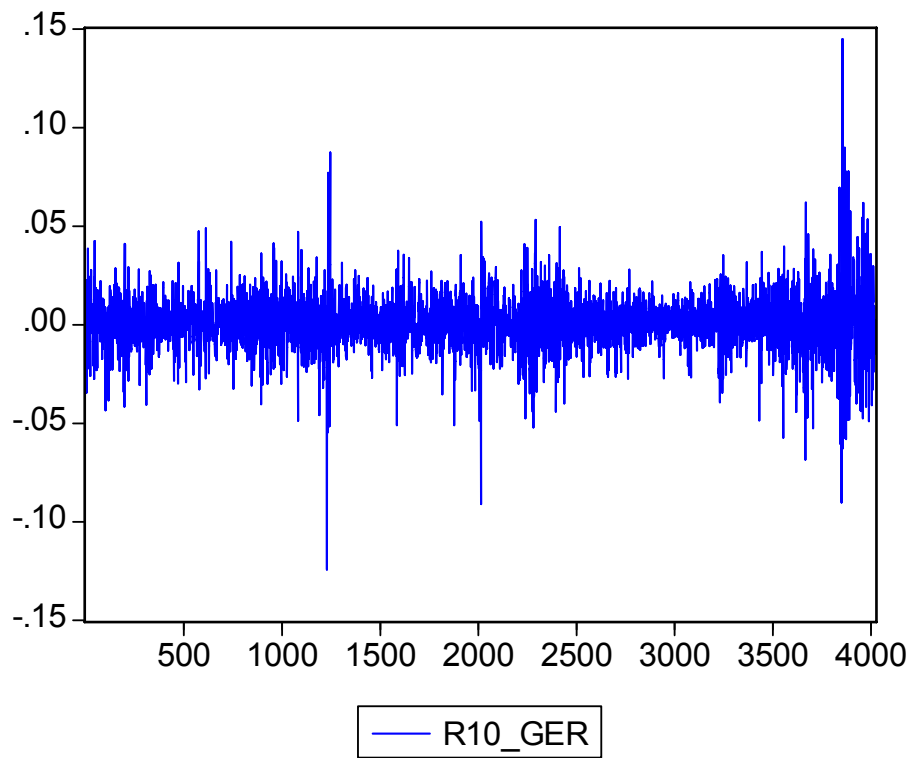
- Amihud Yakov, Christensen Bent Jeper and Mendelson Haim 1992. Further evidence on the risk relationship. Working paper S-93-11. Salomon Brother Center for the Study of the Financial Institutions, Graduate School of Business Administration, New York University. Bailey
- Arsad Zainudin and Coutts Andrew J. "Security Price Anomalies in the London International Stock Exchange: a 60 year Perspective", *Applied Financial Economics* 7(1997): 455-464.
- Banz Roll W. "The relationship between Return and Market Value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 3-18.
- Basu Sanjoy "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of Efficiency Market Hypothesis", *Journal of Financial Economics* 7 (1979): 129-156.
- Basu Sanjoy, "The Relationship Between Earnings; Yield, Market Value and Return For NYSE Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 129-156.
- Brown Philip, Kleidon Allan W. and Marsh Terry A. "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 33-56.
- Black, F., Jensen, M. C. and Scholes, M. 1972. The Capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. pp.79-121. New York: Praeger.
- Black, Fischer. 1993. Beta and return. *Journal of Portfolio Management* 20: 8-18.
- Blume Marshall E. and Stambaugh Robert F. "Biases in Computed Returns: An Application on the Size Effect", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 387-404.
- Chan K.C., Chen Nai-fu and Hsieh David A. "An Exploratory Investigation Of The Firm Size Effect", *Journal of Financial Economics* 14 (1985): 451-471.
- Cheung Yan-Leung, Leung Yie Ming and Wong Kwork-Fai, "Small Firm Effect: Evidence from Korean Stock Exchange", *Small Business Economics* 6(5) (1994): 373-379.
- Fama E. F. and MacBeth J. "Long-term growth in a short-term market", *Journal of Business* (1974).
- Fama, E. F and Fisher L., Jensen M.C. and Roll R. (1969). The adjustment of stock prices to new information, *International economic Review*, Vol.10(no.1), 1-21
- Fong Wai Mun, "The Size Effect: a Multiperiod Analysis", *Applied Financial Economics* 2(2) (1992): 87-92.

- Jagannathan, R. and McGratten, E. R. 1995. The CAPM Debate. Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis 19: 2-17.
- Jennergren, P. and P. Toft-Nielsen (1977), An investigation of Random Walks in the Danish Stock Market, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, No. 2, 254-269.
- Keim Donald B. "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 13-32.
- Knez Peter J. and Ready Mark J. "On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions", *Journal of Finance* 52(4) 1997: 1355-1382.
- Kothari S.P., Shaken Jay and Sloan Richard G. 1995. Another look at the cross section of expected stock returns. *Journal of Finance* 50: 185-224.
- Leong Keneth K. and Zaima Janis K. "Further Evidence of the Small Firm Effect: A Comparison of NYSE-AMEX and OTC Stocks", *Journal of Business Finance & Accounting* 18(1) 1991: 117-124.
- Lintner, J. 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47: 13-37.
- Reinganum Marc R "Misspecification of Capital Asset Pricing", *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 19-46.
- Reinganum Marc R "The Arbitrage pricing Theory: Some empirical results", *Journal of Finance* 9 (1981): 313-321.
- Reinganum Marc R "Abnormal returns in small firm portfolios", *of Financial Analysis Journal March-April*.
- Roll Richard "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", *Journal of Financial Economics* 12(1982): 371-386.
- Roll Richard "Was ist das?", *Journal of portfolio Management* Winter 18-28.
- Schultz Paul "Transaction Costs and the Small Firm Effect : A Comment", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 81-88.
- Sharpe, W. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 33:885-901.
- Stoll Hans R. and Whaley Robert E. "Transaction Costs and the Small Firm Effect", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 57-79.
- Wong Kie Ann and Lye Meng Siong "Market Values, Earnings' Yields and Stock Returns (Evidence from Singapore)", *Journal of Banking and Finance* 14(2,3) (1990): 311-326
- Διακογιάννης Γ. Π. και Σεργεδάκης Κ. Ν. "Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών", *Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση* 1996, τεύχος 5: 4-11.
- Μαλλιάρη Δ. Π. και Χαρδούβελης Γ. Α. "Κίνδυνος, Απόδοση και Μέγεθος Εταιρειών στην Ελλάδα", *Δελτίο Οικονομικό και Στατιστικό Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος* 1999 11: 6-15.
- Σπύρου Σ. Ι. "Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών", *Οικονομικά Χρονικά* Μάιος-Δεκέμβριος '99: 51-54.

8. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Γερμανία - Χαρτοφυλάκιο 10 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R10_GER
Mean	0.000362
Median	2.93E-05
Maximum	0.144947
Minimum	-0.124217
Std. Dev.	0.014014
Skewness	0.009881
Kurtosis	11.37835
Jarque-Bera	11755.09
Probability	0.000000
Sum	1.455792
Sum Sq. Dev.	0.789054
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R10_GER has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-61.83193	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567091	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R10_GER)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:17

Sample (adjusted): 2 4019

Included observations: 4018 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R10_GER(-1)	-0.975361	0.015774	-61.83193	0.0000
C	0.000351	0.000221	1.588192	0.1123
R-squared	0.487702	Mean dependent var		-1.59E-06
Adjusted R-squared	0.487574	S.D. dependent var		0.019574
S.E. of regression	0.014012	Akaike info criterion		-5.697287
Sum squared resid	0.788502	Schwarz criterion		-5.694152
Log likelihood	11447.85	F-statistic		3823.187
Durbin-Watson stat	2.000005	Prob(F-statistic)		0.000000

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER
Method: Least Squares
Date: 06/25/09 Time: 20:12
Sample: 1 4019
Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.17E-05	0.000192	0.372650	0.7094
R10_GER	0.660126	0.013722	48.10598	0.0000

R-squared	0.365522	Mean dependent var	0.000311
Adjusted R-squared	0.365364	S.D. dependent var	0.015301
S.E. of regression	0.012189	Akaike info criterion	-5.976007
Sum squared resid	0.596849	Schwarz criterion	-5.972872
Log likelihood	12010.79	F-statistic	2314.185
Durbin-Watson stat	2.155824	Prob(F-statistic)	0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Sample: 1 4019
Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1 -0.078 -0.078	24.495	0.000	
		2 -0.035 -0.041	29.447	0.000	
		3 -0.028 -0.034	32.564	0.000	
		4 -0.006 -0.012	32.691	0.000	
		5 -0.037 -0.041	38.192	0.000	
		6 -0.042 -0.051	45.375	0.000	
		7 -0.023 -0.036	47.589	0.000	
		8 0.016 0.005	48.653	0.000	
		9 -0.021 -0.026	50.484	0.000	
		10 -0.016 -0.025	51.568	0.000	
		11 0.011 0.002	52.084	0.000	
		12 0.001 -0.006	52.086	0.000	

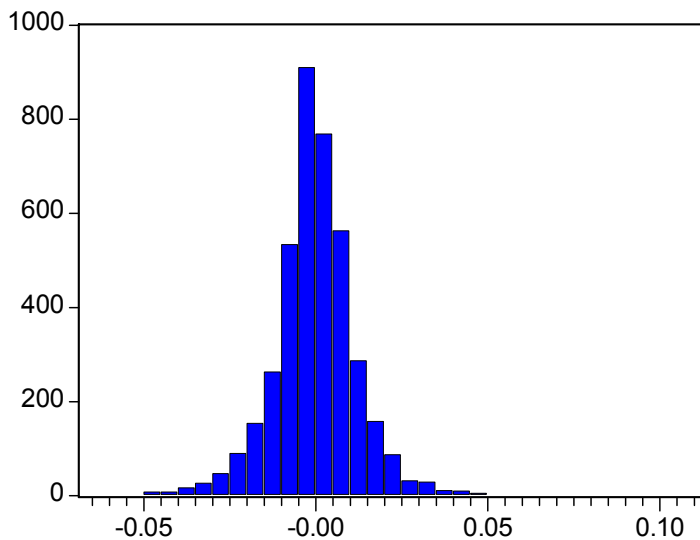
Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.281	0.281	318.38	0.000
*	*	2	0.168	0.096	431.70	0.000
*	*	3	0.164	0.103	539.37	0.000
*	*	4	0.170	0.099	655.71	0.000
*		5	0.144	0.059	738.98	0.000
*	*	6	0.152	0.075	832.44	0.000
*	*	7	0.176	0.092	956.95	0.000
*	*	8	0.181	0.083	1088.9	0.000
*		9	0.154	0.047	1185.0	0.000
*		10	0.155	0.053	1281.5	0.000
*		11	0.145	0.038	1366.8	0.000
*		12	0.165	0.064	1477.2	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals	
Sample 1 4019	
Observations 4019	
Mean	2.98e-19
Median	-7.17e-05
Maximum	0.109502
Minimum	-0.062408
Std. Dev.	0.012188
Skewness	0.135995
Kurtosis	7.072402
Jarque-Bera	2789.595
Probability	0.000000

Τελική Παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:21

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

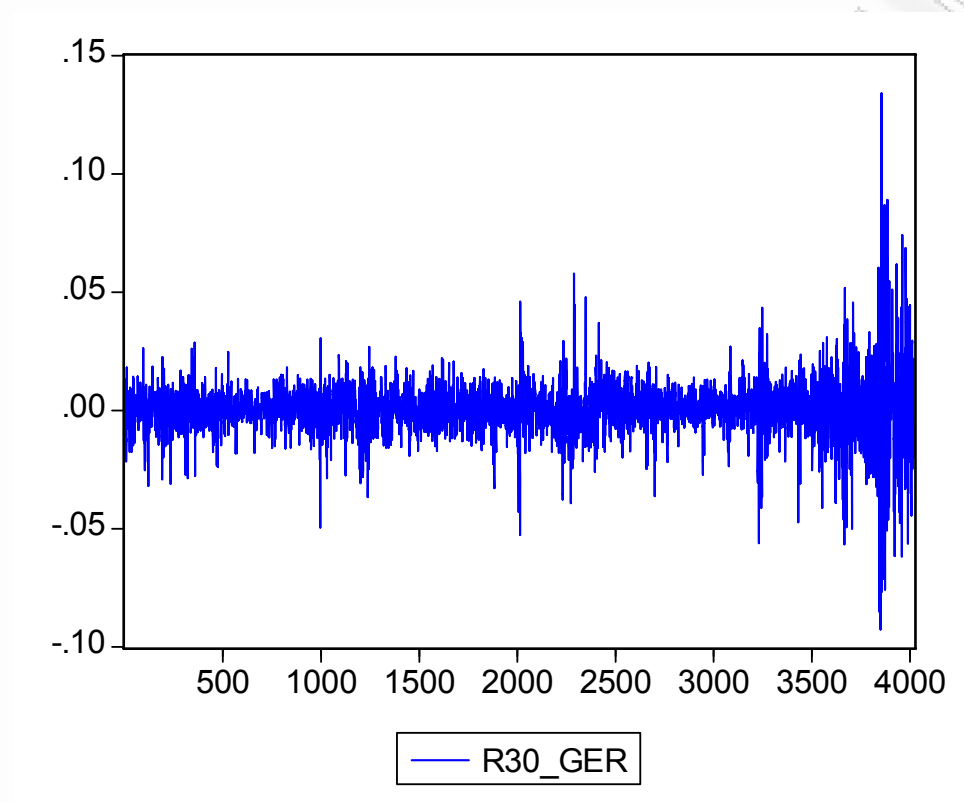
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.17E-05	0.000159	0.449917	0.6528
R10_GER	0.660126	0.027307	24.17449	0.0000

R-squared	0.365522	Mean dependent var	0.000311
Adjusted R-squared	0.365364	S.D. dependent var	0.015301
S.E. of regression	0.012189	Akaike info criterion	-5.976007
Sum squared resid	0.596849	Schwarz criterion	-5.972872
Log likelihood	12010.79	F-statistic	2314.185
Durbin-Watson stat	2.155824	Prob(F-statistic)	0.000000

Γερμανία - Χαρτοφυλάκιο 30 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R30_GER
Mean	0.000300
Median	0.000447
Maximum	0.134113
Minimum	-0.092653
Std. Dev.	0.011748
Skewness	-0.007668
Kurtosis	15.78949
Jarque-Bera Probability	27391.36 0.000000
Sum	1.204668
Sum Sq. Dev.	0.554549
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R30_GER has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-57.64903	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567091	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R30_GER)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:30

Sample (adjusted): 2 4019

Included observations: 4018 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R30_GER(-1)	-0.905433	0.015706	-57.64903	0.0000
C	0.000275	0.000185	1.492098	0.1358
R-squared	0.452817	Mean dependent var		2.28E-06
Adjusted R-squared	0.452681	S.D. dependent var		0.015809
S.E. of regression	0.011695	Akaike info criterion		-6.058760
Sum squared resid	0.549310	Schwarz criterion		-6.055625
Log likelihood	12174.05	F-statistic		3323.410
Durbin-Watson stat	2.003981	Prob(F-statistic)		0.000000

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:31

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.94E-05	0.000179	0.275595	0.7829
R30_GER	0.871939	0.015265	57.12011	0.0000
R-squared	0.448192	Mean dependent var		0.000311
Adjusted R-squared	0.448055	S.D. dependent var		0.015301
S.E. of regression	0.011368	Akaike info criterion		-6.115610
Sum squared resid	0.519082	Schwarz criterion		-6.112475
Log likelihood	12291.32	F-statistic		3262.707
Durbin-Watson stat	2.199079	Prob(F-statistic)		0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Date: 06/25/09 Time: 20:31

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1 -0.100	-0.100	39.994	0.000
	*	2 -0.052	-0.063	50.930	0.000
		3 -0.032	-0.044	54.996	0.000
		4 0.006	-0.005	55.153	0.000
		5 -0.036	-0.041	60.270	0.000
		6 -0.030	-0.041	63.969	0.000
		7 0.008	-0.004	64.257	0.000
		8 0.013	0.007	64.975	0.000
		9 0.000	0.000	64.976	0.000
		10 -0.017	-0.018	66.163	0.000
		11 0.011	0.005	66.646	0.000
		12 -0.003	-0.005	66.695	0.000

Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

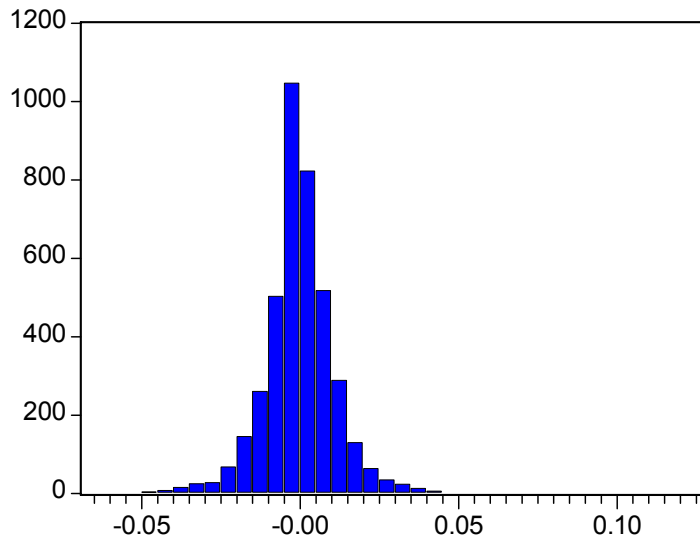
Date: 06/25/09 Time: 20:31

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
***	***	1	0.373	0.373	560.24	0.000
*		2	0.175	0.041	682.94	0.000
*		3	0.117	0.046	738.24	0.000
*	*	4	0.166	0.120	848.83	0.000
*		5	0.137	0.037	924.92	0.000
*		6	0.133	0.058	996.45	0.000
*	*	7	0.146	0.072	1082.1	0.000
*	*	8	0.162	0.071	1188.4	0.000
*		9	0.118	0.009	1244.1	0.000
*		10	0.094	0.015	1280.1	0.000
*		11	0.091	0.020	1313.7	0.000
*		12	0.111	0.038	1363.4	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals Sample 1 4019 Observations 4019	
Mean	-8.90e-19
Median	-4.94e-05
Maximum	0.124864
Minimum	-0.062142
Std. Dev.	0.011366
Skewness	0.402069
Kurtosis	9.606062
Jarque-Bera	7416.177
Probability	0.000000

Τελική παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER

Method: Least Squares

Date: 06/24/09 Time: 20:52

Sample: 1 4019

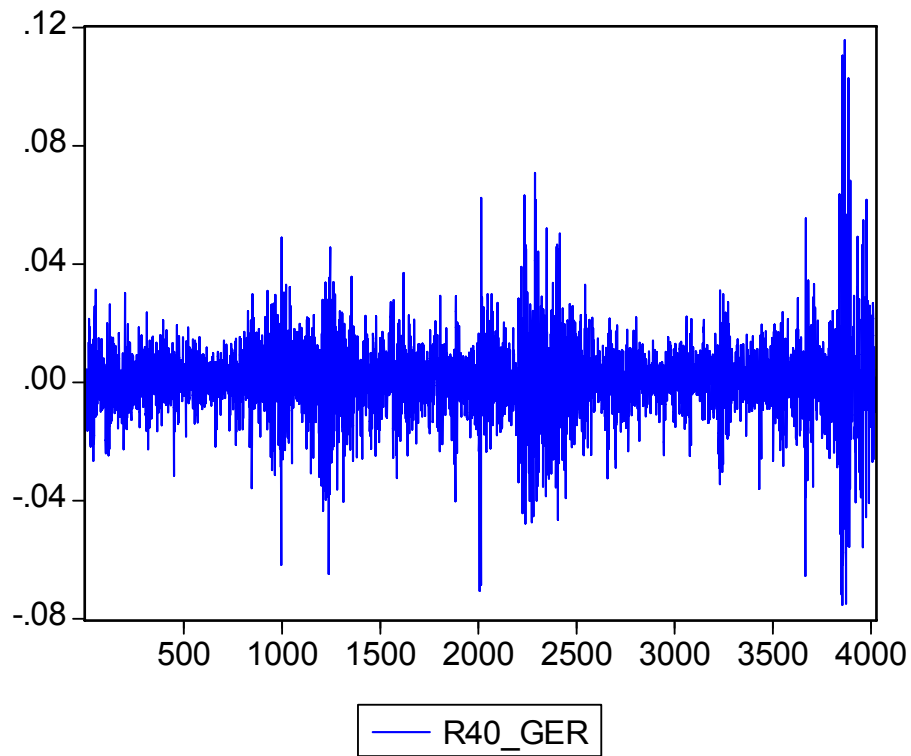
Included observations: 4019

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.94E-05	0.000146	0.337590	0.7357
R30_GER	0.871939	0.035767	24.37847	0.0000
R-squared	0.448192	Mean dependent var		0.000311
Adjusted R-squared	0.448055	S.D. dependent var		0.015301
S.E. of regression	0.011368	Akaike info criterion		-6.115610
Sum squared resid	0.519082	Schwarz criterion		-6.112475
Log likelihood	12291.32	F-statistic		3262.707
Durbin-Watson stat	2.199079	Prob(F-statistic)		0.000000

Γερμανία - Χαρτοφυλάκιο 40 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R40_GER
Mean	0.000455
Median	0.000643
Maximum	0.115682
Minimum	-0.075227
Std. Dev.	0.013111
Skewness	0.096634
Kurtosis	10.39466
Jarque-Bera Probability	9163.037 0.000000
Sum	1.827751
Sum Sq. Dev.	0.690663
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R40_GER has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-29.19122	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431794	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567092	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R40_GER)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:33

Sample (adjusted): 6 4019

Included observations: 4014 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R40_GER(-1)	-1.017671	0.034862	-29.19122	0.0000
D(R40_GER(-1))	0.037174	0.031423	1.183008	0.2369
D(R40_GER(-2))	0.032355	0.027023	1.197293	0.2313
D(R40_GER(-3))	0.001788	0.022098	0.080934	0.9355
D(R40_GER(-4))	0.061699	0.015765	3.913570	0.0001
C	0.000467	0.000207	2.257965	0.0240
R-squared	0.497041	Mean dependent var	-1.70E-07	
Adjusted R-squared	0.496413	S.D. dependent var	0.018417	
S.E. of regression	0.013070	Akaike info criterion	-5.835569	
Sum squared resid	0.684620	Schwarz criterion	-5.826155	
Log likelihood	11717.99	F-statistic	792.1666	
Durbin-Watson stat	2.003321	Prob(F-statistic)	0.000000	

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER

Method: Least Squares

Date: 06/24/09 Time: 20:52

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000167	0.000105	-1.596909	0.1104
R40_GER	1.051438	0.007991	131.5823	0.0000

R-squared	0.811682	Mean dependent var	0.000311
Adjusted R-squared	0.811635	S.D. dependent var	0.015301
S.E. of regression	0.006641	Akaike info criterion	-7.190676
Sum squared resid	0.177150	Schwarz criterion	-7.187541
Log likelihood	14451.66	F-statistic	17313.89
Durbin-Watson stat	2.406911	Prob(F-statistic)	0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Date: 06/25/09 Time: 20:33

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	-0.204	-0.204	166.59	0.000
*	*	2	-0.067	-0.113	184.74	0.000
	*	3	-0.017	-0.058	185.88	0.000
		4	0.017	-0.008	186.99	0.000
		5	-0.012	-0.017	187.54	0.000
		6	-0.023	-0.031	189.74	0.000
		7	0.019	0.006	191.27	0.000
		8	0.021	0.022	192.97	0.000
		9	-0.011	-0.001	193.49	0.000
		10	-0.012	-0.010	194.07	0.000
		11	0.005	-0.001	194.17	0.000
		12	-0.012	-0.014	194.71	0.000

Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

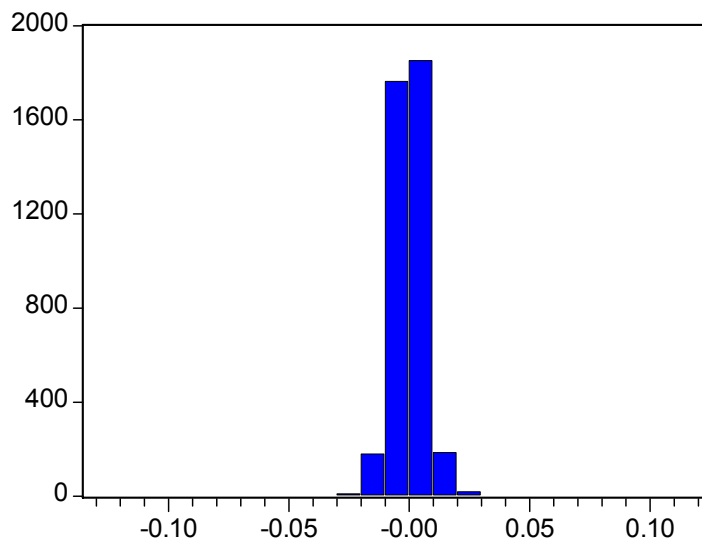
Date: 06/25/09 Time: 20:33

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
****	****	1	0.558	0.558	1251.7	0.000
*	**	2	0.103	-0.302	1294.3	0.000
	*	3	0.018	0.179	1295.6	0.000
	*	4	0.019	-0.083	1297.1	0.000
		5	0.016	0.051	1298.2	0.000
		6	0.018	-0.011	1299.5	0.000
		7	0.012	0.004	1300.0	0.000
		8	0.013	0.014	1300.7	0.000
		9	0.010	-0.008	1301.2	0.000
		10	0.006	0.009	1301.3	0.000
		11	0.007	0.001	1301.5	0.000
		12	0.008	0.004	1301.8	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals	
Sample 1 4019	
Observations 4019	
Mean	-2.79e-19
Median	0.000121
Maximum	0.113560
Minimum	-0.124525
Std. Dev.	0.006640
Skewness	-0.374048
Kurtosis	57.22327
Jarque-Bera	492448.6
Probability	0.000000

Τελική παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GER

Method: Least Squares

Date: 06/24/09 Time: 20:52

Sample: 1 4019

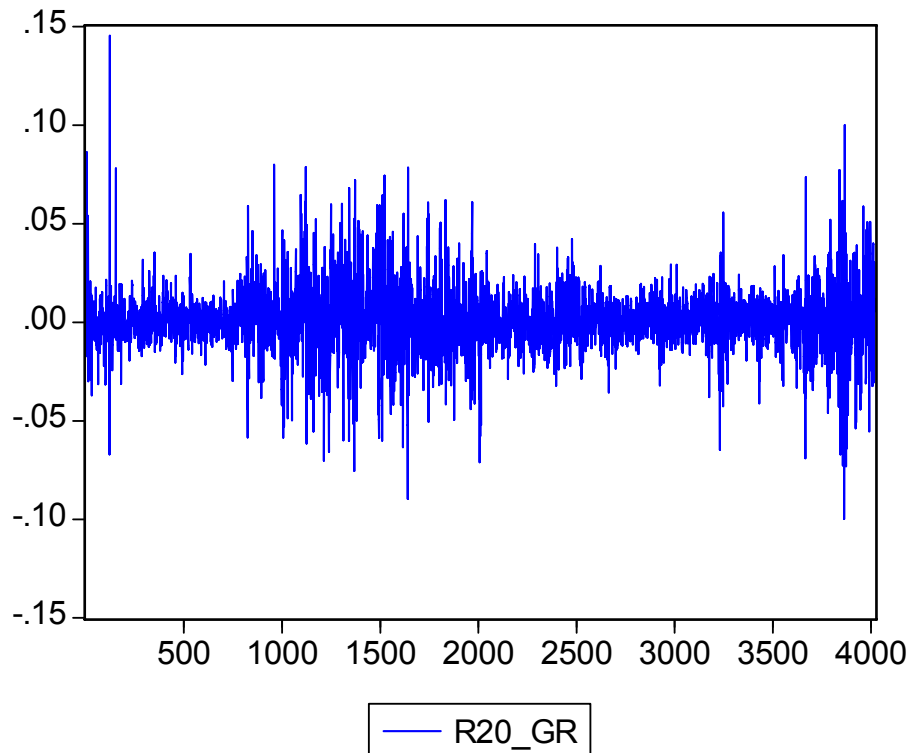
Included observations: 4019

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000167	7.48E-05	-2.236917	0.0253
R40_GER	1.051438	0.029716	35.38259	0.0000
R-squared	0.811682	Mean dependent var		0.000311
Adjusted R-squared	0.811635	S.D. dependent var		0.015301
S.E. of regression	0.006641	Akaike info criterion		-7.190676
Sum squared resid	0.177150	Schwarz criterion		-7.187541
Log likelihood	14451.66	F-statistic		17313.89
Durbin-Watson stat	2.406911	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελλάδα - Χαρτοφυλάκιο 20 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R20_GR
Mean	0.000733
Median	7.25E-05
Maximum	0.145288
Minimum	-0.099745
Std. Dev.	0.016104
Skewness	0.179397
Kurtosis	8.996920
Jarque-Bera	6043.870
Probability	0.000000
Sum	2.946436
Sum Sq. Dev.	1.042034
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R20_GR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-56.56756	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567091	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R20_GR)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:34

Sample (adjusted): 2 4019

Included observations: 4018 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R20_GR(-1)	-0.886893	0.015678	-56.56756	0.0000
C	0.000648	0.000253	2.562364	0.0104
R-squared	0.443450	Mean dependent var		-1.75E-07
Adjusted R-squared	0.443312	S.D. dependent var		0.021449
S.E. of regression	0.016004	Akaike info criterion		-5.431501
Sum squared resid	1.028566	Schwarz criterion		-5.428366
Log likelihood	10913.89	F-statistic		3199.889
Durbin-Watson stat	2.000704	Prob(F-statistic)		0.000000

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:24

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000331	9.92E-05	-3.339763	0.0008
R20_GR	0.917931	0.006154	149.1541	0.0000

R-squared	0.847053	Mean dependent var	0.000342
Adjusted R-squared	0.847015	S.D. dependent var	0.016062
S.E. of regression	0.006282	Akaike info criterion	-7.301677
Sum squared resid	0.158538	Schwarz criterion	-7.298542
Log likelihood	14674.72	F-statistic	22246.93
Durbin-Watson stat	2.037733	Prob(F-statistic)	0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.019	-0.019	1.4549	0.228
		2	-0.023	-0.024	3.6765	0.159
		3	-0.045	-0.046	11.963	0.008
		4	-0.027	-0.029	14.825	0.005
		5	-0.004	-0.007	14.878	0.011
		6	-0.008	-0.012	15.137	0.019
		7	0.008	0.005	15.412	0.031
		8	0.032	0.031	19.644	0.012
		9	-0.044	-0.044	27.571	0.001
		10	-0.004	-0.005	27.644	0.002
		11	0.041	0.042	34.432	0.000
		12	-0.015	-0.016	35.340	0.000

Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

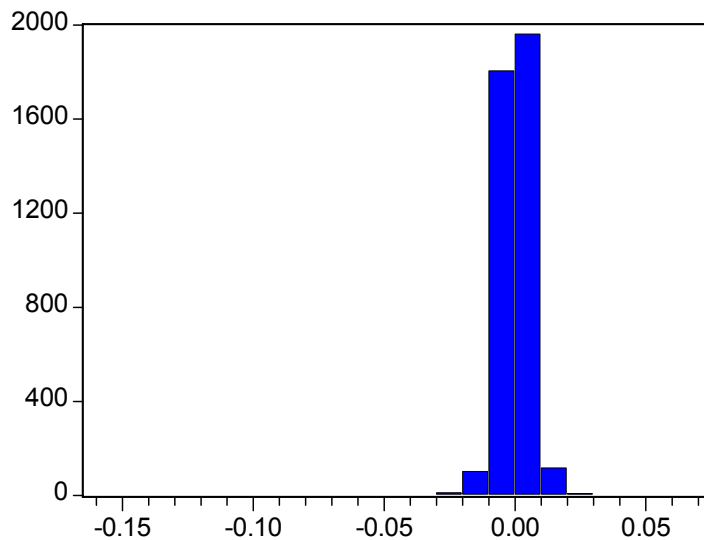
Date: 06/25/09 Time: 20:35

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1 0.195	0.195	153.15	0.000
		2 0.014	-0.025	153.99	0.000
		3 0.006	0.008	154.15	0.000
		4 0.004	0.002	154.22	0.000
		5 0.004	0.003	154.29	0.000
		6 0.015	0.014	155.23	0.000
		7 0.012	0.006	155.78	0.000
		8 0.009	0.006	156.14	0.000
		9 0.018	0.015	157.42	0.000
		10 0.009	0.002	157.73	0.000
		11 0.019	0.018	159.20	0.000
		12 0.004	-0.004	159.25	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals	
Sample 1 4019	
Observations 4019	
Mean	2.54e-20
Median	0.000202
Maximum	0.069522
Minimum	-0.151839
Std. Dev.	0.006281
Skewness	-3.380579
Kurtosis	104.1926
Jarque-Bera	1722418.
Probability	0.000000

Τελική παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:24

Sample: 1 4019

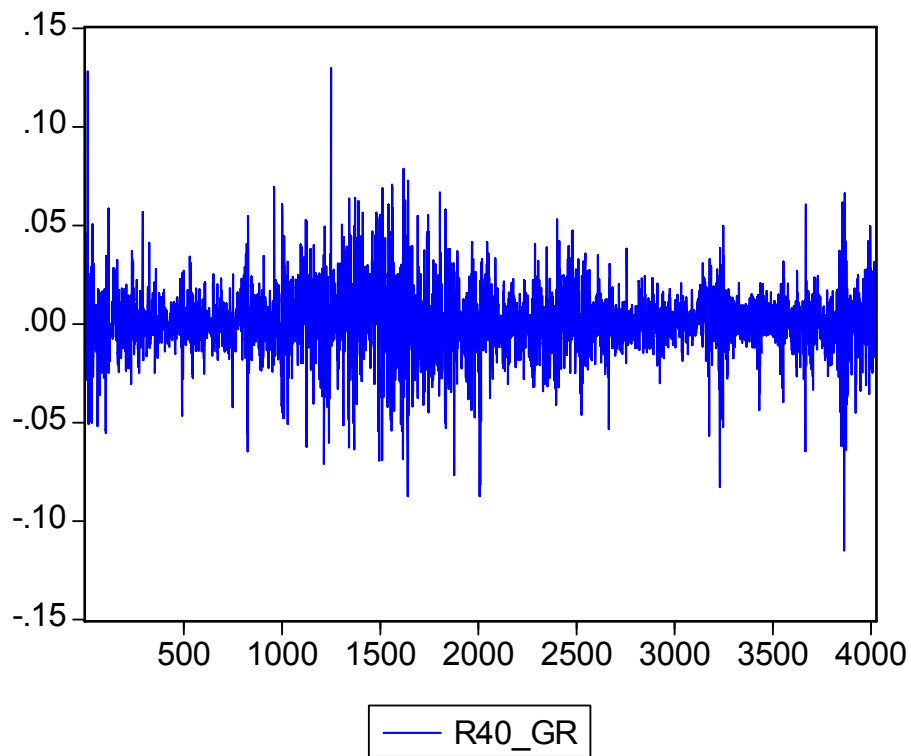
Included observations: 4019

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000331	8.65E-05	-3.828656	0.0001
R20_GR	0.917931	0.027799	33.02078	0.0000
R-squared	0.847053	Mean dependent var		0.000342
Adjusted R-squared	0.847015	S.D. dependent var		0.016062
S.E. of regression	0.006282	Akaike info criterion		-7.301677
Sum squared resid	0.158538	Schwarz criterion		-7.298542
Log likelihood	14674.72	F-statistic		22246.93
Durbin-Watson stat	2.037733	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελλάδα - Χαρτοφυλάκιο 40 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R40_GR
Mean	0.000578
Median	0.000000
Maximum	0.129619
Minimum	-0.114891
Std. Dev.	0.016866
Skewness	0.043228
Kurtosis	7.988937
Jarque-Bera	4169.205
Probability	0.000000
Sum	2.322952
Sum Sq. Dev.	1.142944
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R40_GR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-54.28107	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567091	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R40_GR)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:37

Sample (adjusted): 2 4019

Included observations: 4018 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R40_GR(-1)	-0.846014	0.015586	-54.28107	0.0000
C	0.000496	0.000263	1.886277	0.0593
R-squared	0.423190	Mean dependent var		6.67E-06
Adjusted R-squared	0.423047	S.D. dependent var		0.021937
S.E. of regression	0.016663	Akaike info criterion		-5.350813
Sum squared resid	1.115000	Schwarz criterion		-5.347678
Log likelihood	10751.78	F-statistic		2946.434
Durbin-Watson stat	1.997572	Prob(F-statistic)		0.000000

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:24

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000116	0.000224	0.516103	0.6058
R40_GR	0.225896	0.006709	33.67025	0.0000
R-squared	0.220104	Mean dependent var		0.000342
Adjusted R-squared	0.219910	S.D. dependent var		0.016062
S.E. of regression	0.014186	Akaike info criterion		-5.672610
Sum squared resid	0.808404	Schwarz criterion		-5.669475
Log likelihood	11401.11	F-statistic		1133.685
Durbin-Watson stat	1.818316	Prob(F-statistic)		0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Date: 06/25/09 Time: 20:37

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.119	0.119	57.330	0.000
		2	-0.011	-0.025	57.804	0.000
		3	0.001	0.005	57.806	0.000
		4	0.015	0.014	58.740	0.000
		5	0.000	-0.003	58.741	0.000
		6	-0.003	-0.002	58.768	0.000
		7	0.002	0.003	58.785	0.000
		8	0.000	-0.001	58.785	0.000
		9	-0.011	-0.011	59.307	0.000
		10	0.024	0.027	61.644	0.000
		11	-0.015	-0.022	62.574	0.000
		12	-0.008	-0.003	62.860	0.000

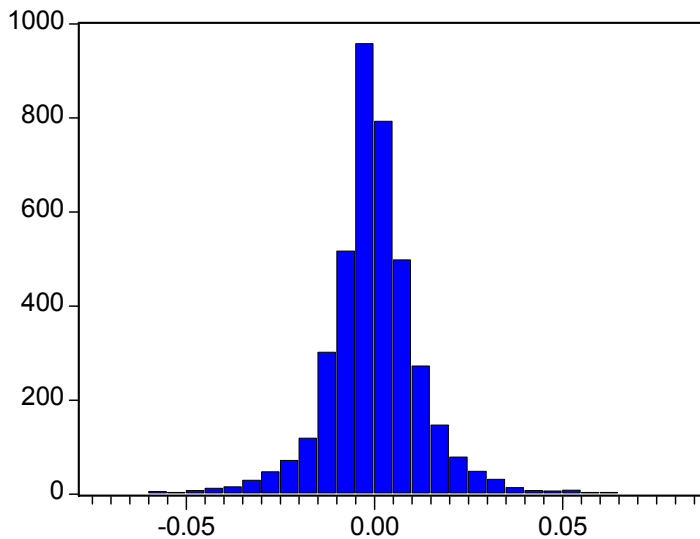
Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.210	0.210	177.92	0.000
**	*	2	0.228	0.193	387.64	0.000
**	*	3	0.221	0.154	584.16	0.000
**	*	4	0.198	0.108	742.73	0.000
*		5	0.158	0.052	843.13	0.000
*		6	0.154	0.050	938.76	0.000
*		7	0.155	0.056	1036.0	0.000
*		8	0.140	0.040	1114.5	0.000
*		9	0.148	0.052	1202.6	0.000
*		10	0.140	0.040	1281.1	0.000
*		11	0.113	0.009	1332.5	0.000
*		12	0.117	0.020	1387.5	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals Sample 1 4019 Observations 4019	
Mean	9.56e-05
Median	-0.000116
Maximum	0.080334
Minimum	-0.072057
Std. Dev.	0.013078
Skewness	0.170222
Kurtosis	7.732361
Jarque-Bera Probability	3769.679 0.000000

Τελική παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:24

Sample: 1 4019

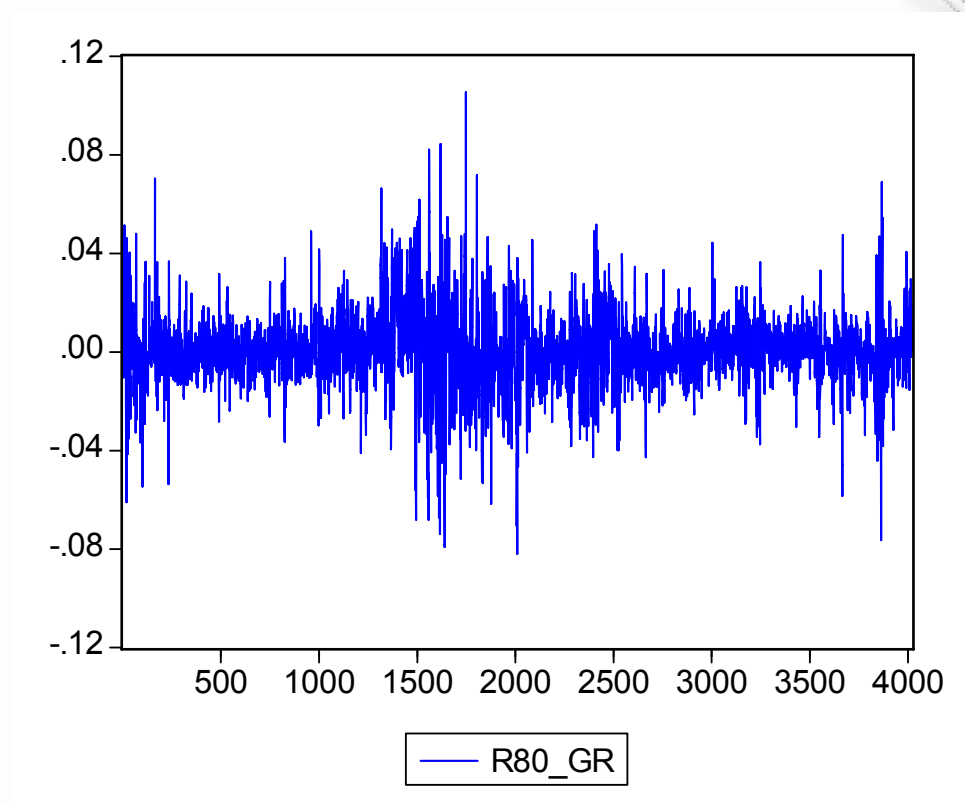
Included observations: 4019

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000116	0.000238	0.484845	0.6278
R40_GR	0.225896	0.142906	1.580731	0.1140
R-squared	0.220104	Mean dependent var		0.000342
Adjusted R-squared	0.219910	S.D. dependent var		0.016062
S.E. of regression	0.014186	Akaike info criterion		-5.672610
Sum squared resid	0.808404	Schwarz criterion		-5.669475
Log likelihood	11401.11	F-statistic		1133.685
Durbin-Watson stat	1.818316	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελλάδα - Χαρτοφυλάκιο 80 μετοχών

Time Plot



Περιγραφικά Στατιστικά

	R80_GR
Mean	0.000557
Median	0.000366
Maximum	0.105360
Minimum	-0.082013
Std. Dev.	0.015106
Skewness	-0.001862
Kurtosis	7.063648
Jarque-Bera	2765.282
Probability	0.000000
Sum	2.240506
Sum Sq. Dev.	0.916833
Observations	4019

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Null Hypothesis: R80_GR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-29.27335	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567092	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R80_GR)

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:38

Sample (adjusted): 4 4019

Included observations: 4016 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R80_GR(-1)	-0.534732	0.018267	-29.27335	0.0000
D(R80_GR(-1))	0.130032	0.016810	7.735372	0.0000
D(R80_GR(-2))	-0.114946	0.015679	-7.331316	0.0000
C	0.000292	0.000204	1.435213	0.1513
R-squared	0.289624	Mean dependent var		-3.60E-06
Adjusted R-squared	0.289093	S.D. dependent var		0.015295
S.E. of regression	0.012896	Akaike info criterion		-5.862861
Sum squared resid	0.667185	Schwarz criterion		-5.856588
Log likelihood	11776.62	F-statistic		545.2372
Durbin-Watson stat	2.000337	Prob(F-statistic)		0.000000

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR
Method: Least Squares
Date: 06/25/09 Time: 20:24
Sample: 1 4019
Included observations: 4019

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.61E-05	0.000195	-0.184748	0.8534
R80_GR	0.677621	0.012928	52.41357	0.0000

R-squared	0.406137	Mean dependent var	0.000342
Adjusted R-squared	0.405989	S.D. dependent var	0.016062
S.E. of regression	0.012379	Akaike info criterion	-5.945122
Sum squared resid	0.615571	Schwarz criterion	-5.941987
Log likelihood	11948.72	F-statistic	2747.182
Durbin-Watson stat	2.012838	Prob(F-statistic)	0.000000

Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Date: 06/25/09 Time: 20:39
Sample: 1 4019
Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.007	-0.007	0.1704	0.680
		2 -0.002	-0.002	0.1850	0.912
		3 0.001	0.001	0.1888	0.979
		4 0.008	0.008	0.4443	0.979
		5 0.008	0.008	0.6988	0.983
		6 0.001	0.001	0.7007	0.994
		7 0.021	0.021	2.5028	0.927
		8 0.017	0.017	3.6968	0.883
		9 -0.010	-0.009	4.0707	0.907
		10 0.026	0.026	6.8556	0.739
		11 -0.001	-0.001	6.8568	0.811
		12 -0.024	-0.024	9.0940	0.695

Έλεγχος για Ετεροσκεδαστικότητα

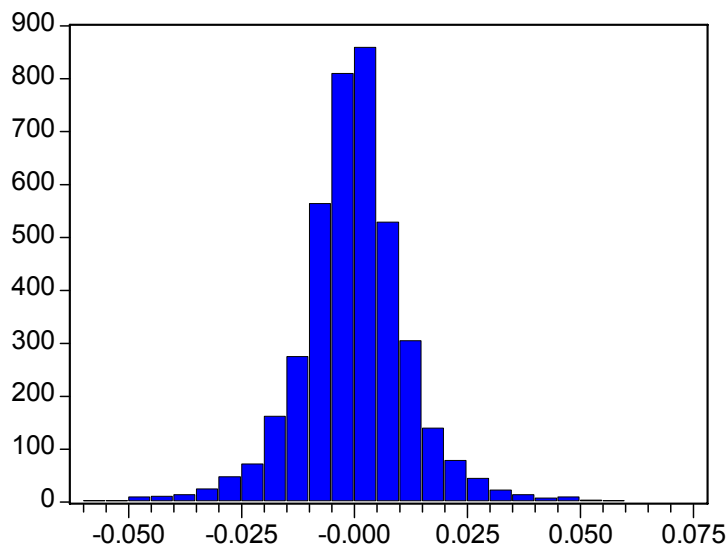
Date: 06/25/09 Time: 20:39

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	0.198	0.198	157.91	0.000
*	*	2	0.182	0.149	291.65	0.000
*	*	3	0.176	0.123	416.02	0.000
*	*	4	0.137	0.068	491.78	0.000
*		5	0.131	0.061	560.85	0.000
*		6	0.103	0.031	603.61	0.000
*	*	7	0.164	0.103	711.47	0.000
*		8	0.117	0.037	766.42	0.000
*		9	0.123	0.047	827.48	0.000
*		10	0.134	0.055	899.94	0.000
*	*	11	0.152	0.074	993.07	0.000
*		12	0.106	0.012	1038.1	0.000

Έλεγχος για Κανονικότητα



Series: Residuals	
Sample 1 4019	
Observations 4019	
Mean	-4.33e-19
Median	3.61e-05
Maximum	0.071755
Minimum	-0.059469
Std. Dev.	0.012378
Skewness	0.098215
Kurtosis	6.297565
Jarque-Bera	1827.392
Probability	0.000000

Τελική παλινδρόμηση

Dependent Variable: RINDEX_GR

Method: Least Squares

Date: 06/25/09 Time: 20:24

Sample: 1 4019

Included observations: 4019

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.61E-05	0.000197	-0.183434	0.8545
R80_GR	0.677621	0.026481	25.58852	0.0000
R-squared	0.406137	Mean dependent var	0.000342	
Adjusted R-squared	0.405989	S.D. dependent var	0.016062	
S.E. of regression	0.012379	Akaike info criterion	-5.945122	
Sum squared resid	0.615571	Schwarz criterion	-5.941987	
Log likelihood	11948.72	F-statistic	2747.182	
Durbin-Watson stat	2.012838	Prob(F-statistic)	0.000000	