



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ
ΠΜΣ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ»

ΤΙΤΛΟΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ
ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ ΣΕ ΡΗΧΕΣ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ
ΑΓΟΡΕΣ

Επιβλέπων Καθηγητής: Διακογιάννης Γεώργιος

Μέλη Επιτροπής: Απέργης Νικόλαος - Τσιριτάκης Εμμανουήλ

Φοιτήτρια: Πολύδωρα Βαρβάρα - Μαρία (ΜΧΑΝ0940)

ΠΕΙΡΑΙΑΣ, ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2012

Περίληψη

Στη παρούσα εργασία υπολογίζουμε το συντελεστή βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές. Συγκεκριμένα εξετάζουμε δύο χώρες την Ελλάδα και την Ιταλία για τη χρονική περίοδο από 1η Ιανουαρίου 2005 έως και 31η Δεκεμβρίου 2008. Θεωρούμε αυτές τις δύο χώρες κατάλληλες για τη μελέτη μας, αφού είναι αναπτυσσόμενες και μικρές σχετικά οικονομίες σε σχέση με άλλες αναπτυγμένες χώρες. Εργαζόμαστε πάνω σε δύο χαρτοφυλάκια των τριάντα εταιριών το καθένα χωρισμένα με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία.

Επίσης κάνουμε μία αναφορά στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου αναλύοντας βασικά σημεία θεωρίας και πρακτικής βασισμένα πάνω στο συντελεστή βήτα και στην επιλογή χαρτοφυλακίου.

Και τέλος αναλύουμε περιληπτικά άλλες μελέτες που έχουν γίνει πάνω στον υπολογισμό του συντελεστή βήτα.

Περιεχόμενα

Περίληψη.....σελ 1

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

1.1 Επένδυση και διαχείριση χαρτοφυλακίου.....	σελ 2
1.2 Κίνδυνος.....	σελ 2
1.2.1 Συστηματικός και μη Συστηματικός Κίνδυνος.....	σελ 3
1.2.2 Συντελεστής Beta.....	σελ 3
1.2.3 Μέτρηση Beta.....	σελ 4
1.2.4 Απόδοση Χρεογράφων.....	σελ 7
1.3. Διαχείριση Χαρτοφυλακίου.....	σελ 7
1.3.1 Το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.....	σελ 8
1.3.2 Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων Όταν δεν Υπάρχει το Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο.....	σελ 8
1.4 Το Μοντέλο Markowitz.....	σελ 12
1.4.1 Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων Όταν Υπάρχει το Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο.....	σελ 12
1.5 Οι Καμπύλες Αδιαφορίας.....	σελ 14
1.6 Η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου.....	σελ 16
1.6.1 Επιλογή του Αρίστου Χαρτοφυλακίου όταν Υπάρχει το Επικίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο	σελ 18
1.7 Η αξιολόγηση της πορείας ενός χαρτοφυλακίου.....	σελ 19
1.7.1 Μέθοδος Αξιολόγησης της Απόδοσης του Χαρτοφυλακίου Βασιζόμενη στην Υπερβάλλουσα Απόδοση βάσει Υποδείγματος Αποτίμησης.....	σελ 19
1.7.2 Μοντέλο αποτίμησης CAPM.....	σελ 19
1.7.3 Μέτρο Jensen.....	σελ 21
1.7.4 Μέθοδοι Βασιζόμενοι στην Σχετική Απόδοση.....	σελ 22
1.7.5 Γενικά συμπεράσματα.....	σελ 24

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΒΗΤΑ ΣΕ ΡΗΧΕΣ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ

περίληψη.....	σελ 29
Εισαγωγή μελέτης.....	σελ 29

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

3.1 George Diakogiannis - Paraskevi Makri (2008).....	σελ 30
3.2 Pierre Perron and Cosme Voudounou (1997).....	σελ 37
3.5 Kalman Cohen, Gabriel Hawawini , StevenMaier, Robert Schwaetz, David Whitcomb (1983).....	σελ 40
3.6 Puneet Handa, Kotharl, Charles Wasley (1993).....	σελ 43
3.7 Ajai Kapoor - Ralph Pope (1997).....	σελ 44
3.8 Gregory Koutmos - George Philippatos (2007).....	σελ 47
3.9 Koustubh Kanti Ray (2010).....	σελ 50
3.10 Paraschos Maniatis 2011.....	σελ 51
3.11 Eubank A.A and Zumwalt J.K (1970).....	σελ 53
3.12 Klemkosky R.C and Martin J.D (1975).....	σελ 56

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 ΔΕΙΓΜΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Εισαγωγή	σελ 60
4.1 Υπολογισμός των συντελεστών βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε διαφορετικά διαστήματα απόδοσης.....	σελ 70
4.3 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο Hawawini (1983).....	σελ 76
4.4 3. Υπολογισμός του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο Scoles and Williams.....	σελ 78

Βιβλιογραφία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Η θεωρία χαρτοφυλακίου μας παρέχει ένα σύνολο μεθόδων με τη βοήθεια των οποίων μπορούμε να αναλύσουμε και να αξιολογήσουμε χαρτοφυλάκια που πληρούν έναν ή πολλούς στόχους. Στόχος είναι να ελαχιστοποιήσω τον κίνδυνο και συγχρόνως να μεγιστοποιήσω την απόδοσή. Ο στόχος πρέπει να είναι συγκεκριμένος, ρεαλιστικός, μετρίσιμος και χρονικά οριοθετημένος.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου μας βοηθά:

1. Να αξιολογήσουμε αξιόγραφα (ομόλογα, ομολογίες, μετοχές σε οποιοδήποτε είδος αξιόγραφου με τιμή).
2. Μας βοηθά στη δημιουργία και αξιολόγηση του χαρτοφυλακίου.
3. Μας βοηθά στην αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας του χαρτοφυλακίου.

1 Επένδυση και διαχείριση χαρτοφυλακίου

Ως επένδυση ορίζεται η δέσμευση κεφαλαίων για ένα χρονικό διάστημα, η οποία αναμένεται να αποφέρει πρόσθετα κεφάλαια στον επενδυτή.

Η διαδικασία της επένδυσης σε χρεόγραφα μπορεί να διαιρεθεί σε δύο μέρη: στην ανάλυση χρεογράφων και στη διαχείριση χαρτοφυλακίου.

Η διαχείριση επενδύσεων αναπτύχθηκε στα τέλη του 1950. Έχει επέκταση στο σύνολο των επενδύσεων και επιλέγει το κατάλληλο συνδυασμό με τη μέγιστη απόδοση. Βασίζεται στη θεωρία του Markowitz που επικεντρώνεται στη μέγιστη απόδοση με τη κατάλληλη επιλογή επενδύσεων. Η διαχείριση χαρτοφυλακίου αναφέρεται στις απαραίτητες ενέργειες του επενδυτή προκειμένου να διασφαλίσει το κεφάλαιό που έχει επενδύσει. Επίσης ορίζει τη διαδικασία επιλογής και συνδυασμού χρεογράφων ανάλογα με τις ανάγκες και το προφίλ του επενδυτή.

Η διαχείριση του χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τα εξής στάδια.

1. Ανάλυση αξιόγραφων. Επιλέγοντας από τα διαθέσιμα αξιόγραφα αυτά που θα έχουν τη μέγιστη απόδοση.
2. Ανάλυση χαρτοφυλακίου. Προβλέποντας την απόδοση και το κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.
3. Επιλογή του κατάλληλου χαρτοφυλακίου. Με γνώμονα την ελαχιστοποίηση του κινδύνου σε σχέση με την απόδοση του χαρτοφυλακίου, επιλέγοντας το κατάλληλο σε σχέση με τα χαρακτηριστικά του επενδυτή. Δηλαδή ανάλογα με το χρονικό διάστημα και τα χρήματα που θέλει να επενδύσει.

2. Κίνδυνος

Ένας από τους κυριότερους παράγοντες που επηρεάζουν την επιλογή μιας μετοχής είναι ο κίνδυνος που περικλείεται σε αυτή. Ο κίνδυνος αυτός μπορεί να διακριθεί σε συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο.

Κίνδυνος ορίζεται ως η απόκλιση του πραγματοποιηθέντος αποτελέσματος από μία μέση αναμενόμενη αξία. Επίσης μπορεί να θεωρηθεί η πιθανότητα να υπάρξει ζημία ή κέρδος από την επένδυση σε ένα περιουσιακό στοιχείο. Ανάλογα με το βαθμό κινδύνου, οι πιθανότητες να υπάρξει κέρδος ή ζημία είναι μεγάλες ή μικρές για κάθε μία επένδυση.

Κάθε επένδυση στηρίζεται στη προσδοκία της απόδοσης είτε με πρόσθετη εισροή εισοδήματος, είτε η κεφαλαιακή απόδοση. Οπότε άλλες επενδύσεις προσφέρουν πρόσθετο κεφάλαιο και άλλες πιθανή ανατίμηση του επενδυσμένου κεφαλαίου. Η απόδοση της επένδυσης δεν είναι εκ των προτέρων γνωστή. Κυρίως στη δεύτερη περίπτωση η αναμενόμενη απόδοση ισοδυναμεί με τον αποδεχόμενο κίνδυνο.

Ο κίνδυνος εκφράζει την αβεβαιότητα ότι η πραγματοποιούμενη απόδοση δεν θα είναι ίση με την αναμενόμενη απόδοση. Εφόσον υπάρχει αβεβαιότητα υπάρχει

και κίνδυνος χαρακτηριστικά του οποίου είναι ο χρόνος και η μεταβλητότητα. Είναι αυξανόμενη συνάρτηση του χρόνου. Όσο μεγαλύτερο είναι το διάστημα της επένδυσης τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος το κεφάλαιο να υποστεί ζημία. Επίσης περιλαμβάνει το κίνδυνο του κάθε μεμονωμένου χρεογράφου καθώς και το συνδυασμό των αποδόσεων των ζευγαριών των χρεογράφων που περιέχει. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος που περικλείεται.

Η διακύμανση των αποδόσεων κάθε χρεογράφου, οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των χρεογράφων που εμπεριέχονται στο χαρτοφυλάκιο και το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στο χρεόγραφο είναι παράγοντες που καθορίζουν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μετριέται με τη μέση απόκλιση τετραγώνου σ_p , της κατανομής πιθανοτήτων της συνολικής αποδοτικότητας του. Ο γενικός τύπος για τον προσδιορισμό του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από n στοιχεία είναι ο ακόλουθος:

$$\sigma_p = (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_i W_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j)^{1/2}$$

2.1 Συστηματικός και μη Συστηματικός Κίνδυνος

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου και ενός χρεογράφου χωρίζεται σε δύο μέρη, τον συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν την εταιρία και κατά συνέπεια τη μετοχή της. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί οπότε όταν αναφερόμαστε σε αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια δεν μιλάμε για αυτό το κίνδυνο.

Ο μη συστηματικό κίνδυνο οφείλεται σε παράγοντες όπως ο πληθωρισμός, η φορολογία οι διεθνείς και πολιτικές κρίσεις.

2.2 Συντελεστής Beta

Ο συντελεστής "Beta" είναι ένα σύγχρονο χρηματοοικονομικό εργαλείο που βοηθά στη μέτρηση του συστηματικού (μη διαφοροποιήσιμου) κινδύνου μίας μετοχής, δηλαδή του κινδύνου του αξιόγραφου που προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς (διαφορετικών εταιριών και κλάδων) και ο οποίος δεν εξουδετερώνεται από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Με τον όρο διαφοροποίηση ορίζουμε το συνδυασμό μετοχών διαφορετικού κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης. Ο μη συστηματικός (διαφοροποιήσιμος) κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα και δεδομένα που αφορούν την ίδια την εταιρία και τα οποία μπορούν να επηρεάσουν τη τιμή της βραχυχρόνια ή μακροχρόνια.

Η ερμηνεία του κινδύνου και η διάκρισή του σε συστηματικό και μη συστηματικό είναι σημαντική για να δούμε τη σχέση που υπάρχει ανάμεσα στο κίνδυνο και την απόδοση του χαρτοφυλακίου. Δηλαδή, όσο μεγαλύτερη είναι η συμμετοχή των μετοχών των οποίων ο συντελεστής κινδύνου είναι υψηλός, τόσο μεγαλύτερος θα είναι και ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, αλλά και τόσο μεγαλύτερη θα είναι η δυνητική του απόδοση, δηλαδή η αποζημίωση του επενδυτή με υψηλότερα κέρδη στο μέλλον. Επίσης λόγω του ότι οι επενδυτές έχουν διαφορετικές χρηματοοικονομικές γνώσεις και πληροφορίες και διαφοροποιείται η ερμηνεία των οικονομικών στοιχείων και η αξιολόγηση της ποιότητας των οικονομικών επιδόσεων απαιτείται η διάκριση των κινδύνων.

Τέλος η διάκριση μεταξύ των δύο τύπων κινδύνου είναι κρίσιμη, για το τρόπο που θα γίνει η διαφοροποίηση των μετοχών που απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο ώστε να μειωθεί ο ειδικός κίνδυνος μέσω της διαφοροποίησης.

2.3 Μέτρηση Beta

Ο συντελεστής beta μετρά το βαθμό στο οποίο οι αποδόσεις μιας μετοχής συνδιακυμαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Δηλαδή την απόδοση μιας μετοχής σε σύγκριση με την απόδοση της αγοράς που ορίζεται από τη πορεία του Γενικού Δείκτη κάθε Χρηματιστηρίου.

Εάν δεχθούμε την εμπειρική ισχύ του υποδείγματος του μοναδιαίου δείκτη (Single Index Model, SIM), τότε η απόδοση των μετοχών σχετίζεται με την απόδοση της αγοράς βάσει του ακόλουθου οικονομετρικού υποδείγματος (Elton and Gruber, 1995)

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + u_{it}$$

Για $i=1, \dots, N$ μετοχές παρατηρούμενες σε $t=1, 2, \dots, T$ χρονικές περιόδους.

Όπου

r_{it} : Η κατά την χρονική στιγμή t τιμή της τυχαίας μεταβλητής R_i , δηλαδή της απόδοσης της μετοχής i

α_i : Η μέση τιμή απόδοση της μετοχής i , η οποία είναι ανεξάρτητη από την απόδοση αγοράς.

r_{mt} : Η κατά την χρονική στιγμή t τιμή της τυχαίας μεταβλητής R_m , η οποία παραστάνει την απόδοση της αγοράς (για την απόδοση της αγοράς συνήθως χρησιμοποιούμε την απόδοση ενός γενικού δείκτη τιμών)

β_i : Ο συντελεστής βήτα της μετοχής

u_{it} : Η κατά την χρονική στιγμή t τιμή μιας τυχαία μεταβλητής U_i . Υποθέτουμε ότι αυτή η μεταβλητή (ο διαταρακτικός όρος του υποδείγματος) έχει αναμενόμενη τιμή μηδέν και σταθερή διακύμανση σ_{iu}^2 .

Εκτιμώντας το παραπάνω οικονομετρικό υπόδειγμα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων ο συντελεστής βήτα της μετοχής προκύπτει ως ο λόγος

της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και των αποδόσεων της αγοράς προς την διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς.

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\text{var}(R_m)}$$

1.

Η παραπάνω σχέση καθιστά σαφές ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μιας μετοχής μπορεί να διαφέρει για τρεις κυρίως λόγους. Πρώτον, η περίοδος εκτίμησης μπορεί να διαφέρει, δεύτερον ο χρηματιστηριακός δείκτης που χρησιμοποιείται ως δείκτης της αγοράς, και τέλος η περιοδικότητα των αποδόσεων. Προηγούμενες έρευνες (βλέπε για παράδειγμα Handa et al, (1989) και Diacogiannis και Makri (2008) για την περίπτωση της Ελλάδος) έχουν δείξει ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς επιμηκύνεται η περιοδικότητα των αποδόσεων.

Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής αποτυπώνει τον συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής, δηλαδή ένα μέρος του συνολικού κινδύνου. Συγκεκριμένα, βάσει εάν ισχύει το υπόδειγμα του μοναδιαίου δείκτη, τότε ο συνολικός κίνδυνος (διακύμανση των αποδόσεων) μιας μετοχής εκτιμάται ως εξής:

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

όπου

σ_i^2 : Η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i

σ_m^2 : Η διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς

Η παραπάνω εξίσωση μας λέει ότι η διακύμανση οποιασδήποτε μετοχής μπορεί να χωριστεί σε δύο συστατικά στοιχεία: α) στο συστηματικό κίνδυνο, και β) στο μη-συστηματικό κίνδυνο. Ο μεν συστηματικός κίνδυνος, ή κίνδυνος αγοράς, ή το μη-διαφοροποιήσιμος κίνδυνος αντιπροσωπεύει ένα κομμάτι της συνολικής διακύμανσης της μετοχής που αποδίδεται στη γενική αστάθεια της αγοράς (σ_m^2) και στον συντελεστή βήτα (β_i). Ο δε μη-συστηματικός κίνδυνος, ή

διαφοροποιήσιμος κίνδυνος (σ_{iu}^2) αποτελεί το κομμάτι της συνολικής διακύμανσης της μετοχής που αποδίδεται στη συγκεκριμένη αστάθεια της. Συνεπώς, αποδείξαμε ότι ο συντελεστής βήτα της μετοχής μετράει τον συστηματικό κίνδυνο της μετοχής.

2.4 Απόδοση Χρεογράφων

Απόδοση αποδίδεται ως το κέρδος που αποκομίζει ένας επενδυτής μέσα σε μια χρονική περίοδο μεταξύ του χρόνου $t-1$ και του χρόνου t . Τα στοιχεία που αποτελούν την απόδοση είναι η διαφορά της τιμής που παρουσιάζεται μεταξύ των δύο περιόδων και το μέρισμα που καταβάλλεται στην περίοδο t . Ως χρονικό διάστημα μπορεί να θεωρηθεί η ημέρα, η εβδομάδα, ο μήνας κτλ. Υπολογίζοντας την απόδοση δύο χρεογράφων, η σύγκριση τους είναι αντικειμενικότερη όταν αυτή βασίζεται σε ποσοστά πάνω στην αρχική επένδυση μέσα στην χρονική περίοδο.

3. Διαχείριση Χαρτοφυλακίου

Η κατασκευή ενός άριστου χαρτοφυλακίου συνίσταται αφενός στην επιλογή ενός αριθμού επικίνδυνων περιουσιακών στοιχείων, ενός τέτοιου συνόλου N περιουσιακών στοιχείων, αφετέρου στον προσδιορισμό των σταθμισμένων των εν λόγω επιλεχθέντων στοιχείων. Ενδεικτικά αναφέρουμε τις ακόλουθες κατηγορίες επικίνδυνων περιουσιακών στοιχείων:

- Προϊόντα Αγοράς Χρήματος (βραχυπρόθεσμες επενδύσεις)
- Προϊόντα Σταθερής Απόδοσης (ομολογίες)
- Μετοχές
- Ακίνητα
- Πολύτιμα μέταλλα
- Λοιπές επενδύσεις

Αρχικά λοιπόν θα δούμε τον τρόπο κατασκευής ενός άριστου χαρτοφυλακίου με περιουσιακά στοιχεία που έχουν κίνδυνο. Εν συνεχεία, θα εξετάσουμε πως ένας επενδυτής επιλέγει μεταξύ ενός ακίνδυνου χρεογράφου και ενός άριστου χαρτοφυλακίου με επικίνδυνα περιουσιακά στοιχεία.

Για την κατασκευή ενός άριστου χαρτοφυλακίου, αποτελούμενο από επικίνδυνα περιουσιακά στοιχεία, χρειάζεται να γνωρίζουμε τις διαθέσιμες επιλογές του επενδυτή καθώς και τις προτιμήσεις του. Οι μεν διαθέσιμες επιλογές δεν αφορούν το σύνολο των διαθέσιμων περιουσιακών στοιχείων προς επένδυση αλλά μόνο τα αποτελεσματικά περιουσιακά στοιχεία ή χαρτοφυλάκια δηλαδή πρόκειται για άριστες διαθέσιμες επιλογές, οι δε προτιμήσεις του επενδυτή σχετίζονται με την στάση του έναντι του κινδύνου.

3.1 Το σύνορο των αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων

Το σύνορο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μας δείχνει τις άριστες διαθέσιμες επιλογές του επενδυτή. Σε αυτό το σημείο θα διακρίνουμε μεταξύ δυο περιπτώσεων. Στην πρώτη περίπτωση θεωρούμε ότι στα προς επιλογήν περιουσιακά στοιχεία συγκαταλέγονται μόνο αυτά με κίνδυνο, ενώ στην δεύτερη περίπτωση υποθέτουμε ότι στα προς επιλογήν περιουσιακά στοιχεία περιλαμβάνεται και το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο.

3.2 Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων Όταν δεν Υπάρχει το Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο

Το υπόδειγμα του Markowitz (1952) βασίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις αναφορικά με τη συμπεριφορά επενδυτών:

1. Οι επενδυτές εξετάζουν κάθε εναλλακτική επενδυτική λύση όπως καταγράφεται από μια κατανομή πιθανότητας των αναμενόμενων αποδόσεων (ενός περιουσιακού στοιχείου) κατά τη διάρκεια κάποιας περιόδου διακράτησης.

2. Οι επενδυτές μεγιστοποιούν την αναμενόμενη χρησιμότητα μιας περιόδου. Οι δε καμπύλες χρησιμότητάς τους χαρακτηρίζονται από μια φθίνουσα οριακή χρησιμότητα ως προς τον πλούτο.

3. Οι επενδυτές εκτιμούν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου βάσει της μεταβλητότητας των αναμενόμενων αποδόσεων του.

4. Οι επενδυτές λαμβάνουν τις αποφάσεις τους αναλογιζόμενοι μόνο την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των περιουσιακών στοιχείων. Έτσι οι καμπύλες χρησιμότητάς τους αποτελούν συνάρτηση της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης αυτών.

5. Για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου, οι επενδυτές προτιμούν τις υψηλότερες αποδόσεις από τις χαμηλότερες. Ομοίως, για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, οι επενδυτές προτιμούν λιγότερο παρά περισσότερο κίνδυνο.

Χρησιμοποιώντας λοιπόν μαθηματικούς συμβολισμούς, η κατασκευή του βέλτιστου χαρτοφυλακίου προκύπτει από την ελαχιστοποίηση του κινδύνου σ_p του χαρτοφυλακίου

$$\min \sigma_p = \sqrt{\mathbf{w}'\Sigma\mathbf{w}}$$

Υπό τους ακόλουθους περιορισμούς

$$\bar{r}_p = \mathbf{w}'\bar{\mathbf{r}} = r_0$$

$$w_s \geq 0$$

Όπου

$\bar{\mathbf{r}}$: ένα $N \times 1$ διάνυσμα-στήλης των προσδοκώμενων αποδόσεων $\bar{\mathbf{r}}' = (\bar{r}_1, \dots, \bar{r}_N)$

των N περιουσιακών στοιχείων που εξετάζονται

w : ένα $N \times 1$ διάνυσμα-στήλης σταθμισμένων

Σ : Η συμμετρική μήτρα διαστάσεων $N \times N$ των διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων

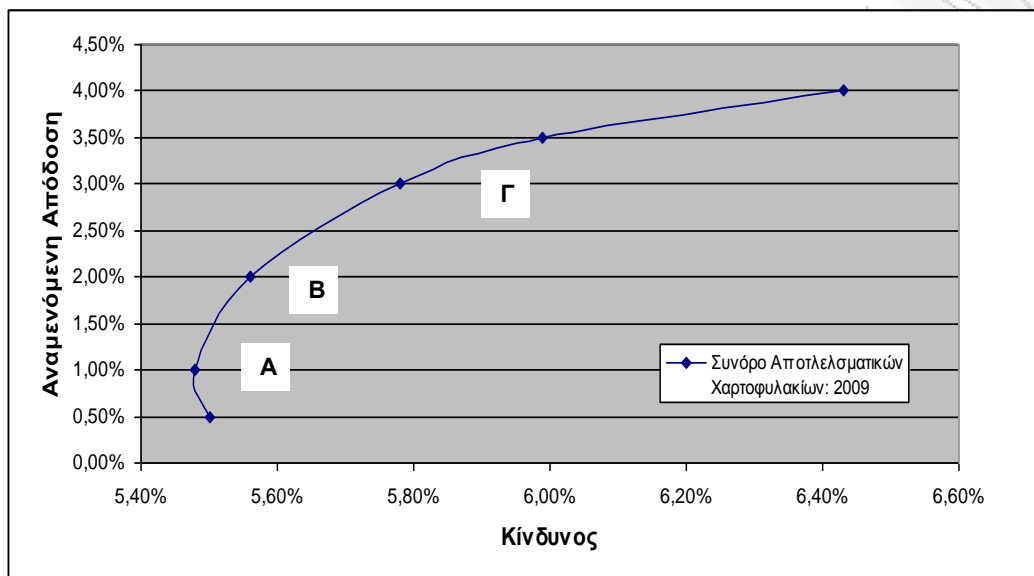
$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \dots & \sigma_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \dots & \sigma_N^2 \end{bmatrix}$$

Στο Σχήμα 3-1 παρουσιάζουμε το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων για τις 20 μετοχές του χρηματιστηριακού δείκτη ASE20, βάσει των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών του παραπάνω δείκτη κατά το 2009. Το χαρτοφυλάκιο A είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο κίνδυνο με μέση μηνιαία απόδοση 1% και κίνδυνο 5,48%. Η δε σύνθεση αυτού του χαρτοφυλακίου είναι η εξής: Ελληνικά Πετρέλαια (32,85%), ΟΤΕ (28,84%), Ελλάκτωρ (11,42%), ΔΕΗ (11,80%), ΟΠΑΠ (10,46%), και Βιοχάλκο (4,64%). Όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω από το A, όπως είναι για παράδειγμα το χαρτοφυλάκιο B και Γ, είναι άριστα χαρτοφυλάκια.

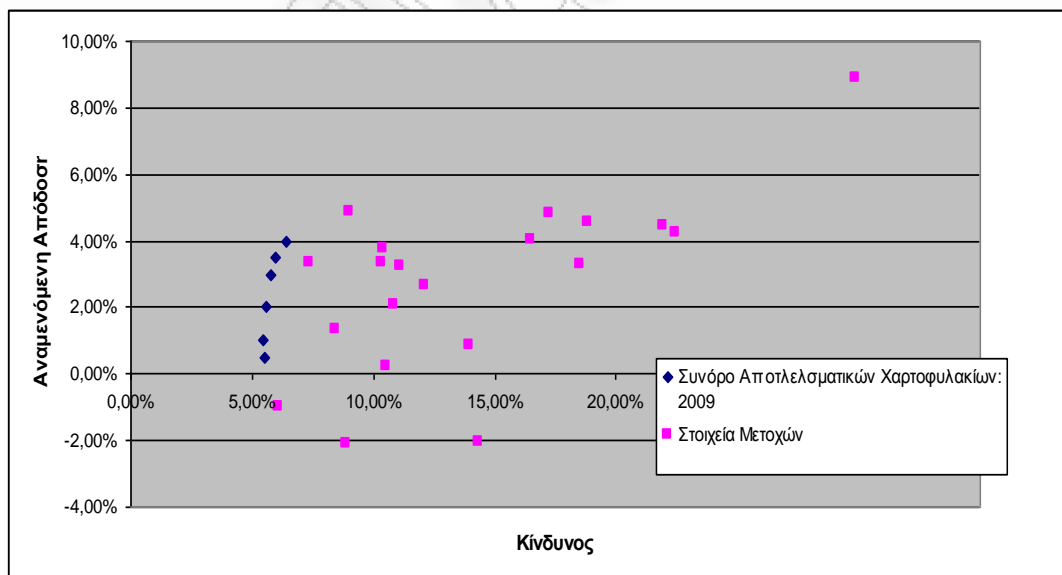
Στο παραπάνω σχήμα βλέπουμε ότι η κλίση της καμπύλης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μειώνεται σταθερά καθώς κινούμαστε προς τα πάνω. Αυτό σημαίνει ότι η προσθήκη ισόποσων αυξήσεων κινδύνου επιφέρει ολοένα και μικρότερες αυξήσεις της αναμενόμενης απόδοσης. Βεβαίως ο κάθε επενδυτής θα επιλέξει σε ένα σημείο κατά μήκος της καμπύλης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων βάσει της στάσης του έναντι του κινδύνου.

Κατόπιν, στο Σχήμα 3-2 παρατηρούμε ότι και οι 20 μετοχές είχαν συνδυασμούς απόδοσης, κινδύνου χειρότερες από τους αντίστοιχους των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

Σχήμα 3-1: Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων το 2009 για τις Μετοχές του FTSE-20



Σχήμα 3-2: Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων το 2009 για τις Μετοχές του FTSE-20 και τα Χαρακτηριστικά των Μετοχών (Απόδοση – Κίνδυνος)



4. TO ΜΟΝΤΕΛΟ MARKOWITZ

Το μοντέλο Markowitz αποτέλεσε τη βάση για τη θεωρία χαρτοφυλακίου. Ο Harry Markowitz ο οποίος μοιράστηκε το βραβείο νόμπελ το 1990 με τους Merton Miller και William Sharpe, οι οποίοι συνέβαλαν στην οικονομική θεωρία μακροοικονομίας, τη θεωρία χαρτοφυλακίου, το μοντέλο CAPM, παράγωγα και άλλα. Ο H. Markowitz παρουσίασε ένα υπόδειγμα (μοντέλο) κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Βασική ιδέα του μοντέλου είναι η επιλογή ενός «άριστου» χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές ή από άλλες επενδύσεις που εμπεριέχουν κίνδυνο, το οποίο προσφέρει στον επενδυτή την καλύτερη δυνατή σχέση κινδύνου – απόδοσης.

Σύμφωνα με το Markowitz ο μέσος επενδυτής, προσπαθεί και να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση και να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο.

4.1 Το Σύνορο των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων Όταν Υπάρχει το Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο

Προηγουμένως εξετάσαμε το σύνορο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων όταν δεν υπάρχει η επιλογή της επένδυσης στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο. Ο Tobin (1958) εισήγαγε στην διαδικασία κατασκευής του άριστου χαρτοφυλακίου και το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο, όπως είναι για παράδειγμα το ομόλογο του Δημοσίου. Βάσει λοιπόν αυτής της προσέγγισης, όπως θα δούμε στην συνέχεια, οι διαθέσιμες επενδυτές επιλογές ενός επενδυτή, δηλαδή τα προς επιλογήν άριστα χαρτοφυλάκια, γραφικώς, δεν εντοπίζονται πλέον επί μιας καμπύλης αλλά επί μιας ευθείας.

Συγκεκριμένα, ας υποθέσουμε λοιπόν ότι ο επενδυτής μπορεί να τοποθετήσει ένα μέρος w_A των κεφαλαίων του στο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο A και το υπόλοιπο είτε να το δανείσει είτε να δανειστεί με βάση το επιτόκιο (την απόδοση)

ενός περιουσιακού στοιχείου άνευ κινδύνου r_F . Σε αυτήν την περίπτωση η προσδοκώμενη στο χαρτοφυλάκιο του P δίνεται από την ακόλουθη εξίσωση

$$\bar{r}_P = w_A \bar{r}_A + (1 - w_A) r_F$$

όπου

\bar{r}_A : Η αναμενόμενη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο A

Εφ' όσον το χαρτοφυλάκιο P περιλαμβάνει μόνο ένα περιουσιακό στοιχείο με κίνδυνο, έπεται ότι η διακύμανση των αποδόσεων του θα είναι $\sigma_P^2 = w_A^2 \sigma_A^2$ και ο κίνδυνος του θα έχει ως εξής

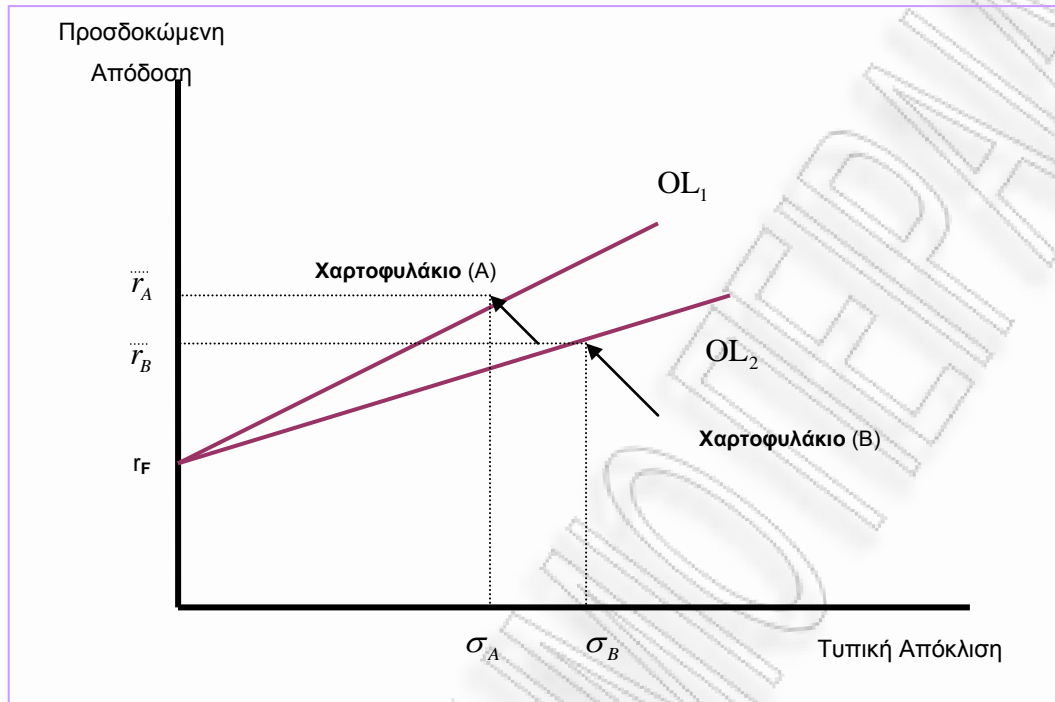
$$\sigma_P = w_A \sigma_A$$

Λύνοντας την παραπάνω σχέση ως προς w_A και αντικαθιστώντας λαμβάνουμε τα εξής:

$$\bar{r}_P = r_F + \frac{\bar{r}_A - r_F}{\sigma_A} \sigma_P$$

Η παραπάνω σχέση, η οποία παριστά την εξίσωση μιας ευθείας γραμμής με κλίση $(\bar{r}_A - r_F) / \sigma_A$ και είναι γνωστή ως γραμμή ευκαιριών (opportunity line, OL), αποτελεί την μαθηματική μορφή του συνόρου των αποτελεσματικών συνδυασμών όταν ο επενδυτής επενδύσει μέρος των κεφαλαίων στο χαρτοφυλάκιο A . Βεβαίως για ένα διαφορετικό χαρτοφυλάκιο, ας πούμε το Χαρτοφυλάκιο B , έχουμε ένα νέο σύνορο αποτελεσματικών συνδυασμών, το οποίο και αυτό είναι ευθεία γραμμή αλλά με κλίση $(\bar{r}_B - r_F) / \sigma_B$,

Σχήμα 4-1: Οι Γραμμές Ευκαιρίας- Σύνορα Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων



5.1 Οι Καμπύλες Αδιαφορίας

Είναι η μέθοδος που μπορεί να βοηθήσει στην επιλογή του περισσότερου επιθυμητού χαρτοφυλακίου. Η τελική επιλογή χαρτοφυλακίου εξαρτάται από την διάθεση του επενδυτή να αναλάβει μικρότερο ή μεγαλύτερο κίνδυνο όπως προσδιορίζεται από τις καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή.

Οι καμπύλες αδιαφορίας έχουν τις εξής ιδιότητες:

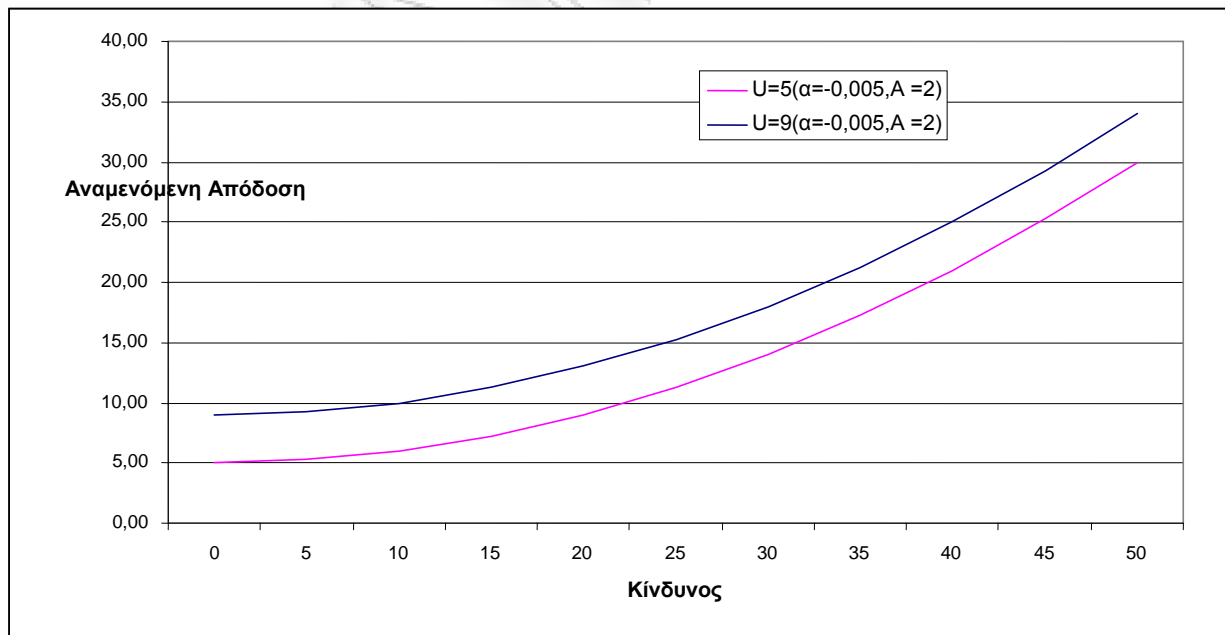
- α. όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται σε μια δεδομένη καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά από τον επενδυτή,
- β. οι καμπύλες αδιαφορίας είναι παράλληλες,
- γ. κάθε επενδυτής έχει άπειρες καμπύλες αδιαφορίας
- δ. κάθε χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται σε μια καμπύλη αδιαφορίας που είναι "περισσότερο βορειοδυτικά" είναι προτιμότερο από κάθε χαρτοφυλάκιο που

βρίσκεται "λιγότερα βορειοδυτικά".

Μια καμπύλη αδιαφορίας προκύπτει από την συνάρτηση χρησιμότητας του επενδυτή. Εάν δεχθούμε ότι μόνο σε μια κατανομή αποδόσεων μόνο η πρώτη ροπή ως προς την αρχή (δηλαδή η μέση απόδοση) και η δεύτερη ροπή ως προς τον μέσο (δηλαδή η διακύμανση) έχουν σημασία για ένα επενδυτή (Samuelson, (1970)) τότε η συνάρτηση χρησιμότητας του επενδυτή θα περιέχει μόνο την αναμενόμενη απόδοση και διακύμανση μιας κατανομής αποδόσεων, δηλαδή $U(\bar{r}, \sigma^2)$. Αυτή η συνάρτηση μας δείχνει ότι η χρησιμότητα για τον επενδυτή εξαρτάται όχι μόνο από την προσδοκώμενη απόδοση (\bar{r}) αλλά και από τον κίνδυνο (σ) της επένδυσης (χαρτοφυλακίου του).

Μια συγκεκριμένη μορφή της συνάρτησης χρησιμότητας είναι η $U(\bar{r}, \sigma^2) = \bar{r} - \alpha A \sigma^2$, όπου A ένας συντελεστής που μετράει την στάση του επενδυτή έναντι του κινδύνου.

Σχήμα 5-1: Καμπύλες Αδιαφορίας

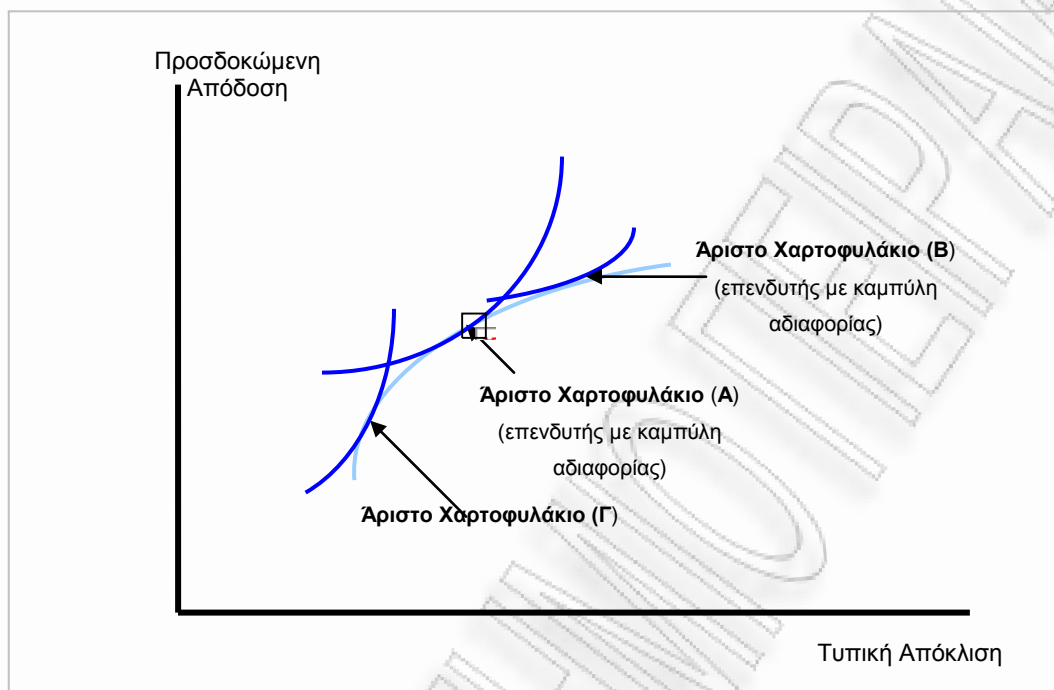


6. Η ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΑΡΙΣΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το αποτελεσματικό σύνολο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο από όλα τα αποτελεσματικά, το οποίο θα πρέπει να διατηρεί ένας επενδυτής λέγεται άριστο ή βέλτιστο χαρτοφυλάκιο (optimal portfolio) και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του συγκεκριμένου επενδυτή ως προς την ανταλλαγή μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του κάθε επενδυτή. Επιπλέον, είναι γνωστό ότι υπάρχει μια καμπύλη η οποία απεικονίζει στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου όλα τα σημεία που αντιστοιχούν σ' ένα δεδομένο επίπεδο χρησιμότητας. Η καμπύλη αυτή παριστάνει τους όρους ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου που απαιτεί ο κάθε επενδυτής και λέγεται καμπύλη αδιαφορίας. Άρα, το άριστο χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη για τον επενδυτή χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του με το αποτελεσματικό σύνολο.

Στην περίπτωση όπου δεν υπάρχει η δυνατότητα επένδυσης στο ακίνδυνο χαρτοφυλάκιο, ο κάθε επενδυτής αναλόγως της στάσης του απέναντι στον κίνδυνο, θα επιλέξει ένα εκ των άριστων χαρτοφυλακίων (δηλαδή εκ των χαρτοφυλακίων που βρίσκονται επί του συνόρου των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων), εκείνο δηλαδή που μεγιστοποιεί την χρησιμότητα του (Σχήμα 6-1).

Σχήμα 6-1: Προσδιορισμός του Αρίστου Χαρτοφυλακίου Αναλόγως της Στάσεως Έναντι του Επενδυτικού Κινδύνου- Ανυπαρξία Δυνατότητας επένδυσης στο Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο



Οι καμπύλες χρησιμότητας του επενδυτή, οι οποίες αποτυπώνουν την πρόθεση του για ανταλλαγή μεταξύ αποδόσεων και κινδύνου, σε συνδυασμό με το σύνορο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων, καθορίζουν ποιο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο, ευρισκόμενου επί του αποδοτικού συνόρου, ταιριάζει σε έναν μεμονωμένο επενδυτή. Έτσι δύο επενδυτές θα επιλέξουν το ίδιο αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο μόνο εάν οι καμπύλες χρησιμότητάς τους είναι ίδιες.

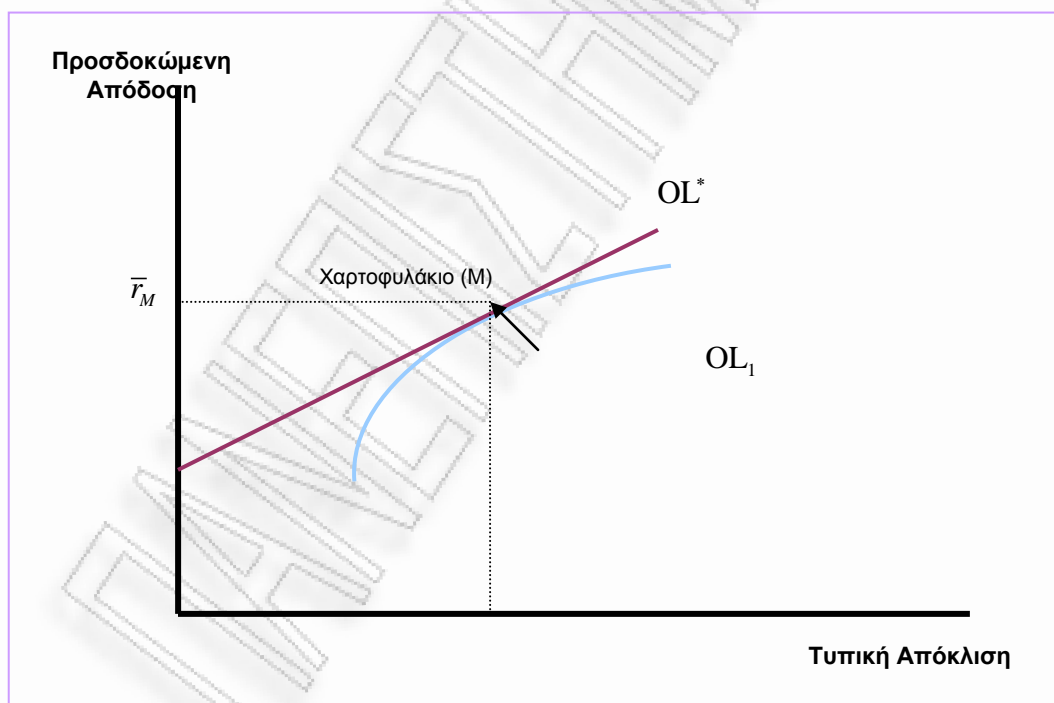
Το Σχήμα 6-1 παρουσιάζει τρεις διαφορετικές καμπυλών χρησιμότητας. Η καμπύλη χρησιμότητας IC_1^A , η οποία έχει μια σχετικά απότομη κλίση, ανήκει σε ένα επενδυτή με αποστροφή προς τον κίνδυνο: προκειμένου ο επενδυτής να αναλάβει ένα μεγαλύτερο επίπεδο κινδύνου απαιτεί μια μεγάλη πρόσθετη αύξηση στην αναμενόμενη απόδοση. Αντίθετα, η καμπύλη χρησιμότητας IC_1^B χαρακτηρίζει τις προτιμήσεις ενός επενδυτή με πολύ λιγότερη αποστροφή προς τον κίνδυνο. Ένας τέτοιος επενδυτής είναι πρόθυμος να αναλάβει ένα πρόσθετο

επίπεδο κινδύνου χωρίς να απαιτεί μια ιδιαίτερη υψηλότερη πρόσθετη απόδοση.

6.1 Η Επιλογή του Αρίστου Χαρτοφυλακίου όταν Υπάρχει το Επικίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο

Στην περίπτωση όμως που έχουμε την δυνατότητα επένδυσης και στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο, αρχικά θα υπάρξει μια γραμμή ευκαιριών, την οποία θα προτιμούν όλοι οι επενδυτές. Αυτή η γραμμή είναι γνωστή και ως γραμμή κεφαλαιαγοράς (capital market line) (Σχήμα 6-2), και συνδέει την απόδοση στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο με το σημείο που βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Σχήμα 6-2: Προσδιορισμός του Αρίστου Χαρτοφυλακίου Αναλόγως της Στάσεως Έναντι του Επενδυτικού Κινδύνου- Ύπαρξη Δυνατότητας επένδυσης στο Ακίνδυνο Περιουσιακό Στοιχείο



7. Η ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΤΗΣ ΠΟΡΕΙΑΣ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Σε αυτή την ενότητα θα παρουσιάσουμε τρεις τρόπους αξιολόγησης της ιστορικής απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου.

Ο πρώτος τρόπος βασίζεται στην υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου σε σχέση με την αναμενόμενη απόδοση του, την οποία θα έπρεπε να είχε βάσει κάποιου υποδείγματος αποτίμησης. Ο δεύτερος τρόπος βασίζεται στην σχετική υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου, δηλαδή τον λόγο της υπερβάλλουσας απόδοσης του σε σχέση με κάποιο μέτρο κινδύνου. Σε αυτή την περίπτωση η υπερβάλλουσα απόδοση ορίζεται σε σχέση με την απόδοση ενός ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, όπως είναι για παράδειγμα τα ομόλογα του δημοσίου. Τέλος, ο τρίτος τρόπος αξιολόγησης προσαρμόζει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, ώστε να καταστεί δυνατή η σύγκριση με το αυτό επίπεδο κινδύνου.

7.1

Οι μέθοδοι βασιζόμενοι στην υπερβάλλουσα απόδοση συγκρίνουν την *επιτευχθείσα* απόδοση ενός αμοιβαίου κεφαλαίου (και εν γένει ενός οποιουδήποτε περιουσιακού στοιχείου) με την αναμενόμενη απόδοση που θα έπρεπε να έχει, βάσει κάποιου υποδείγματος αποτίμησης, όπως είναι για παράδειγμα το ευρέως χρησιμοποιούμενο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM).

7.2 Μοντέλο αποτίμησης CAPM

Στο Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών (CAPM) κεντρικό ρόλο παίζει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M . Η πορεία του χαρτοφυλακίου δίνεται από τους Γενικούς Δείκτες Τιμών και σε αντίθεση με το υπόδειγμα Markowitz η αγορά είναι τέλεια και δεν υπάρχουν εμπόδια στις επενδύσεις.

Οι υποθέσεις που ισχύουν στο υπόδειγμα είναι οι εξής:

1. Δεν υπάρχει φορολογία
2. Ο πληθωρισμός θεωρείται μηδενικός, τα επιτόκια και οι κεφαλαιαγορές

βρίσκονται σε ισορροπία

3. Οι τιμές δίνονται εξωγενώς σε όλους και κανείς ατομικά ή σε ομάδες δεν μπορεί να τις επηρεάσει.
4. Δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών, τα χρεόγραφα είναι πλήρως και άμεσα ρευστοποιήσιμα και τα περιουσιακά στοιχεία είναι πλήρως διαιρετά.
5. Οι επενδυτές επιχειρούν να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητα τους (ορθολογικοί) και θα επιλέξουν μεταξύ χαρτοφυλακίων, με κριτήρια τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση.
6. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται χωρίς περιορισμούς κεφάλαια στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο της αγοράς (r_{fr}).
7. Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες εκτιμήσεις για τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Άρα υπάρχει ομοιογένεια στις προσδοκίες τους.
8. Οι ποσότητες των περιουσιακών στοιχείων είναι προσδιορισμένες.

Σύμφωνα με την προσέγγιση CAPM η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος των αποδόσεων (τυπική απόκλιση) είναι γραμμικοί συνδυασμοί, συνεπώς μπορούμε να εντοπίσουμε τα σημεία εκείνα στα οποία με δεδομένο τον κίνδυνο μεγιστοποιείται η αναμενόμενη απόδοση ή αντίστροφα με δεδομένη την επιθυμητή απόδοση ελαχιστοποιείται το επίπεδο του κινδύνου. Το σύνολο των πιθανών συνδυασμών κινδύνου και απόδοσης μπορεί να αναπαρασταθεί με μια ευθεία γραμμή που ονομάζεται Γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line). Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στην γραμμή αυτή ονομάζονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και είναι όπως προαναφέραμε εναλλακτικοί συνδυασμοί κινδύνου – απόδοσης (όπου συνδυάζεται το χαρτοφυλάκιο της αγοράς με την απόδοση χωρίς κίνδυνο). Όλα τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια βρίσκονται κάτω από τη γραμμή Κεφαλαιαγοράς.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα η απαιτούμενη απόδοση ισούται με τη σχέση:

$$r_i = r_{fr} + (r_M - r_{fr}) \beta_i$$

όπου r_i : Η απαιτούμενη απόδοση του χρεογράφου i

r_f : Η απόδοση του χρεογράφου i χωρίς κίνδυνο (risk free rate)

r_M : Η αναμενόμενη απόδοση όλης της αγοράς

7.3 Μέτρο Jensen

Βάσει του μέτρου Jensen συγκρίνουμε την ιστορική μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου με την αναμενόμενη απόδοση, η οποία προκύπτει από το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM). Έτσι εάν εξετάζουμε το χαρτοφυλάκιο A, τότε, βάσει του CAPM, η προσδοκώμενη απόδοση του θα πρέπει να είναι

$$E(R_A) = r_f + [E(R_M - r_f)\beta_A] \quad 2.$$

όπου

$E(R_A)$: Η προσδοκώμενη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο A

β : Ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου A

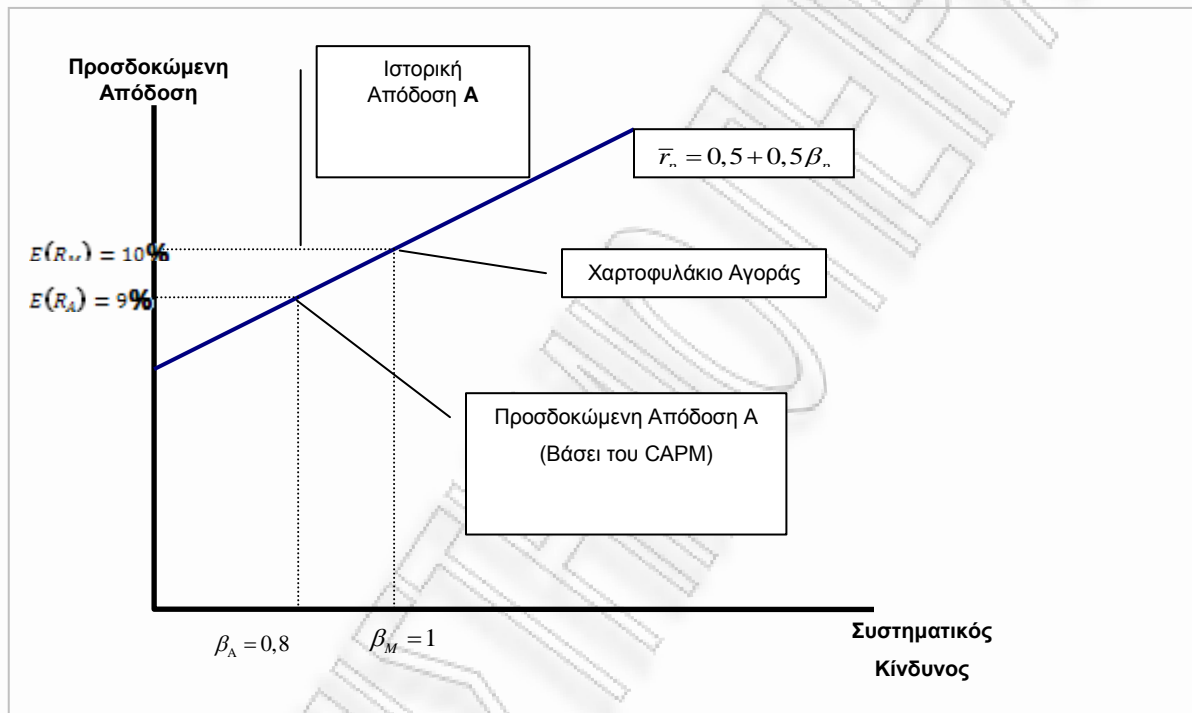
$E(R_M)$: Η προσδοκώμενη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς

Μπορούμε λοιπόν να συγκρίνουμε την μέση ιστορική απόδοση του χαρτοφυλακίου με την κατά τον παραπάνω τρόπο ευρεθείσα προσδοκώμενη απόδοση. Για παράδειγμα, ας υποθέσουμε ότι το προς αξιολόγηση χαρτοφυλάκιο A πέτυχε ιστορική μέση ετήσια απόδοση $\bar{r}_A = 0.10$ και έχει συστηματικό κίνδυνο, δηλαδή συντελεστή βήτα, $\beta_A = 0,8$. Λαμβάνοντας λοιπόν υπ' όψιν τα χαρακτηριστικά του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ας πούμε ετήσια απόδοση της τάξεως του $\bar{r}_M = 0.10$, και την απόδοση στο ακίνδυνο χρεόγραφο της τάξεως του $r_f = 0.05$, τότε, βάσει του υποδείγματος CAPM, η προσδοκώμενη απόδοση για το χαρτοφυλάκιο A, με συντελεστή βήτα 0,8 θα έπρεπε να είναι

$$\begin{aligned} E(R_A) &= 5\% + (10\% - 5\%)(0,8) = \\ &= 9\% \end{aligned}$$

Στο παρακάτω σχήμα βλέπουμε τα σχετικά. Η προσδοκώμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου A είναι 9% ενώ η ιστορική μέση απόδοση του είναι 10%. Επομένως, το χαρτοφυλάκιο A είχε «καλύτερη» απόδοση από την αναμενόμενη κατά μια ποσοστιαία μονάδα.

Σχήμα 5-1: Αξιολόγηση του Χαρτοφυλακίου Βάσει του Δείκτη Jensen



7.4 Μέθοδοι Βασιζόμενοι στην Σχετική Απόδοση

Οι μέθοδοι βασιζόμενοι στην σχετική απόδοση συγκρίνουν την υπερβάλλουσα απόδοση ενός αμοιβαίου κεφαλαίου (και εν γένει ενός οποιουδήποτε περιουσιακού στοιχείου) σε σχέση με κάποιο μέτρο κινδύνου. Το μέτρο Sharpe χρησιμοποιεί ως μέτρο κινδύνου την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αμοιβαίου κεφαλαίου, ενώ το μέτρο Treynor τον συντελεστή βήτα του αμοιβαίου κεφαλαίου.

To Μέτρο Treynor

Ο Treynor (1965) ήταν ο πρώτος που δημιούργησε δείκτη αξιολόγησης της αποδοτικότητας ενός αμοιβαίου κεφαλαίου που συγκρίνεται με άλλα αμοιβαία κεφάλαια, λαμβάνοντας υπόψη τόσο το μακροοικονομικό όσο και το μικροοικονομικό επίπεδο στο οποίο λειτουργούν. Συγκεκριμένα από την απόδοση του αμοιβαίου κεφαλαίου αφαίρεσε την απόδοση που θα μπορούσε να είχε επιτύχει ο επενδυτής τοποθετώντας τα χρήματά του σε έντοκα γραμμάτια του δημοσίου ή σε άλλη ακίνδυνη επένδυση. Περαιτέρω η επιπλέον απόδοση προσαρμόζεται ανάλογα με τον συστηματικό κίνδυνο στον οποίο εκτίθεται.

Συγκεκριμένα, ο **δείκτης Treynor** (I_T) υπολογίζεται ως εξής:

$$I_T = \frac{\bar{r}_p - r_F}{\beta_p} \quad 7.1$$

Όπου

\bar{r}_p : Η ιστορική μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου

r_F : Η απόδοση από την επένδυση σε κάποιο ομόλογο του Δημοσίου

β_p : Το βήτα του χαρτοφυλακίου

Ο δείκτης αυτός είναι απόλυτα σύμφωνος με την επικρατούσα άποψη ότι καλώς τα διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια εμφανίζουν μόνο συστηματικό κίνδυνο, αφού η διαφοροποίηση εξαλείφει παντελώς τον μη συστηματικό κίνδυνο.

To Μέτρο Sharpe

Η μόνη διαφορά του δείκτη Sharpe από τον δείκτη Treynor είναι ο παρονομαστής. Συγκεκριμένα, ο Sharpe (1966) αντικατέστησε τον συστηματικό κίνδυνο με τον συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, έτσι ο **δείκτης Sharpe** (I_S) εκτιμάται ως ακολούθως:

$$I_T = \frac{\bar{r}_P - r_F}{\sigma_p} \quad 7.2$$

Όπου

σ_p : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

7.5 Γενικά Συμπεράσματα

Για την αποτελεσματική διαχείριση των χαρτοφυλακίων από τους επενδυτές δεν υπάρχουν κανόνες παρά μόνο σωστή αξιολόγηση των κριτηρίων στο βαθμό απόδοσης και κινδύνου της επένδυσης. Καθοριστικό ρόλο παίζει η αγορά και η μεταβλητότητά της. Σημαντικός παράγοντας επίσης είναι ο στόχος που ορίζει ο επενδυτής όπως και το προφίλ του. Η επιλογή χαρτοφυλακίου ανάλογα με τις προσωπικές του στάσεις απέναντι στο κίνδυνο και στις αποδόσεις. Θα πρέπει να δίνεται έμφαση στο σκοπό είτε ο διαχειριστής είναι ιδιώτης είτε επαγγελματίας - διαχειριστής τρίτων χαρτοφυλακίων.

Ο διαχειριστής χαρτοφυλακίου έχει δύο κύριους σκοπούς:

1. Να επιτύχει αποδόσεις μεγαλύτερες ή ίσες με εκείνες που αντιστοιχούν σε μία απλή στρατηγική αγοράς και διακράτησης με το ίδιο επίπεδο κινδύνου, Ένας καλός διαχειριστής ανάλογα με το κίνδυνο που λαμβάνει επιλέγει χαρτοφυλάκια υποτιμημένα όπου διαχρονικά θα έχει αποδόσεις. Επίσης καλός διαχειριστής είναι και αυτός που προβλέπει τη στιγμή που θα μεταστραφεί η αγορά,
2. Να διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιο με σκοπό να εξαλείψει το μη συστηματικό κίνδυνο, επιλέγοντας διαφορετικά χρεόγραφα όπου το χαρτοφυλάκιο θα έχει συντελεστή συσχέτισης ίσο με τη μονάδα.

Ανάλογα λοιπόν από τους στόχους που θέτει και από την στρατηγική που θα ακολουθήσει ένας επενδυτής, είτε ιδιώτης είτε επαγγελματίας διαχειριστής, ο οποίος κατέχει κάποια κεφάλαια τα οποία θέλει να επενδύσει με κύριο σκοπό του

την αύξηση αυτών των κεφαλαίων, θα καταρτίσει ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο του προσφέρει την ευκαιρία μετριασμού του κινδύνου ή μεγιστοποίησης της απόδοσης. Συνεπώς πρέπει να επιλέγεται ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο του ταιριάζει περισσότερο, που ανταποκρίνεται περισσότερο στην προσωπική του στάση έναντι του ανταλλάγματος απόδοση – ρίσκο.

Η διαχείριση χαρτοφυλακίου δεν μένει μόνο στην επιλογή και διάθρωση των χαρτοφυλακίων. Ένα σημαντικό κομμάτι της που δεν πρέπει να παραλείπεται είναι η αξιολόγηση της επενδυτικής επίδοσης, η οποία είναι εξαιρετικής σημασίας για τους επαγγελματίες διαχειριστές χαρτοφυλακίων αλλά και για τους επενδυτές. Η αξιολόγηση γίνεται για να ελεγχτεί η επίτευξη ή όχι των στόχων που έχουν οριστεί.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΒΗΤΑ ΣΕ ΡΗΧΕΣ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ

Περίληψη

Σε αυτή την εργασία θα παρουσιάσουμε την επίδραση του σφάλματος διαστήματος με τους υπολογισμούς του βήτα χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, τη μέθοδο Hawawini και τη μέθοδο Scholes and Williams. Θα αποτιμήσουμε την ικανότητα των παραπάνω μεθόδων να υπολογίζουν το βήτα για τις μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο αξιών Αθηνών και Μιλάνου. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων και η μέθοδος Scholes and Williams δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές μεταξύ των μέσω βήτα. Ενώ με τη μέθοδο Hawawini λαμβάνουμε καλύτερα αποτελέσματα στον υπολογισμό των μέσω βήτα σε μεγαλύτερα διαστήματα απόδοσης χρησιμοποιώντας όμως μικρότερα διαστήματα απόδοσης.

Εισαγωγή

Η σχετική μέτρηση του συστηματικού κινδύνου μιας αξίας είναι το βήτα. Το βήτα μετράει το βαθμό στον οποίο οι αποδόσεις μιας μετοχής συν-διακυμαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα είναι ένα σύγχρονο χρηματοοικονομικό εργαλείο που βοηθά στη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής δηλαδή του κινδύνου του αξιόγραφου που προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς. Ο συντελεστής προκύπτει τρέχοντας τη παλινδρόμηση της χρονοσειράς των αποδόσεων μιας μετοχής πάνω στις αποδόσεις της αγοράς δηλαδή του Γενικού Δείκτη. Συγκεκριμένα:

$$R_{it} = a_i + \beta_i \cdot R_{mt} + e_{it}$$

Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα, ο οποίος αποτελεί μέτρο του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου, προκύπτει τρέχοντας την παλινδρόμηση της χρονοσειράς των αποδόσεων μιας μετοχής πάνω στη χρονοσειρά των αποδόσεων της αγοράς (market model), όπως βλέπουμε:

$$R_{it} = a_i + \beta_i \cdot R_{mt} + e_{it}$$

R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής i στην περίοδο t .

R_{mt} η απόδοση του δείκτη στην περίοδο t .

e_{it} το σφάλμα

β_i συντελεστής συστηματικού κινδύνου (βήτα).

a_i σταθερά που δείχνει τον ποσοστιαίο ρυθμό υποτίμησης ή υπερτίμησης μιας μετοχής, όταν η αγορά δεν μεταβάλλεται.

επίσης ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_{it} : R_{mt})}{Var(R_{mt})}$$

όπου:

Cov είναι η συνδιακύμανση της μετοχής και του δείκτη και μας δείχνει τη διεύθυνση που κινούνται οι αποδόσεις .

var η διακύμανση μιας μετοχής και μας δείχνει κατά πόσο είναι συγκεντρωμένες γύρω από τη μέση τιμή οι τιμές της τυχαίας μεταβλητής.

Για τον υπολογισμό του βήτα μιας μετοχής, χρησιμοποιείται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Παρόλα αυτά έχουν γίνει πολλές μελέτες με διάφορες εκτιμήσεις όπως η επιλογή του δείκτη αγοράς, του μήκους του διαστήματος μέτρησης απόδοσης και της εξεταζόμενης περιόδου.

Οι Diakogainnis - Makri (2008) εξέτασαν κατά πόσο η εκτίμηση για το συντελεστή βήτα μεταβάλλεται καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα επί του οποίου μετριοούνται οι αποδόσεις των μετοχών και αν αυτή η σχέση επηρεάζεται από την χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων. Το δείγμα τους περιλάμβανε για τη περίοδο 1η Ιανουαρίου 2001 έως και 31η Δεκεμβρίου 2004 187 μετοχές από τις οποίες χρησιμοποίησαν στο δείγμα τους τις 30 μεγαλύτερες και τις 30 μικρότερες με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία. Κατά τους συγγραφείς ο συντελεστής βήτα μεταβάλλεται καθώς το χρονικό διάστημα εκτίμησης επιμηκύνεται.

Οι Perron - Voudourou (1997) εκτίμησαν μια σχέση για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα υποθέτοντας ότι η τιμή μιας μετοχής περιλαμβάνει μια μόνιμη και μια παροδική συνιστώσα. Στόχος τους ήταν να καταδείξουν ότι η επίδραση της περιοδικότητας των αποδόσεων κατά την εκτίμηση των συντελεστών βήτα μιας μετοχής είναι εμφανής και στη περίπτωση όπου χρησιμοποιούμε συνεχώς ανατοκίζόμενες αποδόσεις. Οι συγγραφείς έδειξαν ότι η ύπαρξη μιας παροδικής συνιστώσας καθιστά τον συντελεστή βήτα μια αύξουσα ή φθίνουσα συνάρτηση του διαστήματος δειγματοληψίας για τις πιο επικίνδυνες μετοχές.

Οι Atchison - Butler - Simods (1987) εξέτασαν κατά πόσο η ετεροχρονισμένη αγοροπωλησία μετοχών δύναται να ερμηνεύσει τις παρατηρούμενες ημερήσιες αυτοσυσχετίσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματά της έρευνας έδειξαν ότι οι

συντελεστές συσχέτισης ήταν μεγαλύτεροι από αυτούς που προβλέπει το υπόδειγμα της ετεροχρονισμένης συναλλαγής.

Οι Daves - Ehrhaedt - Kunkel (2000) εξέτασαν τέσσερις διαφορετικές περιόδους εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών και οκτώ περιόδους εκτίμησης των συντελεστών βήτα. Στόχος της μελέτης του ήταν να αποδείξουν ότι για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα πρέπει να χρησιμοποιείται η περίοδος εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών.

Οι Cohen - Hawawini - Maier - Schwaetz - Whitcomb (1983), παρουσίασαν ένα υπόδειγμα που εξηγεί για πιο λόγο οι εκτιμήσεις αναφορικά με τον συντελεστή βήτα των μετοχών εξαρτώνται από την ημερήσια, μηνιαία ή ετήσια περιοδικότητα των αποδόσεων. Κατά τους συγγραφείς ένας βασικός παράγοντας που εξηγεί το φαινόμενο της μεταβολής του συντελεστή βήτα ανάλογα με τη περιοδικότητα των αποδόσεων της μετοχής είναι η ύπαρξη ή μη των ταυτόχρονων κινήσεων των μετοχικών αποδόσεων και των αποδόσεων της αγοράς.

Οι Handa - Charles - Wasley (1993) διερεύνησαν τις συνέπειες που μπορεί να έχει η επιλογή της διαφορετικής περιοδικότητας των αποδόσεων στη σχέση μεταξύ αποδόσεων και κινδύνου, όπως αυτή αποτυπώνεται από το υπόδειγμα CAPM. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι βάσει των μηνιαίων αποδόσεων η εμπειρική εγκυρότητα του CAPM απορρίπτεται ενώ βάσει των ετήσιων αποδόσεων το υπόδειγμα δεν απορρίπτεται.

Οι Karpov - Pope (1997) εξέτασαν κατά πόσο το χρέος που εκδίδει μια επιχείρηση έχει σημαντική επίδραση στον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου της εταιρίας. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν τη μέθοδο των επιχειρηματικών συμβάντων προκειμένου να ελέγξουν την ερευνητική τους μέθοδο. Οι συντελεστές βήτα εκτιμήθηκαν χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις μετοχών. Η μελέτη τους έδειξε ότι η έκδοση του χρέους δεν έχει κάποια σημαντική επίδραση επί του συντελεστή βήτα των μετοχών. Συγκεκριμένα έδειξαν ότι οι συντελεστές βήτα μπορούν εξίσου να αυξηθούν ή να μειωθούν μετά από την έκδοση χρέους.

Οι Koutmos - Philippatos (2007) χρησιμοποιώντας ένα τροποποιημένο υπόδειγμα μερικής προσαρμογής, κατά πόσο οι αποδόσεις των μετοχών στο

Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών προσαρμόζονται με ασύμμετρο τρόπο σε παρελθούσα πληροφόρηση λόγω διαφορετικών δαπανών προσαρμογής. Το δείγμα της εργασίας τους περιελάμβανε ημερήσιες αποδόσεις κατά τη διάρκεια της περιόδου 2η Ιανουαρίου 1992 μέχρι και 1η Μαρτίου 1999. Οι εκτιμήσεις των συγγραφέων έδειξαν ότι οι τιμές των μετοχών προσαρμόζονται με ασύμμετρο τρόπο σε πληροφορίες του παρελθόντος.

Ο Ray (2010) εξέτασε τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα στη Ινδική χρηματιστηριακή αγορά για το χρονικό διάστημα των 10 ετών από τον Αύγουστο του 1999 έως και τον Αύγουστο του 2009. Προσδιόρισε πέντε διαφορετικές φάσεις του Δείκτη και το δείγμα του περιελάμβανε μηνιαίες αποδόσεις 30 επιλέξιμων μετοχών. Τα αποτελέσματα έδειξαν αστάθεια των συντελεστών βήτα στις μισές περίπου αποδόσεις.

Ο Maniatis (2011) προσπάθησε να εξετάσει κατά πόσο ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς για τη μετοχή του Τιτάνα και κατά πόσο είναι εφικτή η πρόβλεψη του μελλοντικού κινδύνου και των τιμών της μετοχής. Ο συγγραφέας κατέληξε ότι ο κίνδυνος της μετοχής δεν σχετίζεται με τον κίνδυνο της αγοράς. Επίσης έδειξε ότι παρόλο που η προβλεψιμότητα των μετοχικών αποδόσεων είναι αδύνατη, ωστόσο ο κίνδυνος της που συνδέεται με τη μετοχή μπορεί ως έναν βαθμό να προβλεφθεί.

Οι Eubank - Zumwalt (1970) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ της σταθερότητας του συντελεστή βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων, του χρονικού διαστήματος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα και των μεθόδων προσαρμογής για τη πρόβλεψη των μελλοντικών συντελεστών βήτα. Χρησιμοποίησαν χρονικές περιόδους των 12, 36, 60 και 120 μηνών και αντίστοιχες περιόδους πρόβλεψης για να εκτιμήσουν το συντελεστή βήτα. Από τα συμπεράσματά τους προκύπτει ότι για τα χαρτοφυλάκια που περιείχαν μετοχές υψηλού κινδύνου, είχαν υψηλό συντελεστή βήτα, είχαν και υψηλό μέσο σφάλμα πρόβλεψης του τετραγώνου. Ενώ αντίθετα τα χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από μετοχές χαμηλού κινδύνου, είχαν χαμηλό συντελεστή βήτα, είχαν χαμηλό μέσο σφάλμα πρόβλεψης του τετραγώνου.

Οι Klemkosky - Martin (1975) αξιολόγησαν τη προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα. Χρησιμοποίησαν αποδόσεις μετοχών για 5 έτη, υπολόγισαν το συντελεστή βήτα και προσπάθησαν να προβλέψουν τους συντελεστές βήτα της επόμενης περιόδου 5 ετών.

Αναλυτικά θα αναφερθούμε παρακάτω.

Αντικείμενο μελέτης της συγκεκριμένης εργασίας είναι να δούμε ποια είναι η επίδραση του μήκους του διαστήματος στα βήτα που έχουμε υπολογίσει για τις αξίες των μετοχών και του δείκτη στην Ελλάδα και στην Ιταλία. Επιλέγουμε αυτές τις δύο χώρες πρώτον γιατί είναι δύο σχετικά μικρές αναπτυσσόμενες χώρες σε σχέση με άλλες αναπτυγμένες. Και δεύτερον γιατί για το διάστημα που τις εξετάζουμε 2005-2008 οι αποδόσεις των μετοχών μειώνονται αισθητά κατά το τελευταίο έτος της εξεταζόμενης περιόδου.

ΚΕΦΑΛΑΟ 3 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Θα αναφερθούμε αναλυτικά σε μελέτες που έχουν γίνει για τη μέτρηση και τον υπολογισμό του βήτα. Παρακάτω ακολουθεί αναλυτική αναφορά πάνω σε άρθρα σχετιζόμενα με τη δική μας μελέτη.

1. George Diakogiannis - Paraskevi Makri (2008)

Estimating Betas in Thinner Markets: The Case of Athens Stock Exchange

Οι ερευνητές το 2008 εξέτασαν (μεταξύ άλλων) την επίδραση της περιοδικότητας υπολογισμού των αποδόσεων επί των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα μετοχών εισηγμένων στην Κύρια Αγορά του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς εξέτασαν κατά πόσον η εκτίμηση για τον συντελεστή βήτα μεταβάλλεται καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα επί του

οποίου μετριούνται οι αποδόσεις των μετοχών, και εάν αυτή η σχέση επηρεάζεται από την αγοραία αξία των επιχειρήσεων.

Δείγμα και Μεθοδολογία

Το δείγμα των συγγραφέων περιελάμβανε 187 μετοχές, οι οποίες διαπραγματεύονταν κατά την περίοδο 01 Ιανουαρίου 2001 έως και 31 Δεκεμβρίου 2004, μια περίοδο δηλαδή έντονα πτωτικών τιμών και αραιής συναλλακτικής δραστηριότητας.

Αρχικά οι μετοχές του δείγματος ταξινομήθηκαν βάσει της κεφαλαιοποίησης τους κατά την 29^η Δεκεμβρίου το 2000 και έπειτα χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να κατασκευαστούν δύο χαρτοφυλάκια μετοχών, εκ των οποίων το ένα περιελάμβανε 30 μετοχές με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και το άλλο 30 μετοχές με τη χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση. Κατόπιν, για κάθε μετοχή εκάστου χαρτοφυλακίου υπολογίστηκαν ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις χρησιμοποιώντας τον φυσικό λογάριθμο των αποδόσεων και προέκυψαν οι αντίστοιχες εκτιμήσεις για τον συντελεστή βήτα.

Αποτελέσματα

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν το μέσο βήτα των μετοχών του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης να αυξάνεται καθώς επιμηκύνθηκε το διάστημα της μέτρησης των αποδόσεων. Συγκεκριμένα, η μέση εκτίμηση για το βήτα αυτών των μετοχών αυξήθηκε από 1,097 όταν αποδόσεις υπολογίζονταν σε ημερήσια βάση, σε 1,234 και 1,235 όταν αποδόσεις υπολογίζονταν σε βάση δυο εβδομάδων και ενός μήνα αντίστοιχα. Ωστόσο αυτές οι μεταβολές δεν βρέθηκαν να είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας του 1%. Και το μέσο βήτα των μετοχών του χαρτοφυλακίου της χαμηλής κεφαλαιοποίησης βρέθηκε να αυξάνεται καθώς το χρονικό διάστημα εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών μάκραινε. Συγκεκριμένα, το μέσο βήτα των παραπάνω μετοχών αυξήθηκε από

1,23 για ημερήσιες αποδόσεις, σε 1,4 και 1,52 για αποδόσεις που υπολογίζονταν για διάστημα δυο εβδομάδων και ενός μήνα αντίστοιχα. Ωστόσο και σε αυτή την περίπτωση αυτές οι αυξήσεις δεν βρέθηκαν να είναι στατιστικά σημαντικές.

Επομένως, βλέπουμε ότι η επίδραση της αγοραίας αξίας δεν αλλάζει την κατεύθυνση της σχέσης μεταξύ εκτίμησης του συντελεστή βήτα και της περιοδικότητας των αποδόσεων. Το αποτέλεσμα αυτό φαίνεται να αντιτίθεται των αποδεικτικών στοιχείων που παρέχονται από τους Brailsford και Josev (1977) που δείχνουν ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των υψηλών κεφαλαιοποιημένων επιχειρήσεων μειώνονται καθώς το διάστημα της μέτρησης απόδοσης παρατείνεται, ενώ οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των χαμηλών κεφαλαιοποιημένων επιχειρήσεων αυξάνουν καθώς το χρονικό μέτρησης απόδοσης παρατείνεται.

Κατόπιν, οι συγγραφείς εξέτασαν τον συντελεστή προσδιορισμού που προέκυψε από την εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς για τις μετοχές των δυο χαρτοφυλακίων. Για το μεν χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης βρέθηκε ο δείκτης ATSEC1 να εξηγεί, κατά μέσο όρο, μόνο το 18,6% της διακύμανσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων των μετοχών όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις και 36,3% όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις. Για το δε χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης βρέθηκε ο δείκτης ATSEC1 να εξηγεί, κατά μέσο όρο, το 42,8% της διακύμανσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων των μετοχών όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις με το αντίστοιχο ποσοστό να ανέρχεται στο 53% στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων.

Τα αποτελέσματα δηλαδή έδειξαν ότι η μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού και για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλά και για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αυξήθηκε καθώς μεγάλωσε η χρονική περίοδος εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών. Επίσης, και για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης και για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής

κεφαλαιοποίησης η διαφορά μεταξύ των δύο μέσων τιμών των R^2 βρέθηκε να είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%,

Η στατιστική σημαντικότητα της διαφοράς στους μέσους συντελεστές προσδιορισμού επιβεβαιώνει τη παρουσία της επίδρασης του διαστήματος εκτίμησης των αποδόσεων επί των εκτιμήσεων για τον συντελεστή βήτα.

Κατά τους συγγραφείς μιας πιθανή εξήγηση του γιατί ο συντελεστής βήτα μεταβάλλεται καθώς το χρονικό διάστημα εκτίμησης της (κεφαλαιακής) απόδοσης των μετοχών επιμηκύνεται ενδεχομένως να είναι ότι ο πλήρης αντίκτυπος των πληροφοριών δεν αντανακλάται άμεσα στις αξίες λόγω των καθυστερήσεων «προσαρμογής των τιμών», αλλά ο αντίκτυπος αυτού του φαινομένου μειώνεται με μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα μέτρησης απόδοσης, δεδομένου ότι οι τιμές ενσωματώνουν ένα μεγάλο μέρος των σχετικών πληροφοριών

2. Pierre Perron and Cosme Voudounou (1997)

Sampling Interval and Estimated Betas: Implications for the Presence of Transitory Components In Stock Prices

Στόχος της μελέτης ήταν να καταδείξουν ότι η επίδραση της περιοδικότητας των αποδόσεων κατά την εκτίμηση των συντελεστών βήτα μιας μετοχής είναι εμφανής ακόμη και στην περίπτωση όπου χρησιμοποιούμε συνεχώς ανατοκίζόμενες αποδόσεις.

Οι συγγραφείς εκτίμησαν μια σχέση για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής, υποθέτοντας ότι η τιμή μιας μετοχής περιλαμβάνει μια μόνιμη και μια παροδική συνιστώσα, οι οποίες παρουσιάζονται στην ακόλουθη σχέση.

$$\ln P_{i,t} = \ln P_{i,t}^b + \ln P_{i,t}^a \quad 1$$

ή

$$P_{i,t} = P_{i,t}^b + P_{i,t}^a \quad 2$$

Όπου

$P_{i,t}$: η τιμή της μετοχής i κατά την περίοδο t

$P_{i,t}^b$: Η μόνιμη συνιστώσα της τιμής της μετοχής i κατά την περίοδο t

$P_{i,t}^a$: Η παροδική συνιστώσα της τιμής της μετοχής i κατά την περίοδο t

$p_{i,t}^b$: Ο φυσικός λογάριθμος της μόνιμης συνιστώσας της τιμής της μετοχής i κατά την περίοδο t

$p_{i,t}^a$: Ο φυσικός λογάριθμος της παροδικής συνιστώσας της τιμής της μετοχής i κατά την περίοδο t

Η μόνιμη συνιστώσα της τιμής της μετοχής περιγράφεται από μια γεωμετρική διαδικασία Brown με σταθερή μεταβλητότητα, η μαθηματική έκφραση της οποίας έχει ως εξής

$$dP_{i,t}^b = \mu_i P_{i,t}^b dt + P_{i,t}^b \sigma_i^b dW_{i,t}^b \quad 3$$

Όπου

dW_t^b και dW_t^a αποτελούν δυο ανεξάρτητες διαδικασίες Wiener

μ_i : Η μέση απόδοση της μετοχής i

Από την άλλη, η παροδική συνιστώσα της μετοχής περιγράφεται από μια στάσιμη διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck, όπου η τελευταία (εν αντιθέσει με την πρώτη) περιγράφει την δυναμική του λογαρίθμου της τιμής ενός περιουσιακού στοιχείου (συνήθως πρόκειται για το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο, όπως είναι τα ομόλογα του δημοσίου). Οπότε η διαφορική εξίσωση που περιγράφει την συμπεριφορά της παροδικής συνιστώσας της τιμής μιας μετοχή έχει ως εξής

$$dp_{i,t}^a = -\gamma_i p_{i,t}^a dt + \sigma_i^a dW_{i,t}^a \quad 4$$

Κατόπιν, η λύση της διαφορικής εξίσωσης περιγράφεται από την σχέση (3) μας δίνει μια μη στάσιμη συνάρτηση για τον λογάριθμο της μόνιμης συνιστώσας. Η εν λόγω εξίσωση έχει ως εξής

$$P_{i,t}^b = P_{i,0}^b + \left(\mu_i + \frac{(\sigma_i^b)^2}{2} \right) t + \sigma_i^b dW_{i,t}^b \quad 5$$

Ωστόσο, η λύση της διαφορικής εξίσωσης περιγράφεται από την σχέση (4) μας δίνει μια στάσιμη συνάρτηση για τον λογάριθμο της παροδικής συνιστώσας. Η εν λόγω εξίσωση έχει ως εξής

$$P_{i,t}^a = P_{i,0}^a \exp(-\gamma_i t) + \sigma_i^a \int_0^t \exp(-\gamma_i(t-s)) dW_{i,s}^a \quad 6$$

Στην συνέχεια, οι συγγραφείς όρισαν τις αποδόσεις σε ένα επενδυτικό ορίζοντα που περιλαμβάνει η περιόδους. Το βήτα κάθε μετοχής εξαρτάται από το διάστημα δειγματοληψίας και τις δύο συνιστώσες των μετοχών, οπότε το «μόνιμο» βήτα και το «παροδικό» βήτα».

Οι συγγραφείς λοιπόν κατέδειξαν ότι εάν δεν υπάρχει η παροδική συνιστώσα στην τιμή των μετοχών τότε δεν εμφανίζεται το interval effect. Αντίθετα, η ύπαρξη μιας παροδικής συνιστώσας καθιστά τον συντελεστή βήτα μια αύξουσα (φθίνουσα) συνάρτηση του διαστήματος δειγματοληψίας για τις πιο επικίνδυνες μετοχές. Οι συγγραφείς θεώρησαν ως επικίνδυνα περιουσιακά στοιχεία αυτών των οποίων ο "μόνιμος συντελεστής βήτα" ήταν μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο "παροδικό" και το αντίθετο για λιγότερα επικίνδυνα περιουσιακά στοιχεία. Συνεπώς, το interval effect δύναται να ερμηνευθεί μόνο από την παρουσία ή μη μιας παροδικής συνιστώσας στην τιμή των μετοχών.

3. Michael Atchison, Kirt Butler, Richard Simonds (1987)

Nonsynchronous Security Trading and market Index Autocorrelation

Οι συγγραφείς εξέτασαν κατά πόσον η ετεροχρονισμένη αγοραπωλησία μετοχών (non-synchronous trading) δύναται να ερμηνεύσει τις παρατηρούμενες ημερήσιες

αυτοσυσχετίσεις των μετοχών. Συνήθως οι τιμές κλεισίματος των μετοχών αντικατοπτρίζουν μόνο την τελευταία συναλλαγή που έλαβε χώρα. Οι επιδράσεις ετεροχρονισμένων συναλλαγών είναι εμφανείς όταν οι αγοραπωλησίες σε μια μετοχή πραγματοποιούνται σε αραιά χρονικά διαστήματα. Σε αυτές τις περιπτώσεις, η τελευταία τιμή κλεισίματος της μετοχής ενδέχεται να μην απεικονίζει τη θεμελιώδη αξία της επιχείρησης την στιγμή κατά την οποία νέες πληροφορίες για αυτή γνωστοποιούνται στο επενδυτικό κοινό. Εκ πρώτης όψεως, αυτό δίνει την εντύπωση ότι υπάρχει μια καθυστέρηση στην προσαρμογή της τιμής της μετοχής στις νέες πληροφορίες, ωστόσο το αίτιο αυτής της καθυστέρησης έγκειται στο ότι η τιμή κλεισίματος αφορά σε μια προγενέστερη συναλλαγή, και είναι επομένως ξεπερασμένη. Το φαινόμενο των ετεροχρονισμένων συναλλαγών μπορεί να ευθύνεται για την αύξηση της συσχέτισης των αποδόσεων, την στιγμή κατά την οποία αυτές είναι ανεξάρτητες και μη συσχετιζόμενες (γεγονός που συνάδει με την Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς)

Οι συγγραφείς λοιπόν συνέκριναν της παρατηρηθείς ημερήσιες συσχετίσεις αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου μετοχών με αυτές που προκύπτουν από το θεωρητικό υπόδειγμα των Scholes and Williams (1987). Ο συντελεστής συσχέτισης πρώτης τάξεως για την απόδοση του χαρτοφυλακίου βάσει των συναλλαγών έχει ως εξής

$$\rho_1 = \frac{\text{cov}(\tilde{R}_{p,t}^T, \tilde{R}_{p,t-1}^T)}{\text{var}(\tilde{R}_{p,t}^T)}$$

Όπου

$$\tilde{R}_{p,t}^T = \sum_{i=1}^n x_i \tilde{R}_{i,t}^T$$

$$\sum_{i=1}^n x_i = 1$$

Οπότε με αντικατάσταση έχουμε

$$\rho_1 = \frac{\text{cov}\left(\sum_{i=1}^n x_i \tilde{R}_{i,t}^T, \sum_{i=1}^n x_i \tilde{R}_{i,t-1}^T\right)}{\text{var}\left(\sum_{i=1}^n x_i \tilde{R}_{i,t}^T\right)} =$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{i,t-1}^T\right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t-1}^T\right)}{\sum_{i=1}^n x_i^2 \text{var}\left(\tilde{R}_{i,t}^T\right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t}^T\right)} =$$

Και σε ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, όπου $x_i = \frac{1}{n}$ θα έχουμε τα ακόλουθα

$$\rho_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{n}\right)^2 \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{i,t-1}^T\right) + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t-1}^T\right)}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{n}\right)^2 \text{var}\left(\tilde{R}_{i,t}^T\right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t}^T\right)} =$$

$$= \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{i,t-1}^T\right)}{n} + \frac{1}{n^2} \frac{n(n-1)}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t-1}^T\right)}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{var}\left(\tilde{R}_{i,t}^T\right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \text{cov}\left(\tilde{R}_{i,t}^T, \tilde{R}_{j,t}^T\right)}$$

$$= \frac{\frac{1}{n} (\text{Μεση Αυτοσυσχετιση}) + \frac{n-1}{n} (\text{Μεση Διαμετοχικη Συνδιακυμανση})}{\frac{1}{n} (\text{Μεση Διακυμανση}) + \frac{n-1}{n} (\text{Μεση Συνδιακυμανση})}$$

Οι συγγραφείς συνέλεξαν ένα τυχαίο δείγμα ημερήσιων πραγματοποιηθεισών αποδόσεων r_{it}^T για $i = 1, 2, \dots, 280$ μετοχές εισηγμένων επιχειρήσεων στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1978-1981. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν οι συντελεστές συσχέτισης ήταν μεγαλύτεροι από αυτούς προβλέπει το υπόδειγμα της ετεροχρονισμένης συναλλαγής. Συγκεκριμένα, ο συντελεστής συσχέτισης του υποδείγματος ήταν ίσος μόνο με το 15,8% του παρατηρούμενου συντελεστή συσχέτισης ενός ισοσταθμισμένου χαρτοφυλάκιου 280 μετοχών.

4. Phillip Daves, Michael Ehrhaedt , Robert Kunkel (2000)

Estimating Systematic Risk: The Choice Of Return interval and Estimation Period

Στην εργασία τους οι συγγραφείς (2000) ασχολήθηκαν με το υπόδειγμα τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων (CAPM), διότι βάσει αυτού του υποδείγματος εκτιμάται το κόστος ιδίων κεφαλαίων, το οποίο με την σειρά του είναι σημαντικό κατά την εκτίμηση του μέσου σταθμικού κόστους κεφαλαίου.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς εξέτασαν τέσσερις διαφορετικές περιόδους εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών και οκτώ περιόδους εκτίμησης των συντελεστών βήτα προκειμένου να καταλήξουν ποια περιοδικότητα και περίοδος εκτίμησης θα πρέπει να χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Η περιοδικότητα των αποδόσεων ήταν σε καθημερινή, εβδομαδιαία, δεκαπενθήμερη, και μηνιαία βάση, ενώ οι οκτώ περίοδοι εκτίμησης (των συντελεστών βήτα) κυμαίνονταν από ένα χρόνο σε οκτώ έτη κατά τη διάρκεια της περιόδου 1982-1989. Για τις αποδόσεις σε καθημερινή, εβδομαδιαία, και δεκαπενθήμερη υπήρχαν διαθέσιμες 1,329 εταιρίες ενώ για τις αποδόσεις σε μηνιαία βάση υπήρχαν διαθέσιμες 946 εταιρίες.

Για την εκτίμηση του βήτα των χαρτοφυλακίων χρησιμοποιήθηκε το υπόδειγμα της αγοράς, ενώ παράλληλα εκτιμήθηκε και το τυποποιημένο σφάλμα της εκτίμησης βήτα βάσει της ακόλουθης σχέσης

$$S_{\beta} = \frac{1}{\sqrt{N-1}} \frac{S_e}{S_m}$$

1

Όπου

S_e : Η τυπική απόκλιση των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς,

S_m : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της αγοράς

Χρησιμοποιώντας λοιπόν ημερήσιες, εβδομαδιαίες, δεκαπενθήμερες, και μηνιαίες, αποδόσεις των μετοχών εκτίμησαν την υπόδειγμα αγοράς για κάθε μετοχή σε κάθε έτος της υπό εξέταση περιόδου (από το 1982 μέχρι το 1989) έλαβαν την τυπική απόκλιση των καταλοίπων κάθε παλινδρόμησης. Κατόπιν, εκτίμησαν την τυπική απόκλιση των αποδόσεων της αγοράς για κάθε έτος.

Κατόπιν, η μέση τιμή του S_e και του S_m κατά τη διάρκεια της οκτάχρονης περιόδου χρησιμοποιείται προκειμένου να προσομοιωθούν τιμές για το τυπικό σφάλμα της εκτίμηση του συντελεστή βήτα για τις διαφορετικές περιόδους εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών και των συντελεστών βήτα

Αποτελέσματα

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι όσο αυξάνεται η χρονική περίοδος εκτίμησης των συντελεστών βήτα, τόσο μειώνεται το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα. Αυτό με την σειρά του σημαίνει μικρότερα διαστήματα εμπιστοσύνης για την πραγματική τιμή του συντελεστή βήτα. Για παράδειγμα, βάσει των ημερήσιων αποδόσεων η μέση τιμή, για όλη την χρονική περίοδο 1982-1989, του τυπικού σφάλματος των καταλοίπων ήταν $S_e = 0,02202$ και ενώ η αντίστοιχη τιμή του τυπικού σφάλματος των αποδόσεων της αγοράς,

κατά την προαναφερθείσα περίοδο ήταν $S_m = 0,007$. Κατόπιν ο λόγος $\frac{S_e}{S_m} = 0,02202/0,007 = 2,97$ χρησιμοποιείται προκειμένου να προσομοιωθούν τιμές για το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα για τις διαφορετικές περιόδους εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών και των συντελεστών βήτα. Έτσι για μικρή χρονική περίοδο εκτίμησης όπως είναι το ένα έτος ημερησίων επιστροφών, το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης βήτα είναι αρκετά μεγάλο, δημιουργώντας ένα διάστημα εμπιστοσύνης 95% μεταξύ των τιμών 0,62 έως 1,38 για μια επιχείρηση με μια εκτίμηση για τον συντελεστή βήτα πλησίον της μονάδος.

Εάν τώρα, η περίοδος εκτίμησης αυξηθεί σε δύο έτη ημερησίων αποδόσεων, τότε το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του βήτα είναι πολύ μικρότερο, δίνοντας τώρα ένα διάστημα εμπιστοσύνης 95% μεταξύ των τιμών 0,73 έως 1,27 για μια εταιρία με συντελεστή βήτα κοντά στο 1.0. Εάν χρησιμοποιήσουμε μηνιαία δεδομένα αναφορικά με τις αποδόσεις των μετοχών τότε η αναλογία Se/Sm μειώνεται από 2,97 σε 1,514. Αυτό σημαίνει για οποιαδήποτε περίοδο εκτίμησης, οι ημερήσιες αποδόσεις δίνουν μικρότερο τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα, δηλαδή παρέχουν μια ακριβέστερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Κατά συμπέρασμα, τα πιο σύντομα διαστήματα εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών συνδέονται με μικρότερο τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ή με μεγαλύτερη ακρίβεια κατά την εκτίμηση του εν λόγω συντελεστή. Κατά συνέπεια, η εκτίμηση του κόστους ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης θα πρέπει να γίνεται βάσει ημερησίων αποδόσεων των τιμών των μετοχών (εάν βεβαίως υπάρχει η δυνατότητα επιλογής ημερησίων στοιχείων). Δεύτερον, η αύξηση της διαστήματος εκτίμησης των συντελεστών βήτα μειώνει το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα και έτσι αυξάνει την ακρίβεια της εκτίμησης αυτών.

5.Kalman Cohen, Gabriel Hawawini , StevenMaier, Robert Schwaetz, David Whitcomb (1983)

Estimating And Adjusting for the Intervalling - Effect Bias in Beta

Σκοπός της μελέτης ήταν να παρουσιάσει ένα υπόδειγμα που εξηγεί για πιο λόγο οι εκτιμήσεις αναφορικά με τον συντελεστή βήτα των μετοχών εξαρτώνται από την περιοδικότητα των αποδόσεων (δηλαδή εάν οι αποδόσεις υπολογίζονται σε ημερήσια, μηνιαία, ή ετήσια βάση), βάσει των οποίων βεβαίως εκτιμάται ο εν

λόγω συντελεστής. Συγκεκριμένα, στόχος του συγγραφέα ήταν να καταδείξει ότι όταν η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων αυξάνεται (δηλαδή το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των χρηματιστηριακών αποδόσεων μειώνεται), τότε οι μετοχές με μια μικρότερη χρηματιστηριακή τιμή σε σχέση με το μέσο όρο όλων των τίτλων της αγοράς θα έχουν σε γενικές γραμμές ένα μικρότερο συντελεστή βήτα, ενώ οι μετοχές με μια υψηλότερη κεφαλαιοποίηση από το μέσο όρο θα έχουν ένα υψηλό βήτα.

Μέθοδοι Ανάλυσης

Κατά τον συγγραφέα, ένας βασικός παράγοντας που εξηγεί το φαινόμενο της μεταβολής του συντελεστή βήτα ανάλογα με την περιοδικότητα των αποδόσεων της μετοχής είναι η ύπαρξη (ή μη) των ταυτόχρονων κινήσεων των μετοχικών αποδόσεων και των αποδόσεων της αγοράς, καθώς είναι δυνατόν η μεταβολή μιας μετοχικής απόδοσης να προηγείται ή να έπεται αυτής της αγοράς.

Σημασία ωστόσο ο Hawawini (1983) έδωσε στον λόγο q , δηλαδή στον λόγο του αθροίσματος του ρ_{im}^{+1} και του ρ_{im}^{-1} προς τον απλό συντελεστή συσχέτισης ρ_{im} . Αυτές λοιπόν οι διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των αποδόσεων της αγοράς ευθύνονται για την ευαισθησία της εκτίμησης του συντελεστή βήτα στην περιοδικότητα των αποδόσεων.

Αποτελέσματα

Αρχικά ο συγγραφέας εκτίμησε τους συντελεστές συσχέτισης ρ_{im}^{+1} , ρ_{im}^{-1} , και ρ_{im} καθώς και τον λόγο q για 20 Αμερικάνικες μετοχές κατά την περίοδο 1970:01-1973:12. Κατόπιν, προκειμένου να υποστηρίξει την θέση του, ο Hawawini (1983) απέδειξε ότι ο συντελεστής βήτα της μετοχής i δύναται να γραφεί ως ακολούθως

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}(T)}{\sigma_m^2(T)} = \frac{\sigma_{im}(1)[T+(T-1)q_{im}]}{\sigma_m^2(1)[T+(T-1)q_m]} = \beta_i(1) \frac{T+(T-1)q_{im}}{T+(T-1)q_m} \quad 1$$

όπου β_i το εκτιμηθέν βήτα της μετοχής i το οποίο έχει προκύψει βάσει αποδόσεων υπολογισμένων για χρονικό διάστημα T ημερών, $\beta_i(1)$ το βήτα της μετοχής i που έχει εκτιμηθεί βάσει ημερήσιων αποδόσεων, και οι συντελεστές q στους οποίους αναφερθήκαμε προηγουμένως.

Η σχέση (2.1) δείχνει ξεκάθαρα με ποιο τρόπο οι διαχρονικές συσχετίσεις και οι αλλαγές στην περιοδικότητα των αποδόσεων επηρεάζουν την εκτίμηση του βήτα της μετοχής. Κατ' αρχάς, εάν υποθέσουμε ότι ο λόγος q για την μετοχή και την αγορά είναι μηδέν ($q_m = q_{im} = 0$) τότε σε αυτή την περίπτωση, ο συντελεστής βήτα της μετοχής θα ισούται με τον συντελεστή βήτα υπολογιζόμενο βάσει ημερήσιων αποδόσεων, ασχέτως από την περιοδικότητα των αποδόσεων των μετοχών. Ωστόσο, το q μιας μετοχής θα διαφέρει από αυτό της αγοράς, προκαλώντας έτσι μεταβολές του συντελεστή βήτα ανάλογα με την περιοδικότητα των αποδόσεων των μετοχών.

Επίσης, το ότι η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα προκύπτει εκ του γεγονότος ότι στην παραπάνω σχέση η πρώτη παράγωγος του β_i ως προς το T είναι διαφορετική του μηδενός

$$\frac{d\beta_i}{dT} = \beta_i(1) \frac{q_{im} - q_m}{[T + (T-1)q_m]^2} \quad 2$$

Από την παραπάνω σχέση βλέπουμε ότι καθώς αυξάνεται το T (δηλαδή το χρονικό διάστημα εντός του οποίου εκτιμώνται οι συντελεστές βήτα) ο συντελεστής βήτα της μετοχής θα αυξηθεί, εάν η διαφορά $q_{im} - q_m$ είναι θετική, δηλαδή εάν η αναλογία q της μετοχής είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη της αγοράς. Για παράδειγμα, ο συγγραφέας εκτίμησε τον συντελεστή q_{im} της μετοχής Wayne-Gossard στο 1,161, και αυτό της αγοράς στο $q_m = 0,570$. Σε αυτή την περίπτωση εάν το διάστημα T μικρύνει (αυξηθεί), τότε ο συντελεστής βήτα της μετοχής θα πρέπει να μειωθεί (αυξηθεί). Πράγματι, ο συντελεστής βήτα

της μετοχής μειώνεται από 0,976 στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων στο 0,459 στην περίπτωση των ημερήσιων αποδόσεων.

Τέλος, κατά τον συγγραφέα ο λόγος β και η κεφαλαιοποίηση της μετοχής έχουν μια αντίστροφη σχέση. Δηλαδή μετοχές υψηλή κεφαλαιοποίησης θα έχουν ένα μικρό β σε σχέση με αυτό της αγοράς, και επομένως η σχέση μεταξύ του β και της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων θα είναι αρνητική

6.Puneet Handa, Kothari, Charles Wasley (1993)

Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset - Pricing Model to the return Measurement Interval

Οι Handa *et al* διερεύνησαν τις συνέπειες που μπορεί να έχει η επιλογή της διαφορετικής περιοδικότητας των αποδόσεων σε σχέση μεταξύ αποδόσεως και κινδύνου, όπως αυτή αποτυπώνεται από το υπόδειγμα CAPM. Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς διενήργησαν ελέγχους του πολυμεταβλητού υποδείγματος CAPM χρησιμοποιώντας μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις ταξινομημένων βάσει της κεφαλαιοποίησης τους χαρτοφυλακίων αποτελούμενων από μετοχές του NYSE και του AMEX.

Αρχικά οι συγγραφείς κάθε χρόνο κατασκεύασαν 20 χαρτοφυλάκια (MV1-MV20) μετοχών τις οποίες ταξινόμησαν βάσει της κεφαλαιοποίησης τους στην αρχή του έτους. Έτσι το χαρτοφυλάκιο MV1 είναι ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο αποτελούμενο από το 5% των μετοχών με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση ενώ το χαρτοφυλάκιο MV20 είναι επίσης ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο και αποτελείται όμως από το 5% των μετοχών με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση. Για τεχνικούς λόγους, οι συγγραφείς απέκλεισαν από την ανάλυση τους το χαρτοφυλάκιο MV10 και διενήργησαν ελέγχους στις αποδόσεις των υπολοίπων 19 χαρτοφυλακίων, σε 5 και 10 χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν από τα 19 χαρτοφυλάκια, κατά τρεις υποπεριόδους διάρκειας 20 ετών και οκτώ μηνών

εκάστη. Οι αρχικοί μήνες αυτών των υποπεριόδων ήταν ο Ιανουάριος 1927, ο Σεπτέμβριος 1947, και ο Μάιος 1968.

Προκειμένου να έχει εμπειρική ισχύ το CAPM θα πρέπει να έχουμε $\alpha_i = 0$ για όλες τις μετοχές ή χαρτοφυλάκια $i = 1, 2, \dots, N$. Η στατιστική ελέγχου που χρησιμοποιήθηκε οι ερευνητές είναι η ακόλουθη

$$\theta_1 = K \left(1 + \frac{\mu_m^2}{\sigma_m^2} \right)^{-1} \hat{\alpha}' S^{-1} \hat{\alpha}$$

1

Όπου

$\hat{\alpha}$: Το διάνυσμα των εκτιμώμενων $\hat{\alpha}_i$

S: Ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων των N μετοχών

μ_m, σ_m^2 : Ο δειγματικός μέσος και διακύμανση, αντίστοιχα της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς κατά τις T χρονικές περιόδους.

$$K = \frac{(T - N - 1)T}{(T - 2)N}$$

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι βάσει των μηνιαίων αποδόσεων η εμπειρική εγκυρότητα του CAPM απορρίπτεται ενώ βάσει των ετήσιων αποδόσεων το υπόδειγμα δεν απορρίπτεται. Δηλαδή η εμπειρική σχέση μεταξύ προσδοκώμενης απόδοσης και κινδύνου επηρεάζεται από το εύρος της περιοδικότητας των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών.

7. Ajai Kapoor - Ralph Pope (1997)

The Relationship Between Corporate Debit Issuance And Changes In Systematic Risk

Ο στόχος της μελέτης του Kapoor and Pope ήταν να εξεταστεί κατά πόσον το χρέος που εκδίδει μια επιχείρηση έχει μια σημαντική επίδραση επί του συστηματικού κινδύνου της εταιρείας.

Μέθοδος Ανάλυσης και Δείγμα

Το δείγμα της εργασίας περιελάμβανε 38 περιπτώσεις εκδόσεων χρέους, κατά το έτος 1989, εταιριών εισηγμένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και στο American Stock Exchange. Στο αρχικό δείγμα υπήρχαν 64 περιπτώσεις, αλλά επειδή αρκετές επιχειρήσεις προέβησαν σε έκδοση χρέους περισσότερο από μια φορά εντός του υπ' εξέταση χρονικού διαστήματος αποφασίστηκε να αποκλειστούν από το δείγμα.

Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν την μέθοδο των επιχειρηματικών συμβάντων (event study) προκειμένου να ελέγξουν την ερευνητική τους υπόθεση. Η ημερομηνία έκδοσης χρέους επιλέχτηκε ως ημερομηνία 0 για την ανάλυση του σχετικού επιχειρηματικού συμβάντος. Προκειμένου τώρα να καθοριστεί εάν παρατηρείται κάποια αλλαγή στον συντελεστή βήτα των μετοχών μετά από την ημερομηνία έκδοσης, εκτιμήθηκαν δύο συντελεστές βήτα: ένας για πριν το επιχειρηματικό συμβάν και ένας για μετά το επιχειρησιακό συμβάν.

Οι συντελεστές βήτα εκτιμήθηκαν χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις μετοχών και ενός ισοσταθμισμένου χρηματιστηριακού δείκτη, του δείκτη CRSP (για την υποδειγματοποίηση του χαρτοφυλακίου της αγοράς). Για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα πριν το επιχειρηματικό συμβάν χρησιμοποιήθηκε ένα χρονικό διάστημα 60 ημέρες πριν το συμβάν (η περίοδος εκτίμησης των εν λόγω συντελεστών ήταν η περίοδος $t=-120$ μέχρι $t=-60$, και ο ίδιος αριθμός ημερών για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα μετά το συμβάν δηλαδή την έκδοση χρέους (η περίοδος εκτίμησης των εν συντελεστών βήτα μετά το συμβάν ήταν η περίοδος $t-61$ μέχρι $t=120$). Υπήρξε λοιπόν μια περίοδος 60 ημερών, 30 πριν το επιχειρησιακό συμβάν και 30 μετά, για την οποία δεν έγιναν εκτιμήσεις, καθώς οι συντελεστές βήτα επιδεικνύουν μια ιδιαίτερα ασταθή συμπεριφορά όσο πλησιάζει η ημερομηνία του επιχειρησιακού συμβάντος.

Επίσης, οι συγγραφείς προέβησαν σε μια προσαρμογή των συντελεστών βήτα βάσει της μεθόδου των Scholes και Williams. Συγκεκριμένα, προκειμένου να εκτιμηθεί ο πραγματικός συντελεστής βήτα, θα πρέπει να ληφθεί υπόψη σε μια εξίσωση προσαρμογής των συντελεστών βήτα μιας περιόδου με υστέρηση μιας περιόδου με προήγηση. Δηλαδή το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμοποιείται όχι μόνο για την εκτίμηση του βήτα της τρέχουσας περιόδου, αλλά και του συντελεστή βήτα κατά την περίοδο $t-1$ και κατά την περίοδο $t+1$. Επιπλέον στην εξίσωση προσαρμογής χρησιμοποιείται και ο συντελεστής βήτα της αγοράς για την περίοδο $t+1$

Τέλος, προκειμένου να προσδιοριστεί εάν θα πρέπει να γίνει αποδεκτή ή να απορριφθεί η ερευνητική υπόθεση, θα πρέπει να αναλυθούν στατιστικά οι προκύπτουσες τιμές του συντελεστή βήτα προ και μετά το επιχειρησιακό συμβάν. Κάθε παρατήρηση που περιλαμβάνεται στη μελέτη αποτελείται από δύο δείγματα, καθώς ο συντελεστής βήτα της μετοχής υπολογίζεται δύο φορές, χρησιμοποιώντας πρώτα ένα σύνολο αποδόσεων πριν την έλευση του γεγονότος και έπειτα ένα σύνολο αποδόσεων για την εκτίμηση του βήτα μετά το γεγονός. Επειδή λοιπόν αυτά τα δύο σύνολα αποδόσεων δεν είναι ανεξάρτητα, και επιπλέον επειδή οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα δεν έχουν ίσες διακυμάνσεις λόγω των διακυμάνσεων του δείκτη αγοράς, θα πρέπει να γίνει χρήση μη παραμετρικών ελέγχου. Οι τρεις λοιπόν διαφορετικοί έλεγχοι ισότητας που χρησιμοποιήθηκαν ήταν οι εξής: ο έλεγχος ζευγαρωτών δειγμάτων, ο έλεγχος πρόσημου, και ο έλεγχος Wilcoxon.

Αποτελέσματα

Σε γενικές γραμμές, τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι η έκδοση του χρέους δεν έχει κάποια σημαντική επίδραση επί του συντελεστή βήτα των μετοχών. Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς βρήκαν ότι οι συντελεστές βήτα είναι εξίσου πιθανό να αυξηθούν ή να μειωθούν μετά από την έκδοση χρέους. Σε αρκετές περιπτώσεις όμως οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα άλλαξαν

εντυπωσιακά, χωρίς ωστόσο να τεκμηριώνεται το ποσό αυτής της αλλαγής που ερμηνεύεται από την αύξηση των δανειακών κεφαλαίων.

Βεβαίως ένα τέτοιο αποτέλεσμα είναι αντίθετο με τις προβλέψεις της σύγχρονης θεωρία των επενδύσεων, σύμφωνα με την οποία η έκδοση χρέους, παρέχοντας την δυνατότητα αύξησης της αποδοτικότητας των ιδίων κεφαλαίων επιφέρει και μια αύξηση του κινδύνου της μετοχής. Αυτή η ιδέα ενισχύεται και από την παρατήρηση ότι οι εταιρίες χωρίς ή με πολύ λίγο χρέος στην κεφαλαιακή τους διάρθρωση έχουν καλύτερη αξιολόγηση σε σύγκριση με εταιρίες που έχουν ένα υψηλό επίπεδο χρηματοοικονομικής μόχλευσης

8.Gregory Koutmos - George Philippatos (2007)

Market Frictions and Stock Return Dynamics. Evidence From The Athens Stock Exchange.

Οι Koutmos and Philippatos εξέτασαν, χρησιμοποιώντας ένα τροποποιημένο υπόδειγμα μερικής προσαρμογής, κατά πόσον οι αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ASE) προσαρμόζονται με ασύμμετρο τρόπο σε παρελθούσα πληροφόρηση λόγω των διαφορετικών δαπανών προσαρμογής.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Οι συγγραφείς στηρίχθηκαν σε υπόδειγμα προσαρμογής των μετοχικών αξιών.

$$P_t - P_{t-1} = (1 - \theta)(V_t - P_{t-1}) \quad 1$$

Όπου

P_t : Η παρατηρούμενη τιμή (εκφρασμένη σε φυσικό λογάριθμο) της μετοχής κατά την περίοδο t

V_t : Η δίκαιη αξία (εκφρασμένη σε φυσικό λογάριθμο) της μετοχής κατά την περίοδο t . Η εν λόγω αξία υποτίθεται ότι ακολουθεί την παρακάτω στοχαστική διαδικασία

$$V_t = c + V_{t-1} + u_t \quad 2$$

Τα κόστη προσαρμογής σημαίνουν ότι η παράμετρος θ θα είναι διαφορετική της μονάδος. Συγκεκριμένα, όσο μεγαλύτερη η τιμή του θ τόσο πιο αργή η προσαρμογή της χρηματιστηριακής τιμής προς την δίκαιη αξία της.

Οι παραπάνω δυο εξισώσεις σημαίνουν ότι οι αποδόσεις ακολουθούν μια αυτοανάδρομη διαδικασία πρώτης τάξεως

$$R_t = \beta + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad 3$$

Όπου $\beta = c(1 - \theta)$, και $\varepsilon_t = u_t(1 - \theta)$. Από την εκτίμηση λοιπόν του παραπάνω υποδείγματος λαμβάνουν μια εκτίμηση της παραμέτρου τριβής θ .

Εάν, τα κόστη προσαρμογής (της χρηματιστηριακής τιμής προς την δίκαιη τιμή) είναι ασυμμετρικά κατά τις ανοδικές ή καθοδικές αγορές, τότε το υπόδειγμα μερικής προσαρμογής λαμβάνει την ακόλουθη μορφή

$$P_t - P_{t-1} = (1 - \theta^+)(V_t - P_{t-1})^+ + (1 - \theta^-)(V_t - P_{t-1})^- \quad 4$$

Όπου $(V_t - P_t)^+ = \max[(V_t - P_t)^+, 0]$ και $(V_t - P_t)^- = \min[(V_t - P_t)^-, 0]$. Επίσης, οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν το ακόλουθο αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτης τάξεως

$$R_t = \beta + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad 5$$

Όπου $R_{t-1}^+ = \max(0, R_{t-1})$ και $R_{t-1}^- = \min(0, R_{t-1})$. Επίσης, οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν το ακόλουθο αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτης τάξεως. Εάν λοιπόν η απόδοση της μετοχής κατά την προηγούμενη περίοδο είναι θετική (δηλαδή $R_{t-1} > 0$), τότε θα έχουμε $R_{t-1}^+ = \max(0, R_{t-1} > 0) = R_{t-1}$ και

$R_{t-1}^- = \min(0, R_{t-1} > 0) = 0$, οπότε η προσδοκώμενη απόδοση, δοθείσης της πληροφόρησης I_{t-1} ότι η απόδοση της μετοχής στην προηγούμενη περίοδο ήταν R_{t-1} , θα έχει ως εξής:

$$E(R_t | I_{t-1}) = \beta + \theta^+ R_{t-1}^+ \quad 6$$

Αντίθετα, εάν λοιπόν η απόδοση της μετοχής κατά την προηγούμενη περίοδο ήταν αρνητική ή θετική (δηλαδή $R_{t-1} \leq 0$), τότε θα έχουμε $R_{t-1}^+ = \max(0, R_{t-1} \leq 0) = 0$ και $R_{t-1}^- = \min(0, R_{t-1} \leq 0) = R_{t-1}$, οπότε η προσδοκώμενη απόδοση, δοθείσης της πληροφόρησης I_{t-1} ότι η απόδοση της μετοχής στην προηγούμενη περίοδο ήταν αρνητική, θα έχει ως εξής:

$$E(R_t | I_{t-1}) = \beta + \theta^- R_{t-1}^- \quad 7$$

Το δείγμα της εργασίας περιελάμβανε ημερήσιες αποδόσεις μετοχών (από τους κλάδους των βασικών υλικών, των καταναλωτικών μη κυκλικών αγαθών, της τεχνολογίας, του χρηματοπιστωτικού κλάδου, και του μεταποιητικού κλάδου) του ASE κατά τη διάρκεια της περιόδου από 2 Ιανουαρίου 1992 μέχρι 1 Μαρτίου 1999.

Αποτελέσματα

Οι εκτιμήσεις των συγγραφέων έδειξαν ότι οι μετοχικές τιμές προσαρμόζονται με ασύμμετρο τρόπο σε πληροφορίες του παρελθόντος, δηλαδή οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές θ^+ ήταν συστηματικά υψηλότερες από τις εκτιμήσεις για τον συντελεστή θ^- οπότε η και διαδικασία προσαρμογής της χρηματιστηριακής τιμής προς την δίκαιη τιμή της μετοχής θα ήταν διαφορετική. Για παράδειγμα, για τον μη κυκλικό τομέα, εάν η τιμή της μετοχής είναι υποτιμημένη, τότε απαιτούνται 0,3708 ημέρες προκειμένου η τιμή της μετοχής να προσαρμοστεί κατά 50% προς την δίκαιη της, και 0,1453 ημέρες εάν είναι υπερτιμημένη. Έτσι στην προκειμένη περίπτωση οι κακές ειδήσεις ενσωματώνονται 2,55 φορές γρηγορότερα σε σχέση

με τις καλές ειδήσεις. Συνεπώς, προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι θετικές αποδόσεις του παρελθόντος είναι πιο επίμονες σε σχέση με ισόποσες αρνητικές. Η ασυμμετρία παρατηρήθηκε για τους έξι από τους επτά εξεταζόμενους κλάδους (η μόνη εξαίρεση αποτέλεσε ο κλάδος της μεταποίησης).

Με βάση λοιπόν τα παραπάνω εμπειρικά ευρήματα θα πρέπει να δεχθούμε την παραβίαση της υπόθεσης της Αποτελεσματικής Αγοράς. Αυτό βεβαίως συμβαίνει λόγω πιθανόν τριβών στην αγορά και άλλων δαπανών προσαρμογής. Επίσης, αυτή η ασύμμετρη διαδικασία προσαρμογής θα μπορούσε να βελτιώσει τα κέρδη εμπορικών συναλλαγών, ειδικά εκείνων που βασίζονται στις επενδυτικές στρατηγικές ορμής.

9. Koustubh Kanti Ray (2010)

Stability of Beta Over Market Phases: An Empirical Study on Indian Stock Market

Ο σκοπός της μελέτης του Ray ήταν η εξέταση της σταθερότητας του συντελεστή βήτα στην Ινδική χρηματιστηριακή αγορά για ένα χρονικό διάστημα 10 ετών από τον Αύγουστο του 1999 έως τον Αύγουστο του 2009.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Η εξέταση της σταθερότητας των συντελεστών βήτα έγινε για διαφορετικές φάσεις αγοράς, κατά την διάρκεια των οποίων έγιναν οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα. Αυτές φάσεις προσδιορίστηκαν δια της δημιουργίας ενός συσσωρευτικού δείκτη πλούτου από τις αποδόσεις της αγοράς. Συγκεκριμένα, ο συγγραφέας προσδιόρισε πέντε διαφορετικές φάσεις του δείκτη BES-100: τρεις ανοδικές φάσεις (Ιανουάριο 1999 έως Φεβρουάριο 2000, Οκτώβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2007, και Δεκέμβριο 2008 έως Αύγουστο 2009) και δύο καθοδικές φάσεις (Μάρτιο 2000 έως Σεπτέμβριο του 2001, και Ιανουάριο 2008 έως Νοέμβριο 2008).

Αυτή η σταθερότητα του βήτα εξετάζεται χρησιμοποιώντας τρία οικονομετρικά πρότυπα χρησιμοποιώντας δηλ. το χρόνο ως μεταβλητή, χρησιμοποιώντας τις πλαστές μεταβλητές και τη Chow δοκιμή.

Το δείγμα της εργασίας περιελάμβανε μηνιαίες αποδόσεις 30 επιλεγμένων μετοχών του χρηματιστηριακού δείκτη της Βομβάης BES-100. Αυτές οι μετοχές επελέγησαν βάσει της κεφαλαιοποίησης τους στο εν λόγω δείκτη.

Αποτελέσματα

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι συντελεστές βήτα δεν παρουσιάζουν κάποια ιδιαίτερη κανονικότητα. Περαιτέρω η εξέταση της σταθερότητας του συντελεστή βήτα, βάσει τριών διαφορετικών υποδειγμάτων, κατέδειξε αστάθεια των συντελεστών βήτα στις μισές περίπου περιπτώσεις. Συγκεκριμένα, με βάση το πρώτο υπόδειγμα ο συντελεστής βήτα στο 50% των περιπτώσεων η μηδενική υπόθεση περί σταθερότητας του εν λόγω συντελεστή σε διαφορετικές φάσεις αγοράς απορρίφθηκε. Παρομοίως με βάση το δεύτερο υπόδειγμα, σε 17 από τις 30 περιπτώσεις η μηδενική υπόθεση απορρίφθηκε. Με βάση την τρίτη μέθοδο για την εξέταση της σταθερότητας του βήτα, δηλαδή η διενέργεια του ελέγχου Chow, έδειξε ότι ο συντελεστής βήτα είναι ασταθής σε 12 από τις 30 υπό εξέταση μετοχές στις διαφορετικές φάσεις της

Τα αποτελέσματα λοιπόν της μελέτης από τα υποδείγματα είναι ασαφή. Εντούτοις υπήρξαν 9 μετοχές για τις οποίες και τα τρία υποδείγματα υπέδειξαν σημαντική αστάθεια των συντελεστών βήτα σε διαφορετικές φάσεις της αγοράς.

10.Paraschos Maniatis 2011

Individual Stock Market Risk And Price valuation: The case of Titan S.A

Ο σκοπός της μελέτης ήταν αφενός μεν να εξετάσει την υπόθεση ότι η τιμή της μετοχής του Τιτάνα ακολουθεί την στοχαστική διαδικασία του τυχαίου περιπάτου,

αφ' ετέρου δε να υποδειγματοποιήσει τον κίνδυνο αυτής της μετοχής. Ουσιαστικά ο συγγραφέας προσπάθησε να εξετάσει κατά πόσον ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς για την συγκεκριμένη μετοχή, και επομένως είναι δυνατή ή όχι η προβλεψιμότητα μελλοντικών τιμών της μετοχής. Επίσης, εξέτασε κατά πόσον είναι προβλέψιμος ο μελλοντικός κίνδυνος της μετοχής.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Ο συγγραφέας προκειμένου να εξετάσει την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς έκανε έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις χρονολογικές σειρές κλεισίματος της μετοχής και του Γενικού Δείκτη.

Συγκεκριμένα, τα υποδείγματα για την εξέταση των μοναδιαίων ριζών των παραπάνω χρονολογικών σειρών ήταν τα ακόλουθα

$$\Delta P_t = \delta + \beta P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta M_t = \delta + \beta M_{t-1} + \varepsilon_t$$

1

Όπου

P_t : Η τιμή κλεισίματος της μετοχής του Τιτάνα κατά την ημέρα t .

M_t : Η τιμή κλεισίματος της αγοράς κατά την ημέρα t .

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στην παραπάνω σχέση γίνεται δια του ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta = 0$ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $H_1: \beta < 0$.

Η διερεύνηση της μεταβλητότητας της μετοχής έγινε με τον έλεγχο της ύπαρξης ενός αποπαλινδρόμου σχήματος που να ερμηνεύει αυτή. Αρχικά ο συγγραφέας εξέτασε κατά πόσον η μεταβλητότητα των αποδόσεων της μετοχής σχετίζεται με την μεταβλητότητα των αποδόσεων της αγοράς. Το υπόδειγμα που εκτίμησε ήταν το ακόλουθο

$$VP_t = \alpha + \beta VM_t + \varepsilon_t$$

Όπου

VP_t : Η μεταβλητότητα των αποδόσεων της μετοχής κατά την ημέρα t . Η εν λόγω μεταβλητότητα ορίζεται ως η απόκλιση του τετραγώνου μεταξύ της $\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ και της μέσης τιμής $\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$, για $t = 2, 3, \dots, 247$

VM_t : Η μεταβλητότητα των αποδόσεων της αγοράς κατά την ημέρα t .

Κατόπιν, ο συγγραφέας έλεγξε κατά πόσον κάθε μεταβλητή δύναται να υποδειγματοποιηθεί ως αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού

Τα δεδομένα της έρευνας περιλαμβάνουν τις καθημερινές τιμές κλεισίματος της κοινής μετοχής της εταιρίας για την χρήση του 2003, και συγκεκριμένα κατά την χρονική περίοδο 02/01/2003-31/12/2003. Το δείγμα δηλαδή περιελάμβανε 247 ημερήσιες παρατηρήσεις επιστροφές αποθεμάτων στην ημέρα t Τιμή κλεισίματος

Αποτελέσματα

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, η μηδενική υπόθεση περί της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας γίνεται αποδεκτή διότι η τιμή της στατιστικής t δεν ήταν σε απόλυτη τιμή μεγαλύτερη της κριτικής τιμής. Ως εκ τούτου, ο συγγραφέας έδειξε ότι οι χρονολογικές σειρές της τιμής της μετοχής και του δείκτη της αγοράς ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και έτσι δεν υπάρχει κάποια καλύτερη πρόβλεψη για τις μελλοντικές τιμές κλεισίματός της μετοχής και του Γενικού δείκτη εκτός από την τελευταία τιμή κλεισίματος τους.

Επίσης, ο συγγραφέας δεν κατάληξε σε κάποια σημαντική σχέση μεταξύ της μεταβλητότητας των αποδόσεων της αγοράς και της αντίστοιχης μεταβλητότητας της αγοράς (ο συντελεστής προσδιορισμού του υποδείγματος ήταν μόλις 10%). Έτσι ο κίνδυνος της μετοχής δεν σχετίζεται με τον κίνδυνο της αγοράς. Όμως ο

κίνδυνος της μετοχής βρέθηκε ότι μπορεί να προβλεφθεί βάσει ενός αυτοπαλινδρόμου σχήματος πρώτου βαθμού.

Συνοπτικά λοιπόν παρόλο που η προβλεψιμότητα των μετοχικών αποδόσεων είναι αδύνατη, ωστόσο ο κίνδυνος που συνδέεται με την μετοχή μπορεί ως ένα ορισμένο βαθμό να προβλεφθεί.

11.Eubank A.A and Zumwalt J.K (1970)

An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustments techniques and risk classes.

Οι Eubank and Zumwalt (1979) εξέτασαν την σχέση μεταξύ της σταθερότητας του συντελεστή βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων, του χρονικού διαστήματος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα, και των μεθόδων προσαρμογής για την πρόβλεψη των μελλοντικών συντελεστών βήτα.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Οι συγγραφείς αρχικά εκτίμησαν το βήτα των μετοχών στηριζόμενοι στο υπόδειγμα της αγοράς, χρησιμοποιώντας περιόδους εκτίμησης διαφορετικής χρονικής διάρκειας, 12, 36, 60, και 120 μηνών, και αντίστοιχες περιόδους πρόβλεψης.

Το σφάλμα πρόβλεψης ορίστηκε ως η διαφορά μεταξύ των προβλεπόμενων συντελεστών βήτα κατά την επόμενη περίοδο $t+1$ και εκτιμημένων συντελεστών την περίοδο t . Αυτό σημαίνει ότι ο πρώτος τρόπος πρόβλεψης των μελλοντικών συντελεστών βήτα είναι οι μη προσαρμοσμένοι συντελεστές βήτα. Το σφάλμα πρόβλεψης πολιτικοποιήθηκε βάσει του μέσου τετραγώνου του σφάλματος πρόβλεψης. Επίσης, οι συγγραφείς, προκειμένου να δουν την προέλευση του σφάλματος πρόβλεψης, ανέλυσαν το μέσο τετράγωνο του σφάλματος στις τρεις βασικές του συνιστώσες, δηλαδή στην μεροληψία, στην αναποτελεσματικότητα, και στον τυχαίο παράγοντα.

Οι προβλέψεις των μελλοντικών συντελεστών βήτα έγιναν με δυο μεθόδους. Η πρώτη αφορούσε την μέθοδο παλινδρόμησης του Blume (1973) η οποία έχει ως

εξής: αρχικά εκτιμάται η γραμμή παλινδρόμησης στο δείγμα χρησιμοποιώντας τους συντελεστές βήτα των περιόδων $t-1$ και t , και κατόπιν τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη των συντελεστών βήτα κατά την περίοδο $t+1$. Ουσιαστικά λοιπόν για να γίνει η αξιολόγηση της προβλεπτικής ικανότητας κατά την περίοδο $t+1$ θα έπρεπε να εκτιμηθεί το βήτα των περιόδων $t-1, t$ και $t+1$. Έτσι για παράδειγμα, προκειμένου να γίνουν προβλέψεις για τους συντελεστές βήτα που εκτιμώνται κατά την διάρκεια χρονικού διαστήματος 120 μηνών, χρησιμοποιήθηκαν αποδόσεις μετοχών που κάλυπταν 360 μήνες: οι αποδόσεις μετοχών κατά τους πρώτους 120 μήνες χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα της περιόδου $t-1$, τα δεδομένα των επομένων 120 μηνών για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα της περιόδου t , και τέλος τα δεδομένα για τους τελευταίους 120 μήνες για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα της περιόδου $t+1$.

Η δεύτερη μέθοδος προσαρμογής των συντελεστών βήτα που χρησιμοποίησαν οι συγγραφείς ήταν αυτή του Vasicek.

Τέλος, προκειμένου να εξεταστεί εάν υπάρχει κάποια σχέση μεταξύ του σφάλματος πρόβλεψης και του μεγέθους του συντελεστή βήτα, οι συγγραφείς ταξινόμησαν τις μετοχές και τα χαρτοφυλάκια κατ' αύξουσα σειρά ανάλογα με την τιμή του συντελεστή βήτα την περίοδο t . Έτσι το πρώτο εικοσιτημόριο περιελάμβανε τις μετοχές ή χαρτοφυλάκια των οποίων το βήτα ανήκε στο χαμηλότερο 20% όλων των χαρτοφυλακίων ή μετοχών, το δεύτερο εικοσιτημόριο περιελάμβανε τις μετοχές ή χαρτοφυλάκια των οποίων το βήτα ανήκε στο επόμενο 20% όλων των χαρτοφυλακίων ή μετοχών.

Αποτελέσματα

Τα εμπειρικά ευρήματα της εργασίας έδειξαν κατ' αρχάς ότι γενικά το σφάλμα πρόβλεψης για τους προσαρμοσμένους συντελεστές βήτα μειώνεται σημαντικά καθώς αυξάνεται η περίοδος εκτίμησης των συντελεστών βήτα αυτό ισχύει ανεξαρτήτως του μεγέθους του χαρτοφυλακίου (αν και η μεγαλύτερη μείωση του σφάλματος επιτυγχάνεται όταν το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από 10 μετοχές).

Ωστόσο, τα οφέλη από την μείωση του σφάλματος είναι σημαντικά κυρίως για μικρότερης διάρκειας περιόδους εκτίμησης.

Δεύτερον, για ένα δεδομένο χρονικό διάστημα εκτίμησης των συντελεστών βήτα, το σφάλμα πρόβλεψης μειώνεται όταν το βήτα προσαρμόζεται, αλλά με ορισμένες διαφορές. Συγκεκριμένα, σφάλμα πρόβλεψης των προσαρμοσμένων συντελεστών βήτα μειώνεται σημαντικά όταν η περίοδος εκτίμησης των εν λόγω συντελεστών περιλαμβάνει 12 μήνες. Για χρονικό διάστημα εκτίμησης άνω των 12 μηνών η μείωση του σφάλματος πρόβλεψης δεν είναι σημαντική. Ωστόσο, θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε ότι οι μέθοδοι προσαρμογής των συντελεστών βήτα (και δε η μέθοδος της παλινδρόμησης) δύνανται να χρησιμοποιηθούν προκειμένου να μειωθεί το σφάλμα πρόβλεψης που σχετίζεται με τις μετοχές ή χαρτοφυλάκια με είτε χαμηλά είτε υψηλά βήτα. Επίσης, η προσαρμογή με την μέθοδο της παλινδρόμησης (δηλαδή η μέθοδος προσαρμογής του Blume), βρέθηκε να είναι καλύτερη της αντίστοιχης μεθόδου του Vasicek, τουλάχιστον όσον αφορά μικρά χρονικά διαστήματα εκτίμησης. Ακόμη, θα πρέπει να επισημάνουμε ότι η προσαρμογή του βήτα είναι περισσότερη αποτελεσματική στην περίπτωση των μεμονωμένων μετοχών παρά στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων.

Τρίτον, ανεξαρτήτως της χρονικής διάρκειας για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα, ή της ύπαρξης ή προσαρμογής των συντελεστών βήτα, το σφάλμα πρόβλεψης μειώνεται καθώς αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο.

Κατόπιν, αναφορικά με την επίδραση του μεγέθους του κινδύνου στο σφάλμα πρόβλεψης προκύπτει για τα χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από μετοχές με συντελεστή βήτα κοντά στο 1 (δηλαδή μετοχές που «ακολουθούν» την αγορά) η πρόβλεψη για την μελλοντική τιμή του βήτα ήταν η πιο αξιόπιστη. Συγκεκριμένα, τα χαρτοφυλάκια που περιείχαν μετοχές υψηλότερο κινδύνου (δηλαδή μετοχές με σχετικά υψηλό συντελεστή βήτα) είχαν και υψηλό μέσο σφάλμα πρόβλεψης του τετραγώνου, ενώ το χαμηλότερο αντίστοιχο σφάλμα είχαν τα χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από μετοχές μεσαίου κινδύνου. Επίσης, οι μέθοδοι προσαρμογής

του βήτα των χαρτοφυλακίων βρέθηκαν να είναι αρκετά σημαντικοί στην μείωση του σφάλματος πρόβλεψης για τα χαρτοφυλάκια ή μετοχές υψηλού ή χαμηλού κινδύνου. Αντίθετα για μετοχές ή χαρτοφυλάκια με συντελεστή βήτα κοντά στο 1 η προσαρμογή δεν φαίνεται να έχει κάποια σημαντική αξία.

12.Klemkosky R.C and Martin J.D (1975)

The adjustment of beta forecast.

Βασικός σκοπός της μελέτης των Klemkosky and Martin (1975) ήταν να αξιολογήσουν την προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, οποίοι προηγουμένως έχουν προσαρμοστεί βάσει κάποιας μεθόδου προσαρμογής συγκρίνοντας την εν λόγω ικανότητα με την αντίστοιχη ικανότητα των μη προσαρμοσμένων προβλέψεων για τους συντελεστές βήτα.

Μέθοδοι Ανάλυσης και Δείγμα

Αρχικά οι συγγραφείς εκτίμησαν το μέσο τετράγωνο του σφάλματος (Mean Square Error, MSE) των προβλέψεων, το οποίο όρισαν ως εξής

$$MSE = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (A_j - P_j)^2 \quad 1$$

Όπου

A_j : Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής j κατά μια μελλοντική περίοδο.

Η εκτίμηση βεβαίως γίνεται βάσει του υποδείγματος της αγοράς

P_j : Η (βάσει της τρέχουσας περιόδου) πρόβλεψη του συντελεστή βήτα της μετοχής j για μια μελλοντική περίοδο.

Το μέσο τετράγωνο του σφάλματος αναλύεται ως εξής

$$MSE = (\bar{A} - \bar{P})^2 + (1 - \beta_1)^2 S_P^2 + (1 - r_{AP}^2)^2 S_A^2 \quad 2$$

Όπου

\bar{A} , : Η μέση τιμή των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα και η μέση τιμή των προβλέψεων του συντελεστή βήτα, αντίστοιχα, για όλες τις μετοχές

β_1 : Ο συντελεστής της κλίσης από την παλινδρόμηση μεταξύ των μεταβλητών A και P

S_P^2, S_A^2 : Οι δειγματικές διακυμάνσεις των A και P

Ο πρώτο όρος του δεξιού μέρους της σχέσης (2) μας δείχνει την μεροληψία της πρόβλεψης, δηλαδή κατά πόσον η μέση πρόβλεψη (\bar{P}) ήταν υψηλότερη ή χαμηλότερη από την μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα (\bar{A}). Ο δεύτερος όρος στην σχέση (2) μας δείχνει την ανεπάρκεια της πρόβλεψης, δηλαδή την τάση τα σφάλματα πρόβλεψης να είναι θετικά σε χαμηλές τιμές του P_j και αρνητικά για υψηλές τιμές του P_j . Τέλος, ο τρίτος όρος του MSE αποτελεί ένα τυχαίο διαταρακτικό παράγοντα που περιέχει εκείνα τα σφάλματα πρόβλεψης που δεν σχετίζονται με τα αρχικά σφάλματα.

Οι συγγραφείς εκτίμησαν τους συντελεστές βήτα (δηλαδή τα A_j) χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις μετοχών κατά την διάρκεια μιας πενταετίας. Οι περίοδοι εκτίμησης των εν λόγω συντελεστών ήταν πενταετείς καλύπτοντας την περίοδο Ιούλιος 1947- Ιούνιος 1972, ενώ τα δεδομένα τους προήλθαν από την βάση δεδομένων CRSP. Κατόπιν, οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν για μια πενταετή περίοδο χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να προβλεφθούν οι συντελεστές βήτα της επομένης (πενταετούς) περιόδου. Οι συγγραφείς εκτίμησαν το MSEs για χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από ένα, τρία, πέντε, επτά και δέκα μετοχές. Τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν με τον εξής τρόπο: οι προς επιλογή μετοχές ταξινομήθηκαν βάσει του βήτα με φθίνουσα σειρά σειρά και κατόπιν δημιουργήθηκαν από τους ταξινομημένους τίτλους χαρτοφυλάκια μετοχών.

Έτσι για παράδειγμα, οι συγγραφείς εκτίμησαν τους συντελεστές βήτα (βάσει πάντοτε του υποδείγματος της αγοράς) χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις μετοχών κατά την διάρκεια της περιόδου 1947:07-1952:06. Κατόπιν, αυτοί οι συντελεστές βήτα χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να προβλεφθούν οι

συντελεστές βήτα της επομένης (πενταετούς) περιόδου, δηλαδή της περιόδου 1952:07-1957:06. Παράλληλα δε εκτιμήθηκαν και οι συντελεστές βήτα της περιόδου 1952:07-1957:06. Συνεπώς, η πρώτη περίοδος αξιολόγησης (σε σύνολο τεσσάρων) ήταν η 07/47-06/52 έναντι 07/52-06/57. Σε αυτή την περίοδο αξιολόγησης Το μέσο τετράγωνο του σφάλματος για χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 3, 5, 7, και 10 μετοχές ήταν 0,07, 0,05, 0,0438, και 0,041 αντίστοιχα.

Ένας τρόπος προσαρμογής των συντελεστών βήτα που χρησιμοποίησαν οι συγγραφείς προκειμένου να ληφθεί υπ' όψιν η προβλεψιμότητα αυτών είναι αυτός που πρότεινε ο Blume (1971), ο οποίος παλινδρόμησε το βήτα της μετοχής j κατά την περίοδο 2, $\hat{\beta}_{j2}$, με τον αντίστοιχο συντελεστή για κατά την περίοδο 1, $\hat{\beta}_{j1}$:

$$\hat{\beta}_{j2} = \delta_1 + \delta_2 \hat{\beta}_{j1} + u_j \quad 1$$

Για $j = 1, 2, \dots, m$ μετοχές. Βάσει της εκτίμησης του παραπάνω υποδείγματος μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την τρέχουσα εκτίμηση για τον συντελεστή βήτα προκειμένου να προβλέψουμε την μελλοντική τιμή του. Για παράδειγμα, η παλινδρόμηση των συντελεστών βήτα της περιόδου 07/52-06/57 με τους συντελεστές βήτα της περιόδου 07/47-06/52 μας δίνει την γραμμή παλινδρόμησης στον δείγμα, εκ των οποίας κατόπιν, μπορούμε χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις βήτα της περιόδου 07/47-06/52 να προβούμε σε προβλέψεις για τους συντελεστές βήτα της επόμενης περιόδου, δηλαδή της περιόδου 07/52-06/57.

Ένας δεύτερος τρόπος προσαρμογής των συντελεστών βήτα που χρησιμοποίησαν οι συγγραφείς περιγράφεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\hat{\beta}_{j2} = 1 + k(\hat{\beta}_{j1} - 1) \quad 2.1$$

Τέλος η τρίτη μέθοδος ήταν αυτή που προτάθηκε από τον Vasicek (1973) και έχει ως εξής εξής:

$$\hat{\beta}_{j2} = \frac{\frac{\bar{\beta}_1}{S_{\bar{\beta}_1}^2} + \frac{\beta_{j1}}{S_{\beta_1}^2}}{\frac{1}{S_{\bar{\beta}_1}^2} + \frac{1}{S_{\beta_1}^2}}$$

2

Όπου $\bar{\beta}_1$ και $S_{\bar{\beta}_1}^2$ είναι ο μέσος και η διακύμανση, αντίστοιχα όλων των συντελεστών βήτα της περιόδου 1, β_{j1} είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής j κατά την περίοδο 1, $S_{\beta_{j1}}^2$ είναι η διακύμανση της εκτίμησης β_{j1} , και $\hat{\beta}_{j2}$ είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα της μετοχής j για την επόμενη περίοδο, την περίοδο 2.

Αποτελέσματα

Κατ' αρχάς, και για τις τέσσερις περιόδους αξιολόγησης, όπου οι εκτίμησης των συντελεστών βήτα συγκρίνονται με τις προβλέψεις για τους αντίστοιχους συντελεστές, η αύξηση των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο μείωσε το μέσο τετράγωνο του σφάλματος, δηλαδή το σφάλμα πρόβλεψης. Ωστόσο αυτή η μείωση προήλθε κυρίως από τον τυχαίο παράγοντα του μέσου τετραγώνου του σφάλματος, καθώς τόσο η αμεροληψία όσο και η αναποτελεσματικότητα παρέμεναν σταθερές.

Κατόπιν, αναφορικά με την αποδοτικότητα των μεθόδων προσαρμογής των συντελεστών βήτα (στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου αποτελούμενου από 10 μετοχές) μόνο η μέθοδος του Vasicek είχε με συνέπεια θετική επίδραση επί της μείωσης του μέσου τετραγώνου του σφάλματος πρόβλεψης. Συγκεκριμένα, μόνο σε μία περίοδο (κατά την δεύτερη περίοδο) και οι τρεις τεχνικές προσαρμογής βελτίωσαν, σε σχέση με τις προσαρμοσμένες προβλέψεις, το σφάλμα πρόβλεψης οδηγώντας σε πτώση το μέσο τετράγωνο του σφάλματος όπως και την συνιστώσα ανεπάρκειας αυτού. Ωστόσο στις επόμενες περιόδους αξιολόγησης (περίοδος 3 και περίοδος 4) μόνο η προσαρμογή του Vasicek είχε θετική επίδραση στην μείωση του συνολικού μέσου τετραγώνου του σφάλματος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΔΕΙΓΜΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στη συγκεκριμένη μελέτη παρουσιάζουμε για το διάστημα από 1η Ιανουαρίου 2005 έως και 31η Δεκεμβρίου 2008 τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα για εισηγμένες εταιρίες της Ελλάδας και της Ιταλίας. Για την έρευνα μας, χρησιμοποιήσαμε 265 εταιρίες για την Ελλάδα και 264 εταιρίες για την Ιταλία. Συμπεριλάβαμε επίσης τις τιμές του Γενικού Δείκτη και για τις δύο χώρες.

Επιλέξαμε τη περίοδο εκτίμησης των τεσσάρων ετών για δύο λόγους. Πρώτον για να έχουμε περισσότερες πληροφορίες ώστε η εκτίμηση του βήτα να γίνει περισσότερο ακριβής, δεδομένου ότι όσο μεγαλύτερη είναι η περίοδος που αναλύουμε τόσο περισσότερο ακριβή αποτελέσματα έχουμε. Δεύτερον για συγκρίνουμε τα αποτελέσματα της δικής μας έρευνας με εκείνα της μελέτης του κου άρθρου (Diakogiannis and Makri 2008) της εργασίας μας. Στη τελευταία αναλύεται όπως αναφέραμε και παραπάνω ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα για την Ελλάδα το διάστημα 1η Ιανουαρίου 2001 έως και 31η Δεκεμβρίου 2008. Δηλαδή τέσσερα έτη προηγούμενα από τη δική μας έρευνα. Στόχος μας είναι η μελέτη του συντελεστή βήτα για τέσσερα συνεχόμενα έτη λαμβάνοντας υπόψη τις μηνιαίες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του δείγματός μας.

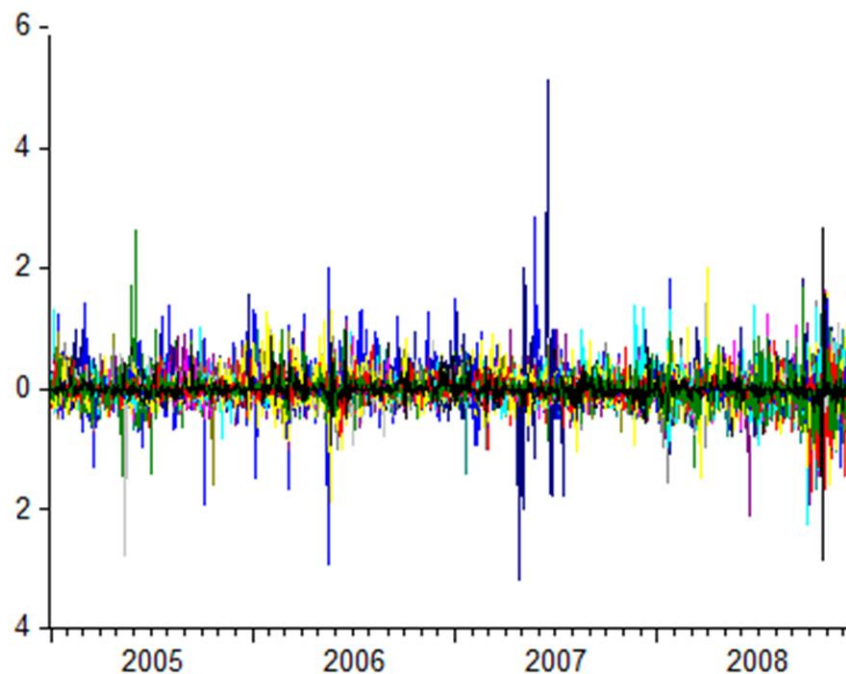
Ξεκινώντας από τη Ελλάδα, έχουμε χρησιμοποιήσει 265 εισηγμένες εταιρίες από τις οποίες κατασκευάσαμε 2 χαρτοφυλάκια. Το ένα χαρτοφυλάκιο περιείχε 30 εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης και το δεύτερο 30 εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης. Κριτήριο για την επιλογή τους ήταν η χρηματιστηριακή αξία. Βρήκαμε όλες τις χρηματιστηριακές αξίες και των 265 εταιριών, επιλέξαμε τις 30 μεγαλύτερες και τις 30 μικρότερες. Για τις τελευταίες και προκειμένου το δείγμα μας να είναι πιο ομοιόμορφο αφήσαμε έξω όσες από αυτές είχαν αρκετά μηδενικά στις αποδόσεις τους επιλέγοντας τις αμέσως προηγούμενες. Η μελέτη

χρησιμοποιεί τον Γενικό Δείκτη ASE (all share) ο οποίος περιέχει όλες τις εταιρίες που διαπραγματεύονται.

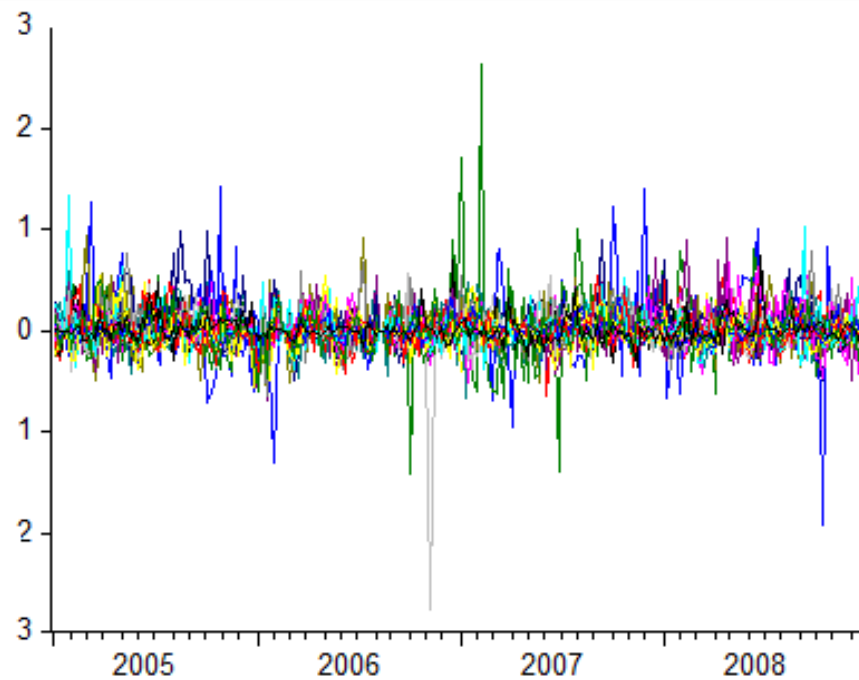
Όσον αφορά την Ιταλία η μέθοδος που ακολουθήσαμε ήταν η ίδια. Επιλέξαμε επίσης τις 30 μεγαλύτερες εταιρίες με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία και τις 30 μικρότερες κατά αναλογία. Κατασκευάσαμε 2 χαρτοφυλάκια και τα ονομάσαμε χαρτοφυλάκιο υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Χρησιμοποιήσαμε τον Γενικό Δείκτη FTSEMIB (all share) ο οποίος περιέχει όλες τις μετοχές που διαπραγματεύονται.

Παρακάτω θα δείξουμε διαγραμματικά τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σε ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία βάση.

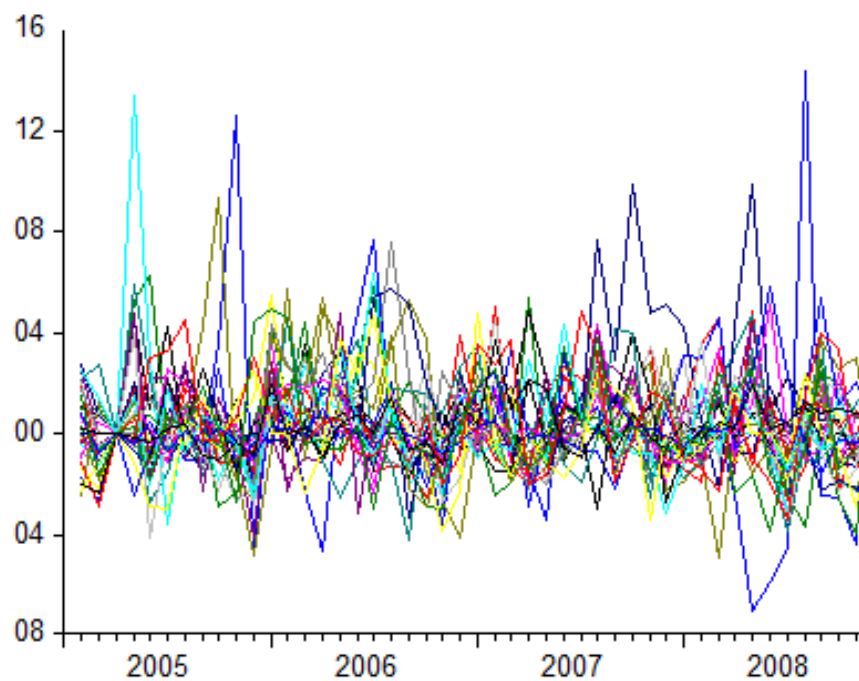
Διάγραμμα 1: Ελληνικές ημερήσιες αποδόσεις - High cap portfolio



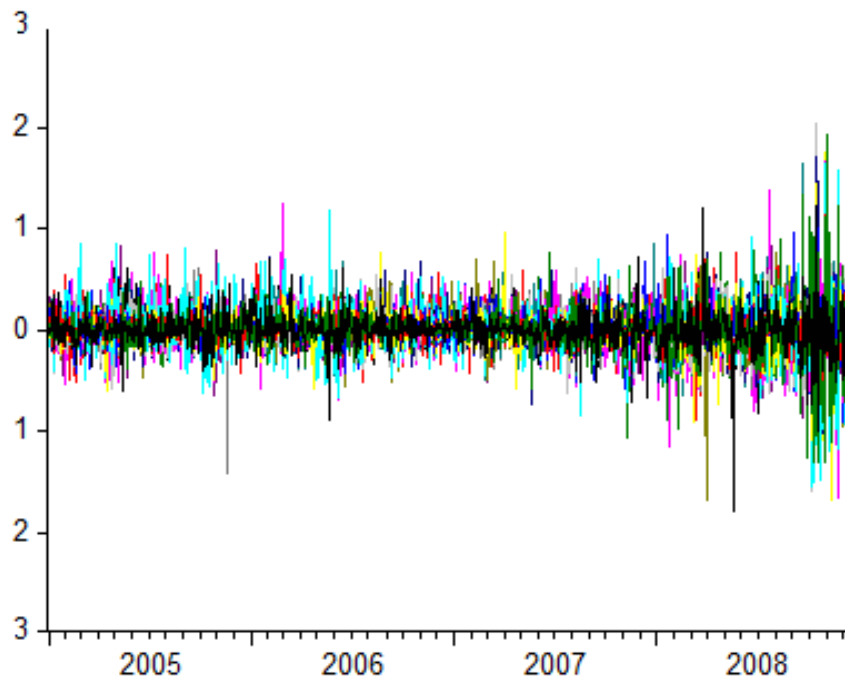
Διάγραμμα 2: Ελληνικές εβδομαδιαίες αποδόσεις -High cap portfolio



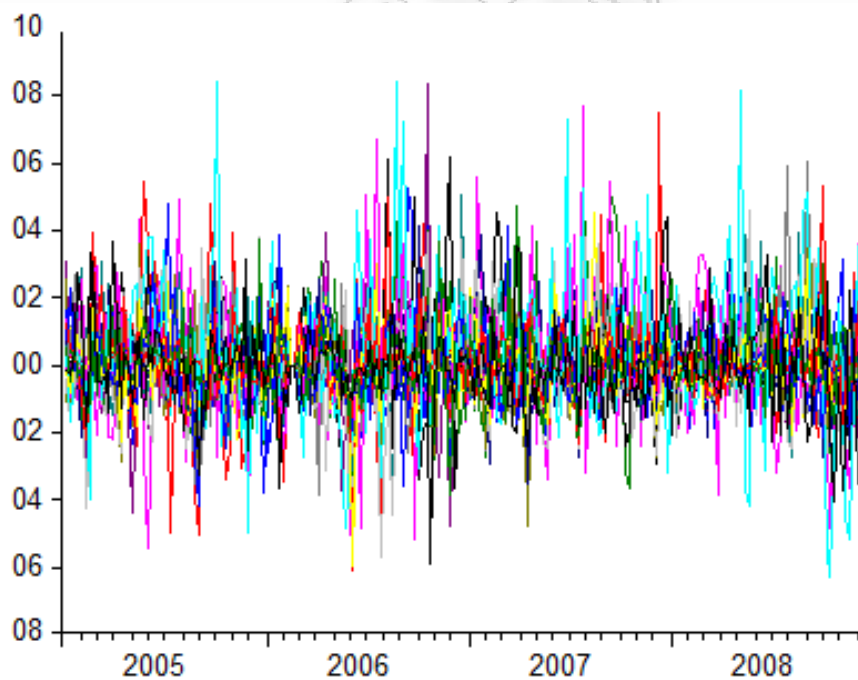
Διάγραμμα 3: Ελληνικές μηνιαίες αποδόσεις - High cap portfolio



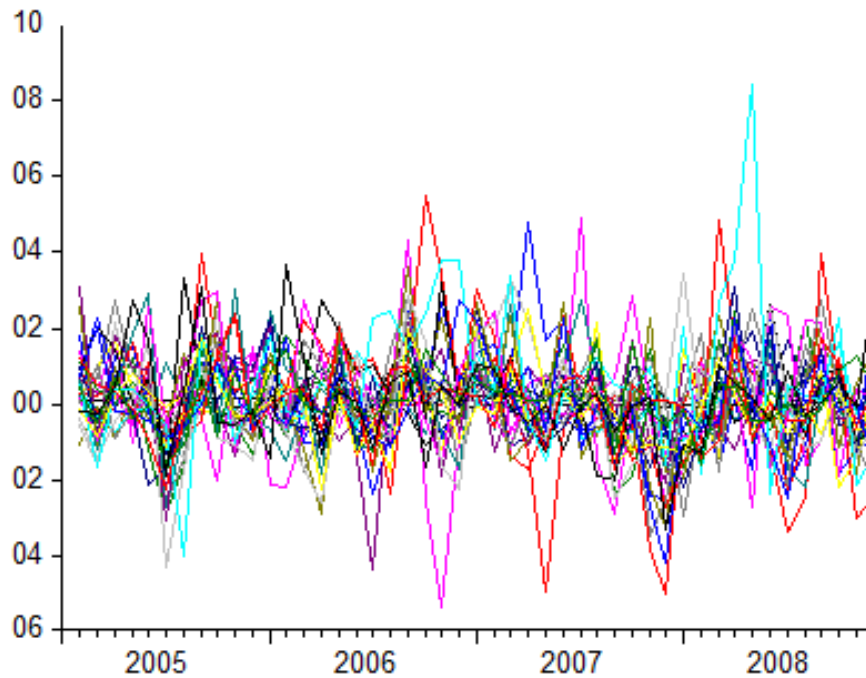
Διάγραμμα 4: Ιταλικές μηνιαίες αποδόσεις - High cap portfolio



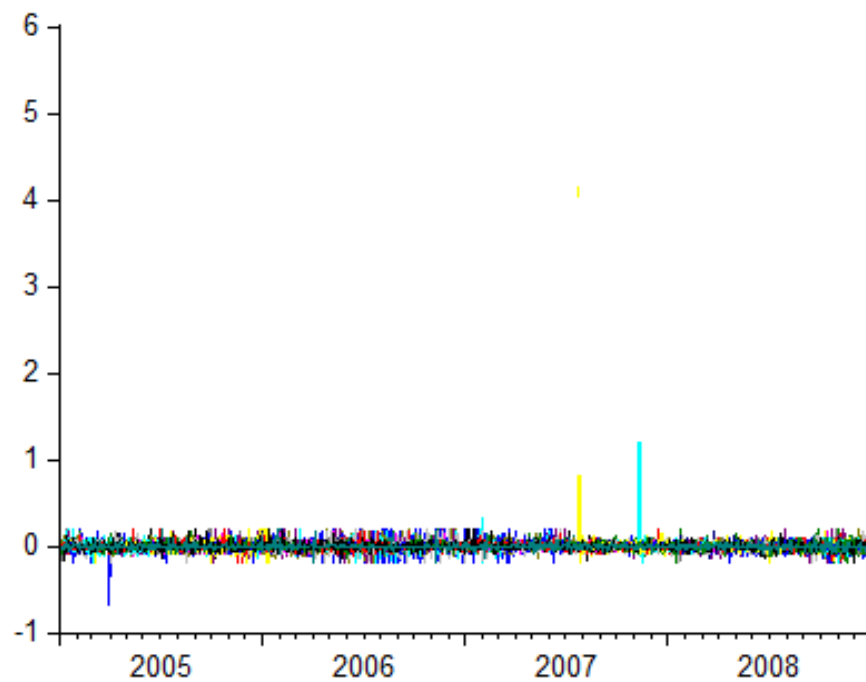
Διάγραμμα 5: Ιταλικές εβδομαδιαίες αποδόσεις - High cap portfolio



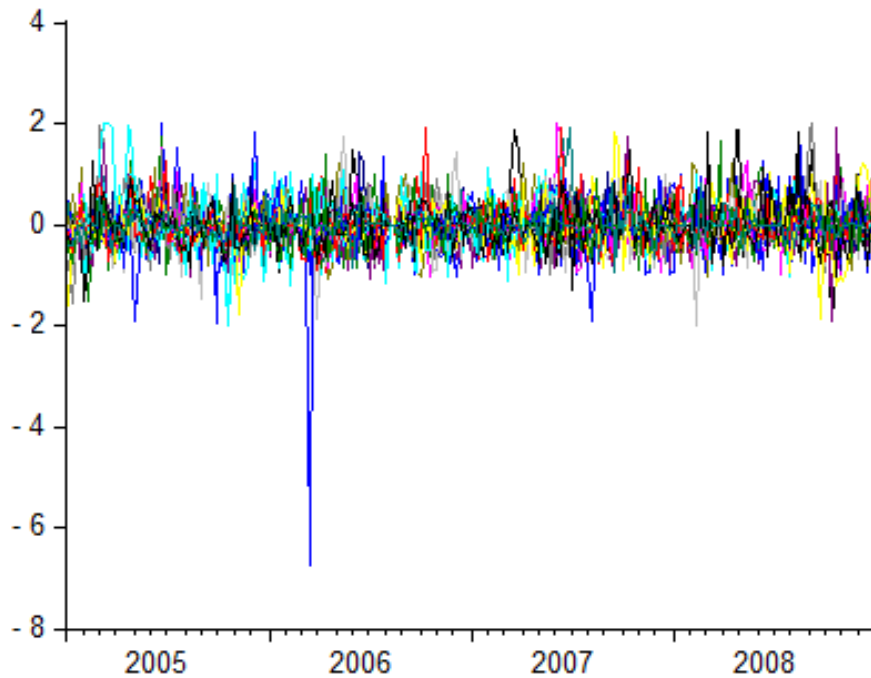
Διάγραμμα 6: Ιταλικές μηνιαίες αποδόσεις - High cap portfolio



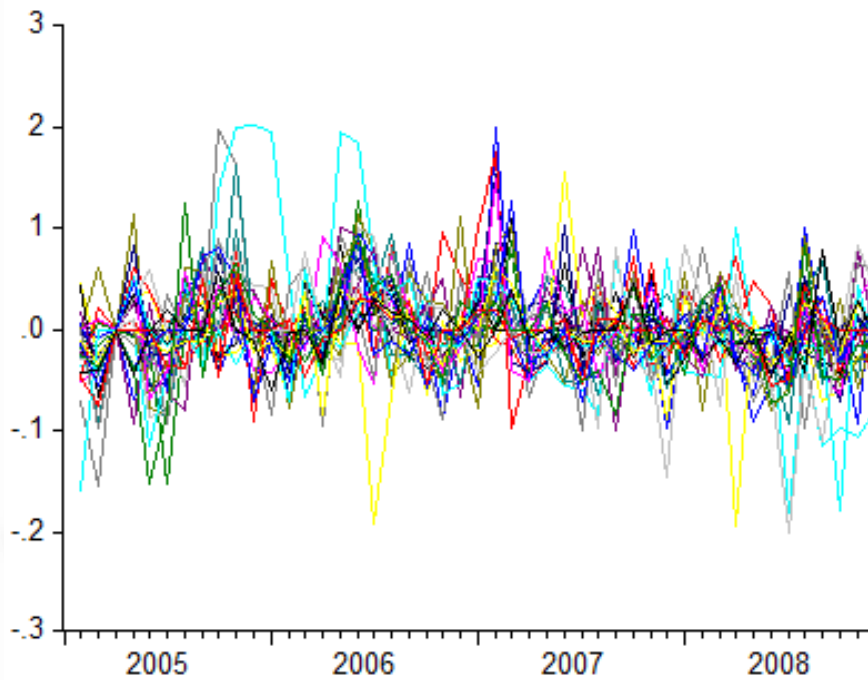
Διάγραμμα 7: Ελληνικές ημερήσιες αποδόσεις - Low cap portfolio



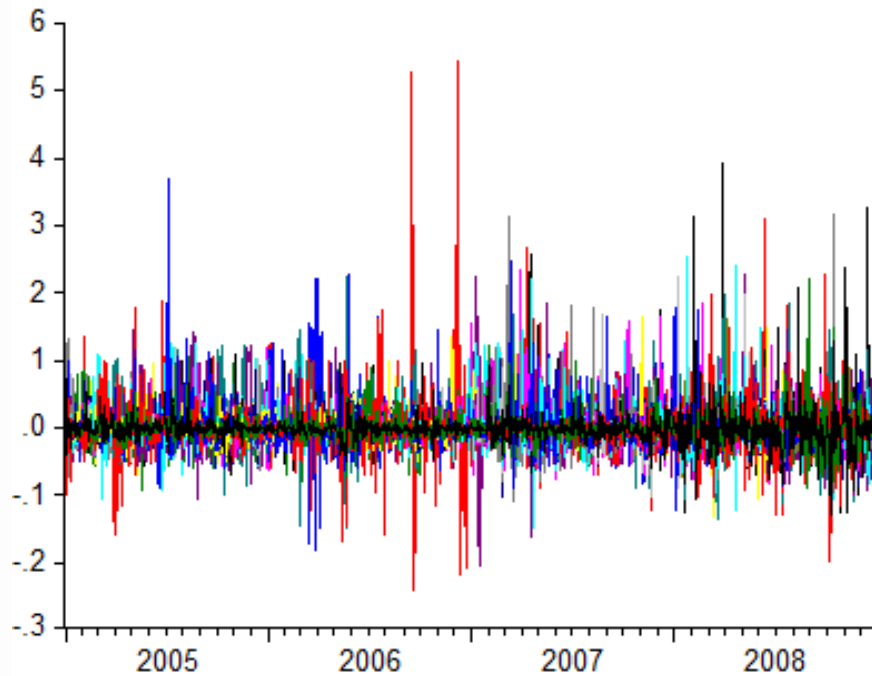
Διάγραμμα 8: Ελληνικές εβδομαδιαίες αποδόσεις - Low cap portfolio



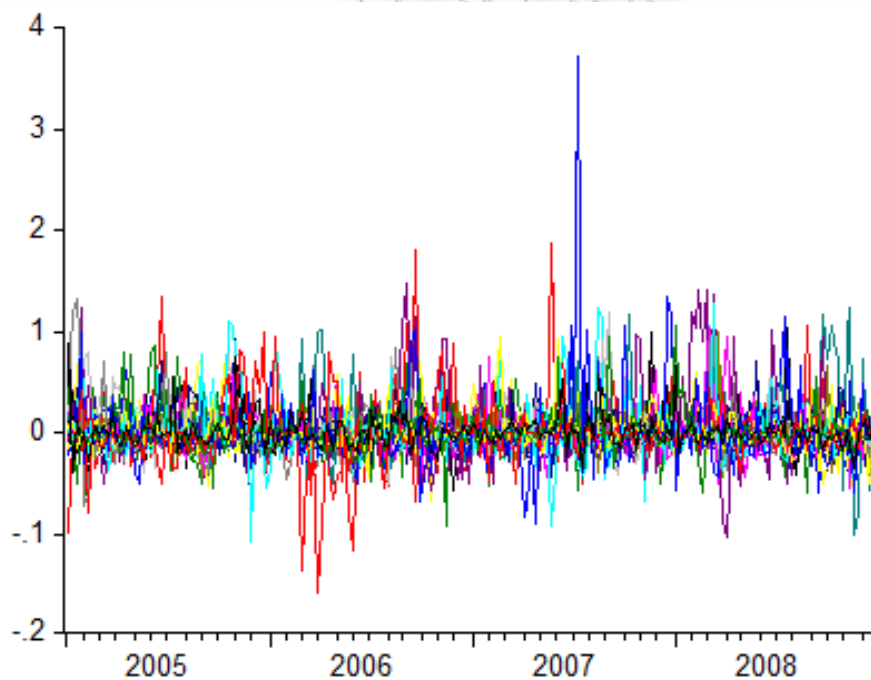
Διάγραμμα 9: Ελληνικές μηνιαίες αποδόσεις - Low cap portfolio



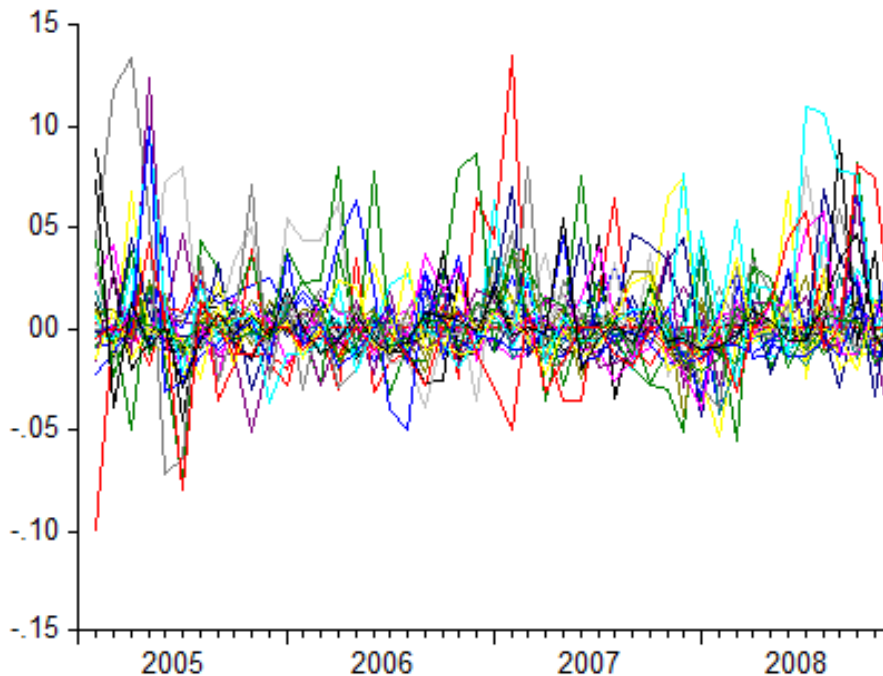
Διάγραμμα 10: Ιταλικές ημερήσιες αποδόσεις - Low cap portfolio



Διάγραμμα 11: Ιταλικές εβδομαδιαίες αποδόσεις - Low cap portfolio



Διάγραμμα 12: Ιταλικές μηνιαίες αποδόσεις - Low cap portfolio



Παρατηρούμε σε όλα τα διαγράμματα ότι οι αποδόσεις των μετοχών εκτός ελαχίστων εξαιρέσεων είναι κοντά στο μηδέν.

Παρακάτω στο πίνακα 1α & 1β παρουσιάζουμε για κάθε χαρτοφυλάκιο και για κάθε διάστημα μέτρησης απόδοσης (ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία) το μέσο όρο των μηδενικών αποδόσεων και τη τυπική απόκλιση αυτών.

Πίνακας 1α: T test μεταξύ των μέσων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων για Ελλάδα για 2 χαρτοφυλάκια

GREECE	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
High-cap portfolio			
Mean Percentage of zero returns	11.1%	11.5%	9.0%
standrard deviation	3.3%	6.8%	6.3%
Low-cap portfolio			
Mean Percentage of zero returns	32.3%	29.7%	21.3%
standrard deviation	12.1%	10.2%	8.4%
T test value	9.97	8.16	6.43

Στο παραπάνω πίνακα έχουμε τα αποτελέσματα από τον υπολογισμό των μηδενικών αποδόσεων εκφρασμένα σε ποσοστά. Τα αποτελέσματα αφορούν τα δύο χαρτοφυλάκια της Ελλάδας. Παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης έχουμε ιδιαίτερα αυξημένα ποσοστά μηδενικών αποδόσεων σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1% ο μέσος όρος των μηδενικών αποδόσεων είναι στατιστικά σημαντικός.

Πίνακας 1β: T test μεταξύ των μέσων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων για Ιταλία για 2 χαρτοφυλάκια

ITALY	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
High-cap portfolio			
Mean Percentage of zero returns	4.5%	4.3%	2.6%
standrard deviation	3.2%	6.3%	5.6%
Low-cap portfolio			
Mean Percentage of zero returns	8.9%	9.2%	7.4%
standrard deviation	1.2%	19.0%	16.9%
T test value	1.37	1.34	1.65

Στο παραπάνω πίνακα έχουμε τα αποτελέσματα από τον υπολογισμό των μηδενικών αποδόσεων εκφρασμένα σε ποσοστά. Τα αποτελέσματα αφορούν τα δύο χαρτοφυλάκια της Ιταλίας. Από τον έλεγχο που διενεργήσαμε διαπιστώσαμε ότι ο μέσος όρος των μηδενικών αποδόσεων δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε κανένα επίπεδο εμπιστοσύνης 1% και 5%.

Στη συνέχεια θα αναφερθούμε στην εξέταση του σφάλματος από τη μέτρηση του συντελεστή βήτα σε διαφορετικά μέτρα διαστήματος.

Συγκεκριμένα θα υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα για κάθε χαρτοφυλάκιο, για Ελλάδα και Ιταλία χρησιμοποιώντας ως περίοδο μέτρησης, τις μηνιαίες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις με τις εξής 3 μεθόδους:

1. Μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων
2. Μέθοδο Hawawini
3. Μέθοδο Scholes and Williams

1.Υπολογισμός των συντελεστών βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε διαφορετικά διαστήματα απόδοσης

Στο πίνακα 2α και 2β παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τη μέτρηση του συντελεστή βήτα για τα χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης και για τις 2 χώρες. Οι υπολογισμοί μας έχουν γίνει για το σύνολο των αποδόσεων σε διαστήματα μέτρησης ημερήσιων, εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων. Επίσης παρουσιάζονται διάφορα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των συντελεστών βήτα.

Πίνακας 2α: Στατιστικά στοιχεία Ελλάδας των εκτιμήσεων βήτα και R^2 για 2 χαρτοφυλάκια και 3 διαστήματα μέτρησης απόδοσης

GREECE	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
High-cap portfolio			
Mean beta	0.866	0.868	0.729
Standard deviation of beta estimates	0.286	0.312	0.453
Mean standard error of beta estimates	0.064	0.133	0.293
Maximum beta	1.546	1.369	1.559
Minimum beta	0.128	0.273	-0.128
Range	1.418	1.096	1.687
Coefficient of skewness of beta estimates	-0.0208	0.158	0.208
T-Test	-0.0208	0.158	0.208
Coefficient of kurtosis of beta estimates	3.644	2.132	2.23
T-Test	1.834	0.709	0.065
Mean R^2	0.433	0.269	0.182
Low-cap portfolio			
Mean beta	0.561	0.522	0.604
Standard deviation of beta estimates	0.275	0.385	0.588
Mean standard error of beta estimates	0.095	0.32	0.734
Maximum beta	1.095	1.556	1.706
Minimum beta	-0.175	-0.177	-0.608
Range	1.27	1.733	2.314
Coefficient of skewness of beta estimates	-0.307	0.421	-0.088
T-Test	-0.621	0.047	-0.018

Coefficient of kurtosis of beta estimates	3.406	3.428	2.056
T-Test	0.865	0.88	0.5123
Mean R2	0.592	0.023	0.029

Εξετάζοντας το πίνακα 2α για τις τιμές του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης της Ελλάδας βλέπουμε ότι οι μέσες τιμές του R-squared μειώνονται καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα μέτρησης της απόδοσης. Αποτέλεσμα που μας δείχνει ότι όσο αυξάνεται το διάστημα μέτρησης εκτίμησης τόσο μειώνεται η επιρροή από την απόδοση του Γενικού Δείκτη,

Παρατηρούμε επίσης ότι ο μέσος όρος R από τις εκτιμήσεις ημερήσιων, εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων παρουσιάζει σημαντικές διαφορές με σχετικά μεγάλη απόκλιση των εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων σε σχέση με τις ημερήσιες. Ένα αποτέλεσμα που υποστηρίζει τη παρουσία σφάλματος στα διαστήματα απόδοσης.

Τα αποτελέσματα από τις εκτιμήσεις των μέσων βήτα δείχνουν να συμφωνούν με τη μελέτη των Brailsford και Josev (1977) που θέλουν οι εκτιμήσεις των μέσων βήτα στα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιακής απόδοσης να μειώνονται καθώς το διάστημα μέτρησης απόδοσης μεγαλώνει.

Διαπιστώνουμε ότι το μέσο βήτα μειώνεται στις εκτιμήσεις των μηνιαίων αποδόσεων. Όσον αφορά τις ημερήσιες εκτιμήσεις του βήτα παρατηρούμε ότι η μέγιστη τιμή του βήτα είναι 1,546 και η ελάχιστη 0,128. Για τις εβδομαδιαίες εκτιμήσεις η μέγιστη τιμή είναι 1,369 και η ελάχιστη 0,273 ενώ στις μηνιαίες εκτιμήσεις η μέγιστη τιμή του βήτα είναι 1,599 και η ελάχιστη αρνητική ίση με -0,128.

Για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρατηρούμε ότι ο μέσος συντελεστής βήτα μειώνεται στις μηνιαίες αποδόσεις. Επίσης και σε αυτό το χαρτοφυλάκιο βλέπουμε ότι το R-squared μειώνεται καθώς αυξάνεται το διάστημα

μέτρησης γεγονός που αποδεικνύει ότι όσο μεγαλώνει το διάστημα εκτίμησης τόσο μειώνεται η επίδραση από την απόδοση του Γενικού Δείκτη. Παρατηρούμε ότι στις ημερήσιες αποδόσεις η μέγιστη τιμή του βήτα είναι 1,095 και η ελάχιστη αρνητική ίση με -0,175. Στις εβδομαδιαίες αποδόσεις η μέγιστη τιμή του βήτα είναι 1,556 ενώ η ελάχιστη πάλι αρνητική και ίση με -0,177. Την ίδια συμπεριφορά έχουμε και τις μηνιαίες αποδόσεις με μέγιστη τιμή του βήτα το 1,706 και ελάχιστη -0,608.

Πίνακας 2β: Στατιστικά στοιχεία Ιταλίας των εκτιμήσεων βήτα και R^2 για 2 χαρτοφυλάκια και 3 διαστήματα μέτρησης απόδοσης

	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
High-cap portfolio			
Mean beta	0.822	0.869	0.97
Standard deviation of beta estimates	0.261	0.372	0.462
Mean standard error of beta estimates	0.032	0.117	0.32
Maximum beta	1.45	1.512	1.71
Minimum beta	0.292	-0.135	-0.377
Range	1.158	1.647	2.087
Coefficient of skewness of beta estimates	0.414	-0.594	-1.084
T-Test	0.104	0.221	0.353
Coefficient of kurtosis of beta estimates	3.265	3.467	4.475
T-Test	0,82	1,128	0,768
Mean R^2	0.374	0.287	0.251
Low-cap portfolio			
Mean beta	0.513	0.633	0.606
Standard deviation of beta estimates	0.235	0.297	0.609

Mean standard error of beta estimates	0.056	0.221	0.568
Maximum beta	1.034	1.394	1.772
Minimum beta	0.053	-0.099	-0.66
Range	0.981	1.493	2.432
Coefficient of skewness of beta estimates	0.092	0.214	-0.03
T-Test	0.391	0.428	-0.103
Coefficient of kurtosis of beta estimates	2.615	3.571	2.366
T-Test	1.871	1.15	0.9962
Mean R2	0.105	0.043	0.056

Παρατηρώντας τα 2 χαρτοφυλάκια της Ιταλίας στο πίνακα 2β, διαπιστώνουμε ότι η μέγιστη τιμή του συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης έφθασε 1,45 για της ημερήσιες αποδόσεις ενώ το ελάχιστο βήτα 0,29. Στις εβδομαδιαίες αποδόσεις το μέγιστο βήτα είναι 1,512 ενώ η ελάχιστη τιμή του φτάνει να είναι αρνητική -0,135. Το ίδιο αποτέλεσμα παρατηρούμε και στις μηνιαίες αποδόσεις με μέγιστο βήτα 1,71 και αρνητικό ελάχιστο βήτα ίσο με -0,377.

Διαπιστώνουμε επίσης ότι καθώς αυξάνεται το διάστημα εκτίμησης ο συντελεστής R-squared μειώνεται, οπότε μειώνεται και η επίδραση του Γενικού Δείκτη πάνω στις αποδόσεις των μετοχών.

Για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ιταλίας παρατηρούμε ότι στις ημερήσιες εκτιμήσεις το μέγιστο βήτα φθάνει το 1,034 με ελάχιστη τιμή το 0,053. Στα εβδομαδιαία διαστήματα εκτίμησης η μέγιστη τιμή του συντελεστή βήτα είναι 1,394 και η ελάχιστη τιμή είναι αρνητική και ίση με -0,099. Τα ίδια αποτελέσματα έχουμε και στις μηνιαίες εκτιμήσεις των αποδόσεων με μέγιστη τιμή του συντελεστή βήτα το 1,772 και αρνητική ελάχιστη τιμή -0,66 .

Και σε αυτό το χαρτοφυλάκιο διαπιστώνουμε ότι καθώς αυξάνεται το διάστημα εκτίμησης ο συντελεστής R-squared μειώνεται.

Από τα στοιχεία του πίνακα 2β προκύπτει ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αυξάνεται καθώς το διάστημα απόδοσης μακραίνει. Υποδηλώνοντας με αυτό το τρόπο ότι υπάρχει επίδραση του διαστήματος απόδοσης στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα.

Όπως και στην Ελλάδα, έτσι και τα 2 χαρτοφυλάκια της Ιταλίας παρατηρούμε ότι οι μέσοι όροι των συντελεστών βήτα αυξάνονται καθώς μεταβαίνουμε από τις ημερήσιες εκτιμήσεις στις εβδομαδιαίες και στις μηνιαίες. Γεγονός που επιβεβαιώνεται και από τις εκτιμήσεις των Braisford και Josev.

Όπως αναφέραμε και παραπάνω και στα 2 χαρτοφυλάκια οι τιμές των μέσων βήτα και r -squared μειώνονται καθώς το διάστημα της εκτίμησης αυξάνεται. Μια πιθανή εξήγηση γιατί συμβαίνει αυτό είναι ότι ο πλήρης αντίκτυπος των πληροφοριών δεν αντανακλάται άμεσα στις αξίες λόγω των καθυστερήσεων προσαρμογής των τιμών, αλλά ο αντίκτυπος αυτού του φαινομένου μειώνεται σε μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα μέτρησης απόδοσης, δεδομένου ότι οι τιμές ενσωματώνουν ένα μεγάλο μέρος των σχετικών πληροφοριών. Κάτι που διαπιστώθηκε και στη μελέτη των Diakogianni και Makri.

2. Υπολογισμός του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο Hawawini (1983)

Εφόσον έχουμε υπολογίσει το συντελεστή βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για τα 2 χαρτοφυλάκια των 2 χωρών, θα υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα με τη Μέθοδο Hawawini (1983).

Θα χρησιμοποιήσουμε τους ημερήσιους συντελεστές βήτα που έχουμε υπολογίσει με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να υπολογίσουμε τα εβδομαδιαία και μηνιαία διαστήματα.

Στο πίνακα 4α, 4β, 4γ και 4δ δείχνουμε το μέσο όρο των εκτιμήσεων βήτα για τα χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Ο υπολογισμός του βήτα έγινε χρησιμοποιώντας το τύπο:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1) \frac{T + (T - 1) \frac{P_{im+1} + P_{im-1}}{P_{im}}}{T + 2(T - 1)p_{mm-1}}$$

όπου β_i : τα ημερήσια ή εβδομαδιαία βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

T: αριθμός του δείγματος

P_{im+1} : ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ της απόδοσης της μετοχής i και της απόδοσης του δείκτη σε lag $t+1$

P_{im-1} : ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ της απόδοσης της μετοχής i και της απόδοσης του δείκτη σε lag $t-1$

P_{mm-1} : η παλινδρόμηση $R_{mt}=a+bR_{mt-1}+e$

και ο έλεγχος των t-test έγινε με το τύπο:

$$t = \frac{b_l - b_s}{\sqrt{(s_l^2 + s_s^2)/T}}$$

b_l, b_s = τα βήτα του μεγάλου και μικρού

s_l^2, s_s^2 = οι διασπορές των βήτα του μεγάλου και μικρού

Πίνακας 4α: Συντελεστές βήτα με το μοντέλο Hawawini (1983) Ελλάδα

Greece	Weekly	Monthly
High cap portfolio		
Hawaini mean beta	0.599	0.623
OLS mean beta	0.868	0.729
T-statistic	3.61	1.82
low cap portfolio		
Hawaini mean beta	0.471	0.462
OLS mean beta	0.522	0.604
T-statistic	2.53	1.05

Στο παραπάνω πίνακα παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο Hawawini. Για τους υπολογισμούς χρησιμοποιήσαμε τα ημερήσια βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Από τα παραπάνω στοιχεία διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο Hawawini εκτιμά σωστά τον συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης σε εβδομαδιαία και μηνιαία διαστήματα.

Συγκρίναμε τα αποτελέσματά μας με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, κάναμε ελέγχους και διαπιστώσαμε ότι η διαφορά των βήτα είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1% στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης. Στα υπόλοιπα διαστήματα η διαφορά δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Στη συνέχεια υπολογίσαμε το βήτα με τη μέθοδο Hawawini με τη διαφορά ότι χρησιμοποιήσαμε τα υπολογισμένα εβδομαδιαία βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. τα αποτελέσματα για την Ελλάδα εμφανίζονται στο παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 4β: Συντελεστές βήτα με το μοντέλο Hawawini (1983) Ελλάδα (με εβδομαδιαίες εκτιμήσει βήτα)

GREECE	Monthly
High - cap portfolio	
Hawaini mean beta	0.597
OLS mean beta	0.729
T-statistic	2.2
low cap portfolio	
Hawaini mean beta	0.415
OLS mean beta	0.604
T-statistic	1.35

Στο παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι χρησιμοποιώντας στις εβδομαδιαίες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που έχουμε υπολογίσει με τη μέθοδο ελαχίστων

τετραγώνων, στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης το μέσο υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%.

Στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά των μέσων όρων δεν είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα επίπεδο.

Την ίδια μέθοδο ακολουθήσαμε και στα χαρτοφυλάκια της Ιταλίας και τα αποτελέσματα δίνονται παρακάτω.

Πίνακας 4γ: Συντελεστές βήτα με το μοντέλο Hawawini (1983) Ιταλία

Italy	Weekly	Monthly
High cap portfolio		
Hawaini mean beta	0.601	0.561
OLS mean beta	0.869	0.97
T-statistic	3.52	6.20
low cap portfolio		
Hawaini mean beta	0.405	0.418
OLS mean beta	0.633	0.606
T-statistic	2.2	1.74

Όπως παρατηρούμε και για τα χαρτοφυλάκια της Ιταλίας, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο Hawawini εκτιμά σωστά τον συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης σε εβδομαδιαία και μηνιαία διαστήματα.

Στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

Στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά των βήτα είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1% για τα εβδομαδιαία και 5% στις μηνιαίες εκτιμήσεις.

Στη συνέχεια υπολογίσαμε το βήτα με τη μέθοδο Hawawini με τη διαφορά ότι χρησιμοποιήσαμε τα υπολογισμένα εβδομαδιαία βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων

τετραγώνων. τα αποτελέσματα για την Ελλάδα εμφανίζονται στο παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 4δ: Συντελεστές βήτα με το μοντέλο Hawawini (1983) Ιταλία (με εβδομαδιαίες εκτιμήσει βήτα)

ITALY	Monthly
High - cap portfolio	
Hawaini mean beta	0.569
OLS mean beta	0.97
T-statistic	6.15
low cap portfolio	
Hawaini mean beta	0.518
OLS mean beta	0.606
T-statistic	0.78

Στο παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι χρησιμοποιώντας στις εβδομαδιαίες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που έχουμε υπολογίσει με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης το μέσο υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά .

Στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά των μέσων όρων δεν είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα επίπεδο.

3. Υπολογισμός του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο Scholes and Williams

Με βάση τους ημερήσιους υπολογισμούς του συντελεστή βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων εκτιμήσαμε τους συντελεστές βήτα των δύο χαρτοφυλακίων και των δύο χωρών με τη μέθοδο Scholes and William

Παρακάτω παραθέτουμε τους δύο πίνακες με τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 5α: Σύγκριση των τιμών βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και τη μέθοδο Scholes and William.

GREECE	OLS β	Scholes and Williams (1 lead & 1 lag)
High- cap portfolio		
mean beta	0.866	0.901
Standard deviation of beta	0.286	0.301
T-Statistic		0.685
Low- cap portfolio		
mean beta	0.561	0.601
Standard deviation of beta	0.275	0.286
T-Statistic		1.70

Πίνακας 5β: Σύγκριση των τιμών βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και τη μέθοδο Scholes and William.

ITALY	OLS β	Scholes and Williams (1 lead & 1 lag)
High- cap portfolio		
mean beta	0.822	0.896
Standard deviation of beta	0.261	0.295

T-Statistic		
Low- cap portfolio		
mean beta	0.513	0.524
Standard deviation of beta	0.235	0.238
T-Statistic		1.65

Διακρίνουμε και στα δύο χαρτοφυλάκια των δύο χωρών ότι οι συντελεστές βήτα δεν διαφέρουν εφαρμόζοντας και τις δύο μεθόδους.

Λαμβάνουμε δηλαδή σχεδόν τα ίδια αποτελέσματα και με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων αλλά και με τη μέθοδο Scholes and Williams. Και βλέπουμε ότι η διαφορά των μέσων δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Παρατηρούμε ότι και για τις δύο χώρες δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των μέσων βήτα και στα δύο χαρτοφυλάκια σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

Συμπεράσματα

Στην εργασία μας εξετάσαμε δύο χαρτοφυλάκια δύο αναπτυσσόμενων χωρών όπως η Ελλάδα και η Ιταλία. Προσπαθήσαμε να βρούμε το σφάλμα της επίδρασης της επιλογής διαστήματος απόδοσης με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, με τη μέθοδο Hawawini και με τη μέθοδο Scholes and Williams.

Επιλέξαμε δύο χαρτοφυλάκια με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία και τα χωρίσαμε σε μικρό και μεγάλο αποτελούμενα από τριάντα εταιρίες το καθένα.

Επίσης οι εκτιμήσεις μας έγιναν πάνω σε ημερήσιες εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις

Με τη πρώτη μέθοδο καταλήξαμε στο ότι οι μέσοι όροι των συντελεστών βήτα αυξάνονται καθώς μεταβαίνουμε από τις ημερήσιες εκτιμήσεις στις εβδομαδιαίες

και στις μηνιαίες. Γεγονός που επιβεβαιώνεται και από τις εκτιμήσεις των Braisford και Josev.

Παρατηρήσαμε ότι ο μέσος όρος των μηδενικών αποδόσεων κάθε χαρτοφυλακίου είναι σημαντικά διαφορετικός μεταξύ των χαρτοφυλακίων υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Και αυτό το παρατηρούμε σε όλα τα διαστήματα μέτρησης (ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία) στο επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

Κυρίως στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ελλάδας, παρατηρούμε σημαντικό αριθμό μέσων μηδενικών αποδόσεων σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Αντίθετα στα 2 χαρτοφυλάκια της Ιταλίας, παρατηρούμε ότι έχουμε μικρότερα ποσοστά μηδενικών αποδόσεων, με τα μεγαλύτερα ποσοστά να εμφανίζονται και πάλι στο μικρό χαρτοφυλάκιο.

Στα αποτελέσματα που πήραμε από την εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini διαπιστώσαμε πως έχουμε καλύτερα αποτελέσματα για την εκτίμηση των βήτα σε χρονικά διαστήματα μεγαλύτερα από τα ημερήσια.

Συμπεραίναμε ότι το μοντέλο Hawawini εκτιμά σωστά τον συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης σε εβδομαδιαία και μηνιαία διαστήματα.

Και στα δύο χαρτοφυλάκια η διαφορά μεταξύ του μέσου όρου των βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και με τη μέθοδο Hawawini δεν είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

και για τα χαρτοφυλάκια της Ιταλίας, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο Hawawini εκτιμά σωστά τον συντελεστή βήτα για το χαρτοφυλάκιο υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης σε εβδομαδιαία και μηνιαία διαστήματα.

Και στα δύο χαρτοφυλάκια η διαφορά μεταξύ του μέσου όρου των βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και με τη μέθοδο Hawawini δεν είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

Τέλος χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Scholes and Williams καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις για το συντελεστή βήτα δεν διαφέρουν κατά πολύ

από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Οπότε και δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές μεταξύ των μέσω βήτα.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ξένη

1. Ajai K. Kapoor and Ralph A.(1997) Pope" *The Relationship Between Corporate Debit Issuance and Vhangew In Systematic Risk" Journal Of Financial and Strategic Decisions Vol 10 No3*
2. Boss, T, and Newbold, P. (1984). "An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model." *Journal of Business*, 57 (1): 35-41
3. Blume, M. (1975). "Betas and their Regression Tendencies." *Journal of Finance*, 30:785-795
4. Diacogiannis, G., and Makri, P., (2008). "Estimating Betas in Thinner Markets: The Case of the Athens Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 108-121. .
5. Emanuel, D. (1980). "The Market Model in New Zealand" *Journal of Business Finance & Accounting*, 7 (4):591-601
6. Gregory Koutmos, George C. Philippatos "Market Frictions and Stock Return Dynamic, Evidence from the Athens Stock Exchange" *Managerial Finance Vol. 33 No.3,2007*
7. Elton, E. and Gruber, M. (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons.
8. Eubank A.A. and Zumwalt J.K (1970), "An Analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustments techniques and risk classes",

- Journal of Finance*, June, pp.761-776
9. Fabozzi, J. and Francis, J. (1978). "Beta as a Random Coefficient." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13:101-116.
 10. Hawawini, G. (1983). "Why Beta Shifts as the Return Interval Changes." *Financial Analysts Journal*, 39: 73-77.
 11. Kalman J. Cohen, Gabriel A.Hawawini, Steven F. Maier, Robert A. Schwartz and David K. Whitcomb "Estimating And Adjusting For The Intervalling - Effect Bias In Beta" *Management Science Vol. 29 No 1 January 1983* 135-147
 12. Klemkosky R, C and martin J.D (1975), *The adjustment of beta forecast, Journal of Finance " September, pp 1123-1128*
 13. Koustubh Kanti Ray,(2010) "*Stability of Beta over market Phases: An Empirical Study on Indian Stock market*" *Journal of Finance and Economics*,
 14. Markowitz, H. (1952). "Portfolio Selection." *Journal of Finance*, 7, 1: 77-91.
 15. Michael D. Atchison, Kirt C. Butler, Richard R. Simods "*Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation*" *Journal Of Finance, Volume 42, Issue 1(Mar., 1987)* 111-118
 16. Paraschos Maniatis (2011) "*Individual Stock Market Risk and Price Valuation: The Case of Titan S.A, Managerial Finance Vol 37 No , 347-361.*
 17. Perron Pierre, Voudounou Cosme *Sampling Interval and Estimated Betas: Implications for the Presence of Transitory Components in Stock Price, Institute National de la Statistique et de l'Analyse Economique (Bénin) December 2, 2011.*
 18. Philip, R. Daves , Michael C. Ehrhart and Robert A. Kunkel, (2000) "*Estimating Systematic Risk: The Choice Of Return Interval And Estimation Period*" *Journal Of Fianancial and Strategic Decisions*, 7-13
 19. Puneet Handa, S.P. Kothari and Charles Wasley, "*Sensitivity Of Multivariate Tests Of The Capital Asset - Pricing Model To The Return Measurement Interval*" *The Journal Of Finance Vol XLVIII No 4 September 1993*, 1543-1551

20. Scholes, M. and Williams, J. (1977) " *Estimating betas from non - synchronous data*" *Journal of Financial Economics*", 5,pp. 309-327

Ελληνική

1. Νικόλαος Ηρ. Γεωργιάδης, (2005) *Ο Συντελεστής "Beta" μιας μετοχής*, *Investment Research & Analysis Journal*

Βιβλία

1. Richard a. Brealy, Stewart C. Myers, Franklin Allen " *Principles of Corporate Finance*" *Ninth Edition (2008) published by mcGraw-Hill Companies, New York*
2. Aswath Damodaran "*Applied Corporate Finance*"
3. Π. Ξυδώνας, Ι. Ψαρράς, Κ. Ζοπουνίδης (2010) " *Σύγχρονη Θεωρία χαρτοφυλακίου*" *εκδόσεις Κλειδάριθμος*

Πηγή: Ναυτεμπορική (για την τιμές κλεισίματος των μετοχών) και επεξεργασία των στοιχείων.

КОНСТИТУЦИОННО ПРАВО