



Τμήμα: Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

Μεταπτυχιακό Πρόγραμμα Σπουδών στην Χρηματοοικονομική για
Στελέχη

Διπλωματική Εργασία

Επιβλέπων Καθηγητής: Καθ. Γεώργιος Π. Διακογιάννης

Μέλη Επιτροπής: Επ. Καθ. Δημήτριος Κυριαζής

Λέκτ. Δημήτριος Βολιώτης

Τίτλος Εργασίας:

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Σκουλάκη Γεωργία, ΜΧΑΝ/0946

Πειραιάς

Φεβρουάριος 2011

Ευχαριστίες

Για την μελέτη αυτή και την ολοκλήρωση του μεταπτυχιακού προγράμματος σπουδών «Χρηματοοικονομική για Στελέχη» ευχαριστώ όλους τους καθηγητές μου για την πολύτιμη γνώση που μου προσέφεραν.

Ευχαριστώ ιδιαίτερα τον Καθηγητή Γεώργιο Διακογιάννη επιβλέπων της διπλωματικής μου για την επιστημονική καθοδήγηση και την υποστήριξη του στην πραγματοποίηση της μελέτης αυτής.

Ευχαριστώ την Οικογένεια Σταμπολιάδη καθώς την Άννα Τανογλίδη για την φιλοξενία και την αμέριστη συμπαράσταση τους κατά την διάρκεια των σπουδών μου.

Ευχαριστώ ιδιαίτερα και αφιερώνω την εργασία αυτή στον *Φοίβο*.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Market Value and Expected Stock Returns

Σκουλάκη Γεωργία, ΜΧΑΝ/0946

Πανεπιστήμιο Πειραιώς, Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής, Μεταπτυχιακό Πρόγραμμα Σπουδών στην Χρηματοοικονομική για Στελέχη.

Abstract

Το 'size', το 'beta', και ο δείκτης MTBV προσπαθούν να εξηγήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των μετοχών για το χρηματιστήριο του Λονδίνου χρησιμοποιώντας διαστρωματικές παλινδρομήσεις. Με την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. Mac Beth (1973) διαμορφώσαμε 35 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία, τον δείκτη MTBV και το 'beta'. Στην κατάταξη με βάση το μέγεθος βρήκαμε μια θετική σχέση ανάμεσα στο 'size effect' και στις αποδόσεις των μετοχών στατιστικά σημαντική. Όταν η κατάταξη έγινε χρησιμοποιώντας τον δείκτη MTBV τα αποτελέσματα έδειξαν πως υπάρχει θετική σχέση η οποία είναι μη στατιστικά σημαντική ενώ βάζοντας ως κριτήριο της κατάταξης των χαρτοφυλακίων το 'beta', τα αποτελέσματα μιλούν για θετική σχέση με μικρότερη επίδραση από το 'size effect' η οποία είναι μη στατιστικά σημαντική. Η έρευνα συνεχίζεται με πολυπαραγοντικές εξισώσεις και μελετά την σχέση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος και τον δείκτη MTBV, καθώς και με βάση το μέγεθος και το 'beta'.

Λέξεις κλειδιά: μέγεθος (size), δείκτης ανάπτυξης (MTBV), μετοχή (stock), συστηματικός κίνδυνος (beta), απόδοση μετοχής (stock return), απόδοση χαρτοφυλακίου (portfolio return), 'size effect', 'MTBV effect', διαστρωματική παλινδρόμηση (cross-sectional regression).

Περιεχόμενα

Κεφάλαιο 1

σελ. 7

Εισαγωγή και Σκοπός της Εργασίας

Κεφάλαιο 2

σελ. 9

Θεωρία Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου

- Η Ανάλυση μιας Μετοχής
- Η Αναμενόμενη Απόδοση μιας Μετοχής
- Ο κίνδυνος της Απόδοσης μιας Μετοχής
- Κριτήρια Αξιολόγησης Μετοχών
- Συντελεστής Συσχέτισης των Αποδόσεων Δύο Μετοχών
- Ποιοτικά και Ποσοτικά Κριτήρια Αξιολόγησης Μετοχών
- Η Ανάλυση Ενός Χαρτοφυλακίου Μετοχών
- Τα Οφέλη της Διαφοροποίησης του Χαρτοφυλακίου
- Το Αποδοτικό Σύνολο
- Το Υπόδειγμα του Markowitz
- Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα
- Υπολογισμός του Συντελεστή "Beta" ενός Χαρτοφυλακίου
- Το Υπόδειγμα της Αγοράς
- Το Πολυπαραγοντικό Υπόδειγμα και η Τεχνική του Μέσου
- Το Γενικό Πολυπαραγοντικό Μοντέλο
- Το Μοντέλο του Βιομηχανικού Δείκτη
- Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) -CAPM
- Άλλα Πολυπαραγοντικά Υποδείγματα: Υπόδειγμα Fama & French

Κεφάλαιο 3

σελ. 52

Εισαγωγή

Εμπειρικές Μελέτες

- The market capitalization value as a risk factor in Athens stock exchange- Michalis Glezakos-(Spoudai, Vol 43)
 - Behavior of stock return in size and market-to-book ratio-Evidence from selected Indian Industries.- G.Senthilkumar – 2009
 - The relationship between return and market value of common stocks – Rolf W. Banz - 1981
 - The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks. – Sanjoy Basu - 1983
 - Anomalies in Security Returns and the Specification of the Market Model- Stephen J. Brown, Christopher B. Barry - 1984
 - The Small Firm Effect – Ivan L. Lustig and Philip A. Leinbacj – 1983
 - Transaction costs and the small firm effect – Hans R. Stoll, Robert E. Whaley -1983
 - Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets- Andy C.W. Chui, K.C. John Wei -1998
 - Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market – Kiyoshi Kato and James S. Schallheim. 1985
 - Heteroscedasticity, R^2 , and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange- David J. Fowler, C. Harvey Rorke and Vijay M. Jog – 1979
- Συνοπτική Παρουσίαση των Εμπειρικών Μελετών

Κεφάλαιο 4

σελ. 121

Μεθοδολογία

- Υποθέσεις του Μοντέλου
- Μέθοδοι Εκτίμησης
- Υπολογισμός των Μεταβλητών
- Δεδομένα
- Μεθοδολογία

Για 35 χαρτοφυλάκια

- Η 1^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$
- Η 2^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$
- Η 3^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$

Για 45 χαρτοφυλάκια

- Η 4^η διαστρωματική παλινδρόμηση
 $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$
- Η 5^η διαστρωματική παλινδρόμηση
Για 63 χαρτοφυλάκια $R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$
- Η 6^η διαστρωματική παλινδρόμηση
 $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$

Κεφάλαιο 5

σελ. 165

Τα Αποτελέσματα των Παλινδρομήσεων

Κεφάλαιο 6

σελ. 176

Συμπεράσματα

Προτάσεις για Περαιτέρω Έρευνα

Κεφάλαιο 7

σελ. 181

Βιβλιογραφία

Κεφάλαιο 8

σελ. 183

Παράρτημα

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή- Σκοπός της Εργασίας

Η οικουμενική κοινότητα στην οποία ζούμε στις αρχές του 21^{ου} αιώνα μέσα από το διεθνές οικονομικό σύστημα που επιλέξαμε και καθιερώσαμε να λειτουργεί, διαδραματίζει ένα σημαντικό και κυρίαρχο ρόλο στις κεφαλαιαγορές. Στο διεθνές αυτό οικονομικό σύστημα βασικό ρόλο κατέχουν οι χρηματοοικονομικές αγορές, δηλαδή τα χρηματιστήρια που προσφέρουν την δυνατότητα αντλήσεως χρηματοοικονομικών προϊόντων σε παγκόσμια και διεθνή βάση. Οι εξελίξεις στα παγκόσμια χρηματιστήρια ρύθμιζαν και θα συνεχίσουν να ορίζουν βασικές παραμέτρους της οικονομικής μας ζωής.

Η θεμελίωση της οικονομικής επιστήμης οδήγησε στην ανάπτυξη υποδειγμάτων προκειμένου να αποτιμηθούν τα περιουσιακά στοιχεία. Αναπτύχθηκε η θεωρία του χαρτοφυλακίου που θα την δούμε αναλυτικότερα παρακάτω και στην συνέχεια αναπτύχθηκε η χρηματοοικονομική θεωρία με βασικά στοιχεία την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM). Η βασική μορφή του μοντέλου αυτού υποστηρίζει την ύπαρξη ενός μόνο παράγοντα, αυτού της αγοράς για τον προσδιορισμό των αποδόσεων των μετοχών, δηλαδή του 'beta'.

Οι εμπειρικές μελέτες πάνω στο υπόδειγμα CAPM οδήγησαν στο συμπέρασμα πως υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών καθώς εμφανίζονται ανωμαλίες που δεν εξηγούνται από τον παράγοντα της αγοράς. Οι ανωμαλίες αυτές σχετίζονται με το:

1. Φαινόμενο του Ιανουαρίου, σύμφωνα με το οποίο οι αποδόσεις των μετοχών εμφανίζονται υψηλότερες τον μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες του έτους. (Marc R. Reinganum, 1983), (Donald B. Keim, 1983).
2. Φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας, σύμφωνα με το οποίο την Δευτέρα οι αποδόσεις για το NYSE είναι ιδιαίτερα χαμηλές ενώ για το

χρηματιστήριο της Ιαπωνίας η αντίστοιχη μέρα είναι η Τρίτη. (Jeffrey Jaffe & Randolph Westerfield, 1985), (Kiyoshi Kato & James S. Schallheim, 1985).

3. Φαινόμενο των μικρών εταιριών, σύμφωνα με το οποίο οι μικρού μεγέθους εταιρίες εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις από τις εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης. (Rolf W. Banz, 1981) (Richard Roll, 1981), Ivan L. Lustig and Philip A. Leinbacj, 1983), (Michalis Glezakos (Spoudai, Vol 43).

Υπάρχουν και άλλοι παράγοντες όπως ο δείκτης τιμή μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή (P/E), ο δείκτης αγοραίας αξίας προς λογιστική αξία μετοχών (MTBV), τα κόστη συναλλαγών (transaction costs).

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι να εξακριβωθεί η αξία που έχουν τρεις παράγοντες, ο συστηματικός κίνδυνος, δηλαδή το 'beta', το μέγεθος των εταιριών καθώς και η αγοραία προς την λογιστική αξία των μετοχών, στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των μετοχών στην κεφαλαιαγορά του Λονδίνου για την δεκαπενταετία 1995-2010.

Κεφάλαιο 2

Θεωρία Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου

Η θεωρία χαρτοφυλακίου αναπτύχθηκε από τον Harry Markowitz με το άρθρο του **'Portfolio selection'** που δημοσιεύτηκε το 1952 στην Journal of Finance. Περιγράφει το πώς πρέπει να συμπεριφέρεται ένας επενδυτής που επιδιώκει την δημιουργία ενός «**άριστου**» χαρτοφυλακίου (optimal portfolio) περιουσιακών στοιχείων. Άριστο χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο που παρέχει τον καλύτερο δυνατό συνδυασμό απόδοσης - κινδύνου για τον επενδυτή.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου μας παρέχει ένα σύνολο μεθόδων με την βοήθεια των οποίων μπορούμε να αναλύσουμε και να αξιολογήσουμε χαρτοφυλάκια που πληρούν έναν στόχο ή στόχους.

Στόχος της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου είναι η ελαχιστοποίηση του κινδύνου και συγχρόνως η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου. Για την επίτευξη του στόχου αυτού είναι απαραίτητο ο στόχος να είναι συγκεκριμένος, ρεαλιστικός, μετρήσιμος και χρονικά οριοθετημένος.

Η Ανάλυση μιας Μετοχής

Οι επενδυτές κατέχουν περιουσιακά στοιχεία προσβλέποντας σε κάποια απόδοση. Η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου και ειδικότερα μιας μετοχής i υπολογίζεται από τον τύπο:

$$R_{i,t} = \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1})}{P_{i,t-1}} + \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad \text{Εξίσωση 1}$$

Όπου,

$R_{i,t}$ είναι η απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

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

$P_{i,t-1}$ είναι η τιμή της μετοχής i την περίοδο $t-1$

$D_{i,t}$ είναι το μέρισμα της μετοχής την περίοδο t

Το πρώτο κλάσμα είναι η κεφαλαιακή απόδοση και το δεύτερο η μερισματική απόδοση.

Η απόδοση των μετοχών είναι αβέβαιη και η διακράτησή τους ενέχει κίνδυνο, σε ότι αφορά τις διακυμάνσεις της τιμής τους στο μέλλον. Υπάρχουν 4 καταστάσεις κάτω από τις οποίες μπορούν να γίνουν επενδύσεις:

1. Κατάσταση βεβαιότητας όπου ο επενδυτής γνωρίζει εκ των προτέρων την μοναδική έκφραση της κατάστασης όπως συμβαίνει με τις προθεσμιακές καταθέσεις.
2. Κατάσταση κινδύνου όπου ο επενδυτής γνωρίζει την κατανομή πιθανοτήτων της επένδυσης, δηλαδή γνωρίζει τις πιθανές αποδόσεις και τις πιθανότητες εμφάνισης αυτών των αποδόσεων.
3. Κατάσταση αβεβαιότητας όπου ο επενδυτής γνωρίζει τις πιθανές αποδόσεις αλλά δεν γνωρίζει τις πιθανότητες που συνδέονται με αυτές τις αποδόσεις.
4. Κατάσταση πλήρους άγνοιας όπου ο επενδυτής δεν γνωρίζει ούτε τις πιθανές αποδόσεις ούτε τις πιθανότητες που συνδέονται με αυτές τις αποδόσεις.

Η στατιστική ανάλυση της απόδοσης των μετοχών στηρίζεται σε τρεις βασικές υποθέσεις:

1. Αν δύο μετοχές έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση και διαφορετικό κίνδυνο ο επενδυτής επιλέγει την μετοχή με τον μικρότερο κίνδυνο.
2. Αν δύο μετοχές έχουν τον ίδιο κίνδυνο και διαφορετικές αναμενόμενες αποδόσεις ο επενδυτής επιλέγει την μετοχή που έχει την μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.
3. Η κατανομή των αποδόσεων μιας μετοχής είναι κανονική.

Από τις παραδοχές πηγάζει πως ο επενδυτής είναι **risk averse** .

Risk lover: Ένας επενδυτής που είναι πρόθυμος να αναλάβει επιπλέον κίνδυνο για μια επένδυση που έχει μια σχετικά χαμηλή αναμενόμενη απόδοση.

Risk averse: Ένας επενδυτής που είναι επιφυλακτικός απέναντι στον κίνδυνο και τείνει να αναλαμβάνει αυξημένο κίνδυνο μόνο εφόσον αυτό δικαιολογείται από την δυνατότητα για υψηλότερες αποδόσεις.

Αυτό δεν σημαίνει πως δεν παίρνει καθόλου κίνδυνο αλλά ότι προσπαθεί να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο και οποιονδήποτε κίνδυνο και αν αναλάβει υπάρχει ανάλογη αναμενόμενη απόδοση.

Η Αναμενόμενη Απόδοση Μιας Μετοχής

Η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i ισούται με τον σταθμικό μέσο των πιθανών αποδόσεων με σταθμά τις πιθανότητες που συνδέονται με αυτές τις αποδόσεις. Οι πιθανότητες θα πρέπει να αθροίζουν στην μονάδα γιατί τότε σημαίνει πως ο επενδυτής έλαβε υπόψη όλες τις δυνατές περιπτώσεις.

$$E(R_i) = p_1 \times R_{i1} + p_2 \times R_{i2} + \dots + p_n R_{in} \quad \text{Εξίσωση 2}$$

Όπου,

R_{in} μία πιθανή τιμή της απόδοσης της μετοχής i

p_n η πιθανότητα που υπάρχει για να εμφανιστεί η απόδοση R_{in}

Ο Κίνδυνος της Απόδοσης μιας Μετοχής

Ο κίνδυνος της απόδοσης μιας μετοχής ισούται με τον σταθμικό μέσο των τετραγωνικών αποκλίσεων από την αναμενόμενη απόδοση με σταθμά τις πιθανότητες που συνδέονται με τις πιθανές αποδόσεις.

$$\sigma^2(R_i) = p_1 \times (R_{i1} - E(R_i))^2 + p_2 \times (R_{i2} - E(R_i))^2 + \dots + p_n (R_{in} - E(R_i))^2 \quad \text{Εξίσωση 3}$$

Όπου,

R_{in} μία πιθανή τιμή της απόδοσης της μετοχής i , p_n η πιθανότητα που υπάρχει για να εμφανιστεί η απόδοση R_{in} , $E(R_i)$ η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

Κριτήρια Αξιολόγησης Μετοχών

Βασικό αξίωμα της χρηματοοικονομικής θεωρίας είναι ότι ο επενδυτής δεν μπορεί να αναμένει υψηλή απόδοση με ανάληψη χαμηλού κινδύνου ή το αντίστροφο. Για τον επενδυτή η επιδίωξη υψηλότερης απόδοσης προϋποθέτει ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου.

Όσο μεγαλύτερη είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων των μετοχών, τόσο υψηλότερη είναι η μεταβλητότητα – συνεπώς και ο κίνδυνος είναι μεγαλύτερος. Επομένως, ο επενδυτής επιλέγει την μετοχή με την μεγαλύτερη απόδοση και τον μικρότερο κίνδυνο.

A. Συντελεστής μεταβλητότητας

Εναλλακτικά, χρήσιμο είναι να υπολογιστεί ο συντελεστής μεταβλητότητας CV για το σύνολο των μετοχών. Από τους συντελεστές μεταβλητότητας ο επενδυτής επιλέγει εκείνες τις μετοχές που έχουν το μικρότερο CV. Ο συντελεστής μεταβλητότητας μπορεί να εφαρμοστεί σε αρκετά ποσοτικά κριτήρια επιλογής μετοχών όπως θα δούμε παρακάτω. ($CV_{(P/E)}$, $CV_{(PEG)}$, $CV_{(MA)}$)

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

Εξίσωση 4

Όπου,

$\sigma(R_i)$ ο κίνδυνος της απόδοσης μιας μετοχής και $E(R_i)$ η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

B. Συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων 2 μετοχών

Η συνδιακύμανση είναι ένα μέτρο του βαθμού στον οποίο δύο μεταβλητές κινούνται μαζί σχετικά με την ξεχωριστή μέση αξία τους μέσα σε κάποιο χρονικό διάστημα. Στην ανάλυση χαρτοφυλακίου συνήθως μας απασχολεί η

συνδιακύμανση των ρυθμών απόδοσης, παρά οι τιμές ή κάποια άλλη μεταβλητή. Μία θετική συνδιακύμανση σημαίνει ότι οι ρυθμοί απόδοσης για 2 μετοχές τείνουν να κινηθούν προς την ίδια κατεύθυνση σε σχέση με τις ξεχωριστές μέσες τιμές τους κατά τη διάρκεια της ίδιας χρονικής περιόδου. Σε αντίθεση μία αρνητική συνδιακύμανση φανερώνει ότι οι ρυθμοί απόδοσης και για τις 2 μετοχές τείνουν να κινηθούν σε διαφορετικές κατευθύνσεις σχετικά με τις μέσες τιμές τους κατά τη διάρκεια ορισμένων χρονικών περιόδων. Το 99% των μετοχών των εθνικών χρηματιστηρίων έχουν θετική συσχέτιση καθώς είναι κοινός οι παράγοντες που το επηρεάζουν. Το μέγεθος της συνδιακύμανσης εξαρτάται από τις διακυμάνσεις των ξεχωριστών αποδόσεων όπως και από την σχέση μεταξύ των αποδόσεων.

Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών R_i και R_j δίνεται από τον τύπο :

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = E[(X - \mu_x) \times (Y - \mu_y)]$$
 Εξίσωση 5

Όπου,

$$\mu_x = E(X) \text{ και } \mu_y = E(Y)$$
 Εξίσωση 6

Αν δύο μετοχές έχουν μηδενική συνδιακύμανση, η μία δεν επηρεάζει την άλλη. Τον επενδυτή τον ενδιαφέρει να διαμορφώνει χαρτοφυλάκια με μετοχές που έχουν χαμηλή θετική συνδιακύμανση.

Όμως η συνδιακύμανση δεν μας δείχνει την ισχύ της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών.

Για τον λόγο αυτό ο επενδυτής χρησιμοποιεί τον συντελεστή συσχέτισης.

Συντελεστής Συσχέτισης των Αποδόσεων Δύο Μετοχών

Ο συντελεστής συσχέτισης δείχνει την κατεύθυνση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών και δείχνει και την ισχύ της σχέσης.

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές από το -1 έως το +1. Όσο πιο κοντά είναι στο -1 ή στο +1, τόσο πιο ισχυρή είναι η γραμμική σχέση μεταξύ των δύο αποδόσεων. Συνήθως πάνω από το 60% έχουμε ισχυρές σχέσεις και πάνω από το 85% έχουμε πολύ ισχυρές σχέσεις.

Ο συντελεστής συσχέτισης δίνεται από την σχέση:

$$\rho_{ij} = \frac{Cov(R_i, R_j)}{\sigma(R_i) \times \sigma(R_j)}$$

Εξίσωση 7

Όπου,

$Cov(R_i, R_j)$ είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο μετοχών R_i και R_j και $\sigma(R_i), \sigma(R_j)$ είναι ο κίνδυνος της απόδοσης μιας μετοχής R_i και R_j

Ο συντελεστής συσχέτισης μας δείχνει πώς μεταβάλλεται η απόδοση της μετοχής i σε σχέση με την μεταβολή της απόδοσης της μετοχής j . Αν δυο μετοχές έχουν συντελεστή συσχέτισης ίσο με την μονάδα τότε η μία μετοχή θεωρείται υποκατάστατος της άλλης, επομένως ο επενδυτής επιλέγει μια από τις δύο για το χαρτοφυλάκιό του.

Ο επενδυτής έχει συμφέρον να επενδύει σε χαρτοφυλάκια που έχουν χαμηλούς συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών τους. Όταν επενδύει σε εγχώριες μετοχές ζητά μετοχές με χαμηλούς συντελεστές συσχέτισης ενώ όταν επενδύει και σε εγχώριες και σε διεθνείς μετοχές αναζητά και αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης, οι οποίοι μειώνουν σημαντικά τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Ποιοτικά και Ποσοτικά Κριτήρια Αξιολόγησης Μετοχών

Ποιοτικά κριτήρια αποτελούν η εταιρία και η χώρα που δραστηριοποιείται, η διοίκηση της εταιρίας, η φήμη και η πελατεία, ο κλάδος που δραστηριοποιείται, ο ανταγωνισμός και το μερίδιο αγοράς που κατέχει, οι συμβάσεις προμήθειας που έχει συνάψει, η μερισματική πολιτική που ακολουθεί.

Ποσοτικά κριτήρια αποτελούν:

1. Χρηματιστηριακή αξία, $XA_i = (N) \times \text{Τιμή μετοχής}$, όπου N ο αριθμός των κοινών μετοχών.

Η χρηματιστηριακή αξία δείχνει στον επενδυτή το μέγεθος της εταιρίας. Ο επενδυτής μπορεί να τις κατατάξει σε μικρές, μεσαίες και μεγάλες και να επιλέξει μεγάλες αν δεν επιθυμεί να αναλάβει πολύ κίνδυνο.

2. Εμπορευσιμότητα.

Η εμπορευσιμότητα μίας μετοχής δείχνει πόσα κομμάτια από την μετοχή αλλάζουν χέρια σε σχέση με τον αριθμό των κοινών μετοχών της εταιρίας. Ο επενδυτής μπορεί να επιλέξει μετοχές με μεγάλη εμπορευσιμότητα αν είναι risk averse.

3. Πολλαπλασιαστής κερδών ή P/E

$$\text{Το } \frac{P}{E} = \frac{\text{Τιμή Μετοχής}}{\text{Κέρδος Ανά Μετοχή}}$$

Ο πολλαπλασιαστής κερδών δείχνει πόσα χρήματα πουλιέται στην αγορά το 1 ευρώ του κέρδους ανά μετοχής της εταιρίας. Ο επενδυτής μπορεί να χρησιμοποιεί τον πολλαπλασιαστή κερδών μιας μετοχής και τον αντίστοιχο δείκτη του κλάδου και να επιλέξει την μετοχή αν το $(P/E)_{\text{μετοχής}} < (P/E)_{\text{κλάδου}}$. Οι μετοχές που έχουν μικρό P/E έχουν μεγαλύτερη απόδοση από τις μετοχές που έχουν μεγάλο P/E .

Επειδή το $(P/E)_{\text{μετοχής}}$ αλλάζει καθημερινά ο επενδυτής υπολογίζει τον συντελεστή μεταβλητότητας και επιλέγει μετοχές που έχουν τον χαμηλότερο συντελεστή συσχέτισης.

$$CV_{(P/E)} = \frac{\sigma(P/E)}{\text{Μέσο}(P/E)}$$

4. Δείκτης $PEG = \frac{P}{E/g}$, όπου g είναι ο ρυθμός αύξησης των κερδών ανά μετοχή.

Το PEG δείχνει στον επενδυτή πόσα χρήματα πρέπει να πληρώσει για να αγοράσει 1 ευρώ της αύξησης των κερδών ανά μετοχή. Αν το $PEG < 1$ τότε πληρώνει λιγότερο από το αναμενόμενο κέρδος που προσδοκά. Αν το PEG είναι πολύ μεγάλο, σημαίνει πως το g είναι πολύ μικρό και κατά συνέπεια η μετοχή είναι υπερτιμημένη. Ο επενδυτής βρίσκει τον συντελεστή μεταβλητότητας του PEG και επιλέγει μετοχές με το χαμηλότερο συντελεστή συσχέτισης.

$$CV_{(PEG)} = \frac{\sigma(PEG)}{\text{Μέσο}(PEG)}$$

5. $\text{Μερισματική Απόδοση} = \frac{\text{Μέρισμα Ανά Μετοχή}}{\text{Τιμή Μετοχής}}$

Ο επενδυτής βρίσκει τον συντελεστή μεταβλητότητας της μερισματικής απόδοσης και επιλέγει μετοχές με το χαμηλότερο συντελεστή συσχέτισης.

$$CV_{(MA)} = \frac{\sigma(MA)}{\text{Μέσο}(MA)}$$

6. Ρυθμός αύξησης του μερίσματος.

Ο ρυθμός αύξησης του μερίσματος μας δείχνει πόσα χρήματα πρέπει να πληρώσω για να αγοράσω ένα ευρώ του μελλοντικού μερίσματος της εταιρίας. Ο δείκτης αυτός προτιμάται από την μερισματική απόδοση γιατί μας δείχνει πως θα εξελιχθεί το μέρισμα στο μέλλον.

7. Δείκτης εμπορευσιμότητας.

Ο δείκτης αυτός δείχνει το ποσοστό των κοινών μετοχών που αλλάζουν χέρια για δεδομένη χρονική στιγμή. Όταν ο επενδυτής έχει για δύο ή περισσότερες μετοχές τον ίδιο δείκτη τότε ο όγκος συναλλαγών είναι ο δείκτης που θα αποτελέσει κριτήριο επιλογής.

Όγκος συναλλαγών = Μετοχές που αλλάζουν χέρια x Τιμή μετοχής.

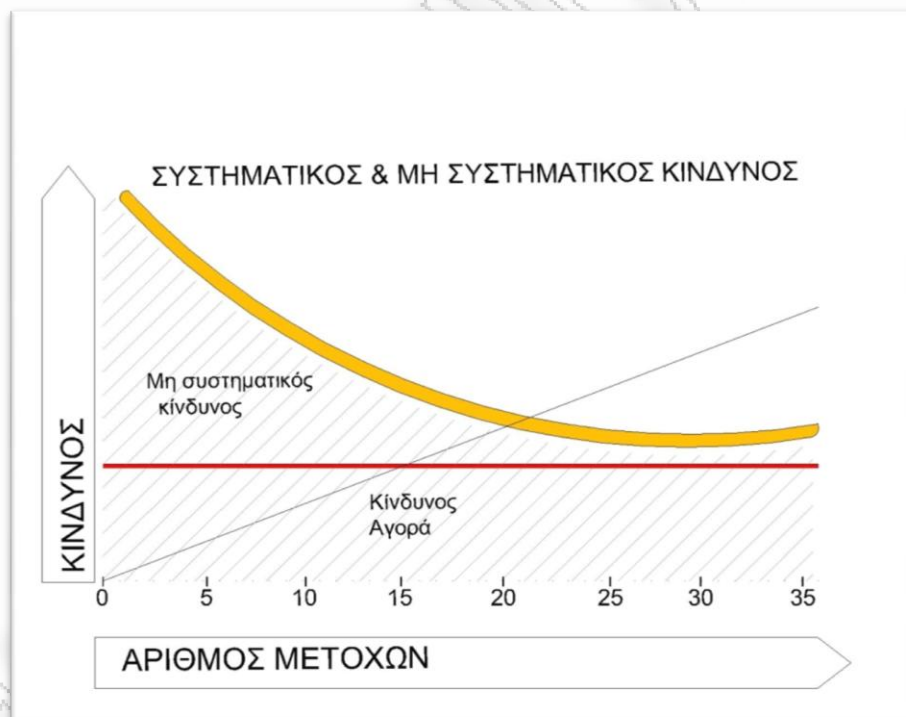
Ο επενδυτής επιλέγει την μετοχή με τον μεγαλύτερο όγκο συναλλαγών.

8. Χρηματοοικονομικοί δείκτες.

Ο δείκτης $\frac{\Xi \acute{\epsilon} \nu \alpha}{\Gamma \delta \iota \alpha}$ αποτελεί βασικό δείκτη για την βιωσιμότητα της εταιρίας. Ο επενδυτής επιλέγει μετοχές από εταιρίες που έχουν $\frac{\Xi \acute{\epsilon} \nu \alpha}{\Gamma \delta \iota \alpha} < 1$.

Η Ανάλυση Ενός Χαρτοφυλακίου Μετοχών

Ο επενδυτής δεν μπορεί να γνωρίζει εκ των προτέρων την απόδοση που θα του προσφέρει η διακράτηση ενός περιουσιακού στοιχείου. Απλά αναμένει κάποια απόδοση, η οποία, σύμφωνα με την θεωρία του χαρτοφυλακίου, είναι συνάρτηση του κινδύνου που αναλαμβάνει. Όπως μία μετοχή, έτσι και κάθε χαρτοφυλάκιο περιουσιακών στοιχείων χαρακτηρίζεται από μια αναμενόμενη απόδοση και τον αντίστοιχο κίνδυνο που ο επενδυτής αναλαμβάνει για να πετύχει την αναμενόμενη απόδοση.



Για δύο μετοχές, η αναμενόμενη απόδοση περιγράφεται από την εξίσωση:

$$E(R_p) = E(R_1) \times x_1 + E(R_2) \times x_2$$

Εξίσωση 8

Όπου,

$E(R_p)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

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

$$x_1 + x_2 = 1$$

x_1, x_2 είναι τα σταθμά τις πιθανότητες που συνδέονται με τις αποδόσεις.

$$\sigma^2(R_i) = x_1 \times \sigma_1^2 + x_2 \times \sigma_2^2 + 2x_1x_2\sigma_1\sigma_2\rho_{12} \quad \text{Εξίσωση 9}$$

Ο επενδυτής επιλέγει χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο CV. Επίσης, για να γνωρίζει την πορεία του χαρτοφυλακίου του μπορεί να συγκρίνει το $CV_{(P)}$ με το $CV_{(M)}$, δηλαδή τον συντελεστή μεταβλητότητας της αγοράς.

$$CV_{(P)} = \frac{\sigma(R_p)}{E(R_p)} \quad \text{Εξίσωση 10}$$

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου N μετοχών είναι ο σταθμικός μέσος των αναμενόμενων αποδόσεων.

Για N μετοχές, η αναμενόμενη απόδοση περιγράφεται από την εξίσωση:

$$E(R_p) = x_1 \times E(R_1) + x_2 \times E(R_2) + \dots + x_n \times E(R_n) \quad \text{Εξίσωση 11}$$

$$x_1 + x_2 + \dots + x_n = 1$$

Όπου,

$E(R_p)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

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

x_1, x_2, \dots, x_n είναι τα σταθμά, οι πιθανότητες που συνδέονται με τις αποδόσεις.

Ο συνολικός κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου N μετοχών είναι:

1. Ο κίνδυνος επιλογής της μετοχής (selection-company risk)

2. Ο κίνδυνος της αγοράς (market risk)

Ο κίνδυνος που αντιμετωπίζει ένας επενδυτής καθημερινά στην αγορά των κινητών αξιών (μετοχών και άλλων αξιόγραφων) δίνεται από τον τύπο:

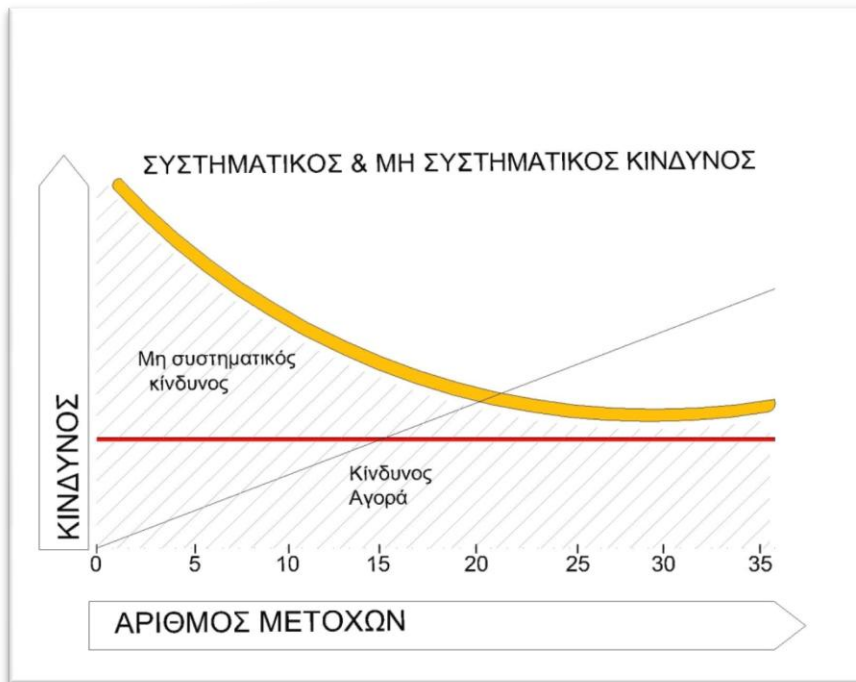
$$\sigma_{port} = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n w_i w_j Cov_{ij}}$$

Εξίσωση 12

Το πρώτο μέλος της εξίσωσης είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος και το δεύτερο ο συστηματικός κίνδυνος.

Μη συστηματικός κίνδυνος (unsystematic risk) είναι ο κίνδυνος που οφείλεται στις ίδιες τις μετοχές και μπορεί να μην αποδώσει το αναμενόμενο αποτέλεσμα. Θα είναι ικανοποιητικά τα κέρδη της εταιρίας για να δικαιολογήσουν τα τρέχοντα ή υψηλότερα επίπεδα της τιμής της μετοχής ή θα είναι απογοητευτικά με αποτέλεσμα να πιέσουν την τιμή της μετοχής προς τα κάτω; Ο μη συστηματικός κίνδυνος αναφέρεται και ως κίνδυνος εταιρίας (company risk). Μπορεί να διαφοροποιηθεί αν έχει ο επενδυτής πολλές μετοχές στο χαρτοφυλάκιο του.

Συστηματικός κίνδυνος (systematic risk) ή κίνδυνος της αγοράς (market risk) είναι ο κίνδυνος που οφείλεται στις κοινές κινήσεις των αποδόσεων των μετοχών. Αντιπροσωπεύει και αντανακλά την γενική κατάσταση της οικονομίας, τις πληθωριστικές τάσεις που υπάρχουν, τις δραστηριότητες των εταιριών γενικά, τα επίπεδα των επιτοκίων και την φορολογία. Ο επενδυτής δεν μπορεί να τον διαφοροποιήσει και να τον εξαλείψει.



Η διάκριση του κινδύνου σε συστηματικό και μη συστηματικό είναι σημαντική γιατί:

1. Υπάρχει σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση του χαρτοφυλακίου. 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.
2. Η διάκριση των κινδύνων συνίσταται στο γεγονός ότι οι επενδυτές έχουν διαφορετικές χρηματοοικονομικές γνώσεις και ξεχωριστές πληροφορίες με αποτέλεσμα να διαφοροποιείται η ερμηνεία των οικονομικών στοιχείων και η αξιολόγηση της ποιότητας των οικονομικών επιδόσεων των εισηγμένων εταιριών. Το γεγονός αυτό τους οδηγεί σε επίσης διαφοροποιημένες προβλέψεις για την πορεία της αγοράς, με αποτέλεσμα να διαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκιά τους με μετοχές διαφορετικών

εταιριών και κλάδων, δηλαδή με διαφορετικό συντελεστή κινδύνου.

3. Η διάκριση μεταξύ δύο τύπων κινδύνου είναι επιτακτική, για τον τρόπο με τον οποίο θα γίνει η διαφοροποίηση των μετοχών που απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο, ώστε να μειωθεί ο ειδικός (μη συστηματικός) κίνδυνος μέσω της διαφοροποίησης.

Τα Οφέλη της Διαφοροποίησης του Χαρτοφυλακίου

Διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου είναι η αγορά μετοχών από ένα εύρος διαφορετικών κλάδων βιομηχανιών και επιχειρήσεων.

Βασικό αίτιο της διαφοροποίησης είναι η αδυναμία του επενδυτή να γνωρίζει ποιές μετοχές θα έχουν απόδοση υψηλότερη ή χαμηλότερη από τη μέση απόδοση. Έτσι, δεν μπορεί να διακινδυνεύσει να επενδύσει όλα τα χρήματά του μόνο σε μια εταιρία, αλλά ούτε και σε εταιρίες ενός και μόνο βιομηχανικού ή επιχειρηματικού κλάδου. Η διαφοροποίηση των επενδυτικών χαρτοφυλακίων είναι η σημαντικότερη προστασία έναντι του κινδύνου. Επειδή η αξία ορισμένων επενδύσεων ανεβαίνει ενώ η αξία άλλων πέφτει, η διαφοροποίηση εξομαλύνει σε σημαντικό ποσοστό τη μεταβλητότητα της συνολικής απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου. Η διαφοροποίηση θυσιάζει τμήμα μιας δυναμικής ανόδου, αλλά αυτό αντισταθμίζεται από τα οφέλη ενός χαμηλότερου επιπέδου κινδύνου. Το τίμημα για την εξισορρόπηση κινδύνου και απόδοσης σε ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο είναι ότι η συνολική απόδοση ενδέχεται να είναι κάπως χαμηλότερη από εκείνη ενός μη διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου. Συνολικά, όμως, ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο θα έχει μικρότερη μεταβλητότητα και σταθερότερες αποδόσεις.

Μόνο μέσω της διαφοροποίησης μπορεί ένας επενδυτής να επιτύχει τη μέση απόδοση που επιδιώκει με μικρότερο κίνδυνο. Το σωστό επίπεδο διαφοροποίησης σε μια δεδομένη χρονική στιγμή εξαρτάται από διάφορους παράγοντες, μεταξύ άλλων της οικονομικής κατάστασης του επενδυτή, των

στόχων του και της κατάστασης στην αγορά. Η σωστή διαφοροποίηση είναι το σπουδαιότερο θέμα σε όλες τις αποδοτικές επενδύσεις και για να εκτιμηθεί ένα χαρτοφυλάκιο θα πρέπει να εκτιμηθεί καλά ο συνολικό κίνδυνος, δηλαδή θα πρέπει να επιδιώξει ο επενδυτής διαφοροποίηση του κινδύνου, του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου.

Το Αποδοτικό Σύνολο

Ένα χαρτοφυλάκιο λέγεται αποδοτικό, αν έχει ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση. Το σύνολο των χαρτοφυλακίων που έχουν ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση ονομάζεται αποδοτικό σύνολο ή αποδοτικό μέτωπο. Ένα χαρτοφυλάκιο αν έχει ελάχιστο κίνδυνο δεν έπεται ότι θα είναι και αποδοτικό. Για να είναι αποδοτικό θα πρέπει να έχει και μέγιστη αναμενόμενη απόδοση. Για να επιτύχει ένας επενδυτής να έχει ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο πρέπει να βρει τους συντελεστές στάθμισης που ορίζουν αυτό το χαρτοφυλάκιο.

Ο κίνδυνος εξαρτάται από τον συντελεστή συσχέτισης. Σε περίπτωση που ένας επενδυτής έχει τέλεια θετική συσχέτιση στο χαρτοφυλάκιο των μετοχών του τότε δεν μπορεί να απολαμβάνει τα οφέλη της διαφοροποίησης καθώς η μία μετοχή θεωρείται υποκατάστατο της άλλης. Επομένως όσο πιο μικρός ο συντελεστής συσχέτισης τόσο πιο πολύ μειώνεται ο κίνδυνος του μέσου χαρτοφυλακίου μου. Εάν ο συντελεστής συσχέτισης είναι αρνητικός, τότε μειώνεται ακόμα περισσότερο ο κίνδυνος.

Το Υπόδειγμα του Markowitz

Ο Markowitz αξιολογεί τα χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας δύο αντικρουόμενα στοιχεία: την αναμενόμενη απόδοση και την διακύμανση των αποδόσεων. Η διακύμανση απεικονίζει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Ο επενδυτής επιθυμεί ένα χαρτοφυλάκιο που να έχει υψηλή απόδοση και χαμηλό κίνδυνο. Επειδή η αναμενόμενη απόδοση και η διακύμανση είναι στοιχεία που αντικρούονται, ο Markowitz σκέφτηκε να δημιουργήσει ένα μοντέλο που να

ελαχιστοποιεί την διακύμανση, δηλαδή τον κίνδυνο ενώ παράλληλα θα εξασφαλίζει μια δεδομένη απόδοση του χαρτοφυλακίου. Με την επίλυση του μοντέλου χρησιμοποιώντας μια σειρά αποδόσεων δημιούργησε το αποδοτικό σύνορο. Όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται στο αποδοτικό σύνορο είναι άριστα. Από τα χαρτοφυλάκια αυτά, ο επενδυτής καλείται να επιλέξει το χαρτοφυλάκιο που επιθυμεί σύμφωνα με τις προτιμήσεις του κίνδυνο που δέχεται να αναλάβει.

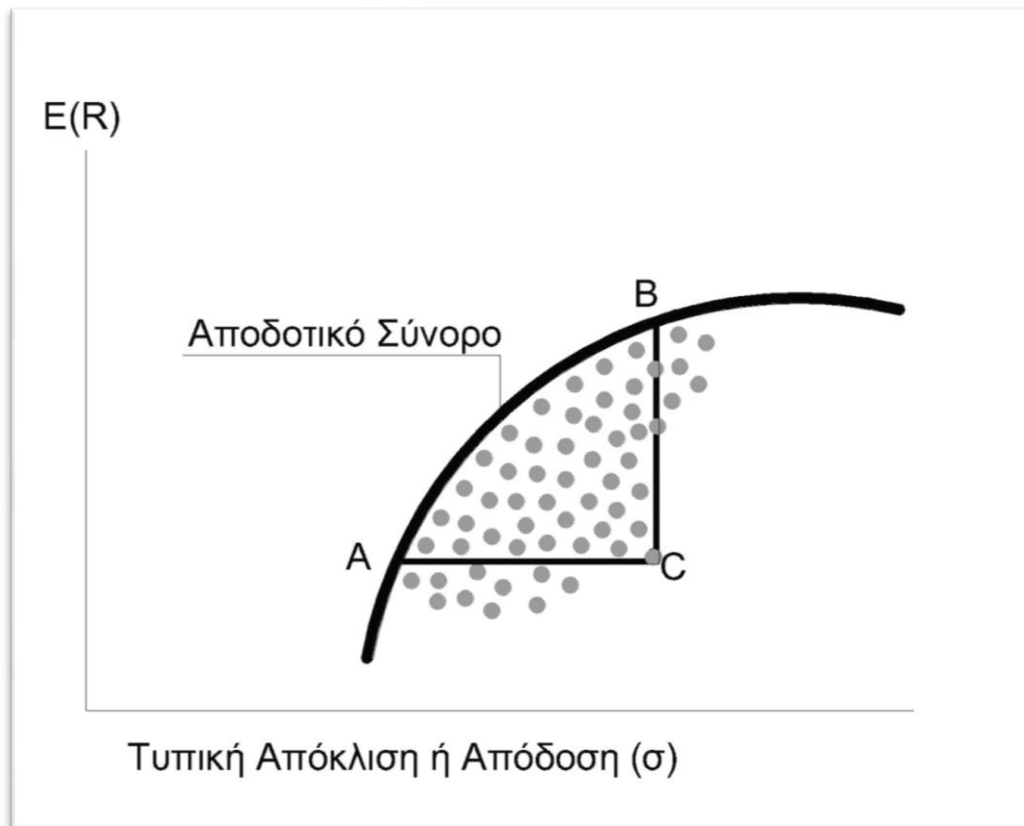
Ο Markowitz έθεσε το πρόβλημα της ελαχιστοποίησης του συνολικού κινδύνου, δηλαδή ελαχιστοποίηση της εξίσωσης

$$\sigma_{port} = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n w_i w_j Cov_{ij}}$$

με τις εξής υποθέσεις:

1. $E(R_p)=\alpha$, όπου α είναι ένα σταθερό ποσό, δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου.
2. $x_1 + x_2 + \dots + x_n = 1$, όπου x_1, x_2, \dots, x_n είναι τα σταθμά ,οι πιθανότητες που συνδέονται με τις αποδόσεις.
3. $x_n \geq 0$, όπου $n=1,2,3,\dots,N$. Δηλαδή τα σταθμά μπορεί να είναι θετικά ή μηδέν.

Η λύση του προβλήματος δίνει το **αποτελεσματικό ή αποδοτικό σύνορο** ή **efficient frontier**. Το αποδοτικό σύνορο του Markowitz απεικονίζεται από μία αυστηρώς κοίλη γραμμή. Όλα τα σημεία πάνω σε αυτή την καμπύλη αποτελούν αποδοτικά χαρτοφυλάκια.



Το υπόδειγμα του Markowitz (1952) είναι η βάση κάθε κλασικής προσέγγισης της διαχείρισης χαρτοφυλακίου. Ο Markowitz, στην σύγχρονη θεωρία του χαρτοφυλακίου, διατύπωσε το πρόβλημα της κατανομής των περιουσιακών στοιχείων σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο ως την επιλογή του μέσου και της διακύμανσης των αποδόσεων των στοιχείων που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο.

Το σημείο τομής της εφαπτομένης της καμπύλης ονομάζεται **σφαιρικό χαρτοφυλάκιο 'g' (global portfolio)** και στο σημείο αυτό αρχίζει το αποδοτικό σύνορο. Μεταξύ των χαρτοφυλακίων που έχουν ελάχιστο κίνδυνο, το σφαιρικό χαρτοφυλάκιο 'g' έχει το μικρότερο κίνδυνο.

Επειδή τα σταθμά του αποδοτικού συνόρου του Markowitz είναι θετικά ή μηδέν το αποδοτικό σύνορο δεν εκτείνεται μέχρι το άπειρο.

Με άλλα λόγια, απέδειξε το θεμελιώδες θεώρημα του μέσου-διακύμανσης του χαρτοφυλακίου, σύμφωνα με το οποίο σκοπός είναι, διατηρώντας σταθερό

τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου να μεγιστοποιηθεί η αναμενόμενη απόδοση και, διατηρώντας σταθερή την αναμενόμενη απόδοση να ελαχιστοποιηθεί ο κίνδυνος.

Είδαμε ότι ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου είναι τόσο πιο χαμηλός, όσο ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των μετοχών που το απαρτίζουν είναι μικρός. Αυτό εξηγείται από το γεγονός, ότι τα ανεξάρτητα μέρη των αποδόσεων των μετοχών θα αντισταθμίζονται, για να ελαττώσουν τη συνολική διακύμανση. Με άλλα λόγια, οι απρόβλεπτες πτώσεις των αποδόσεων θα αντισταθμισθούν από ανόδους, εξίσου απρόβλεπτες. Η αρχή της διαφοροποίησης λειτουργεί ως περιοριστικός παράγοντας του κινδύνου.

Το υπόδειγμα επιτρέπει να καθορίσουμε το «αποτελεσματικό σύνορο» (efficient frontier), στο οποίο βρίσκονται όλα τα χαρτοφυλάκια που ικανοποιούν το θεώρημα του μέσου-διακύμανσης, δηλαδή όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Δηλαδή το υπόδειγμα επιτρέπει να επιλεγούν διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια με βέλτιστο τρόπο.

Το υπόδειγμα του Markowitz σήμερα χρησιμοποιείται με την υπόθεση ότι μπορώ να χρησιμοποιήσω και μερικά αρνητικά σταθμά. Δηλαδή, στην πράξη υπάρχει και προπώληση μετοχών.

Συγκεκριμένα:

Ελαχιστοποίηση του συνολικού κινδύνου, δηλαδή ελαχιστοποίηση της

εξίσωσης
$$\sigma_{port} = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n w_i w_j Cov_{ij}}$$

με τις εξής υποθέσεις:

1. $E(R_p) = \alpha$, όπου α είναι ένα σταθερό ποσό, δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου.
2. $x_1 + x_2 + \dots + x_n = 1$, όπου x_1, x_2, \dots, x_n είναι τα σταθμά, οι πιθανότητες που συνδέονται με τις αποδόσεις.

3. $x_n > 0$ ή $x_n < 0$ και $x_n \neq 0$, όπου $n=1,2,3,\dots,N$. Δηλαδή τα σταθμά μπορεί να είναι θετικά ή αρνητικά αλλά όχι μηδέν.

Η αλγεβρική λύση στο πρόβλημα είναι μια συνάρτηση δευτέρου βαθμού της αναμενόμενης απόδοσης στο χώρο της διασποράς, δηλαδή $\sigma^2(R_p) = f(E(R_p))$.

Την αλγεβρική λύση στο πρόβλημα την έδωσε ο Roll το 1977.

Στην περίπτωση αυτή το αποδοτικό σύνορο του Markowitz πηγαίνει στο άπειρο και σχηματικά αποτελεί το μέρος μιας παραβολής, στον χώρο της διασποράς. ($\sigma^2(R_p)$).

Στον χώρο της τυπικής απόκλισης ($\sigma(R_p)$) το αποδοτικό σύνορο σχηματικά αποτελεί το μέρος μιας υπερβολής.

Μειονεκτήματα του υποδείγματος του Markowitz

1. Το υπόδειγμα του Markowitz στηρίζεται μόνο σε επισφαλή αξιόγραφα, δηλαδή σε αξιόγραφα που έχουν κάποιο κίνδυνο. Αποκλείει στην επένδυση σε αξιόγραφα ή περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου.
2. Υποθέτει ότι τα σταθμά είναι θετικά ή μηδέν, οπότε δεν μπορούμε να έχουμε προπώληση μετοχών.
3. Στην πράξη τα σταθμά δεν παραμένουν τα ίδια, αλλάζουν ανάλογα με την κρίση του επενδυτή.
4. Η πρακτική λύση του υποδείγματος είναι δύσκολη καθώς απαιτεί πολλές πράξεις. Για παράδειγμα αν σε ένα πίνακα ο επενδυτής έχει N αποδόσεις μετοχών τότε θα έχει $N(N-1)/2$ συνδιακυμάνσεις και N διακυμάνσεις.

Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων.

$$(R_{it}) = a_i + b_i \times R_{Mt}$$

Εξίσωση 13

Όπου,

R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t .

a_i είναι τυχαία μεταβλητή, η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση που οφείλεται στην ίδια την εταιρία.

R_{Mt} είναι τυχαία μεταβλητή, η απόδοση του δείκτη της αγοράς.

b_i είναι η σταθερά που μετράει την αναμενόμενη αλλαγή της απόδοσης της μετοχής i την χρονική στιγμή t , σε κάθε δεδομένη αλλαγή της R_{Mt} .

Η παραπάνω εξίσωση χωρίζει την απόδοση της μετοχής σε δυο μέρη, στο μέρος εκείνο που εξαρτάται από την αγορά και στο μέρος εκείνο που δεν εξαρτάται από την αγορά. Το b_i στην εξίσωση μετρά πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση μιας μετοχής στις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς.

Είδαμε πως το a_i είναι τυχαία μεταβλητή, η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση που οφείλεται στην ίδια την εταιρία. Είναι χρήσιμο να χωρίσουμε το a_i σε δύο μέρη. Έστω α_i η αναμενόμενη τιμή για το a_i και έστω e_i το σφάλμα της παλινδρόμησης της τυχαίας μεταβλητής a_i .

Τότε έχουμε ότι $a_i = \alpha_i + e_i$, όπου το e_i είναι το σφάλμα που μου δείχνει ότι η σχέση του R_{it} και του R_{Mt} δεν είναι τέλεια και έχει αναμενόμενη τιμή το μηδέν. Η Εξίσωση 13 τώρα μπορεί να απεικονιστεί ως εξής:

$$(R_{it}) = a_i + b_i \times R_{Mt} + e_i$$

Εξίσωση 14

Το e_i και το R_{Mt} είναι τυχαίες μεταβλητές που σημαίνει πως ως τυχαίες μεταβλητές περιγράφονται από μια κατανομή πιθανοτήτων, έχουν μέσο και τυπική απόκλιση. Έστω σ_{ei} και σ_M οι τυπικές αποκλίσεις αντίστοιχα. Έχουμε ορίσει πως η συνολική αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου N μετοχών είναι ο σταθμικός μέσος των αναμενόμενων αποδόσεων. Ως τώρα δεν έχουμε κάνει κάποια παραδοχή για τις εκτιμήσεις της παλινδρόμησης μας.

Είναι επιθυμητό στις εκτιμήσεις μας να μην έχουμε γραμμική συσχέτιση στις τυχαίες μας μεταβλητές, e_i και R_M . Αυτό εκφράζεται ως εξής:

$$\text{Cov}(e_i, R_M)=0$$

Αν τα e_i και R_M δεν συσχετίζονται αυτό σημαίνει πως η Εξίσωση 13 περιγράφει πολύ καλά πως η απόδοση κάθε μετοχής είναι ανεξάρτητη από την απόδοση που τυχόν έχει η αγορά. Για να εκτιμήσουμε τις τιμές του a_i και του b_i καθώς και την τυπική απόκλιση του e_i πραγματοποιούμε ανάλυση της παλινδρόμησης της εξίσωσης. Η ανάλυση της παλινδρόμησης μας εγγυάται πως τα e_i και R_M δεν συσχετίζονται, τουλάχιστον κατά την περίοδο της εκτίμησής μας. Όλα τα χαρακτηριστικά του μονοπαραγοντικού υποδείγματός προκύπτουν εξ ορισμού. Όμως υπάρχει ένα χαρακτηριστικό του υποδείγματος που προκύπτει από μια υπόθεση βασική. Η υπόθεση αυτή διαφοροποιεί το μονοπαραγοντικό από τα άλλα υποδείγματα που χρησιμοποιούνται για να περιγράψουν την διάρθρωση της συνδιακύμανσης.

Η βασική υπόθεση είναι πως το e_i είναι ανεξάρτητο από το e_j για όλες τις τιμές των μετοχών i & j , δηλαδή $E(e_i e_j)=0$. Αυτό σημαίνει πως ο μόνος λόγος για τον οποίο οι μετοχές διαφέρουν συστηματικά, είναι εξαιτίας της κοινής συν-κίνησης ή συνδιακύμανσης με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Δεν υπάρχουν άλλες επιδράσεις πέρα από την αγορά π.χ. βιομηχανικές επιδράσεις, οι οποίες να αιτιολογούν την συν-κίνηση των μετοχών.

Επομένως έχουμε πως: $R_i = a_i + b_i R_M + e_i$

Με άλλα λόγια η απόδοση μιας μετοχής i συνδέεται γραμμικά με την απόδοση ενός δείκτη M . Λέγεται μονοπαραγοντικό επειδή υπάρχει ένας και μοναδικός παράγοντας, ο R_M που επηρεάζει την απόδοση των μετοχών.

Η συστηματική απόδοση δηλαδή το $b_i R_{Mt}$ επηρεάζεται συστηματικά από τον κοινό παράγοντα R_{Mt} . Η μη συστηματική απόδοση, δηλαδή το $a_i + e_{it}$ εξαρτάται από την εταιρία στην οποία ανήκει η μετοχή. Για παράδειγμα, μπορεί μια

εταιρία να έχει μια θετική μη συστηματική απόδοση αν έχει μια καλή ομάδα διαχείρισης.

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων. Παίρνοντας αναμενόμενες αποδόσεις και στα δύο μέλη τότε προκύπτει:

$$E(R_{it}) = a_i + b_i \times E(R_{Mt})$$

Εξίσωση 15

Δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής ισούται με την σταθερά a_i και την απόδοση του δείκτη της αγοράς πολλαπλασιασμένος με τον συντελεστή b_i .

a_i είναι η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση που οφείλεται στην ίδια την εταιρία.

$b_i E(R_{Mt})$ είναι η συστηματική αναμενόμενη απόδοση που οφείλεται στην αγορά.

Υποθέσεις Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος

1. Η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος ισούται με μηδέν, δηλαδή $E(e_i)=0$ για όλες τις μετοχές, όπου $i=1, \dots, N$.
2. Η συνδιακύμανση μεταξύ του σφάλματος και του δείκτη είναι μηδέν, δηλαδή $Cov(e_i, R_{Mt})=0$.
3. Ο μόνος παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών είναι η απόδοση του δείκτη της αγοράς, δηλαδή $E(e_i e_j)=0$ για κάθε i & j τιμών μετοχών.

Υπολογισμός του Beta Coefficient

Ισχύει $Cov(R_{it}, R_{Mt}) = Cov(a_i + b_i \times R_{Mt} + e_{it}, R_{Mt})$ ή

$$Cov(R_{it}, R_{Mt}) = Cov(a_i, R_{Mt}) + b_i \times Cov(R_{Mt}, R_{Mt}) + Cov(e_{it}, R_{Mt})$$

Όμως η συνδιακύμανση μεταξύ του σφάλματος και του δείκτη είναι μηδέν, δηλαδή $Cov(e_i, R_{Mt})=0$ (από υπόθεση) και η συνδιακύμανση μεταξύ σταθεράς και μεταβλητής είναι μηδέν.

Επομένως η παραπάνω σχέση γίνεται:

$$Cov(R_{it}, R_{Mt}) = b_i \times Cov(R_{Mt}, R_{Mt})$$

$$\text{Όμως } Cov(R_{Mt}, R_{Mt}) = \sigma^2(R_{Mt})$$

$$\text{Άρα, } Cov(R_{it}, R_{Mt}) = b_i \times \sigma^2(R_{Mt}) \text{ ή}$$

$$b_i = \frac{Cov(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})}$$

Εξίσωση 16

$$a_i = E(R_{it}) - b_i \times E(R_{Mt})$$

Άρα το b_i μου δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στον δείκτη M ως προς τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου ή του δείκτη M . Επομένως, το b_i είναι σχετικό μέτρο κινδύνου και όχι απόλυτο όπως είναι η διασπορά.

Ο συντελεστής 'beta' (beta coefficient) 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 και ο οποίος δεν εξουδετερώνεται από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Ο συντελεστής 'beta' μετράει τον βαθμό στον οποίο οι αποδόσεις μιας μετοχής συν-διακυμαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς M , την απόδοση δηλαδή μιας μετοχής σε σύγκριση με την απόδοση της αγοράς, που ορίζεται από την πορεία του γενικού δείκτη του κάθε χρηματιστηρίου. Ο γενικός δείκτης - ο οποίος μετρά την επίδοση της συγκεκριμένης αγοράς - έχει εξ' ορισμού συντελεστή 'beta' ίσο με τη μονάδα.

Εάν $b_i=2$ σημαίνει πως η απόδοση της μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 2% όταν η απόδοση του δείκτη της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%.

Αντίστοιχα, αν $b_i=1/2$ σημαίνει πως η απόδοση της μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1/2% όταν η απόδοση του δείκτη της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%.

Απαραίτητη προϋπόθεση βέβαια για την ορθή εξαγωγή του 'beta', είναι ένας αντιπροσωπευτικός γενικός δείκτης.

Μετοχές με υψηλό συντελεστή 'beta' θεωρούνται πιο ευαίσθητες στις απότομες μεταβολές της αγοράς, και τούτο διότι όσο εύκολα μπορούν να αποκομίσουν κέρδη, τόσο εύκολα μπορούν να τα απολέσουν. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι εν λόγω μετοχές να λογίζονται ως μετοχές υψηλού κινδύνου. Οι συντελεστές 'beta' μπορούν να λάβουν είτε θετική είτε αρνητική τιμή, αλλά ως επί τω πλείστον η τιμή τους είναι θετική. Το εύρος δε της διακύμανσής τους είναι τις περισσότερες φορές μεταξύ του 0,5 και του 2,0.

Από την τιμή του b_i μπορεί ο επενδυτής να βγάλει συμπέρασμα αν μια μετοχή είναι αμυντική η επιθετική. Αν το $b_i < 1$ σημαίνει πως η μετοχή είναι αμυντική και αν $b_i > 1$ σημαίνει πως η μετοχή είναι επιθετική. Για παράδειγμα, αν ο επενδυτής επιθυμεί να μειώσει τον συστηματικό κίνδυνο σε περίοδο πτώσης των τιμών του χρηματιστηρίου, τότε θα επιλέξει να επενδύσει σε μετοχές με συντελεστή $b_i < 1$ ώστε οι αποδόσεις του να μειώνονται με μικρότερο ρυθμό από τις αποδόσεις της αγοράς.

Αν το $a_i > 0$ σημαίνει πως υπάρχει θετική μη συστηματική απόδοση και αντίστοιχα αν το $a_i < 0$ σημαίνει πως υπάρχει αρνητική μη συστηματική απόδοση.

Αν το b_i βγει μη στατιστικά σημαντικό δηλαδή αν δεν απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι: $H_0: b_i=0$, τότε λέμε πως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ της απόδοσης της μετοχής R_{it} και της απόδοσης του δείκτη R_{Mt} .

Αν απορρίψουμε την $H_0: b_i=0$, τότε το b_i είναι στατιστικά σημαντικό που σημαίνει πως πράγματι υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στο R_{it} και R_{Mt} .

Για να βρω την σχέση υπολογίζω το R^2 .

$$R^2 = \left(\frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma_i \times \sigma_M} \right)^2$$

Εξίσωση 17

Το R^2 εξηγεί το ποσοστό της μεταβλητότητας της μετοχής i που οφείλεται στην μεταβλητότητα της απόδοσης του δείκτη. Αν έχω $R^2= 70,12\%$ αυτό σημαίνει πως το 70,12% της μεταβλητότητας της μετοχής εξηγείται από την μεταβλητότητα της απόδοσης του δείκτη. Όμως, υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν την μεταβλητότητα της απόδοσης της μετοχής όπως η χρηματιστηριακή αξία, το μέγεθος της εταιρίας, καθώς και άλλοι μακροοικονομικοί παράγοντες (GNP, πληθωρισμός, ισοτιμίες).

Ο κίνδυνος δίνεται από την σχέση:

$$\sigma^2(R_{it}) = b_i \times \sigma^2(R_{Mt}) + \sigma^2(e_{it}),$$

Όπου,

$b_i \times \sigma^2(R_{Mt})$ είναι ο συστηματικός κίνδυνος και $\sigma^2(e_{it})$ είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος και οφείλεται στην ίδια την εταιρία, δηλαδή στις διακυμάνσεις, στις μη συστηματικές αποδόσεις της εταιρίας.

Υπολογισμός του Συντελεστή 'Beta' Ενός Χαρτοφυλακίου

Ο συντελεστής 'beta' ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί είτε με στατιστικές παρατηρήσεις, χρησιμοποιώντας την μέθοδο της παλινδρόμησης, είτε ως σταθμικός μέσος όρος των 'beta' των επιμέρους μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο.

Ας δούμε το παρακάτω παράδειγμα:

	Χαρτοφυλάκιο 1		Χαρτοφυλάκιο 2	
	Ποσοστό Συμμετοχής	Συντελεστής βήτα	Ποσοστό Συμμετοχής	Συντελεστής βήτα
Μετοχή Α	10%	1,55	10%	0,85
Μετοχή Β	20%	1,25	10%	0,70
Μετοχή Γ	20%	1	20%	1
Μετοχή Δ	20%	1,65	40%	1,05
Μετοχή Ε	30%	1,20	20%	0,90

Έστω ότι έχουμε τα δύο παραπάνω χαρτοφυλάκια 1 και 2. Απαρτίζονται από πέντε διαφορετικές μετοχές, των οποίων η συμμετοχή στο αντίστοιχο χαρτοφυλάκιο και οι συντελεστές 'beta' φαίνονται στο σχετικό πίνακα.

Οι συντελεστές 'beta' των δύο χαρτοφυλακίων υπολογίζονται ως εξής:

$$\mathbf{Beta}_{\text{Portfolio (1)}} = (0.10 \cdot 1.55) + (0.20 \cdot 1.25) + (0.20 \cdot 1.00) + (0.20 \cdot 1.65) + (0.30 \cdot 1.20) = \mathbf{1.295}$$

$$\mathbf{Beta}_{\text{Portfolio (2)}} = (0.10 \cdot 0.85) + (0.10 \cdot 0.70) + (0.20 \cdot 1.00) + (0.40 \cdot 1.05) + (0.20 \cdot 0.90) = \mathbf{0.955}$$

Ο συντελεστής 'beta' χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται κατά τον ίδιο τρόπο με τον οποίο ερμηνεύεται και ο συντελεστής 'beta' μιας μετοχής. Μετρά δηλαδή την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου στις μεταβολές της αγοράς. Στο παράδειγμά μας, το χαρτοφυλάκιο (1) έχει θετικό 'beta' 1,295, που σημαίνει ότι η απόδοσή του σε περίπτωση άνοδου της αγοράς κατά 10%, θα ισοδυναμεί επίσης με άνοδο κατά 12,95%. Παρομοίως η απόδοση του

χαρτοφυλακίου (2) σε ανάλογη άνοδο της αγοράς θα είναι θετική κατά 9,55%, αλλά μικρότερη εκείνης του χαρτοφυλακίου (1). Ωστόσο όμως, το χαρτοφυλάκιο (2) θα σημειώσει μικρότερη πτώση έναντι του χαρτοφυλακίου (1) στην περίπτωση υποχώρησης της αγοράς.

Επίσης, αυτό μπορεί να εξηγηθεί ευκολότερα από το γεγονός ότι οι δείκτες 'beta' των μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο (1) είναι υψηλότεροι από τους αντίστοιχους δείκτες του χαρτοφυλακίου (2). Είναι βέβαια σαφές ότι σε περιόδους ανόδου του δείκτη της αγοράς, η κατοχή επιθετικών χαρτοφυλακίων - όπως του χαρτοφυλακίου (1) στο παράδειγμά μας - είναι προτιμητέα από την κατοχή χαρτοφυλακίων με χαμηλό συντελεστή 'beta'. Το αντίστροφο επίσης ισχύει για τις περιόδους όπου το επενδυτικό κλίμα διακρίνεται από απαισιοδοξία και προσδοκάται η κάμψη της αγοράς. Παράλληλα, οι μετοχές με υψηλό 'beta' έχουν συνήθως μεγαλύτερη συγκριτικά εμπορευσιμότητα, με αποτέλεσμα η τιμή τους να αυξάνει ασύμμετρα σε σχέση με την άνοδο της αγοράς.

Συμπέρασμα

Αν υποθέσω ότι ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένω ανοδική αγορά επενδύω σε μετοχές με $b_i > 1$, δηλαδή σε επιθετικές μετοχές.

Αν υποθέσω ότι ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένω καθοδική αγορά επενδύω σε μετοχές με $b_i < 1$, δηλαδή σε αμυντικές μετοχές.

Το Υπόδειγμα της Αγοράς

Μεγάλη χρησιμότητα στην Θεωρία Χαρτοφυλακίου έχει και το υπόδειγμα της αγοράς, 'the market model'. Το υπόδειγμα της αγοράς είναι όμοιο με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα εκτός από μία βασική υπόθεση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος, ότι δηλαδή $Cov(e_i, e_j) = 0$.

Δηλαδή η υπόθεση πως το e_i είναι ανεξάρτητο από το e_j για όλες τις τιμές των μετοχών i & j , δηλαδή $E(e_i e_j) = 0$. Αυτό σημαίνει πως ο μόνος λόγος για τον οποίο οι μετοχές διαφέρουν συστηματικά, είναι εξαιτίας της κοινής συνκίνησης ή συνδιακύμανσης με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η γραμμική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις της μετοχής i και της αγοράς δίνεται από την σχέση:

$$R_i = a_i + b_i R_M + e_i$$

Εξίσωση 17

Η αναμενόμενη απόδοση κάθε μετοχής i είναι:

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

Εδώ δεν υποθέτουμε ότι οι συνδιακυμάνσεις ανάμεσα στις μετοχές είναι αποτέλεσμα της κοινής συνδιακύμανσης με την αγορά, επομένως, δεν οδηγούμαστε στις απλές εξισώσεις του συνολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου οι οποίες προκύπτουν κάτω από τις υποθέσεις του μονοπαραγοντικού υποδείγματος.

Το Πολυπαραγοντικό Υπόδειγμα και η Τεχνική του Μέσου

(multi-index model & grouping techniques)

Είδαμε πως στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα υποθέσαμε πως υπάρχει συνκίνηση ή συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και του δείκτη της αγοράς. Στην Χρηματοοικονομική Θεωρία υπάρχουν δύο ακόμα προσεγγίσεις που προσπαθούν να εξηγήσουν και να εκτιμήσουν την συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών, τα πολυπαραγοντικά υποδείγματα και η τεχνική του μέσου.

Τα πολυπαραγοντικά υποδείγματα προσπαθούν να προσεγγίσουν και άλλους παράγοντες εκτός από την επίδραση του δείκτη της αγοράς που προκαλούν συσχέτιση στις αποδόσεις των μετοχών. Στα πολυπαραγοντικά υποδείγματα χρησιμοποιούμε για την ανάλυσή μας επιπλέον δείκτες με την ελπίδα ότι θα

εισάγουμε επιπλέον πληροφορία στο μοντέλο μας. Όμως, οι επιπλέον δείκτες στο υπόδειγμα πολλές φορές προσθέτουν περισσότερο θόρυβο παρά πραγματική πληροφόρηση.

Από την άλλη πλευρά, η τεχνική του μέσου προσπαθεί να εξομαλύνει την είσοδο πολλών παραγόντων στο υπόδειγμα και ειδικότερα στον πίνακα διακυμάνσεων- συνδιακυμάνσεων σε μια προσπάθεια να «πετάξει έξω» το θόρυβο της παλινδρόμησης και να παράγει καλύτερες προβλέψεις. Όμως, η τεχνική του μέσου έχει το μειονέκτημα ότι μπορεί να χάσουμε την πραγματική πληροφόρηση κατά την διαδικασία των μέσων όρων.

Το Πολυπαραγοντικό Υπόδειγμα

Πολύ ερευνητές έχουν δείξει πως υπάρχουν και άλλοι παράγοντες εκτός από τον δείκτη της αγοράς που προκαλούν την συν- κίνηση των μετοχών. Το 1966, ο King απέδειξε την ύπαρξη βιομηχανικών παραγόντων.

Υπάρχουν δύο διαφορετικές προσεγγίσεις στα πολυπαραγοντικά μοντέλα:

1. Το γενικό πολυπαραγοντικό μοντέλο.
2. Το μοντέλο του βιομηχανικού δείκτη.

Το Γενικό Πολυπαραγοντικό Μοντέλο

Έστω ότι η απόδοση R_i μιας μετοχής i είναι συνάρτηση της απόδοσης του δείκτη της αγοράς, της απόδοσης των επιτοκίων και της απόδοσης μερικών βιομηχανικών δεικτών. Αν συμβολίσουμε R_i την απόδοση της μετοχής, τότε η απόδοση αυτή επηρεάζεται από τους δείκτες κατά τον τρόπο που φαίνεται στην Εξίσωση (18).

$$R_i = \alpha_i^* + b_{i1}^* I_1 + b_{i2}^* I_2 + b_{i3}^* I_3 + \dots + b_{iL}^* I_L + c_i \quad \text{Εξίσωση 18}$$

όπου I_j^* είναι το πραγματικό μέγεθος του δείκτη j , και το b_{ij}^* μας δείχνει πώς ανταποκρίνεται η μετοχή i στις αλλαγές του δείκτη j .

Έτσι αν $b_{ij}=2$ σημαίνει πως αν ο δείκτης αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1% τότε η απόδοση της μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 2%.

Όπως και στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, έτσι και στο πολυπαραγοντικό, η απόδοση της μετοχής που δεν συσχετίζεται με τους δείκτες χωρίζεται σε δύο μέρη: α_i^* και c_i . Το α_i^* είναι τυχαία μεταβλητή, η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση που οφείλεται στην ίδια την εταιρία. c_i είναι σφάλμα της παλινδρόμησης της απόδοσης α_i^* . Ως τυχαία μεταβλητή έχει μέσο μηδέν και διακύμανση σ_{ci}^2 .

Αν όλοι οι δείκτες I_j δεν συσχετίζονται μεταξύ τους τότε η εξίσωση (18) γίνεται:

$$R_i = \alpha_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + b_{i3}I_3 + \dots + b_{iL}I_L + c_i \text{ για όλες τις μετοχές } i \text{ με } i = 1, \dots, N.$$

Ας υποθέσουμε πως I_1^* είναι δείκτης της αγοράς και I_2^* είναι ο δείκτης των επιτοκίων. Ο δείκτης I_2 εκφράζει τώρα την διαφορά ανάμεσα στα πραγματικά επιτόκια και στο ύψος των επιτοκίων που αναμένονται δεδομένου των αποδόσεων στον δείκτη της αγοράς (I_1). Ομοίως, το b_{i2} μετρά πόσο ευαίσθητες είναι οι αποδόσεις της μετοχής i σ' αυτήν την διαφορά επιτοκίων.

Για την ανάλυση του μοντέλου μας εκτός από την παραδοχή ότι όλοι οι δείκτες I_j δεν συσχετίζονται μεταξύ τους είναι επίσης απαραίτητο να θεωρήσουμε ότι δεν υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης και σε κάθε δείκτη.

Δηλαδή, $E[c_i(I_j - \bar{I}_j)] = 0$ για όλα τα j .

Η εκτίμηση του μοντέλου γίνεται με την μέθοδο της παλινδρόμησης και τα αποτελέσματα θα ισχύουν για την περίοδο του χρόνου που τα εκτιμήσαμε.

Υποθέσεις Πολυπαραγοντικού Υποδείγματος

1. Η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος c_i ισούται με μηδέν, δηλαδή $E(c_i)=0$ για όλες τις μετοχές, όπου $i = 1, \dots, N$.

2. Η συνδιακύμανση μεταξύ των δεικτών j και k είναι μηδέν, δηλαδή $E[(I_j - \bar{I}_j) \times (I_k - \bar{I}_k)] = 0$ για όλους τους δείκτες όπου, $j = 1, \dots, L$ και $k = 1, \dots, L$ με $j \neq k$.
3. Η συνδιακύμανση ανάμεσα στα κατάλοιπα της μετοχής i και του δείκτη j είναι μηδέν, δηλαδή $E[c_i(I_j - \bar{I}_j)] = 0$ για όλες τις μετοχές και όλους τους δείκτες, όπου, $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, L$.
4. Η συνδιακύμανση ανάμεσα στα κατάλοιπα των μετοχών i και j είναι μηδέν, δηλαδή $E(c_i c_j) = 0$ για όλες τις μετοχές, όπου $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, N$ με $i \neq j$.

Η υπόθεση ότι η συνδιακύμανση ανάμεσα στα κατάλοιπα των μετοχών i και j είναι μηδέν, δηλαδή $E(c_i c_j) = 0$ μας λέει πως ο μόνος λόγος για τον οποίο οι αποδόσεις των μετοχών ποικίλουν μεταξύ τους είναι εξαιτίας των κοινών συνδιακυμάνσεων με τη συγκεκριμένη ομάδα δεικτών που χρησιμοποιήσαμε για να εκτιμήσουμε το μοντέλο μας. Δηλαδή, δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες εκτός από τους συγκεκριμένους δείκτες οι οποίοι να εξηγούν την συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιοδήποτε μετοχών.

Έστι η αναμενόμενη απόδοση είναι:

$$\bar{R}_i = \alpha_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \dots + b_{iL}\bar{I}_L \quad \text{Εξίσωση 19}$$

Η διακύμανση της απόδοσης είναι:

$$\sigma_i^2 = b_{i1}^2 \times \sigma_{I1}^2 + b_{i2}^2 \times \sigma_{I2}^2 + \dots + b_{iL}^2 \times \sigma_{IL}^2 + \sigma_{ci}^2 \quad \text{Εξίσωση 20}$$

Η συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών i και j είναι:

$$\sigma_{ij} = b_{i1} \times b_{j1} \times \sigma_{I1}^2 + b_{i2} \times b_{j2} \times \sigma_{I2}^2 + \dots + b_{iL} \times b_{jL} \times \sigma_{IL}^2 \quad \text{Εξίσωση 21}$$

Από τις παραπάνω εξισώσεις βλέπουμε πως η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος είναι εύκολο να εκτιμηθούν αν γνωρίζουμε το α_i για κάθε μετοχή, το b_{ik} για κάθε μετοχή και δείκτη, αν γνωρίζουμε το σ_{ci}^2 για κάθε μετοχή και τέλος

να γνωρίζουμε τον μέσο \bar{I}_j και την διακύμανση $\sigma^2_{I_j}$ για κάθε δείκτη. Δηλαδή πρόκειται για **2N+2L+LN** σύνολο δεδομένα.

Το Μοντέλου του Βιομηχανικού Δείκτη

Το 1966 ο King μέτρησε τις επιδράσεις των κοινών κινήσεων μεταξύ των μετοχών πέρα από τις επιδράσεις της αγοράς και βρήκε ότι η επιπλέον συνδιακύμανση στην αγορά συσχετιζόταν με τις βιομηχανίες.

Για παράδειγμα δυο μετοχές χαλυβουργίας είχαν θετική συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων τους ακόμα και όταν οι επιδράσεις της αγοράς ήταν έξω από το μοντέλο.

Αν υποθέσουμε πως η συσχέτιση μεταξύ των μετοχών είναι αποτέλεσμα της επίδρασης του δείκτη της αγοράς και των βιομηχανικών δεικτών, τότε μπορούμε να εκφράσουμε το πολυπαραγοντικό μοντέλο ως εξής:

$$R_i = \alpha_i + b_{im} I_m + b_{i1} I_1 + b_{i2} I_2 + \dots + b_{iL} I_m I_L + c_i$$

Εξίσωση 22

Όπου,

I_m είναι ο δείκτης της αγοράς.

I_j είναι βιομηχανικοί δείκτες, οι οποίοι είναι προσαρμοσμένοι ώστε να μην συσχετίζονται με τη αγορά και μεταξύ τους.

Η υπόθεση που κάνουμε για την εκτίμηση του παραπάνω μοντέλου είναι ότι οι αποδόσεις της εταιρίας επηρεάζονται από την αγορά αλλά και από αρκετές άλλες βιομηχανικές εταιρίες. Άλλωστε, υπάρχουν αρκετές εταιρίες που το μεγαλύτερο ποσοστό των κερδών τους προέρχεται λόγω του κλάδου στον οποίο ανήκουν καθώς ο επενδυτής τις αντιμετωπίζει σαν μέλη ενός κλάδου που ενδεχομένως και να εμπιστεύεται να επενδύσει. Βέβαια, στην περίπτωση αυτή η επίδραση βιομηχανικών δεικτών που δεν ανήκουν στον κλάδο της εταιρίας στην απόδοση της εταιρίας, προσφέρουν περισσότερο παραπληροφόρηση στο μοντέλο παρά έξτρα πληροφορίες.

Για το λόγο αυτό πολλοί μελετητές υιοθετούν μια απλούστερη μορφή του πολυπαραγοντικού μοντέλου. Συγκεκριμένα, επιλέγουν ένα μοντέλο το οποίο υποθέτει πως η απόδοση κάποιας μετοχής του κλάδου επηρεάζεται μόνο από ένα δείκτη της αγοράς και ένα βιομηχανικό δείκτη. Επιπλέον, το μοντέλο υποθέτει πως κάθε βιομηχανικός δείκτης προσαρμόζεται ώστε να μην συσχετίζεται με την αγορά και τους άλλους βιομηχανικούς δείκτες.

Για την εταιρία i που ανήκει στον κλάδο βιομηχανίας j η εξίσωση της απόδοσης είναι:

$$R_i = \alpha_i + b_{im} I_m + b_{ij} I_j + c_i \quad \text{Εξίσωση 22}$$

Η συνδιακύμανση ανάμεσα στις μετοχές i και k για εταιρίες στον ίδιο βιομηχανικό κλάδο είναι:

$$\sigma_{ik} = b_{im} \times b_{km} \times \sigma_m^2 + b_{ij} \times b_{kj} \times \sigma_{lj}^2 \quad \text{Εξίσωση 23}$$

Η συνδιακύμανση ανάμεσα στις μετοχές i και k για εταιρίες σε διαφορετικό βιομηχανικό κλάδο είναι:

$$\sigma_{ik} = b_{im} \times b_{km} \times \sigma_m^2 \quad \text{Εξίσωση 24}$$

Σε αυτή την περίπτωση πρόκειται για μικρότερο αριθμό $4N+2L+2$ σύνολο δεδομένων.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) -CAPM

Μετά τον Harry Markowitz που ανέπτυξε την σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου, 12 χρόνια αργότερα διατυπώθηκε η θεωρία του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM) από τον William Sharpe (1964), τον John Lintner (1965) και τον Jan Mossin (1966).

Για να ισχύει το υπόδειγμα κρίνεται επιτακτικό να διατυπωθούν οι εξής υποθέσεις:

Υποθέσεις του CAPM:

1. Δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών και φορολογία. Μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξή τους, μόνο ως συνάρτηση με την απόδοση του χρεογράφου το οποίο έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση της απόδοσής του.
2. Τα περιουσιακά στοιχεία είναι απείρως διαιρετά. Δηλαδή, ο επενδυτής μπορεί να αγοράσει ή να πουλήσει οποιαδήποτε ποσότητα από αυτά.
3. Υπάρχουν πολλοί επενδυτές ο κανένας από τους οποίους διαθέτει περιορισμένο ποσό προς επένδυση και κατά συνέπεια οι πράξεις τους δεν επηρεάζουν την αγορά αγοράζοντας ή πουλώντας χρεόγραφα.
4. Οι επενδυτές ακολουθούν το μοντέλο του Markowitz, δηλαδή μεταξύ δύο ίδιων χαρτοφυλακίων προτιμούν αυτό με τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση και εκείνο με τη μικρότερη τυπική απόκλιση.
5. Το 'short sales', δηλαδή η προπώληση μετοχών επιτρέπεται χωρίς κανένα όριο.
6. Υπάρχει ένα επιτόκιο χωρίς κίνδυνο το οποίο είναι κοινό για όλους και κάθε επενδυτής μπορεί να δανείσει ή να δανειστεί χρήματα με αυτό.
7. οι επενδυτές αποτιμούν τα χαρτοφυλάκια εκτιμώντας τις αναμενόμενες αποδόσεις και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων αυτών σε μοναδιαία περίοδο επένδυσης που είναι κοινή για όλους τους επενδυτές. Δηλαδή όλοι οι επενδυτές προτίθενται να κρατήσουν τα προϊόντα τους για την ίδια χρονική περίοδο.
8. Όλοι οι επενδυτές έχουν τα ίδια δεδομένα και την ίδια μέθοδο ανάλυσης.
9. Όλα τα χρηματοοικονομικά προϊόντα είναι διαθέσιμα στην αγορά.
10. Οι επενδυτές επενδύουν στο σύνολο των χρηματοοικονομικών προϊόντων.
11. Οι επενδυτές έχουν ομογενείς προσδοκίες, δηλαδή έχουν την ίδια αντίληψη όσον αφορά τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των περιουσιακών στοιχείων.
12. Τα έσοδα από φόρους δεν φορολογούνται.

Είναι προφανές ότι πολλές από τις παραπάνω υποθέσεις δεν ισχύουν στον πραγματικό κόσμο αλλά επιβάλλονται ώστε να εξασφαλιστεί η ορθότητα του μοντέλου. Για το λόγο αυτό το CAPM δέχθηκε κριτική, ενώ ελέγχθηκε εμπειρικά πολλές φορές με τα αποτελέσματα να είναι αντιφατικά.

Παρά τις αδυναμίες του, το υπόδειγμα CAPM χρησιμοποιείται στις χρηματιστηριακές αγορές, αφού η εφαρμογή του συνεχίζεται εκτεταμένα σε διάφορους τομείς της χρηματοοικονομικής, καθώς παρέχει ένα ευέλικτο πλαίσιο για μία κατά προσέγγιση, τουλάχιστον, εκτίμηση του κινδύνου μίας μετοχής σε σχέση με τη χρηματιστηριακή αγορά (συντελεστής 'beta') και συνεπώς και της αποτίμησης της υποκείμενης μετοχής.

Το 1964 ο William Sharpe και αργότερα και οι John Lintner και Jan Mossin, βασιζόμενος στην θεωρία του χαρτοφυλακίου ανέπτυξε μια θεωρία για το σύνολο της αγοράς, με προϋπόθεση ότι κάθε μεμονωμένος επενδυτής συμπεριφέρεται όπως περιγράφεται από την θεωρία του υποδείγματος του αποδοτικού συνόλου του Markowitz.

Όμως στην θεωρία του ο William Sharpe εισήγαγε μια νέα έννοια, την έννοια του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο. (risk free rate ή r_f). Η έννοια του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο δεν υπήρχε στην θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz, η οποία στηρίζεται μόνο σε επισφαλή αξιόγραφα, δηλαδή αξιόγραφα που ενέχουν κάποιο κίνδυνο.

Έτσι οι επενδυτές έχουν την δυνατότητα, εκτός από το να δανείζουν αγοράζοντας αυτό το περιουσιακό στοιχείο, να δανείζονται με κόστος το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο.

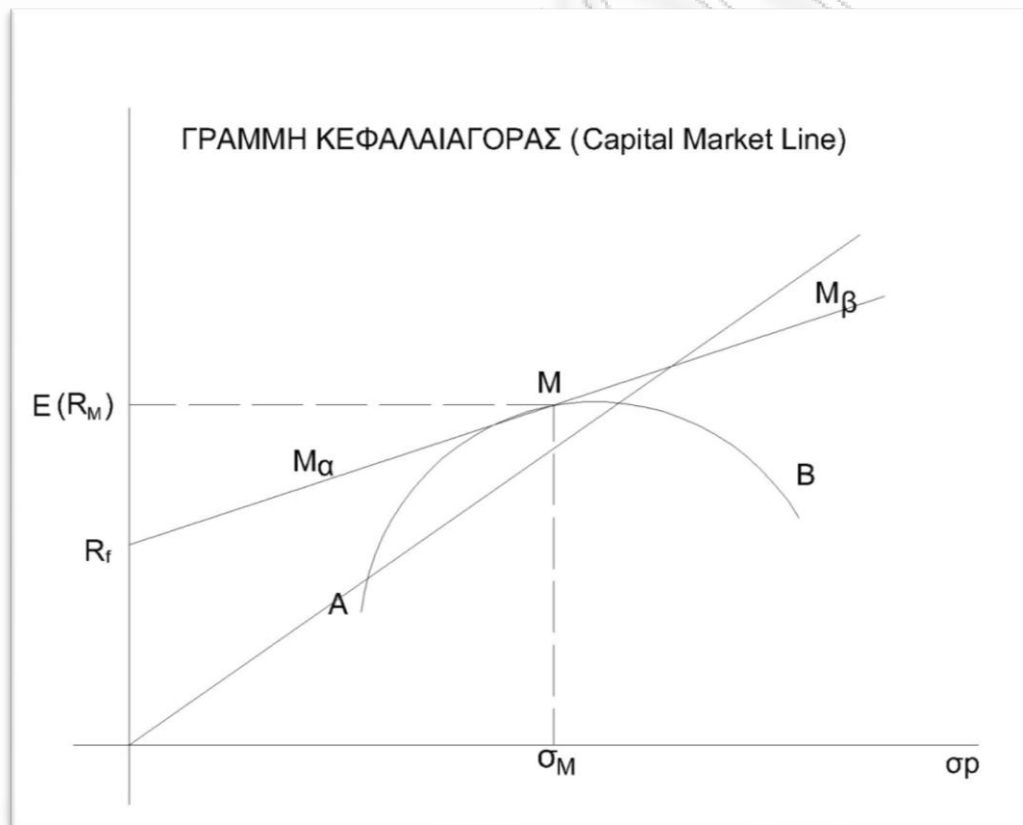
Σχέση Μεταξύ Αναμενόμενης Απόδοσης & Κινδύνου για Αποδοτικά Χαρτοφυλάκια.

Είδαμε πως οι επενδυτές αναλύουν χαρτοφυλάκια σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz. Αυτό σημαίνει ότι θέλουν να επενδύουν σε χαρτοφυλάκια που

έχουν ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση. Με άλλα λόγια επενδύουν στο αποδοτικό σύνολο του Markowitz.

Άλλωστε το ίδιο συμπέρασμα συνάγεται και από την υπόθεση ότι οι πληροφορίες δεν κοστίζουν και ότι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα.

Από την υπόθεση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου προκύπτει ένα νέο αποδοτικό σύνολο που είναι ευθεία γραμμή. Το σημείο M είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Σύμφωνα λοιπόν με το CAPM, κάθε επενδυτής δεν έχει πλέον κίνητρο να κατέχει άλλο χαρτοφυλάκιο παρά μόνο το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αν παρατηρήσουμε το σχήμα, βλέπουμε πως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M_α είναι προτιμότερο από το χαρτοφυλάκιο A και αντίστοιχα το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M_β είναι προτιμότερο από το B.



Η ευθεία $r_f M$ είναι εφαπτόμενη στο αποδοτικό σύνολο στο σημείο M. Έτσι ο επενδυτής δανειζόμενος με r_f μπορεί να κινείται πάνω στη γραμμή που σχηματίζεται ξεκινώντας από το r_f .

Δηλαδή το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή αποτελείται από ένα μέρος που επενδύει στο περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου, r_f και από ένα άλλο που το επενδύει στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς, στο M .

Η κλίση της ευθείας στο σημείο $M\alpha$ είναι: $\frac{E(R_{M\alpha}) - r_f}{\sigma_{M\alpha}}$.

Η κλίση της ευθείας στο σημείο M είναι: $\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$.

Οι κλίσεις αυτές βρίσκονται στην ίδια ευθεία άρα είναι ίσες.

Επομένως,

$$\frac{E(R_{M\alpha}) - r_f}{\sigma_{M\alpha}} = \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \quad \eta$$

$$E(R_{M\alpha}) = r_f + (E(R_M) - r_f) \times \frac{\sigma_{M\alpha}}{\sigma_M}$$

Εξίσωση 24

Όπου,

$R_{M\alpha}$ είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου.

$\sigma_{M\alpha}$ είναι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου.

R_M είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

σ_M είναι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

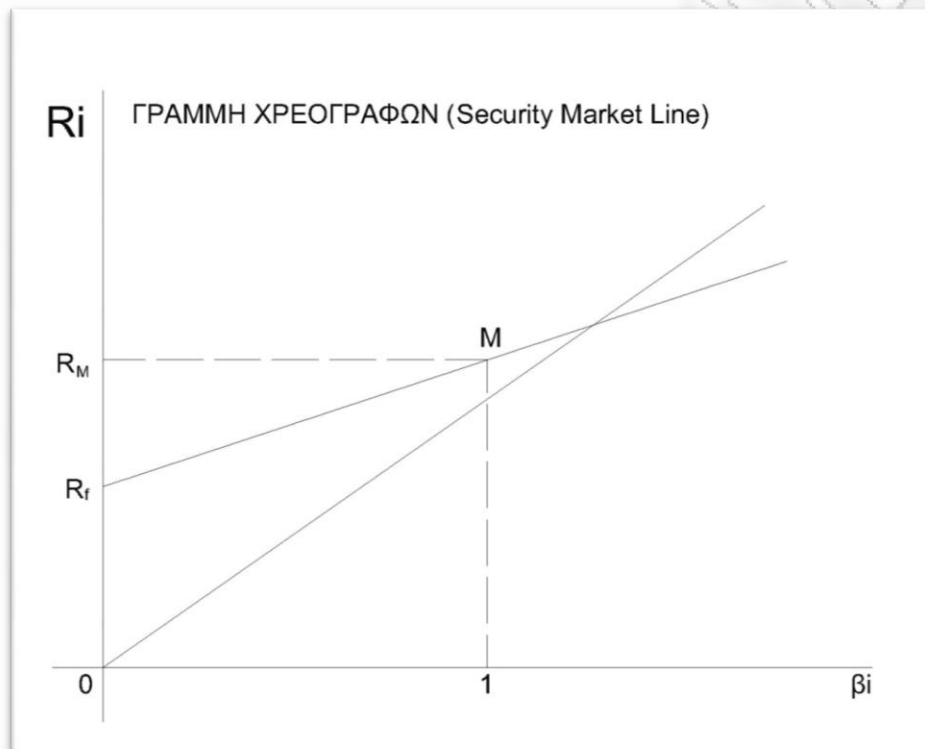
Η εξίσωση αυτή είναι η εξίσωση του αποδοτικού συνόλου, δηλαδή της ευθείας γραμμής r_fM και ονομάζεται Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς. Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς παρουσιάζει τους διάφορους συνδυασμούς κινδύνου και απόδοσης που προέρχονται από την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς με δανεισμό στο r_f .

Χαρακτηριστικά της γραμμής κεφαλαιαγοράς.

1. Είναι γραμμική.
2. Είναι θετική, δηλαδή η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης στο $M\alpha$ και στο $\sigma_{M\alpha}$ είναι θετική.

Σχέση Μεταξύ Αναμενόμενης Απόδοσης & Κινδύνου για Μεμονωμένες Μετοχές ή Χαρτοφυλάκια Αποδοτικά και Μη Αποδοτικά.

Η **Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς** μας δίνει την αναμενόμενη απόδοση για χαρτοφυλάκια που είναι αποτελεσματικά. Για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια και για μεμονωμένες μετοχές χρησιμοποιούμε την **Γραμμή Χρεογράφων**. (Security Market Line) ή Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Η γραμμή Χρεογράφων είναι μια πιο γενική σχέση από την Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς.



Έχουμε:

$$E(R_i) = r_f + (E(R_M) - r_f) \times b_i \quad \text{Εξίσωση 25}$$

Όπου,

το i μπορεί να είναι μία μεμονωμένη μετοχή, ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο ή ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο.

Το b_i το υπολογίζουμε κάνοντας χρήση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος. Επομένως από την Εξίσωση 16 παίρνουμε:

$$b_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})}$$

Άρα, η Εξίσωση 25 γίνεται:

$$E(R_i) = r_f + (E(R_M) - r_f) \times \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})} \quad \text{Εξίσωση 26}$$

Το b_i μετράει μόνο τον συστηματικό κίνδυνο, δηλαδή τον κίνδυνο μόνο η ανάληψη του οποίου μπορεί να προσφέρει υψηλότερη απόδοση. Το αξιόγραφο που προσφέρει την απόδοση χωρίς κίνδυνο έχει $b_i=0$ και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχει $b_i=1$. Οποιαδήποτε μετοχή ή χαρτοφυλάκιο έχει $b_i > 1$, ενέχει κίνδυνο υψηλότερο από αυτόν της αγοράς, ενώ αντίθετα όταν το $b_i < 1$, ο κίνδυνος είναι μικρότερος από αυτόν της αγοράς ως σύνολο.

Το πρίμ κινδύνου ενός κεφαλαιακού στοιχείου όπως μισ μετοχής προκύπτει από την συνεισφορά της συγκεκριμένης μετοχής στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Μια πρώτη προσέγγιση της συνεισφοράς μιας μετοχής στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου αποτελεί ο συντελεστής συνδιακύμανσης της μετοχής με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Μεγαλύτερη συνδιακύμανση με την αγορά σημαίνει μικρότερο βαθμό διαφοροποίησης άρα και μεγαλύτερη συνεισφορά της μετοχής στον κίνδυνο χαρτοφυλακίου.

Ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο που περιέχει ικανό αριθμό κεφαλαιακών αγαθών και με χαμηλή μεταξύ τους συσχέτιση μπορεί να προσομοιάσει με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Σε ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο ο μη συστηματικός κίνδυνος αντισταθμίζεται από την παρουσία ικανού αριθμού διαφορετικών επιχειρήσεων και κλάδων που συνδέονται ελάχιστα μεταξύ τους με αποτέλεσμα να απομένει μόνο ο συστηματικός κίνδυνος, δηλαδή ο κίνδυνος της αγοράς.

Χρησιμότητα του CAPM

1. Το CAPM δίνει μια συγκεκριμένη πρόβλεψη της σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο ενός κεφαλαιακού στοιχείου, μια μετοχής για παράδειγμα και της προσδοκώμενης απόδοσής του.
2. Στην περίπτωση δύο μετοχών, με το CAPM μπορούμε να υπολογίσουμε κατά πόσο η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής αποκλίνει από την «δίκαιη» απόδοσή της, δεδομένου του κινδύνου που αυτή εμπεριέχει.
3. Με την βοήθεια του CAPM μπορούμε να προσεγγίσουμε την προσδοκώμενη απόδοση κεφαλαιακών αγαθών που δεν διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο, όπως για μετοχές εταιριών που δεν είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο. Με άλλα λόγια μπορούμε να υπολογίσουμε το κόστος των κοινών μετοχών μιας εταιρίας.
4. Το CAPM συνδράμει στην αξιολόγηση των επενδυτικών σχεδίων των επιχειρήσεων, προσδιορίζοντας την απόδοση που οι επενδυτές πρέπει να απαιτήσουν μέσω της επένδυσης στις μετοχές των συγκεκριμένων εταιριών.

Διαφορές μεταξύ Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και Γραμμής Χρεογράφων (CAPM)

1. Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς ισχύει για αποδοτικά χαρτοφυλάκια ενώ η Γραμμή Χρεογράφων ισχύει για μεμονωμένες μετοχές και για χαρτοφυλάκια αποδοτικά και μη.
2. Στην Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς μετράμε τον κίνδυνο με την τυπική απόκλιση ενώ στην Γραμμή Χρεογράφων μετράμε τον κίνδυνο με τον συντελεστή 'beta'. Δηλαδή, στην Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς υπολογίζουμε τον συνολικό κίνδυνο ενώ στην Γραμμή Χρεογράφων υπολογίζουμε τον συστηματικό κίνδυνο.
3. Η επιπλέον απόδοση στην Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς ισούται με $\frac{(E(R_M) - r_f)}{\sigma_M}$ ενώ το πρίμ κινδύνου στην Γραμμή Χρεογράφων ισούται με $(E(R_M) - r_f) \times b_i$.

Ομοιότητες μεταξύ Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και Γραμμής Χρεογράφων (CAPM)

1. Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς και η Γραμμή Χρεογράφων είναι γραμμικά και θετικά υποδείγματα αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.
2. Για αποδοτικά χαρτοφυλάκια τα δύο υποδείγματα ταυτίζονται. Δηλαδή

$$\text{ισχύει: } b_i = \frac{\sigma_{M\alpha}}{\sigma_M}$$

Άλλα Πολυπαραγοντικά Υποδείγματα

Υπόδειγμα Fama & French

Στην δεκαετία του 1990 οι Fama & French δημοσίευσαν άρθρα που βασιστήκαν στα πολυπαραγοντικά υποδείγματα με μεταβλητές τα χαρακτηριστικά των εταιριών.

Απέδειξαν ότι τόσο η κεφαλαιοποίηση της εταιρίας όσο και ο δείκτης της λογιστικής αξίας προς την αγοραία αξία ή διαφορετικά όσο και η σχέση μεταξύ χρηματιστηριακής απόδοσης και λειτουργικής αποδοτικότητας καθορίζουν τις cross sectional μέσες αποδόσεις των μετοχών.

Θεωρώντας πως και οι δύο σχετίζονται με τον κίνδυνο απέδειξαν οι cross-sectional μέσες αποδόσεις σχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος των εταιριών και θετικά με τους δείκτες που εκφράζουν την χρηματιστηριακή απόδοση με την λειτουργική αποδοτικότητα. Με άλλα λόγια, οι μικρές εταιρίες και οι εταιρίες με χαμηλό δείκτη λογιστικής αξίας προς αγοραία αξία ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις άλλες.

Το πρόβλημα ήταν να ενσωματώσουν αυτές τις μεταβλητές σε ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο χρονοσειρών των αποδόσεων. Τα στοιχεία των χρονοσειρών, δηλαδή ο δείκτης της λογιστικής αξίας προς την αγοραία αξία δίνονται από τις εταιρίες 4 φορές τον χρόνο. Για time series tests, χρειαζόμαστε τουλάχιστον μηνιαίες αποδόσεις. Για το λόγο αυτό οι Fama &

French δημιούργησαν τρεις δείκτες για να εξηγήσουν την διαφορά ανάμεσα στην απόδοση της κάθε μετοχής και στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. (30-day Treasury bill rate).

Η ιδέα πίσω από το 'size' & 'book to market indexes' είναι να διαμορφωθούν χαρτοφυλάκια τα οποία θα δίνουν αποδόσεις που θα προσεγγίζουν την επίδραση των μεταβλητών αυτών. Δημιούργησαν λοιπόν χαρτοφυλάκια τα οποία είχαν παρατηρήσιμες μηνιαίες αποδόσεις. Με αυτό τον τρόπο μετέτρεψαν ένα σετ μεταβλητών μη παρατηρήσιμων σε τακτικά διαστήματα σε ένα σετ από στοιχεία διαπραγματεύσιμα τα οποία έχουν τιμές και οι αποδόσεις μπορούν να υπολογίζονται σε κάθε χρονική στιγμή.

Η διαδικασία είναι η εξής:

Βήμα 1^ο

Το μέγεθος κάθε εταιρίας δίνεται μια φορά το χρόνο, δηλαδή η κεφαλαιοποίηση της εταιρίας είναι το γινόμενο των της τιμής της μετοχής επί τον αριθμό των μετοχών. Χωρίζουν λοιπόν τις εταιρίες σε δύο ομάδες. Η πρώτη αποτελείται από όλες τις μετοχές του NYSE, AMEX & NASDAQ οι οποίες έχουν κεφαλαιοποίηση υψηλότερη από μια μεσαίου μεγέθους μετοχή εταιρίας εισηγμένη στο NYSE, (B). Η δεύτερη ομάδα αποτελείται από τις υπόλοιπες οι οποίες έχουν κεφαλαιοποίηση μικρότερη από μία μεσαίου μεγέθους εταιρία εισηγμένη στο NYSE, (S) αντίστοιχα. Πέρα από την παραπάνω ομαδοποίηση οι μετοχές του δείκτη NYSE χωρίστηκαν ξανά σε 3 ομάδες με κριτήριο τώρα τον δείκτη της λογιστικής αξίας προς την αγοραία αξία (BE/ME). Οι εταιρίες με χαμηλό δείκτη BE/ME κατείχαν ποσοστό 30%(S) του NYSE, οι μεσαίες ποσοστό 40% (M) και οι εταιρίες με υψηλό δείκτη BE/ME ποσοστό 30% (H) αντίστοιχα.

Με τις παραπάνω ομαδοποιήσεις παίρνουμε πέντε χαρτοφυλάκια κάθε χρόνο, όπου το πρώτο αποτελείται από όλες τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης και

χαμηλού δείκτη BE/ME και το πέμπτο αποτελείται από τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης και υψηλού δείκτη BE/ME. Έπειτα υπολογίζουμε τις αποδόσεις των πέντε χαρτοφυλακίων.

Βήμα 2^ο

Καθορίζουν τους πραγματικούς δείκτες που θα χρησιμοποιήσουν για να εξηγήσουν τις αποδόσεις. Η μεταβλητή της κεφαλαιοποίησης ονομάζεται ως η διαφορά μικρής κεφαλαιοποίησης μείον μεγάλης κεφαλαιοποίησης (Small Minus Big - SMB) και ορίζεται ως η διαφορά ανάμεσα σε δύο χαρτοφυλάκια. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων των τριών μικρών χαρτοφυλακίων, δηλαδή των εξής χαρτοφυλακίων Α και Β:

Χαρτοφυλάκιο Α: Αποτελείται από τα τρία χαρτοφυλάκια.

Χαρτοφυλάκιο 1^ο: Μικρού μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Υψηλό δείκτη BE/ME.

Χαρτοφυλάκιο 2^ο: Μικρού μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Μεσαίο δείκτη BE/ME.

Χαρτοφυλάκιο 3^ο: Μικρού μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Χαμηλό δείκτη BE/ME.

Χαρτοφυλάκιο Β: Αποτελείται από τα τρία χαρτοφυλάκια.

Χαρτοφυλάκιο 1^ο: Μεγάλου μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Υψηλό δείκτη BE/ME.

Χαρτοφυλάκιο 2^ο: Μεγάλου μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Μεσαίο δείκτη BE/ME.

Χαρτοφυλάκιο 3^ο: Μεγάλου μεγέθους κεφαλαιοποίηση- Χαμηλό δείκτη BE/ME.

Η δεύτερη μεταβλητή του δείκτη BE/ME ονομάζεται ως η διαφορά υψηλού δείκτη BE/ME μείον χαμηλού δείκτη BE/ME (High Minus Low - HML) και με ανάλογη διαδικασία παίρνουμε μια σειρά μηνιαίων αποδόσεων αφαιρώντας από το υψηλό BE/ME χαρτοφυλάκιο το χαμηλό BE/ME χαρτοφυλάκιο.

Το υψηλό BE/ME χαρτοφυλάκιο Γ είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων:

Χαρτοφυλάκιο Γ: Αποτελείται από τα 2 χαρτοφυλάκια.

Χαρτοφυλάκιο 1^ο: Υψηλό δείκτη BE/ME - Μικρού μεγέθους κεφαλαιοποίηση.

Χαρτοφυλάκιο 2^ο: Υψηλό δείκτη BE/ME - Μεγάλου μεγέθους κεφαλαιοποίηση.

Το χαμηλό BE/ME χαρτοφυλάκιο Δ είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων:

Χαρτοφυλάκιο Δ : Αποτελείται από τα 2 χαρτοφυλάκια.

Χαρτοφυλάκιο 1^ο: Χαμηλό δείκτης BE/ME - Μικρού μεγέθους κεφαλαιοποίηση.

Χαρτοφυλάκιο 2^ο: Χαμηλό δείκτη BE/ME - Μεγάλου μεγέθους κεφαλαιοποίηση.

Σκοπός ήταν να έχουμε την μεταβλητή της κεφαλαιοποίησης χωρίς τις επιδράσεις της μεταβλητής του δείκτη BE/ME και αντίστοιχα, την μεταβλητή του δείκτη BE/ME χωρίς τις επιδράσεις της μεταβλητής της κεφαλαιοποίησης. Και με την παραπάνω διαδικασία ο σκοπός επιτεύχθηκε.

Τέλος, η τρίτη μεταβλητή που χρησιμοποιείται είναι η απόδοση του δείκτη της αγοράς μείον το 30-day Treasury bill rate.

Οι Fama & French απέδειξαν πως προσθέτοντας στην επιπλέον απόδοση τις μεταβλητές της κεφαλαιοποίησης και του δείκτη BE/ME αυξήθηκε η επεξηγηματική ικανότητα του μοντέλου. Για παράδειγμα έδειξαν πως για ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μεγάλο μεγέθους κεφαλαιοποίησης και υψηλού δείκτη BE/ME μετοχές το $R^2 = 0.83$ από 0,69 που είναι χρησιμοποιώντας ως μεταβλητής μόνο τον δείκτη της αγοράς.

Κεφάλαιο 3

Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό θέλουμε να μελετήσουμε τις κυριότερες έρευνες που υπάρχουν στην βιβλιογραφία σχετικά με τον έλεγχο της υπόθεσης ότι το μέγεθος μιας εταιρίας σχετίζεται με την απόδοσή της μετοχής της και μάλιστα αρνητικά. Η βιβλιογραφία εξετάζει τί επηρεάζει τελικά τις αποδόσεις των μετοχών. Είναι το μέγεθος των εταιριών; Είναι ο συστηματικός κίνδυνος; Είναι ο δείκτης MTBV; Είναι ο δείκτης P/E; Σχετίζεται η εμπορευσιμότητα των μετοχών; Σχετίζεται η εποχικότητα του Ιανουαρίου; Σχετίζεται η φάση του κύκλου που βρίσκεται η οικονομία; Τί συμβαίνει στις αποδόσεις των μετοχών των αναπτυσσόμενων αγορών; Τί συμβαίνει στις αποδόσεις των μετοχών των αναπτυσσόμενων αγορών; Τελικά οι αποδόσεις των μετοχών επηρεάζονται από ένα συνδυασμό των παραπάνω παραγόντων; Όλα τα παραπάνω ερωτήματα βρίσκουν μια απάντηση στην ανάλυση που ακολουθεί.

Εμπειρικές Μελέτες

The market capitalization value as a risk factor in Athens stock exchange- Michalis Glezakos-(Spoudai, Vol 43).

Ο συστηματικός κίνδυνος δεν είναι ο μοναδικός παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών. Οι αποδόσεις των μετοχών εξαρτώνται και από παράγοντες που σχετίζονται με τα χαρακτηριστικά των εταιριών, όπως είναι η κεφαλαιοποίηση των εταιριών, και κεφαλαιακή απόδοση (earnings yield).

Ισχύει η επίδραση της κεφαλαιοποίησης της αγοράς, δηλαδή του μεγέθους της εταιρίας (size effect) στις αποδόσεις των μετοχών. Οι αγορές είναι αποτελεσματικές και οι υποθέσεις του CAPM ισχύουν.

Το δείγμα αποτελείται από εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών για το διάστημα 1970-1981. Από τις 110 εταιρίες εκείνο το διάστημα είναι εκτός 5 επειδή δεν ήταν ολοκληρωμένα τα διαθέσιμα στοιχεία. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν ήταν οι μηνιαίες τιμές.

Κάτω από την υπόθεση ότι ισχύει η επίδραση της κεφαλαιοποίησης της αγοράς, διαμορφώνονται χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίηση. Τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από τις εταιρίες με μικρή κεφαλαιοποίηση θα πρέπει να ξεπερνούν σε απόδοση τους ανταγωνιστές τους με μεγάλη κεφαλαιοποίηση.

Μέσα σε αυτό το πλαίσιο σχεδιάστηκαν τα εμπειρικά τεστ.

1. Στην αρχή κάθε έτους οι εταιρίες κατατάχτηκαν από υψηλή σε χαμηλή κεφαλαιοποίηση σύμφωνα με τα αποτελέσματα του προηγούμενου έτους. Έπειτα, δημιουργήθηκαν 5 χαρτοφυλάκια. Το χαμηλότερο, MV1, αποτελείται από τις εταιρίες με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση.
2. Οι μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν με την εξίσωση:

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

Όπου,

R_{pt} είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου p τον μήνα t .

R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής i τον μήνα t .

N είναι ο αριθμός των μετοχών από αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο p .

3. Παλινδρομήσαμε τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με τον δείκτη της αγοράς για να εκτιμήσουμε τα 'beta', δηλαδή τον συστηματικό κίνδυνο.
4. Ο υπολογισμός των επιπλέον αποδόσεων στηρίζεται στο εξής μοντέλο:

$$e_{pt} = R_{pt} - (a_p + b_p \times R_{Mt}),$$

Όπου,

R_{pt} και R_{it} είναι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων p και του δείκτη της αγοράς αντίστοιχα.

a_p και b_p είναι οι εκτιμώμενοι συντελεστές.

e_{pt} είναι η υπερβάλλον απόδοση του χαρτοφυλακίου p την περίοδο t .

5. Θεωρώντας το μοντέλο της αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου αποδεκτό (Fama 1973) χρησιμοποιούμε τα οικονομετρικά κριτήρια για να αξιολογήσουμε την αξιοπιστία των εκτιμώμενων παραμέτρων.
 - Υποθέσαμε τυχαιότητα στο σφάλμα της παλινδρόμησης, ενώ η ομοσκεδαστικότητα ελέγχτηκε με διάφορα τεστ.
 - Η κανονικότητα της τυχαίας μεταβλητής ελέγχτηκε από το Studentized Range Test (Fama 1973).
 - Η αυτοσυσχέτιση ελέγχτηκε με τεστ (Makridakis et al 1983).

Διαμορφώθηκαν 5 χαρτοφυλάκια, MV1, MV2, MV3, MV4, MV5.

Μέσες ετήσιες αποδόσεις για το διάστημα 1970-1981(%)

	MV1	MV2	MV3	MV4	MV5	MV1- MV5	Index
Including Banks	10.4	4.7	7.9	8.4	7.1	3.3	7.7
Excluding Banks	10.4	4.7	7.9	6.2	1.5	8.9	

Παρατηρούμε πως η μέση ετήσια απόδοση στο χαρτοφυλάκιο **MV1** είναι αρκετά μεγαλύτερη από την μέση ετήσια απόδοση του χαρτοφυλακίου **MV5**. Η διαφορά του χαρτοφυλακίου με τις εταιρίες που έχουν μικρή κεφαλαιοποίηση από το χαρτοφυλάκιο με τις εταιρίες που έχουν μεγάλη

κεφαλαιοποίηση είναι σχετικά μικρή, δηλαδή $MV1 - MV5=3.3$. Η διαφορά $MV1 - MV5$ αυξάνεται πολύ όταν από το δείγμα μας αφαιρέσουμε τις τράπεζες, δηλαδή $MV1 - MV5= 8.9$. Για να εκτιμήσουμε τον κίνδυνο χρησιμοποιούμε το μοντέλο της αγοράς. Με βάση τα δεδομένα που έχουμε για το δείγμα μας θα κάνουμε τον έλεγχο της αξιοπιστίας των εκτιμημένων μεταβλητών. Επομένως, είναι πολύ σημαντικό να τα δεδομένα αυτά να είναι αξιόπιστα.

Οι κατανομές των 5 χαρτοφυλακίων βρέθηκαν οριακά κανονικές, εξαιτίας της ελαφριάς κύρτωσης, λεπτόκυρτες κατανομές ενώ εμφάνισαν μέση μεταβλητότητα. Το δείγμα για το διάστημα 1970-1981 εμφάνισε γραμμική εξάρτηση η οποία εξαφανίστηκε όταν αφαιρέθηκαν από το δείγμα οι ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις του 1972. Τα 'beta' των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας την εξίσωση του μοντέλου της αγοράς καθώς και την μέθοδο του Dimson των συγκεντρωτικών συντελεστών, (Aggregated Coefficients Method –AC) η οποία μέθοδος λαμβάνει υπόψη την χαμηλή εμπορευσιμότητα των μετοχών. Τα αποτελέσματα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για όλη την περίοδο παραβιάζονται, δηλαδή τα κατάλοιπα παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα, η κανονικότητα και η γραμμική ανεξαρτησία είναι οριακά αποδεκτές. Βέβαια, αν πάλι αφαιρέσουμε από το δείγμα την περίοδο 1970-1972, παίρνουμε καλύτερες εκτιμήσεις. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως, για την περίοδο 1973-1981, περίοδο απαλλαγμένη από ακραίες τιμές, το χαρτοφυλάκιο των εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση ήταν πιο ριψοκίνδυνες από το χαρτοφυλάκιο των εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση, δηλαδή η $MV1$ έχει $beta= 1.05$ και η $MV5$ έχει $beta= 0.79$. Η διαφορά αυτή στα 'beta' ήταν πολύ πιο έντονη με την μέθοδο του Dimson των συγκεντρωτικών συντελεστών.(Aggregated Coefficients Method – AC), η οποία λαμβάνει υπόψη και την χαμηλή εμπορευσιμότητα των μετοχών. Συγκεκριμένα, η $MV1$ έχει $beta= 1.03$ και η $MV5$ έχει $beta= 0.5$.

Οι τιμές των F-tests είναι αρκετά υψηλές σε όλες τις παλινδρομήσεις, δηλαδή στις παλινδρομήσεις τόσο στο αρχικό δείγμα 1970-1981 όσο και στο δείγμα 1972-1981 καθώς και στην παλινδρόμηση με την μέθοδο του Dimson. Η υψηλή τιμή λοιπόν των F-tests καταδεικνύει ότι οι συγκεκριμένες

παλινδρομήσεις έχουν μεγάλη ισχύ. Επίσης, σε όλες τις παλινδρομήσεις η τιμή του R^2 είναι αρκετά υψηλή γεγονός που δείχνει πως η μεταβλητότητα των χαρτοφυλακίων εξηγείται από την μεταβλητότητα της αγοράς. Τέλος, η χαμηλή εμπορευσιμότητα των μετοχών δημιουργεί πρόβλημα καθώς τα 'beta' των χαρτοφυλακίων με εταιρίες που έχουν μεγάλη κεφαλαιοποίηση μειώθηκαν σε μεγαλύτερο ποσοστό, δηλαδή τα 'beta' των **MV4** και **MV5**, ενώ το 'beta' του **MV1** κατά ελάχιστο.

Κάτω από αυτές τις συνθήκες αμφισβητήθηκε αν είναι αξιόπιστη η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου οπότε βασίστηκαν πλέον στον υπολογισμό των υπερβάλλον αποδόσεων.

Οι αποδόσεις αυτές δίνονται από την εξίσωση : $e_{pt} = R_{pt} - (a_p + b_p \times R_{Mt})$,

Όπου η e_{pt} είναι η υπερβάλλον απόδοση του χαρτοφυλακίου p την περίοδο t και στην εξίσωση αυτή το $e_{pt} = 0$.

Οπότε, αντικαθιστώντας στην εξίσωση τις τυχαίες μεταβλητές με τις μέσες τιμές τους έχουμε την εξής εξίσωση: $\alpha_p = \bar{R}_p - b_p \times R_M$.

Η εξίσωση αυτή μας λέει πως στην μέση απόδοση του α_p ενσωματώνονται οι επιδράσεις των παραγόντων εκτός της αγοράς, δηλαδή του μεγέθους της εταιρίας και άλλων ίσως που υπάρχουν πέρα από τον παράγοντα της κεφαλαιοποίησης. Επίσης, η σειρά του α_p πρέπει να είναι στάσιμη σε όλη την διάρκεια διαφορετικά δεν αποτελεί αποτελεσματικό μέτρο για την εκτίμηση της υπερβάλλουσας απόδοσης των χαρτοφυλακίων. Τα αποτελέσματα του α_p για την περίοδο 1973-1981 μας επιβεβαιώνουν ότι τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από τις εταιρίες με μικρή κεφαλαιοποίηση ξεπερνούν σε απόδοση τους ανταγωνιστές τους με μεγάλη κεφαλαιοποίηση.

Αν χρησιμοποιήσουμε για τον υπολογισμό των υπερβάλλον αποδόσεων το αρχικό δείγμα 1970-1981, και λάβουμε υπόψη την χαμηλή εμπορευσιμότητα χρησιμοποιώντας την μέθοδο του του Dimson των συγκεντρωτικών συντελεστών (Aggregated Coefficients Method – AC) τότε ο παράγοντας της κεφαλαιοποίησης μειώνεται αισθητά ή εξαφανίζεται (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων). Όμως, όπως αναφέραμε πριν για την συγκεκριμένη περίοδο τα

κατάλοιπα της παλινδρόμησης παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα, οπότε δεν μπορούμε να δεχτούμε τα αποτελέσματα.

Αν χρησιμοποιήσουμε για τον υπολογισμό των υπερβάλουν αποδόσεων το αρχικό δείγμα 1970-1981, και βγάλουμε εκτός δείγματος τις τράπεζες (καθώς στο ΧΑΑ οι τράπεζες αποδεικνύονται για την συγκεκριμένη περίοδο επικερδείς) τότε η διαφορά στις αποδόσεις είναι ακόμα πιο έντονη, και συγκεκριμένα $MV1 - MV5 = 2.32\% - (-4.90\%) = 7.22\%$.

Η μελέτη δείχνει πως οι υποθέσεις ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές και ότι οι υποθέσεις του CAPM ισχύουν, παραβιάζονται στο ΧΑΑ, όπου παρατηρούνται παράγοντες όπως το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και η ύπαρξη βιομηχανιών, κατά την περίοδο 1973-1980.

Υπήρχαν διαφορετικά αποτελέσματα σε μελέτες αν το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και τα κεφαλαιακά κέρδη είναι παράγοντες που είναι ανεξάρτητοι ή αλληλένδετοι. Επομένως, ακολουθήθηκε η εξής διαδικασία:

1. Όλες οι μετοχές ταξινομήθηκαν σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης. Έπειτα, ξεκινώντας από την πρώτη μετοχή, οι πρώτες $n/3$ συμπεριλήφθηκαν στο χαρτοφυλάκιο **MCV1**, οι επόμενες $n/3$ στο **MCV2**, και οι τελευταίες $n/3$ στο χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές της υψηλής κεφαλαιοποίησης **MCV3**.
2. Όλο το δείγμα χωρίστηκε ξανά σε τρία χαρτοφυλάκια ως εξής:
Το χαρτοφυλάκιο **E3** συμπεριλάμβανε τις μετοχές που είχαν αρνητική κεφαλαιακή απόδοση. Οι υπόλοιπες που είχαν θετική κεφαλαιακή απόδοση, ταξινομήθηκαν από την μεγαλύτερη στην μικρότερη και έπειτα χωρίστηκαν σε δύο μέρη, το **E1** είχε τις μετοχές με τις μεγαλύτερες τιμές κεφαλαιακής απόδοσης και το **E2** είχε τις υπόλοιπες μετοχές.
3. Οι μετοχές που συμπεριλαμβάνονταν τόσο στο **MCV1** όσο και στο **E1**, σχημάτισαν το χαρτοφυλάκιο **MCV1/E1**. Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία 9 τέτοια χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια **σημαντική** και **γραμμική** σχέση μεταξύ των κεφαλαιακών αποδόσεων και των κατά την κεφαλαιοποίηση καταταγμένων χαρτοφυλακίων, ανεξάρτητα αν η περίοδος είναι (1970-1981) ή (1973-1981). Το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών φαίνεται να επηρεάζει τις αποδόσεις μόνο με την προϋπόθεση ότι οι μετοχές δίνουν και υψηλή κεφαλαιακή απόδοση. Κατά συνέπεια, οι εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης υπερσχύουν καθώς οι αποδόσεις τους επηρεάζονται από σημαντικούς παράγοντες ένας εκ των οποίων είναι και η κεφαλαιακή απόδοση. Άλλοι παράγοντες ίσως είναι η εμπορευσιμότητα, η κερδοσκοπία, τα **bid-ask spreads**, τα οποία σχετίζονται στενά με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης.

Behavior of stock return in size and market-to-book ratio-Evidence from selected Indian Industries.- G.Senthilkumar – 2009

Το άρθρο αυτό στοχεύει στο να παρουσιάσει εμπειρικά δεδομένα στην cross sectional συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών σε βιομηχανικές εταιρίες στην Ινδία. Προσπαθεί να αξιολογήσει την cross sectional επίδραση που έχουν στις αποδόσεις των μετοχών, το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και ο δείκτης MTB equity (= Κεφαλαιοποίηση της αγοράς/ Αποθεματικά).

Το δείγμα αποτελείται από εισηγμένες επιλεγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Ινδίων για το διάστημα 04/2002-03/2008. Από τις 123 εταιρίες εκείνο το διάστημα επιλέχτηκαν 63 καθώς για τις υπόλοιπες δεν ήταν ολοκληρωμένα τα διαθέσιμα στοιχεία. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν ήταν οι μηνιαίες τιμές. Έπειτα οι εταιρίες χωρίστηκαν σε 5 κατηγορίες, Automobile industry, Cement industry, Diversified industry, Pharmaceuticals industry, Textile industry.

Η μεθοδολογία στηρίζεται στην διαδικασία που ακολούθησαν οι Fama & Mac Beth (1973) αλλά σε μεμονωμένες μετοχές και όχι σε χαρτοφυλάκια. Άλλωστε, όταν χρησιμοποιούνται μεμονωμένες μετοχές οι παραβιάσεις στις υποθέσεις για το σφάλμα της παλινδρόμησης είναι λιγότερο σοβαρές απ ότι όταν οι μετοχές ομαδοποιούνται σε χαρτοφυλάκια. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές είναι ίσης σημασίας εκ των προτέρων και δεν χρειάζεται να γίνουν αυθαίρετες υποθέσεις στην κατάταξη των μετοχών σε χαρτοφυλάκια. Τέλος, δεν θα συμπεριλάβουμε τον συντελεστή beta σαν επεξηγηματική μεταβλητή εξαιτίας της χαμηλής του επεξηγηματικής ικανότητας που αποδείχτηκε από τους Lakonishok & Shapiro (1986), Fama & French (1992), Chui & Wei (1998).

Έτσι, θα χρησιμοποιήσουμε 3 cross –sectional μοντέλα:

$$R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME / BE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME) + a_{2,t} \ln(ME / BE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Όπου,

$\varepsilon_{i,t}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης για κάθε εταιρία i.

$R_{i,t}$ είναι η cross section απόδοση για κάθε μήνα t για κάθε εταιρία i .

$ME_{i,t}$ είναι η αγοραία αξία των μετοχών για κάθε εταιρία i .

$ME/BE_{i,t}$ είναι ο δείκτης MTB equity για κάθε εταιρία i .

Τα αποτελέσματα στα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία

Όταν οι εταιρίες είναι καταταγμένες ανά κλάδο και σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, προκύπτουν πέντε χαρτοφυλάκια, 1,2,3,4,5. Η κατάταξη επαναλαμβάνεται κάθε μήνα, και υπολογίζεται η μέση αναμενόμενη απόδοση των χαρτοφυλακίων, οι τυπικές αποκλίσεις, η λοξότητα και η κύρτωση των μηνιαίων αποδόσεων. Οι τιμές που εκφράζουν την κύρτωση είναι αρκετά υψηλές, πολύ πάνω από το μηδέν που στο επίπεδο αυτό έχουμε ένδειξη για κανονική κατανομή, υποδεικνύοντας πως οι κατανομές παρουσιάζουν το φαινόμενο των παχιών ουρών. Όταν οι εταιρίες είναι καταταγμένες ανά κλάδο και σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, παρατηρούμε αρνητική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος και στις μέσες αποδόσεις. Όταν παίρνουμε την διαφορά των μέσων αποδόσεων στα δυο ακραία χαρτοφυλάκια και σε κάθε κλάδο, σύμφωνα πάντα με την κατάταξη με βάση το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, δηλαδή όταν παίρνουμε (1)-(5), παρατηρούμε πως οι διαφορές είναι σχετικά μικρού μεγέθους, και τα $|t$ -statistics $< 1,96$ που σημαίνει πως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι μέσες αποδόσεις για τις εταιρίες με μικρή κεφαλαιοποίηση είναι σημαντικά υψηλότερη (επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$) από τις μέσες αποδόσεις των εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση. Όταν οι εταιρίες είναι καταταγμένες ανά κλάδο και σύμφωνα με τον δείκτη MTB equity προκύπτουν πάλι πέντε χαρτοφυλάκια, 1,2,3,4,5. Η κατάταξη επαναλαμβάνεται κάθε μήνα, και το πρώτο χαρτοφυλάκιο (1) αποτελείται από τις εταιρίες με τον μικρότερο δείκτη MTB, δηλαδή με τον μικρότερο δείκτη ανάπτυξης. Παρατηρούμε μια αρνητική σχέση ανάμεσα στον δείκτη MTB και στις μέσες αποδόσεις σε όλες τις βιομηχανίες. Αυτό σημαίνει πως για τα χαρτοφυλάκια αυτά, οι εταιρίες που έχουν χαμηλό δείκτη ανάπτυξης έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις από τις εταιρίες με υψηλό δείκτη ανάπτυξης. Όταν παίρνουμε την διαφορά των μέσων αποδόσεων στα

δυο ακραία χαρτοφυλάκια και σε κάθε κλάδο, σύμφωνα πάντα με την κατάταξη με βάση τον δείκτη MTB, δηλαδή όταν παίρνουμε (1)-(5), παρατηρούμε πάλι πως οι διαφορές είναι σχετικά μικρού μεγέθους, και τα $|t\text{-statistics}| < 1,96$ που σημαίνει πως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι μέσες αποδόσεις για τις εταιρίες με χαμηλό δείκτη MTB ή με χαμηλή ανάπτυξη είναι σημαντικά υψηλότερη (επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$) από τις μέσες αποδόσεις των εταιριών με υψηλή ανάπτυξη.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης

Τρέχουμε αρχικά το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα $R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$ και έχουμε την τρίτη στήλη του παρακάτω πίνακα. Ανάμεσα στους πέντε κλάδους μόνο ο κλάδος των Cement και Diversified παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5%, στο μέγεθος της κεφαλαιοποίησης με ***P-value = 0.016*** < 0.05 & ***P-value = 0.031*** < 0.05. Δηλαδή στον βιομηχανικό κλάδο τωντσιμέντων και της διαφοροποίησης, των αναδυόμενων επιλεγμένων βιομηχανιών της Ινδικής αγοράς, οι αποδόσεις των εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση.

Τρέχουμε έπειτα το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα $R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME / BE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$ και έχουμε την τέταρτη στήλη του παρακάτω πίνακα. Ανάμεσα στους πέντε κλάδους μόνο ο κλάδος Diversified και Textile παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5%, στο μέγεθος του δείκτη MTB, της ανάπτυξης με ***P-value = 0.027*** < 0.05 & ***P-value = 0.047*** < 0.05. Παρατηρούμε πως οι τιμές των P-value είναι υψηλότερες από τις τιμές των P-value όταν τρέχουμε την παλινδρόμηση με βάση το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, γεγονός που μας φανερώνει πως ο δείκτης MTB δεν έχει καλή επεξηγηματική ικανότητα.

Τρέχουμε και το πολυπαραγοντικό υπόδειγμα $R_{it} = a_{0,t} + a_{1,t} \ln(ME) + a_{2,t} \ln(ME / BE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$ για να διαπιστώσουμε αν ο δείκτης της ανάπτυξης αντικαθιστά το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης. Παρατηρούμε

πως η σημαντικότητα των μεταβλητών με βάση το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης χάνει την ισχύ της όταν μετακινούμαστε από το μονοπαραγοντικό στο πολυπαραγοντικό υπόδειγμα. Το γεγονός αυτό οφείλεται πιθανότατα στην συσχέτιση ανάμεσα στους δύο παράγοντες που μελετάμε. Στο πολυπαραγοντικό υπόδειγμα ο κλάδος **Cement** και **Pharmaceuticals** παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5%, με **P-value** =0.036 < 0.05 & **P-value** =0.000 < 0.05 αντίστοιχα. Οι τιμές των μεταβλητών και στους δύο κλάδους, δηλαδή (7.30, -1.83) και (29.21,-27.32), καταδεικνύουν ότι ο **δείκτης της ανάπτυξης δεν αντικαθιστά** το παράγοντα του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης στις αντίστοιχες μέσες αποδόσεις. Επομένως, και οι δύο παράγοντες χρειάζονται για να εξηγήσουν την επίδρασή τους τις μέσες αποδόσεις.

		Simple linear		Multi-linear	
		MV	MTB	MV	MTB
Automobile	Coefficient	2.62	2.78	2.07	0.72
(72 months)	Standard Errors	1.76	2.02	3.54	4.05
	t-statistics	1.49	1.38	0.59	0.18
	Observations	72	72	72	72
	P-value	0.141	0.173	0.560	0.859
Cement	Coefficient	6.08	1.14	7.30	-1.83
(72 months)	Standard Errors	2.46	1.82	3.41	2.32
	t-statistics	2.47	0.77	2.14	-0.79
	Observations	72	72	72	72
	P-value	0.016	0.442	0.036	0.435
Diversified	Coefficient	3.84	3.98	0.24	3.75
(72 months)	Standard Errors	1.75	1.76	7.30	7.37
	t-statistics	2.20	2.26	0.03	0.51
	Observations	72	72	72	72
	P-value	0.031	0.027	0.974	0.613
Pharmaceuticals	Coefficient	3.70	1.54	29.21	-27.32
(72 months)	Standard Errors	2.22	2.32	7.39	7.60
	t-statistics	1.66	0.66	3.95	-3.60
	Observations	72	72	72	72

	P-value	0.101	0.510	0.000	0.001
Textile	Coefficient	2.37	5.29	2.48	2.73
(72 months)	Standard Errors	1.94	2.62	5.40	6.17
	t-statistics	1.22	2.02	0.46	0.44
	Observations	72	72	72	72
	P-value	0.227	0.047	0.648	0.60

Φαίνεται πως στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα με μεταβλητή το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, η επίδραση του μεγέθους οφείλεται στο γεγονός ότι οι μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές είναι πιο πιθανό να έχουν χαμηλό δείκτη MTB. Αντίστοιχα, στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα με μεταβλητή τον δείκτη της ανάπτυξης, η επίδραση του ύψους του δείκτη MTB οφείλεται στο γεγονός ότι οι μετοχές με χαμηλό δείκτη ανάπτυξης τείνουν να είναι εταιρίες με μικρό μέγεθος κεφαλαιοποίησης. Στο πολυπαραγοντικό υπόδειγμα φαίνεται πως, για τους κλάδους Automobile, Diversified και Textile, η ήδη υπάρχουσα αρνητική σχέση μεταξύ του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης των εταιριών και της αναμενόμενης απόδοσης τους, εξακολουθεί να υφίσταται ακόμα και όταν ο δείκτης της ανάπτυξης συμπεριληφθεί στο μοντέλο. Εξάριση, αποτελεί ο κλάδος **Cement**, όπου ο παράγοντας του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης διατηρεί την στατιστική σημαντικότητα του τόσο στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα με **P-value** =0.016, όσο και στο πολυπαραγοντικό υπόδειγμα με **P-value** =0.036. Δηλαδή, σε αυτόν τον κλάδο οι εταιρίες με μεγάλη κεφαλαιοποίηση τείνουν να έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις από αυτές με μικρή κεφαλαιοποίηση. Ο δείκτης MTB φαίνεται να απορροφά την επίδραση του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης σε αυτές τις μέσες αποδόσεις. Όταν κάνουμε έλεγχο με βάση το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, τότε ο δείκτης MTB εξακολουθεί να καταλαμβάνει σημαντικό επεξηγηματικό ρόλο στις cross-section μέσες αποδόσεις. Αντίθετα, όταν κάνουμε έλεγχο με βάση τον δείκτη της ανάπτυξης, δεν υπάρχει καμία επίδραση από το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης.

The relationship between return and market value of common stocks – Rolf W. Banz – 1981.

Η μελέτη αυτή εξετάζει την σχέση μεταξύ της συνολικής χρηματιστηριακής αξία των κοινών μετοχών μιας εταιρίας και της απόδοσης της μετοχής. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι στο διάστημα 1936-1975 οι κοινές μετοχές των μικρών εταιριών είχαν κατά μέσο όρο υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των μεγάλων εταιριών. Εφεξής, το αποτέλεσμα αυτό θα το καλούμε **'size effect'**. Η μελέτη αυτή θα εξετάσει επίσης, αν η χρηματιστηριακή αξία αυτή καθαυτή επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών ή αν υπάρχουν άγνωστοι επιπλέον παράγοντες που συσχετίζονται με την χρηματιστηριακή αξία, και επιδρούν συνολικά στις αποδόσεις των μετοχών.

Τα εμπειρικά τεστ βασίζονται στην εξίσωση:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 [(\varphi_i - \varphi_m) / \varphi_m],$$

Όπου,

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

γ_0 είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου με $\beta=0$.

γ_1 είναι το αναμενόμενο ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς.

φ_i είναι η χρηματιστηριακή αξία της μετοχής i .

φ_m είναι η μέση χρηματιστηριακή αξία της αγοράς.

γ_2 είναι η μεταβλητή που συνεχώς μετράει την συνεισφορά της φ_i στην αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής φ_i .

Όλες οι μέθοδοι εκτίμησης χρησιμοποιούν μια διαδικασία βελτιστοποίησης υπό περιορισμούς για να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκια με ελάχιστη διακύμανση και μέσες αποδόσεις γ_i όπου $i=0, \dots, 2$. Όπως έδειξε ο Eugene Fama (1976, ch.9) η διαδικασία βελτιστοποίησης υπό περιορισμούς μπορεί

να γίνει τρέχοντας την cross-sectional παλινδρόμηση κατά διαστήματα, χρησιμοποιώντας εκτιμημένες τιμές για τα 'beta', $\hat{\beta}_{it}$, επιτρέποντας λάθη ετεροσκεδαστικότητας.

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{1t} + \gamma_{2t}[(\varphi_{it} - \varphi_m) / \varphi_{mt}] + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N.$$

Στη μελέτη αυτή θα χρησιμοποιήσουμε την Εξίσωση (Γ2) χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές από πολύ μεγάλες και πολύ μικρές εταιρίες. Στις μικρές εταιρίες θα τοποθετηθούμε μακροπρόθεσμα και στις μεγάλες εταιρίες βραχυπρόθεσμα. Επίσης, θα τρέξουμε μια απλή παλινδρόμηση για να καθορίσουμε την διαφορά στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο (risk-adjusted returns) ανάμεσα στις μικρές και τις μεγάλες εταιρίες. Η προσέγγιση αυτή έχει το πλεονέκτημα ότι δεν χρειάζεται να κάνουμε υποθέσεις για την λειτουργική σχέση ανάμεσα στην χρηματιστηριακή αξία και στις αναμενόμενες αποδόσεις.

Το δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές στο NYSE τουλάχιστον για 5 έτη ανάμεσα στο 1926 και 1975. Χρησιμοποιούνται **3 διαφορετικοί δείκτες**. Οι δύο από αυτούς είναι ο **δείκτης CRSP** και ο **σταθμισμένος δείκτης CRSP** ενώ ο τρίτος είναι ένας **συνδυασμός του σταθμισμένου CRSP δείκτη και των αποδόσεων των εταιρικών και κρατικών ομολόγων** από Ibbotson και Sinquefeld (1977), εφεξής '**market index**' – δείκτης της αγοράς.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα.

Οι μετοχές έχουν χωριστεί σε 25 χαρτοφυλάκια, από αυτά τα πρώτα 5 με βάση την χρηματιστηριακή αξία, έπειτα οι μετοχές στα χαρτοφυλάκια αυτά κατατάσσονται στην σειρά με βάση τα 'beta' τους. Για τον υπολογισμό των beta των μετοχών χρησιμοποιούνται δεδομένα από 5 έτη. Τα δεδομένα των επόμενων 5 ετών χρησιμοποιούνται για την επανεκτίμηση των 'beta' των χαρτοφυλακίων. Οι τιμές και ο αριθμός των μετοχών που περισσεύουν στο τέλος των πενταετών περιόδων χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των μεριδίων αγοράς. Τα χαρτοφυλάκια ενημερώνονται κάθε χρόνο. Η cross-sectional παλινδρόμηση εφαρμόζεται σε κάθε μήνα και τα εκτιμημένα γ θα

μπορούσαν να θεωρηθούν ως οι τελικοί εκτιμητές. Όμως έχοντας χρησιμοποιήσει εκτιμημένους παραμέτρους, δεν είναι σίγουρο πως οι σειρές έχουν τις θεωρητικές ιδιότητες, δηλαδή τα υποτιθέμενα 'beta'. Για τον λόγο αυτό οι Black & Scholes (1974,ρ.17) πρότειναν να τρέξουμε άλλη μια φορά τις χρονοσειρές των γ με τον δείκτη της αγοράς. Πρακτικά, η διόρθωση αυτή σημαίνει να τρέξουμε την εξής παλινδρόμηση:

$$\gamma_{2t} - R_{Ft} = \alpha_2 + \beta_2 \times (R_{mt} - R_{Ft}) + \varepsilon_{2t}$$

Η παλινδρόμηση αυτή μετακινεί τις επιδράσεις του μη μηδενικού $\hat{\beta}_2$ (το θεωρητικό $\hat{\beta}_2 = 0$) στην εκτιμημένη απόδοση $\hat{\gamma}_2$ και το $\hat{\alpha}_2$ χρησιμοποιείται για την τελική εκτίμηση του $\hat{\gamma}_2 - R_F$. Ομοίως εφαρμόζεται και για το γ_0, γ_1 .

Τις τιμές των $\hat{\beta}_i, i=0...2$ που θα πάρουμε από την εξίσωση (Γ3) εφαρμόζοντάς την και για το γ_0 και για το γ_1 , θα τις συγκρίνουμε με τις θεωρητικές τιμές τους και με αυτόν τον τρόπο θα ελέγξουμε αν η ομαδοποίηση των μετοχών είναι αποτελεσματική στην ελάττωση των προβλημάτων στις τιμές των 'beta'.

Τα αποτελέσματα είναι ουσιαστικά τα ίδια και με τις δυο μεθόδους, OLS & GLS και για τους 3 δείκτες.

Εκτιμητές των χαρτοφυλακίων, $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ με τον δείκτη της αγοράς χρησιμοποιώντας την μέθοδο GLS

Period	$\hat{\gamma}_0 - R_F$	$t(\hat{\gamma}_0 - R_F)$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\gamma}_1 - (R_m - R_F)$	$t(\hat{\gamma}_1 - (R_m - R_F))$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$t(\hat{\gamma}_2)$	$\hat{\beta}_2$
1936-1975	0.00450	2.76	0.45	-0.00092	-1.00	0.75	-0.00052	-2.92	0.01
1936-1955	0.00377	1.66	0.43	-0.00060	-0.80	0.80	-0.00043	-2.12	0.01
1956-1975	0.00531	2.22	0.46	-0.00138	-0.82	0.73	-0.00062	-2.09	0.01
1936-1945	0.00121	0.30	0.63	-0.00098	-0.77	0.82	-0.00075	-2.32	-0.01
1946-1955	0.00650	2.89	0.03	-0.00021	-0.26	0.75	-0.00015	-0.65	0.06
1956-1965	0.00494	2.02	0.34	-0.00098	-0.56	0.96	-0.00039	-1.27	-0.01
1966-1975	0.00596	1.43	0.49	-0.00232	-0.80	0.69	-0.00080	-1.55	0.01

$\hat{\gamma}_0 - R_F$ είναι η διαφορά ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο με μηδενικό beta και το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, $\hat{\gamma}_1 - (R_m - R_F)$ είναι η διαφορά ανάμεσα στο πραγματικό ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς, $\hat{\gamma}_1$ και το ασφάλιστρο κινδύνου σύμφωνα με το Sharpe-Linder model, $(R_m - R_F)$, $\hat{\gamma}_2$ είναι το 'size premium', $\hat{\beta}_1$ είναι η εκτίμηση του κινδύνου της αγοράς του $\hat{\gamma}_1$. Τα $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ είναι όλα σημαντικά διαφορετικά από τις θεωρητικές τους τιμές που είναι $\beta_0=0, \beta_1=1, \beta_2=0$. Το t δηλώνει το t-statistic.

Ο πίνακας παραπάνω δείχνει αρνητικές τιμές για το $\hat{\gamma}_2$, για όλη την περίοδο, γεγονός που υποδηλώνει, ότι οι μετοχές των εταιριών με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία έχουν μικρότερες αποδόσεις κατά μέσο όρο από τις εταιρίες με μικρή χρηματιστηριακή αξία. Το $\hat{\gamma}_0$ είναι διάφορο του R_F . Όπως έχουν οι Fama (1976.ch. 9) & Roll (1977) επισημάνει, αν σε ένα τεστ δεν χρησιμοποιηθεί το αληθινό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε είναι πιθανό να απορρίπτουμε λανθασμένα το μοντέλο Sharpe-Linder. Οι τιμές του $\hat{\gamma}_0$ είναι ανάλογες με τις τιμές που ανέφεραν οι Fama & Mac Beth (1973). Τα 'beta' των χαρτοφυλακίων που εκτιμήθηκαν και τα χαρτοφυλάκια με βάση το μερίδιο της αγοράς συσχετίζονται αρνητικά. Επομένως, είναι πιθανόν τα σφάλματα στα 'beta' να οφείλονται σε σφάλμα του συντελεστή του μεριδίου της αγοράς. Όμως, από μελέτες του Levi(1973) δεν προκύπτει ότι η επίδραση του μεγέθους 'size effect', είναι απλά ένα στοιχείο για τις μη αληθινές τιμές των 'beta' που πήραμε ακόμα και όταν τα μερίδια της αγοράς συσχετίζονται αρνητικά με τα 'beta' των μετοχών. Οι συντελεστές συσχέτισης ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων και των 'beta' τους είναι σημαντικά αρνητικοί, γεγονός που καταδεικνύει ένα πολύταυτογραμμικότατο πρόβλημα. (multicollinearity problem). Μια πιθανή συνέπεια είναι να έχουμε συντελεστές πολύ ευαίσθητους όταν προσθέτουμε ή αφαιρούμε δεδομένα από το δείγμα. Όμως, οι συντελεστές δεν άλλαξαν σημαντικά ακόμα και όταν 5 χαρτοφυλάκια δεν χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση των συντελεστών. Τα αποτελέσματα βασίστηκαν στην γραμμικότητα. Υποθέσαμε γραμμικότητα για πρακτικούς λόγους. Θα υποθέσουμε μη γραμμικότητα και θα εξετάσουμε αν προκύπτουν πιθανά αίτια για την εμφάνιση του 'size effect'. Για την γραμμικότητα θα εξετάσουμε τα κατάλοιπα των 25 χαρτοφυλακίων.

Για κάθε μήνα t η απόδοση των καταλοίπων δίνεται:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{1t} + \gamma_{2t}[(\varphi_{it} - \varphi_{mt}) / \varphi_{mt}] + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, 25$$

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - \gamma_{0t} - \gamma_{1t} \times \beta_{1t} - \gamma_{2t}[(\varphi_{it} - \varphi_{mt}) / \varphi_{mt}]$$

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το γραμμικό μοντέλο δεν είναι καλά προσδιορισμένο. Τα κατάλοιπα δεν διανέμονται τυχαία γύρω από το μηδέν. Τα κατάλοιπα των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από τις μικρές εταιρίες είναι όλα θετικά ενώ τα υπόλοιπα είναι κοντά στο μηδέν. Κατά συνέπεια, είναι αδύνατον να θεωρήσουμε ότι ο συντελεστής $\hat{\gamma}_2$ επιδρά στην μεταβλητή του μεγέθους στην cross-section παλινδρόμηση.

Από τα αποτελέσματα φαίνεται πως για τον λανθασμένο προσδιορισμό του μοντέλου δεν ευθύνεται η σημαντικότητα του συντελεστή $\hat{\gamma}_2$ καθώς το γραμμικό μοντέλο υποεκτιμά την πραγματική ύπαρξη του **'size effect'** στις πολύ μικρές εταιρίες. Αυτό φαίνεται πιο ξεκάθαρα αν αφαιρέσουμε τα 5 χαρτοφυλάκια που περιέχουν τις μικρότερες εταιρίες και επανεκτιμήσουμε τις παραμέτρους του μοντέλου. Τα νέα αποτελέσματα δείχνουν πως το $\hat{\gamma}_2$ παραμένει ουσιαστικά το ίδιο. Η σχέση δεν είναι γραμμική και το νέο $\hat{\gamma}_2$ δεν μπορεί ακόμα και τώρα να θεωρηθεί ότι οφείλεται στο **'size effect'**. Δηλαδή η επίδραση του **'size effect'** υπάρχει μόνο για τις μικρές εταιρίες.

Πόσο σημαντική είναι η επίδραση του μεγέθους από πρακτικής άποψης;

Τα αποτελέσματα έδειξαν πως η διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στις μικρές εταιρίες και στις υπόλοιπες είναι κατά μέσο όρο 0,4%. Αυτό φαίνεται πιο ξεκάθαρα παίρνοντας τις **'Arbitrage'** αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Συγκεκριμένα, δημιουργήθηκαν τρία χαρτοφυλάκια, το πρώτο με μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, το δεύτερο με μεσαίας, και το τρίτο με μεγάλης. Τα χαρτοφυλάκια αυτά είναι σταθμισμένα στο ίδιο μέγεθος και προσαρμόζονται για τον σκοπό αυτό κάθε μήνα. Θα εφαρμοστεί το τεστ για πέντε χρόνια. Αυτό που μας ενδιαφέρει είναι η διαφορές μεταξύ τους, δηλαδή

$$R_{1t} = R_{st} - R_{lt},$$

$$R_{2t} = R_{st} - R_{at},$$

$$R_{3t} = R_{at} - R_{lt},$$

Όπου,

R_{st} , R_{at} , R_{lt} είναι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνονται οι μικρότερες, οι μεσαίες και οι μεγάλες εταιρίες αντίστοιχα.

Επίσης ισχύει ότι $R_{1t} = R_{2t} + R_{3t}$ και R_{1t} είναι η απόδοση που παίρνουμε διατηρώντας τις μετοχές εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση για μακρύ χρονικό διάστημα και τις μετοχές εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση για βραχύ χρονικό διάστημα.

Η διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στις πολύ μικρές εταιρίες και στις μεσαίες, \bar{R}_2 είναι μεγαλύτερη από την διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στις μεσαίες εταιρίες και στις μεγάλες εταιρίες, \bar{R}_3 . Η μέση επιπλέον απόδοση διατηρώντας χαρτοφυλάκιο από πολύ μικρές εταιρίες για μακρύ χρονικό διάστημα και πολύ μεγάλες εταιρίες για βραχύ χρονικό διάστημα είναι, 1.52% το μήνα. Η στρατηγική όμως αυτή που υπόσχεται ευκαιρίες κέρδους, επιτυγχάνει μικρή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Ένα χαρτοφυλάκιο από μικρές εταιρίες έχει πολύ μεγαλύτερο κίνδυνο από ένα χαρτοφυλάκιο από μεγάλες εταιρίες. (Banz 1978, ch.3). Άλλωστε η στρατηγική αυτή δεν έδειξε τα ίδια επιτυχή αποτελέσματα σε όλες τις πενταετής περιόδους...

The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks. – Sanjoy Basu – 1983.

Η μελέτη αυτή εξετάζει την σχέση ανάμεσα στη κεφαλαιακή απόδοση (*E/P ratios*), στο μέγεθος της εταιρίας, και την απόδοση των μετοχών των εισηγμένων στο NYSE. Εξετάζει επίσης, τις αποδόσεις διαφόρων χαρτοφυλακίων, καθορισμένων με βάση την κεφαλαιακή απόδοση ή με βάση το μέγεθος των εταιριών, λαμβάνοντας υπόψη όχι μόνο τον συστηματικό κίνδυνο αλλά και τον συνολικό κίνδυνο.

Τα δεδομένα καλύπτουν το διάστημα **04/1963-03/1980**. Για να συμπεριληφθεί μια εταιρία στο δείγμα απαιτείται να είναι εισηγμένη στο NYSE από 01/01 και η μετοχή της να διαπραγματεύτηκε στο χρηματιστήριο το λιγότερο ένα μήνα κάθε έτους. Επιπρόσθετα, τα δεδομένα των αποδόσεων, των χρηματιστηριακών αξιών και τα λογιστικών κερδών θα πρέπει να είναι διαθέσιμα. Συνολικά **900** εταιρίες εντάθηκαν στο δείγμα για κάθε ένα από τα 17 έτη της μελέτης.

Αρχικά, οι μετοχές χωρίστηκαν σε ομάδες με βάση τον **δείκτη E/P** και με βάση την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Τα *E/P ratios* για κάθε χρόνο T κατατάχθηκαν σε 5 χαρτοφυλάκια. Το **EP1** περιελάμβανε τις εταιρίες με το μικρότερο *E/P ratios* και το **EP5** τις εταιρίες με το μεγαλύτερο *E/P ratios*. Η διαδικασία επαναλήφθηκε αλλά στην προκειμένη περίπτωση με βάση την χρηματιστηριακή αξία των κοινών μετοχών. Έτσι προέκυψαν 5 χαρτοφυλάκια, το **MV1** περιελάμβανε τις εταιρίες με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία & το **MV5** τις εταιρίες με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία. Η κατάταξη αυτή των χαρτοφυλακίων επαναλαμβάνονταν κάθε χρόνο για τα 17 έτη της μελέτης. Τα χαρτοφυλάκια αυτά δηλαδή, **EP1,...EP5**, και **MV1,...MV5** θα τα ονομάζουμε εφεξής βασικά.

Όμως από την παραπάνω κατάταξη προκύπτει πως οι μικρές εταιρίες φαίνεται να έχουν κατά μέσο όρο μεγαλύτερα *E/P ratios*. Επίσης, τα χαρτοφυλάκια με χαμηλά *E/P ratios* κατά μέσο όρο, αποτελούνται από μεγάλες εταιρίες σε σύγκριση με τα χαρτοφυλάκια που έχουν υψηλά *E/P ratios*. Για να αποφευχθεί σύγχυση στις επιδράσεις των μεταβλητών,

ακολουθήθηκε η εξής διαδικασία: Στην αρχή κάθε έτους όλες οι εταιρίες που ήταν χωρισμένες στα 5 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία, **MV1- MV5**, κατατάχθηκαν με βάση τώρα τα **E/P ratios**. Έτσι για κάθε **MV1, MV2,...MV5** δημιουργήθηκαν 5 επιμέρους χαρτοφυλάκια. Άρα συνολικά 25. Για τον σχηματισμό του τυχαιοποιημένου χαρτοφυλακίου **EP1*** χρειάστηκαν τα 5 επιμέρους χαρτοφυλάκια με τα μικρότερα **E/P ratios** από κάθε ένα **MV1, MV2,...MV5**. Ομοίως σχηματίστηκαν και τα **EP2*- EP5***. Με ανάλογο τρόπο, σχηματίστηκαν και τα τυχαιοποιημένου χαρτοφυλακίου **MV1*, MV2*,...MV5***. Εφεξής τα χαρτοφυλάκια αυτά θα τα ονομάζουμε τυχαιοποιημένα.

Έπειτα η ανάλυση περιλαμβάνει τον έλεγχο της σχέσης απόδοσης- κινδύνου για τα επιμέρους χαρτοφυλάκια. Αρχικά, για κάθε χρόνο T (T=1963,...1979) υπολογίζονται μηνιαίες αποδόσεις των επιμέρους χαρτοφυλακίων ως μέσος όρος των αποδόσεων των εταιριών που τα απαρτίζουν. Έπειτα, τα δύο μεγέθη κινδύνου, οι τυπικές αποκλίσεις των μηνιαίων αποδόσεων και ο συστηματικός κίνδυνος εκτιμήθηκαν για κάθε επιμέρους χαρτοφυλάκιο. Ο συστηματικός κίνδυνος καθορίστηκε με το υπόδειγμα δυο παραμέτρων, CAPM.

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \delta_p + \beta_p [r_{m,t} - r_{f,t}],$$

Όπου,

$r_{p,t}$ είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου p τον μήνα t, και υπολογίζεται ως η cross-sectional μέση απόδοση των πραγματικών μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο p.

$r_{f,t}$ είναι η απόδοση στο περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο τον μήνα t, και υπολογίζεται με βάση τις μηνιαίες αποδόσεις στο 30-day U.S. treasury bills.

$r_{m,t}$ είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς τον μήνα t, και υπολογίζεται με βάση τον δείκτη CRSP των εισηγμένων εταιριών στο NYSE.

$\hat{\delta}_p$ είναι η διαφορική ή μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου p και υπολογίζεται με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

$\hat{\beta}_p$ είναι ο συστηματικός κίνδυνος για το χαρτοφυλάκιο p και υπολογίζεται με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Τελικά, τα $\hat{\delta}_p$ για τα επιμέρους χαρτοφυλάκια ελέγχθηκαν για να εξακριβωθεί αν υπάρχει επίδραση με βάση το μέγεθος και με βάση την κεφαλαιακή απόδοση (E/P ratios).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα:

1. Αποδόσεις με βάση το μέγεθος και τα E/P ratios.

Οι κοινές μετοχές των μικρών εταιριών εμφανίζονται να έχουν κατά μέσο όρο υψηλότερες μηνιαίες αποδόσεις από ότι οι κοινές μετοχές των μεγάλων εταιριών. Συγκεκριμένα το **MV1** έχει μηνιαία απόδοση 1.38% κατά την διάρκεια των 18 ετών, ενώ το **MV5** έχει μόνο 0.59%.

Τα χαρτοφυλάκια των εταιριών με υψηλά **E/P ratios** φαίνεται να έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια των εταιριών με χαμηλά **E/P ratios**. Συγκεκριμένα το **EP5** έχει μηνιαία απόδοση 1.38% κατά την διάρκεια των 18 ετών, ενώ το **EP1** έχει μόνο 0.72%.

Μηνιαίες αποδόσεις των επιμέρους χαρτοφυλακίων με βάση τους δείκτες EI & VI.

	Portfolio	\bar{r}_p	$\sigma(\tilde{r}_p)$	$\{\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)\}$	$\{\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p) - \bar{r}_{EI}/\sigma(\tilde{r}_{EI})\}$	$\{\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p) - \bar{r}_{VI}/\sigma(\tilde{r}_{VI})\}$
Panel A						
Market Value	MV1	0.0138	0.0704	0.196	0.021	0.046
	MV2	0.0111	0.0607	0.183	0.008	0.033
	MV3	0.0089	0.0554	0.161	-0.014	0.011
	MV4	0.0083	0.0509	0.163	-0.012	0.013
	MV5	0.0059	0.0437	0.134	-0.040	-0.015
Earnings Yield	EP1	0.0072	0.0592	0.122	-0.053	-0.028
	EP2	0.0070	0.0539	0.129	-0.046	-0.020
	EP3	0.0087	0.0531	0.163	-0.012	0.013
	EP4	0.0114	0.0540	0.210	0.035	0.060
	EP5	0.0138	0.0605	0.228	0.053	0.078
Panel B						
Market Value	MV1*	0.0127	0.0701	0.181	0.006	0.031
	MV2*	0.0100	0.0597	0.167	-0.007	-0.018
	MV3*	0.0089	0.0548	0.163	-0.011	0.014
	MV4*	0.0089	0.0509	0.175	0.000	0.025
	MV5*	0.0075	0.0435	0.172	-0.003	0.022
Earnings Yield	EP1*	0.0084	0.0623	0.135	-0.040	-0.015
	EP2*	0.0079	0.0552	0.143	-0.032	-0.007

	EP3*	0.0086	0.0530	0.162	-0.013	0.012
	EP4*	0.0108	0.0529	0.203	0.029	0.054
	EP5*	0.0123	0.0552	0.223	0.048	0.073
Panel C						
Equally-weighted index(EI)		0.0101	0.0577	0.175	0.0	0.025
Value-weighted index(VI)		0.0064	0.428	0.150	-0.025	0.0

\bar{r}_p = μέση μηνιαία απόδοση των χαρτοφυλακίων p , $\sigma(\tilde{r}_p)$ = τυπική απόκλιση των μέσων μηνιαίων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων p , $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)$ = είναι η μέση μηνιαία απόδοση/ την τυπική απόκλιση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων p , $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p) - \bar{r}_{EI}/\sigma(\tilde{r}_{EI})$ είναι η διαφορά με βάση τον δείκτη Equally-weighted index(EI) και $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p) - \bar{r}_{VI}/\sigma(\tilde{r}_{VI})$ είναι η διαφορά με βάση τον δείκτη Value-weighted index(VI).

Ενώ οι υψηλές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των μικρών εταιριών συνοδεύονται και από αντίστοιχο υψηλό κίνδυνο, οι υψηλές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με υψηλά **E/P ratios** δεν συνοδεύονται από αντίστοιχο υψηλό κίνδυνο. Οι μηνιαίες αποδόσεις ανά μονάδα κινδύνου, δηλαδή το $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)$ των τυχαιοποιημένων χαρτοφυλακίων **MV1*** και **MV2*** είναι σχεδόν όμοιες με τις μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που απαρτίζονται από μεγάλες εταιρίες, δηλαδή των **MV4*** και **MV5***. Το φαινόμενο αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι υψηλότερες μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων **MV1*** και **MV2*** συνοδεύονται και από αντίστοιχο υψηλότερο κίνδυνο. Η ύπαρξη ομοιογένειας στις τιμές που παίρνουμε για το $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)$ στα χαρτοφυλάκια **MV1*,...MV5***, επιβεβαιώνει πως οι αποδόσεις που παίρνουμε εξηγούνται ή οφείλονται στο συνολικό κίνδυνο, συστηματικό & μη συστηματικό. Η έλλειψη ομοιογένειας στις τιμές που παίρνουμε για το $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)$ στα χαρτοφυλάκια **EP1*,...EP5***, επιβεβαιώνει πως οι διαφορετικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με βάση την κεφαλαιακή απόδοση (E/P ratios) δεν εξηγείται από τις επιδράσεις του κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών. Από τις δύο τελευταίες στήλες φαίνεται πως τα αποτελέσματα είναι διαφορετικά παίρνοντας διαφορετικό δείκτη. Για παράδειγμα, το $\bar{r}_p/\sigma(\tilde{r}_p)$ είναι 0.175 παίρνοντας τον δείκτη Equally-weighted index και 0.150 παίρνοντας τον δείκτη Value-weighted index διαφορά που υπολογίζεται στο 17%.

2. Σχέση απόδοσης και κινδύνου λαμβάνοντας υπόψη το CAPM

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Η παραπάνω ανάλυση δεν μας έδειξε σε τι έκταση η σχέση κινδύνου-απόδοσης που παρατηρήθηκε στα χαρτοφυλάκια είναι σύμφωνη με την σχέση κινδύνου- απόδοσης που προκύπτει με το υπόδειγμα CAPM. Για να το ελέγξουμε θα τρέξουμε την παλινδρόμηση: $r_{P,t} - r_{f,t} = \delta_P + \beta_P[r_{m,t} - r_{f,t}]$.

Η εκτίμηση των συντελεστών έγινε με την μέθοδο OLS και χρησιμοποιήθηκε ο equally-weighted index για δείκτης της αγοράς. Τα ίδια σχεδόν αποτελέσματα παίρνουμε χρησιμοποιώντας τον δείκτη value-weighted index.

Μηνιαίες αποδόσεις των επιμέρους χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη EI και το CAPM.

Portfolio		CAPM statistic				Hotelling's test results	
		$\hat{\beta}_p$	$\rho(r'_p, r'_m)$	$\hat{\delta}_p$	$t(\hat{\delta}_p)$	$\omega(\hat{\delta}_p)$	$F(\hat{\delta})$
Panel A							
Market Value	MV1	1.189	0.976	0.0027	2.46	0.66	1.70
	MV2	1.040	0.989	0.0008	1.22	0.35	
	MV3	0.947	0.985	-0.0009	-1.33	-0.57	
	MV4	0.854	0.966	-0.0010	-1.09	0.81	
	MV5	0.686	0.904	-0.0025	-1.90	-0.25	
Earnings Yield	EP1	0.959	0.934	-0.0027	-1.78	0.26	3.55
	EP2	0.910	0.973	-0.0026	-2.99	-0.43	
	EP3	0.908	0.984	-0.0009	-1.38	-0.32	
	EP4	0.918	0.980	0.0017	2.25	0.33	
	EP5	1.025	0.976	0.0036	3.90	1.16	
Panel B							
Market Value	MV1*	1.189	0.980	0.0015	1.61	3.60	0.86
	MV2*	1.026	0.990	-0.0002	-0.39	-1.34	
	MV3*	0.938	0.988	-0.0008	-1.36	-4.53	
	MV4*	0.861	0.974	-0.0004	-0.53	3.30	
	MV5*	0.705	0.933	-0.0009	-0.90	-0.03	
Earnings Yield	EP1*	1.038	0.962	-0.0020	-1.59	0.32	2.62
	EP2*	0.935	0.977	-0.0018	-2.24	-0.88	
	EP3*	0.908	0.986	-0.0010	-1.63	-2.59	
	EP4*	0.901	0.982	0.0012	1.73	1.70	
	EP5*	0.934	0.975	0.0026	3.30	2.45	

Το $\hat{\beta}_p$ εκφράζει τον συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου p , το $\rho(r'_p, r'_m)$ είναι ο συντελεστής συσχέτισης ανάμεσα στην απόδοση του χαρτοφυλακίου p (χωρίς το risk free rate), r'_p και στην απόδοση του δείκτη της αγοράς (χωρίς το risk free rate), r'_m , το $\hat{\delta}_p$ είναι η διαφορική, μη κανονική απόδοση, το $t(\hat{\delta}_p)$ είναι το t statistic με $H_0: \delta_p = 0$, $\omega(\hat{\delta}_p)$ είναι το διάνυσμα των ομαλοποιημένων βαρών που σχετίζονται με το T^2 -statistic για $\delta = 0$, και $F(\hat{\delta})$ είναι το F -value που σχετίζεται με το T^2 -statistic ότι το διάνυσμα $\hat{\delta} = 0$.

Από τα αποτελέσματα του CAPM στα χαρτοφυλάκια που σχετίζονται με το μέγεθος, παίρνουμε πως ο συστηματικός κίνδυνος, $\hat{\beta}_p$ μειώνεται αρκετά καθώς μετακινούμαστε από τα χαρτοφυλάκια των μικρών εταιριών στα χαρτοφυλάκια των μεγάλων εταιριών. Από τις τιμές του συντελεστή συσχέτισης των χαρτοφυλακίων αυτών, παίρνουμε πως τα χαρτοφυλάκια είναι καλά διαφοροποιημένα, επομένως οι διαφορές στις τιμές του συστηματικού κινδύνου οφείλονται στις τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων που βλέπουμε στον αντίστοιχο πίνακα με τις μηνιαίες αποδόσεις των επιμέρους χαρτοφυλακίων με βάση τους δείκτες **EI & VI**.

Επιπλέον, το χαρτοφυλάκιο **MV1** φαίνεται να έχει κερδίσει μη κανονική απόδοση περίπου 0.27% τον μήνα, ενώ το χαρτοφυλάκιο **MV5** δέχτηκε αρνητική μη κανονική απόδοση 0.25%.

Το μέγεθος του $\hat{\delta}_p$ των δύο αυτών χαρτοφυλακίων είναι πολύ μικρότερο στην περίπτωση όπου ο έλεγχος γίνεται με βάση τα **E/P ratios**. Δηλαδή, οι μη κανονικές αποδόσεις για τα **MV1*** και **MV5*** είναι αντίστοιχα 0.15% και -0.09%. Τα αποτελέσματα από τον μονοπαραγοντικό έλεγχο με το t – statistic και τον πολυπαραγοντικό έλεγχο με το **T²-test** δείχνουν πως το $\hat{\delta}_p$ των χαρτοφυλακίων **MV1*** και **MV5***, δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Δηλαδή, οι μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων **MV1*,...MV5***, καθώς και ο γραμμικός συσχετισμός τους, δεν είναι στοχαστικά διαφορετικά από το μηδέν. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συμβατό με την υπόθεση ότι η χρηματιστηριακή αξία και το μέγεθος της εταιρίας αυτά καθαυτά δεν έχουν σημαντική επίδραση στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο για τις εταιρίες στο NYSE κατά την περίοδο 04/1963-03/1980.

Από τα αποτελέσματα του CAPM στα χαρτοφυλάκια που σχετίζονται με το **E/P ratio**, οδηγούμαστε σε διαφορετικά συμπεράσματα. Από το πίνακα

βλέπουμε πως τα **EP1***,...**EP5***, είναι και πολύ καλά διαφοροποιημένα και έχουν τον ίδιο συστηματικό κίνδυνο. Αυτό σημαίνει πως τα χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιακή απόδοση, σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος της εταιρίας, είναι λιγότερο ευαίσθητα σε προβλήματα που σχετίζονται με την ισχύ του CAPM. Τα αποτελέσματα από τον πολυπαραγοντικό έλεγχο με το **T²-test** δείχνουν πως το $\hat{\delta}_p$ των χαρτοφυλακίων **EP1*** - **EP5***, είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συμβατό με την υπόθεση ότι υπάρχει σημαντική σχέση ανάμεσα στο **E/P ratio** και στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο για τις εταιρίες στο NYSE κατά την περίοδο 04/1963-03/1980. Περαιτέρω ανάλυση στην αλληλεπίδραση ανάμεσα στην κεφαλαιακή απόδοση και στο μέγεθος των εταιριών έδειξε πως το μέγεθος των εταιριών έχει μια έμμεση επίδραση στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο για τις εταιρίες στο NYSE. Ενώ οι παράγοντες αυτοί φαίνεται να αλληλεπιδρούν, η επίδραση στις αποδόσεις των εταιριών στο NYSE από τον παράγοντα «**μέγεθος**», για την συγκεκριμένη περίοδο, φάνηκε να είναι μικρότερη από την επίδραση του παράγοντα της κεφαλαιακής απόδοσης. Επίσης, η επίδραση της κεφαλαιακής απόδοσης ποικίλλει αντίστροφα με το μέγεθος των εταιριών. Συγκεκριμένα, η επίδραση του **E/P ratio** είναι **αδύναμη** για τις **μεγάλες** σε σχέση με τις μεσαίου μεγέθους εταιρίες του NYSE.

Anomalies in Security Returns and the Specification of the Market Model- Stephen J. Brown, Christopher B. Barry – 1984.

Η μελέτη αυτή εξετάζει την υπόθεση ότι οι μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών οφείλονται στο μοντέλο της αγοράς που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Τα λάθη στον προσδιορισμό του μοντέλου της αγοράς οφείλονται στο μέγεθος των εταιριών και στην περίοδο διαπραγμάτευσης των μετοχών στο χρηματιστήριο. Πιθανόν το λάθος στον προσδιορισμό να οφείλεται στη ύπαρξη μη στασιμότητας του μοντέλου της αγοράς κατά την περίοδο που το χρησιμοποιούμε για να εκτιμήσουμε το beta. Εξετάζουμε κατά πόσο σχετίζεται το πιθανό λάθος στον προσδιορισμό του μοντέλου της αγοράς με το μέγεθος των εταιριών και με το διάστημα διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται περιλαμβάνουν μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE από τον Δεκέμβριο του 1926 έως Δεκέμβριο του 1980, οι οποίες διαπραγματεύονταν για μια περίοδο τουλάχιστον 61 μηνών και οι οποίες είχαν τουλάχιστον 21 μηνών δεδομένα αποδόσεων στον δείκτη CRSP, ώστε με τα δεδομένα αυτά να εκτιμηθεί το μοντέλο της αγοράς. Ως δείκτης της αγοράς χρησιμοποιείται ο Value weighted index.

Υπολογίζουμε ένα βήμα μπροστά τα κατάλοιπα για να εξετάσουμε αν είναι σωστός ο προσδιορισμός του μοντέλου της αγοράς. Τα κατάλοιπα υπολογίζονται κάθε μήνα για τις μετοχές του NYSE από τον Ιανουάριο του 1931 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1980. Τα in sample residuals έχουν μέση απόδοση ίση με το μηδέν. Τα κατάλοιπα που θα προσδιοριστούν out of sample, δεν θα έχουν μέση απόδοση στο μηδέν. Για την ακρίβεια, η απόσταση τους από το μηδέν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο του προσδιορισμού του μοντέλου. Αν τα κατάλοιπα αυτά διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν τότε έχουμε ένδειξη ότι το μοντέλο δεν είναι καλά προσδιορισμένο. Έπειτα ομαδοποιούμε τα κατάλοιπα σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και σύμφωνα με την περίοδο που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο.

Πιο συγκεκριμένα, για κάθε μήνα t , υπολογίζεται ένα μοντέλο της αγοράς με βάση τα διαθέσιμα δεδομένα των προηγούμενων 60 μηνών. Η διαδικασία αυτή επαναλαμβάνεται για κάθε m_t μετοχές στο δείγμα για τον μήνα t . Τα $\hat{\alpha}_{it}$ και $\hat{\beta}_{it}$ υπολογίζονται από την εξής παλινδρόμηση:

$$R_{iL} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{ML} + \varepsilon_{iL} \text{ με } L = t-60, \dots, t-1 \text{ και } i = 1, \dots, m_t.$$

Όπου,

R_{iL} και R_{ML} είναι οι αποδόσεις της μετοχής και του δείκτη της αγοράς αντίστοιχα.

Το ένα βήμα μπροστά κατάλοιπο για την περίοδο t υπολογίζεται ως εξής:

$$\varepsilon_{iL} = R_{iL} - \alpha_{it} - \beta_{it} R_{ML}$$

Ένα recursive residual S_{it} υπολογίζεται ως εξής:

$$S_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{SD_{it}}$$

Όπου,

S_{it} είναι η τυπική απόκλιση των προβλέψιμων σφαλμάτων. Δηλαδή,

$$SD_{it} = \left[\frac{\sigma_{it} \left[1 + \frac{1}{60} + (R_{Mt} - \bar{R}_{Mt})^2 \right]}{\sum_{l=t-61}^{t-1} (R_{Ml} - \bar{R}_{Ml})^2} \right]^{1/2}$$

Όπου,

$\hat{\sigma}_{it}$ είναι η τυπική απόκλιση των καταλοίπων κατά την περίοδο που τα υπολογίζουμε και \bar{R}_{Mt} είναι η μέση απόδοση του δείκτη της αγοράς για την συγκεκριμένη περίοδο. Η διαδικασία επαναλαμβάνεται για κάθε μήνα από τον Ιανουάριο του 1931 έως τον Δεκέμβριο του 1980, και με αυτό τον τρόπο επαναυπολογίζονται οι συντελεστές του μοντέλου της αγοράς για κάθε μήνα χρησιμοποιώντας τα δεδομένα των 60 προηγούμενων μηνών. Έτσι έχουμε χρονοσειρές από τα $\hat{\varepsilon}_{it}$ και τα S_{it} . Τα recursive residuals, S_{it} θα πρέπει να έχουν μέση απόδοση ίση με το μηδέν και διακύμανση ίση με την μονάδα για να είναι το μοντέλο της αγοράς είναι καλά καθορισμένο.

Για κάθε μήνα, οι μετοχές του δείγματος χωρίστηκαν ανεξάρτητα με βάση το μέγεθος των εταιριών και με βάση τους μήνες που είναι εισηγμένες στο

χρηματιστήριο σε δύο κατηγορίες. Και οι δύο αυτοί παράγοντες, το μέγεθος και η περίοδος διαπραγμάτευσης το χρηματιστήριο, με βάση τα δεδομένα των προηγούμενων μηνών. Η πρώτη κατηγορία, I, με βάση το μέγεθος, χωρίστηκε σε 6 ομάδες. Η μικρότερες σε μέγεθος εταιρίες κατατάχθηκαν στη ομάδα 1, οι επόμενες την ομάδα 2, και οι πιο μεγάλες στην ομάδα 6. Αντίστοιχα, χωρίστηκε και η δεύτερη κατηγορία, II με βάση του μήνες εισαγωγής στο χρηματιστήριο. Η ομάδα 1 περιελάμβανε μετοχές που είχαν διαπραγματευτεί στο χρηματιστήριο το μικρότερο χρονικό διάστημα. Το $\hat{\varepsilon}_{it}$ για την κατηγορία I

υπολογίζεται ως εξής:
$$\varepsilon_{it} = \frac{\sum i_{\varepsilon I} \times \varepsilon_{it}}{N_{It}}$$

Όπου,

N_{It} είναι ο αριθμός των μετοχών της κατηγορίας I την περίοδο t.

Το S_{it} για την περίοδο t και την κατηγορία I είναι:
$$S_{it} = \frac{\sum i_{\varepsilon I} \times S_{it}}{N_{It}} \cdot \frac{1}{\sqrt{N_{It}}}$$

Τα αποτελέσματα:

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως το μοντέλο της αγοράς δεν είναι καλά καθορισμένο, εξαιτίας συστηματικών επιδράσεων από το μέγεθος των εταιριών και από την περίοδο που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο. Οι μικρού μεγέθους εταιρίες για τις οποίες το μοντέλο δεν είναι καλά προσδιορισμένο φαίνεται να είναι εκείνες οι εταιρίες που έχουν και την μικρότερη περίοδο διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο. Όταν η μεθοδολογία εφαρμόστηκε βγάζοντας έξω τα δεδομένα του Ιανουαρίου, το μοντέλο της αγοράς εξακολούθησε να μην είναι καλά προσδιορισμένο. Μια πιθανή αιτία είναι πως το μοντέλο δεν είναι στάσιμο για την περίοδο που το μελετάμε. Η μη στασιμότητα στο 'beta' μπορεί να οφείλεται στο κλάδο των εταιριών, π.χ. αν είναι βιομηχανικές και πραγματοποιούν μεγάλες δομικές αλλαγές ή αλλάζουν την διάρθρωση του χρέους τους. Το 'beta' επηρεάζεται και από σημαντικές πληροφορίες για τις προοπτικές της εταιρίας. Όλα τα παραπάνω δεν μπορούν να είναι ανεξάρτητα από το μέγεθος των εταιριών και από την περίοδο που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο. Ένας πιθανός λόγος που υπάρχει

παραβίαση στα 'beta' είναι η ύπαρξη συσχέτισης ανάμεσα στα ένα βήμα μπροστά κατάλοιπα και στο δείκτη της αγοράς. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως στις ομάδες της κατηγορίας που σχετίζεται με το μέγεθος, υπάρχει ουσιαστική παραβίαση στο μέγεθος και στη κατεύθυνση του 'beta'. Μεταξύ των μικρών εταιριών στο δείγμα, η θετική παραβίαση είναι μεγαλύτερη για τις μετοχές εκείνες που έχουν την μικρότερη περίοδο διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως υπάρχει μια αντίστροφη επιρροή στο σχετικό μέγεθος της παραβίασης για τις εταιρίες που έχουν μεγάλη περίοδο διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο. Δηλαδή, οι μετοχές των εταιριών με μεγάλη περίοδο διαπραγμάτευσης και ταυτόχρονα μεγάλες σε μέγεθος είναι αυτές που αναμένουμε πως θα εμφανίζουν και την μεγαλύτερη αύξηση στον συστηματικό κίνδυνο σε κάθε περίοδο ελέγχου. (περίοδο 60 μηνών). Περεταίρω ανάλυση των δεδομένων έδειξε πως αυτή η αντίστροφη επιρροή εμφανίστηκε στα δεδομένα που αφορούσαν στην περίοδο πριν τον δεύτερο παγκόσμιο πόλεμο, λόγω μικρής εμπορευσιμότητας.

The Small Firm Effect – Ivan L. Lustig and Philip A. Leinbacj – 1983.

Η μελέτη αυτή στόχο έχει να επαναλάβει τα αποτελέσματα από άλλες μελέτες για την επίδραση του μικρού μεγέθους των εταιριών μέσα στα πλαίσια του υποδείγματος CAPM. Δύο ερωτήματα επιτάσσουν απάντηση:

1. Το υπόδειγμα CAPM περιγράφει επαρκώς την συμπεριφορά τόσο των εταιριών μικρού μεγέθους όσο και των εταιριών μεγάλου μεγέθους;
2. Είναι οι μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μικρών εταιριών σημαντικά μεγαλύτερες από τις μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μεγάλων εταιριών;

Το δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο NYSE από το 1926 έως το 1979. Η περίοδος που εξετάστηκε ήταν από το 1931 μέχρι το 1979.

Το διάστημα 1931 -1979 χωρίστηκε σε 9 πενταετής περιόδους και σε μια τετραετή (1976-1979). Σε κάθε μία από αυτές τις περιόδους σχηματίστηκαν δύο χαρτοφυλάκια ανάλογα με την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Το υψηλό χαρτοφυλάκιο περιελάμβανε τις εταιρίες με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία και το χαμηλό χαρτοφυλάκιο τις εταιρίες με μικρή χρηματιστηριακή αξία. Χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα CAPM υπολογίσαμε τις επιπλέον αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σε κάθε ένα από τους 528 μήνες από το 1931 μέχρι το 1979. Με τα δεδομένα αυτά υπολογίσαμε την σωρευτική επιπλέον απόδοση (Cumulative Abnormal Return- CAR) για κάθε χαρτοφυλάκιο στις 10 περιόδους.

Αποτελέσματα:

Παρατηρούμε ότι η CAR για την περίοδο 1931-1979 είναι πολύ υψηλά σε σχέση με τις άλλες περιόδους. Η περίοδος αυτή όμως περιλαμβάνει πολύ λίγες μετοχές οπότε συμπεραίνουμε ότι οι τιμές αυτές είναι ακραίες. Για το λόγο αυτό θα επικεντρωθούμε στα αποτελέσματα των άλλων περιόδων.

Επειδή το οικονομικό και επενδυτικό περιβάλλον της δεκαετίας του 1930 και του 1940 διαφέρουν πολύ από τα σημερινά δεδομένα θα εξετάσουμε ξεχωριστά και την περίοδο 1941-1979.

Όσο οι CAR κάθε χαρτοφυλακίου βασίζονται στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο αναμένουμε να μην βρούμε συσχέτιση ανάμεσα στα **average 'beta'** και στις CAR. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως η συσχέτιση ανάμεσα στα **average 'beta'** και στις **CAR** ήταν μόνο 0.11 για την περίοδο 1936-1979 και -0.13 για την περίοδο 1951-1979. Έτσι, αν και τα 'beta' των υψηλών και χαμηλών χαρτοφυλακίων διαφέρουν, η διαφορά τους αυτή δεν εξηγείται από την διαφορά ανάμεσα στις συσσωρευμένες μη κανονικές αποδόσεις (**CAR**) των χαρτοφυλακίων.

Στις 6 από τα 9 περιόδους, τα χαμηλά χαρτοφυλάκια, ξεπερνούν σε απόδοση (CAR) τα υψηλά χαρτοφυλάκια.

Κίνδυνος και απόδοση στα Υψηλά και Χαμηλά Χαρτοφυλάκια.

Year	Top portfolio		Bottom portfolio	
	Average beta	CAR	Average beta	CAR
1931-35	1.0830	34.5%	1.8126	296.0%
1936-40	1.4548	-3.3	1.7597	30.8
1941-45	1.0370	7.1	1.8915	137.3
1946-50	1.0220	1.8	1.9897	-60.1
1951-55	1.0187	-9.5	1.3965	-64.4
1956-60	0.9694	3.3	0.7936	2.6
1961-65	0.9360	3.3	0.8405	37.2
1966-70	1.0069	3.0	1.0944	35.5
1971-75	0.9896	13.4	1.3062	18.9
1976-79	1.0423	-4.3	1.2222	94.1

Η μέση **CAR** την περίοδο 1936-1979 είναι για τα υψηλά χαρτοφυλάκια 1.64% & και για τα χαμηλά 25.77%, ενώ για την περίοδο 1951-1979 για τα υψηλά χαρτοφυλάκια είναι 1.53% και για τα χαμηλά χαρτοφυλάκια 20.65%. Δηλαδή, ενώ οι αποδόσεις των μικρών εταιριών πέφτουν όταν υπολογίζονται για το

διάστημα 1951-1979, η σχετική διαφορά ανάμεσα στα υψηλά και χαμηλά χαρτοφυλάκια αλλάζει ελάχιστα. Οι μετοχές των μικρών εταιριών υπερσχύουν των μετοχών των μεγάλων εταιριών, ακόμα και μετά την προσαρμογή του κινδύνου.

Σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95% οι μη κανονικές αποδόσεις των μεγάλων εταιριών δεν ήταν διάφορες του μηδενός, και σε επίπεδο εμπιστοσύνης 90% οι μη κανονικές αποδόσεις των μικρών εταιριών ήταν μεγαλύτερες από τις μη κανονικές αποδόσεις των μεγάλων εταιριών. Από τη παραπάνω ανάλυση θα συμπεράνε κανείς πως ένα χαρτοφυλάκιο από μικρές εταιρίες παρέχει ένα σίγουρο κέρδος στο πλαίσιο βέβαια των υποθέσεων του CAPM. Όμως το CAPM λειτουργεί κάτω από κάποιες υποθέσεις που στην πραγματικότητα του χρηματιστηρίου δεν ισχύουν. Συγκεκριμένα, η υπόθεση ότι όλοι οι επενδυτές έχουν την ίδια πληροφόρηση δεν ισχύει καθώς για τις μικρές εταιρίες είναι δύσκολο να συγκεντρώσει κάποιος τις απαραίτητες πληροφορίες ώστε να πάρει μια σωστή επενδυτική απόφαση. Αν αυτό το εναλλακτικό κόστος, δηλαδή η δυσκολία να βρει ο επενδυτής την πληροφορία, περιλαμβανόταν στη αγορά της μετοχής (της μικρής εταιρίας) ίσως τότε να μην εμφανιζόταν αυτή η επιπλέον απόδοση.

Επομένως, το CAPM δεν μοντελοποιεί σωστά την συμπεριφορά των μικρών εταιριών, ενώ για τις μεγάλες εταιρίες οι παραβιάσεις δεν είναι έντονες. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι το 'beta' καθορίζεται από την παλινδρόμηση των αποδόσεων των μεγάλων εταιριών αφού οι αποδόσεις είναι οι **market-value weighted returns** και αντικατοπτρίζουν την συνεισφορά της κάθε εταιρίας.

Άρα το CAPM δεν είναι καλά προσδιορισμένο και το φαινόμενο των μικρών εταιριών μας το αποδεικνύει.

Transaction costs and the small firm effect – Hans R. Stoll, Robert E. Whaley -1983.

Η μελέτη αυτή δείχνει πως το φαινόμενο των επιπλέον αποδόσεων που παρατηρούμε στις μικρής κεφαλαιοποίησης εταιρίες οφείλεται εν μέρει και στα κόστη συναλλαγών τα οποία δεν τα λαμβάνουμε υπόψη. Όταν ο επενδυτής διαμορφώνει ένα χαρτοφυλάκιο από εταιρίες μικρού μεγέθους αντιμετωπίζει υψηλότερα κόστη συναλλαγών από ότι όταν διαμορφώνει χαρτοφυλάκια με εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Το **spread** των **market makers** είναι πολύ μεγαλύτερο για τις μικρές εταιρίες, λόγω της χαμηλής τους εμπορευσιμότητας και λόγω του μεγαλύτερου κινδύνου που ενέχουν. Επιπλέον, υπάρχουν άλλα κόστη όπως κόστη έρευνας και κόστη πληροφόρησης τα οποία είναι υψηλότερα για τις μικρές εταιρίες από ότι για τις μεγάλες. Όλα τα παραπάνω κόστη πρέπει να προστίθενται στην χρηματιστηριακή τιμή των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης.

Το δείγμα αποτελείται από μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο NYSE κατά την περίοδο 01/1955 έως 12/1979. Από το Center for Research in Security Prices (CRSP) αντλήθηκαν πληροφορίες σχετικά με τις τιμές των μετοχών, τον αριθμό των μετοχών σε κυκλοφορία, τις αποδόσεις τους σε μηνιαία βάση, τις αποδόσεις των δεικτών **CRSP equally weighted** και **CRSP value weighted**.

Για να εκτιμηθεί η επίδραση της χρηματιστηριακής αξίας, σχηματίστηκαν 10 χαρτοφυλάκια. Στην αρχή κάθε έτους T ($T=1960, \dots, 1979$), όλες οι μετοχές με διαδοχικές μηνιαίες αποδόσεις ξεκινώντας από 60 μήνες πριν και τελειώνοντας 12 μήνες μετά, ταξινομήθηκαν με βάση την συνολική χρηματιστηριακή τους αξία. Με τις αποδόσεις των 60 μηνών πριν από κάθε χρόνο T προσδιορίστηκε το μοντέλο τις αγοράς:

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jT} + \beta_{jT}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}, t = T - 60, \dots, T-1,$$

Όπου,

R_{jt} και R_{mt} είναι οι αποδόσεις των μετοχών j και του δείκτη της αγοράς m και R_{ft} είναι το επιτόκιο του Prime Commercial Paper τον χρόνο t . Ο συντελεστής β_{jT} είναι ο σχετικός κίνδυνος κάθε μετοχής.

Για να μπορούμε να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα των αποδόσεων ανάμεσα σε *'no-transaction-cost'* και σε *'transaction-cost'*, οι μετοχές που συμπεριλήφθηκαν στα χαρτοφυλάκια κάθε έτους T , είχαν διαθέσιμες τιμές *bid-ask*. Το δείγμα περιείχε συνολικά 17954 μετοχές σε 20 cross-sections, ή περίπου 90 μετοχές σε κάθε χαρτοφυλάκιο σε κάθε χρόνο κατά την περίοδο που εξετάζουμε.

Τα χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακίων.

Η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων για την περίοδο των 240-μηνών μειώνεται καθώς μετακινούμαστε στα χαρτοφυλάκια που έχουν εταιρίες με υψηλότερες χρηματιστηριακές αξίες. Το χαρτοφυλάκιο 1 με τις μικρότερες χρηματιστηριακές αξίες κερδίζει απόδοση 1.6% το μήνα ενώ το χαρτοφυλάκιο 10 με τις υψηλότερες χρηματιστηριακές αξίες κερδίζει 0.5% τον μήνα. Έτσι, πριν ακόμα να λάβουμε υπόψη τον κίνδυνο, παρατηρούμε πως οι μικρές εταιρίες υπερισχύουν κατά 13%.

Ο κίνδυνος των χαρτοφυλακίων έχει υπολογιστεί με δύο δείκτες, τον **CRSP equally weighted** και **CRSP value weighted**. Ο **CRSP value weighted** δίνει αποτελέσματα κινδύνου μεγαλύτερα από την μονάδα για όλα τα χαρτοφυλάκια εκτός από το χαρτοφυλάκιο 10 που έχει $\hat{\beta}_p = 0.985$.

Η μέση απόδοση και η τυπική απόκλιση του δείκτη **CRSP value weighted** είναι αντίστοιχα, 0.666 και 4,219% ενώ του δείκτη CRSP equally weighted είναι 0.997 και 5.559% αντίστοιχα. Δηλαδή τα **equally weighted** χαρτοφυλάκια έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τα **value weighted** χαρτοφυλάκια. Το αποτέλεσμα αυτό είναι αναμενόμενο καθώς οι μικρές εταιρίες είναι πιο ευάλωτες από τις μεγάλες εταιρίες.

Οι τιμές του $\hat{\beta}_p$ που παίρνουμε είναι καλύτερες χρησιμοποιώντας τον **equally weighted δείκτη**. Σε κάθε χαρτοφυλάκιο, 1,...10 είναι μικρότερες από τις τιμές του $\hat{\beta}_p$ που παίρνουμε χρησιμοποιώντας τον **value weighted δείκτη**.

Ενώ το χαρτοφυλάκιο 10 αποτελείται σχεδόν από τον ίδιο αριθμό μετοχών που αποτελούνται και τα υπόλοιπα 9 χαρτοφυλάκια, παρόλα ταύτα η συμμετοχή του στον μέση χρηματιστηριακή αξία είναι 63.7%. Η μέση

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

χρηματιστηριακή αξία του χαρτοφυλακίου 10 είναι 3347513, η συνολική μέση χρηματιστηριακή αξία όλων των χαρτοφυλακίων είναι 5255110.

Από τον πίνακα παρατηρούμε πως υπάρχει ισχυρή συσχέτιση ανάμεσα στην τιμή ανά μετοχή και στην χρηματιστηριακή αξία και μια αρνητική συσχέτιση ανάμεσα στην τυπική απόκλιση των αποδόσεων και στη χρηματιστηριακή αξία.

Από την τελευταία στήλη παρατηρούμε πως ένας επενδυτής μπορεί να πετύχει το ίδιο επίπεδο διαφοροποίησης σε κάθε χαρτοφυλάκιο.

Mean monthly return, Estimated relative risk coefficients, Mean total market value, Mean price per share, & Mean monthly standard deviation of NYSE stocks, στα 10 χαρτοφυλάκια καταταγμένα με βάση στην συνολική χρηματιστηριακή αξία, για την περίοδο 1960-1979.(Portfolio 1, είναι το μικρότερο χαρτοφυλάκιο & το Portfolio 10, είναι το μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο).

Portfolio number	Mean monthly portfolio return	Estimated portfolio risk(equal weighted index)	Estimated portfolio risk(value weighted index)	Standard deviation of monthly portfolio return	Mean total market value	Mean price per share	Mean standard deviation of monthly security returns	Portfolio standard deviation/Mean security standard deviation
1	0.01603	1.230 (0,030)	1.309 (0,072)	0.07333	14.741	11.989	0.11328	0.647
2	0.01321	1.113 (0,018)	1.243 (0,055)	0.06397	30.736	18.176	0.10072	0.635
3	0.01131	1.058 (0,015)	1.216 (0,048)	0.06047	50.203	21.141	0.09762	0.619
4	0.01179	0.995 (0,013)	1.173 (0,041)	0.05651	76.873	25.553	0.09250	0.611
5	0.00927	0.939 (0,011)	1.129 (0,035)	0.05322	115.232	29.271	0.08575	0.621
6	0.00910	0.918 (0,012)	1.146 (0,029)	0.05233	172.349	33.678	0.08549	0.612
7	0.00870	0.875 (0,014)	1.126 (0,023)	0.05039	272.349	36.921	0.08197	0.615
8	0.00838	0.824 (0,017)	1.088 (0,022)	0.04837	444.732	38.541	0.07763	0.623
9	0.00705	0.739	1.014	0.04437	729.916	50.772	0.07342	0.604

		(0,019)	(0,017)					
10	0.00513	0.654 (0,026)	0.985 (0,012)	0.04263	3347.51 3	65.021	0.06779	0.629
Mean	0.01000	0.934	1.143	0.05456	525.511	33.106	0.08762	0.622
			Mean	Standard deviation				
	Equal-weighted CRSP return		0.00997	0.05559				
	Value-weighted CRSP return		0.00666	0.04219				
	Prime commercial paper rate		0.00492	0.00189				

Τα β_p εκτιμήθηκαν με το μοντέλο $R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jT} + \beta_{jT}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}$, $t=1, \dots, 240$.

The small firm effect.

Για να συγκριθούν οι αποδόσεις των 10 χαρτοφυλακίων ταξινομήθηκαν με βάση τον κίνδυνο και χωρίστηκαν σε δύο επιμέρους **equally weighted portfolios**. Έτσι ένα δολάριο κατανέμεται ανάμεσα στο υψηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο και στο χαμηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε το η χρηματιστηριακή αξία του συνολικού χαρτοφυλακίου να έχει συντελεστή κινδύνου ίσο με την μονάδα. Για τον προσδιορισμό των μη κανονικών αποδόσεων των χαρτοφυλακίων χρησιμοποιούμε την εξής παλινδρόμηση:

$$R_{at} = \alpha_a + \beta_a(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{at}$$

Οι τιμές των α_a θα μας δώσουν τις μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Τα αποτελέσματα έδειξαν, πως για την περίοδο των 20 ετών, το χαρτοφυλάκιο 1 κέρδισε μη κανονική απόδοση $\alpha_1=0.53\%$ τον μήνα, ενώ το χαρτοφυλάκιο 10 έχει αρνητική απόδοση $\alpha_{10}= -0.47\%$. Σε ετήσια βάση, οι μικρές εταιρίες ξεπερνούν τις μεγάλες εταιρίες σε ποσοστό 12% λαμβάνοντας υπόψη τον κίνδυνο.

Τα ίδια αποτέλεσμα παίρνουμε και όταν η περίοδος των 20 ετών χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους από 10 χρόνια έκαστη και σε 4 υποπεριόδους από 5 χρόνια έκαστη. Δηλαδή, οι μη κανονικές αποδόσεις κυμαίνονται κοντά στο μηδέν, με τα χαρτοφυλάκια των μικρών εταιριών να δείχνουν θετικές αποδόσεις και τα χαρτοφυλάκια των μεγάλων εταιριών να δείχνουν αρνητικές αποδόσεις.

Is the small firm effect due to statistical bias?

Στις μετοχές που έχουν μικρή εμπορευσιμότητα, μικρότερη από μια κλασσική μετοχή στον δείκτη της αγοράς, παρατηρούνται πτωτικές παραβιάσεις στις εκτιμήσεις του κινδύνου ενώ στις μετοχές που έχουν μεγάλη εμπορευσιμότητα, παρατηρούνται θετικές παραβιάσεις στις εκτιμήσεις του κινδύνου.

Για να εκτιμήσουμε τις παραβιάσεις αυτές στις τιμές του κινδύνου χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα, τρέχουμε την παλινδρόμηση:

$$R_{Pt} - R_{ft} = \alpha_P + \beta_{P1}(R_{mt-1} - R_{ft-1}) + \beta_{P2}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{P3}(R_{mt+1} - R_{ft+1}) + \varepsilon_{Pt}$$

Όπου,

t= 2,.....239 για τα 10 χαρτοφυλάκια.

Από τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε πως το άθροισμα των 'beta' ($\hat{\beta}_{p1} + \hat{\beta}_{p2} + \hat{\beta}_{p3}$) μειώνεται καθώς μετακινούμαστε από το χαρτοφυλάκιο με τις εταιρίες μικρής χρηματιστηριακής αξίας στο χαρτοφυλάκιο με τις εταιρίες μεγάλης χρηματιστηριακής αξίας. Η διαφορά ανάμεσα στο 'beta' που εκτιμήσαμε με την παλινδρόμηση $R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jT} + \beta_{jT}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}$, t=1,...240, δηλαδή τα $\hat{\beta}_p$ και στο άθροισμα των 'beta' ($\hat{\beta}_{p1} + \hat{\beta}_{p2} + \hat{\beta}_{p3}$) για κάθε χαρτοφυλάκιο είναι σε όλα τα χαρτοφυλάκια μικρότερη του 0.06 και μάλιστα είναι μικρότερη του 0.03 σε 9 από τα 10 χαρτοφυλάκια. Δηλαδή, το μέγεθος της παραβίασης είναι πολύ μικρό και δεν αρκεί για να εξηγήσουμε τις παρατηρούμενες διαφορές στις μη κανονικές αποδόσεις των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης σε σχέση με τις εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Αποτελέσματα των $\hat{\beta}_p$ των 10 χαρτοφυλακίων Ιανουάριος 1960–Δεκέμβριος 1979(μηνιαίες αποδόσεις).

Portfolio number	Estimated relative risk $\hat{\beta}_p$	Standard error	Aggregated Coefficient	Standard error	Difference between risk estimates ($\hat{\beta}_p - (\hat{\beta}_{p1} + \hat{\beta}_{p2} + \hat{\beta}_{p3})$)
1	1.230	0.030	1.249	0.048	-0.019
2	1.113	0.018	1.109	0.028	0.004
3	1.058	0.015	1.052	0.024	0.006
4	0.995	0.013	1.003	0.019	-0.008
5	0.939	0.011	0.953	0.017	-0.014
6	0.918	0.012	0.945	0.020	-0.027
7	0.875	0.014	0.865	0.023	0.010
8	0.824	0.017	0.803	0.028	0.021

9	0.739	0.019	0.748	0.031	-0.009
10	0.654	0.026	0.601	0.043	0.053

Portfolio 1, είναι το μικρότερο χαρτοφυλάκιο και το Portfolio 10, είναι το μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο. Τα $\hat{\beta}_p$ εκτιμήθηκαν με το μοντέλο $R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jT} + \beta_{jT}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}$, $t=1, \dots, 240$, και τα Aggregated Coefficient εκτιμήθηκαν με το μοντέλο $R_{Pt} - R_{ft} = \alpha_P + \beta_{P1}(R_{mt-1} - R_{ft-1}) + \beta_{P2}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{P3}(R_{mt+1} - R_{ft+1}) + \varepsilon_{Pt}$, όπου $t=2, \dots, 239$.

Η επίδραση της χαμηλής τιμής ανά μετοχή.

Οι χαμηλές χρηματιστηριακές τιμές βρέθηκε πως έχουν την ίδια επίδραση όπως οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης στις αποδόσεις των μετοχών. Δηλαδή, το χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις μετοχές με μικρές χρηματιστηριακές αξίες δίνει απόδοση κατά 10% υψηλότερη για την περίοδο 1960-1979 από ότι το χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει μετοχές με μεγάλη χρηματιστηριακή τιμή.

Τα κόστη συναλλαγών.

Αγνοώντας τα κόστη συναλλαγών, φαίνεται πως ο επενδυτής μπορεί να κερδίσει μη κανονικές αποδόσεις επενδύοντας σε μετοχές με χαμηλή χρηματιστηριακή αξία ή σε μετοχές με χαμηλή τιμή ανά μετοχή. Όμως οι στρατηγικές αυτές ενέχουν σημαντικά κόστη συναλλαγών, κόστη από το **bid-ask spread** του **dealer** και κόστη από την προμήθεια του **broker**.

Συγκεντρώθηκαν δεδομένα για τα κόστη αυτά προκειμένου να διαπιστώσουμε αν οι διαφορές στις αποδόσεις στις μικρές εταιρίες οφείλεται στο μέγεθος των εταιριών αυτό καθαυτό.

Από το Fitch's Stock Quotations η the NYSE πήραμε τα δεδομένα για τις τιμές των bid-ask για κάθε μετοχή. Συγκεντρώθηκαν οι τιμές που ίσχυαν την τελευταία μέρα διαπραγμάτευσης κάθε έτους για κάθε μετοχή.

Το spread υπολογίζεται ως εξής: $\frac{ask\ price - bid\ price}{ask\ price + bid\ price / 2}$, και αντιπροσωπεύει

την αποζημίωση του **dealer** για μία συναλλαγή αγοράς και πώλησης. Δηλαδή, για μια συναλλαγή, το κόστος για τον επενδυτή είναι το $\frac{1}{2}$ **Spread**. Το

ποσοστό προμήθειας για κάθε συναλλαγή υπολογίστηκε από το **NYSE Fact Book**. Υπολογίστηκε για κάθε χρόνο, το μέσο ποσοστό του **spread** και το μέσο ποσοστό της προμήθειας σε όλες τις μετοχές του κάθε χαρτοφυλακίου. Για να προσεγγίσουμε τα κόστη συναλλαγών των **equal-weighted** και των **value-weighted** χαρτοφυλακίων, υπολογίστηκαν τα μέση **equal-weighted** και **value-weighted** κόστη συναλλαγών των μετοχών.

Τα αποτελέσματα έδειξαν πως τόσο τα **spreads** όσο και οι προμήθειες μειώνονται καθώς η χρηματιστηριακή αξία των μετοχών σε κάθε χαρτοφυλάκιο αυξάνεται. Όσο αφορά τα spreads, στο χαρτοφυλάκιο 1 η μέση τιμή του **spread** είναι 2.93% ενώ στο χαρτοφυλάκιο 10 η μέση τιμή του **spread** είναι 0.69%. Όσο αφορά τις προμήθειες, για τις μικρές εταιρίες η μέση τιμή της προμήθειας (για αγορά και πώληση) είναι 3.84% ενώ για τις εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης η μέση τιμή της προμήθειας είναι 2.02%. Δηλαδή, οι μικρές εταιρίες έχουν μεγαλύτερα κόστη συναλλαγών.

Το small firm effect υπάρχει μετά την αφαίρεση των κόστη συναλλαγών;

Για να αξιολογήσουμε την επίδραση που έχουν τα κόστη συναλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών των εταιριών, χρησιμοποιούμε το υπόδειγμα CAPM. Χρησιμοποιούμε τα 10 χαρτοφυλάκια που έχουν ταξινομηθεί με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία.

Οι μηνιαίες αποδόσεις κάθε μετοχής σε κάθε χαρτοφυλάκιο για την περίοδο Ιανουάριος του 1960 μέχρι και Δεκέμβριος του 1979 προσαρμόστηκαν να ενσωματώσουν τα κόστη συναλλαγών με την εξής φόρμουλα:

$$R_{jt}^T = \frac{(1 + R_{jt})(1 - F_{jt})}{(1 + F_{jt})} - 1, t=1, \dots, 240,$$

Όπου,

R_{jt}^T είναι η απόδοση της μετοχής j τον χρόνο t μετά τα κόστη συναλλαγών,

R_{jt} είναι η απόδοση της μετοχής j τον χρόνο t πριν τα κόστη συναλλαγών και

F_{jt} είναι κόστη συναλλαγών που αναλογούν στην μετοχή j την περίοδο t.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Μέσες μηνιαίες μη κανονικές αποδόσεις μετά τα κόστη συναλλαγών σε 10 χαρτοφυλάκια ταξινομημένα με βάση την συνολική χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. $R_{at}^T = \alpha_a + \beta_a(R_{mt}^T - R_{ft}) + \varepsilon_{at}$

	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	$\hat{\alpha}_7$	$\hat{\alpha}_8$	$\hat{\alpha}_9$	$\hat{\alpha}_{10}$
Συνολική περίοδος										
1960-1979	-0,0136 (-7.70)	-0,0052 (-4.87)	-0.0031 (-3.26)	0.0001 (0.16)	-0.0003 (-0.41)	0.0014 (1.76)	0.0023 (2.37)	0.0028 (2.26)	0.0012 (0.86)	0.0004 (0.25)
10 ετή περίοδος										
1960-1969	-0,0130 (-5.61)	-0.0047 (-3.52)	-0.0027 (-2.33)	-0.0003 (-0.33)	-0.0001 (-0.15)	0.0008 (0.86)	0.0020 (1.69)	0.0037 (2.93)	0.0036 (2.31)	0.0024 (1.28)
1970-1979	-0.0145 (-5.33)	-0.0053 (-3.10)	-0.0028 (-1.89)	0.0010 (0.98)	-0.0003 (-0.29)	0.0021 (1.62)	0.0027 (1.74)	0.0017 (0.82)	-0.001 (-0.40)	-0.0014 (-0.48)
5 έτη περίοδος										
1960-1964	-0.0232 (-7.88)	-0.0084 (-4.53)	-0.0035 (-1.89)	-0.0010 (-0.62)	0.0005 (0.35)	0.0016 (1.27)	0.0066 (4.23)	0.0068 (4.09)	0.0088 (4.37)	0.0092 (3.54)
1965-1969	-0.0050 (-1.55)	-0.0019 (-1.01)	-0.0018 (-1.27)	-0.0001 (-0.04)	-0.0007 (0.56)	-0.0003 (-0.24)	-0.0017 (-1.08)	0.0011 (0.61)	-0.0003 (-0.16)	-0.0026 (-1.04)
1970-1974	-0.0168 (-4.11)	-0.0099 (-3.51)	-0.0050 (-2.08)	0.0000 (-0.01)	-0.0007 (-0.36)	0.0054 (2.92)	0.0058 (2.62)	0.0067 (1.99)	0.0071 (1.95)	0.0109 (2.53)
1975-1979	-0.0132 (-3.66)	-0.0023 (-1.26)	-0.0013 (-0.69)	0.0018 (1.46)	-0.0001 (-0.04)	0.0001 (0.03)	0.0005 (0.24)	-0.0016 (-0.62)	-0.0065 (-2.19)	-0.0105 (-2.92)

Για να συγκριθούν οι αποδόσεις των 10 χαρτοφυλακίων ταξινομήθηκαν με βάση τον κίνδυνο και χωρίστηκαν σε δύο επιμέρους equally weighted portfolios. Έτσι ένα δολάριο κατανέμεται ανάμεσα στο υψηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο και στο χαμηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε το η χρηματιστηριακή αξία του συνολικού χαρτοφυλακίου να έχει συντελεστή κινδύνου ίσο με την μονάδα. Έπειτα, διαμορφώθηκαν οι σειρές των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και οι σειρές της αγοράς αφαιρέθηκαν. Οι σειρές που προέκυψαν παρουσιάζουν αποδόσεις απαιτώντας μηδενική επένδυση και μηδενικό κίνδυνο. Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι t-values για την $H_0: \alpha_a = 0$.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως η επίδραση του μεγέθους της αγοράς αντιστρέφεται όταν τα κόστη συναλλαγών υπολογίζονται. Οι εταιρίες με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία ξεπερνούν τις εταιρίες με μικρή χρηματιστηριακή αξία κατά 17% ετησίως κατά την περίοδο 1930-1979. Σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, οι μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων 1 έως 3 είναι σημαντικά αρνητικές. Από την άλλη πλευρά, τα χαρτοφυλάκια με μετοχές που έχουν μεγάλη χρηματιστηριακή αξία, έχουν θετικές μη κανονικές αποδόσεις αλλά όχι πάντα σημαντικές. Φαίνεται πως υπολογίζοντας και τα

κόστη συναλλαγών εξακολουθεί να υπάρχει μη κανονικότητα στις αποδόσεις αλλά τώρα οι μικρές εταιρίες εμφανίζουν αρνητικές επιπλέον αποδόσεις ενώ οι μεγάλες θετικές.

Η επίδραση της χαμηλής τιμής ανά μετοχή και τα κόστη συναλλαγών.

Για να αξιολογήσουμε την επίδραση που έχουν τα κόστη συναλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών των εταιριών με χαμηλή τιμή ανά μετοχή, χρησιμοποιούμε ομοίως με πριν το υπόδειγμα CAPM. Τα 10 χαρτοφυλάκια ταξινομούνται τώρα με βάση την χρηματιστηριακή τιμή ανά μετοχή.

Τα αποτελέσματα και εδώ δείχνουν πως η επίδραση της χρηματιστηριακή τιμής ανά μετοχή αντιστρέφεται όταν τα κόστη συναλλαγών υπολογίζονται. Για την περίοδο Ιανουάριος του 1960 μέχρι και Δεκέμβριος του 1979 το χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις υψηλότερες χρηματιστηριακές τιμές ανά μετοχή παρουσίασε μη κανονική απόδοση ίση με το 0.82% ανά μήνα, ενώ το χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις χαμηλότερες χρηματιστηριακές τιμές ανά μετοχή παρουσίασε μη κανονική απόδοση ίση με -1.54% το μήνα. Και τα δυο αποτελέσματα των αποδόσεων ήταν σημαντικά σε επίπεδο 5%. Σε ετήσια βάση οι μετοχές με υψηλή χρηματιστηριακή τιμή ανά μετοχή υπερισχύουν από τις μετοχές με χαμηλή χρηματιστηριακή τιμή ανά μετοχή περισσότερο από 28% .

Ο επενδυτικός ορίζοντας.

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται πως επενδύοντας σε μετοχές με χαμηλή χρηματιστηριακή αξία μετά την αφαίρεση των εξόδων συναλλαγής προκύπτουν αρνητικές αποδόσεις. Συγκεκριμένα, για την περίοδο 1960-1979, το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας, και μετά την αφαίρεση των εξόδων συναλλαγής, έδειξε μη κανονική απόδοση ίση με -1,36% τον μήνα. Στον έλεγχο αυτό που χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις και equal-weighted χαρτοφυλάκια δεχόμαστε πως ο επενδυτής επιβαρύνεται κάθε μήνα με τα κόστη συναλλαγών για όλες τις μετοχές των χαρτοφυλακίων. Όμως, αν διατηρήσουμε τις μετοχές για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, τότε το φαινόμενο των αρνητικών αποδόσεων στις εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης θα τείνει να ελαττώνεται.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Για να γίνει ο έλεγχος της επίδρασης από την διακράτηση των μετοχών για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα από ένα μήνα, χρησιμοποιούνται πάλι τα χαρτοφυλάκια 1 έως 10, όμως τώρα χρησιμοποιούνται οι αποδόσεις για 2 μήνες, για 4 μήνες, για 6 μήνες και για 12 μήνες διακράτησης των μετοχών. Υπολογίστηκε και για κάθε μετοχή ο σχετικός κίνδυνος χρησιμοποιώντας κάθε φορά την περίοδο της διακράτησης των μετοχών.

Μέσες μη κανονικές αποδόσεις για το χαρτοφυλάκιο εταιριών μικρού μεγέθους για διάφορες επενδυτικές περιόδους από Ιανουάριου 1960 – Δεκέμβριο 1979.

Επενδυτικός Ορίζοντας (μήνες)	Αριθμός παρατηρήσεων	Μη κανονικές αποδόσεις πριν τα κόστη συναλλαγών	Μη κανονικές αποδόσεις μετά τα κόστη συναλλαγών
1	240	0.0053 (3.49)	-0.0136 (-7.70)
2	120	0.0088 (2.80)	-0.0093 (-2.91)
3	80	0.0129 (2.36)	-0.0058 (-1.09)
4	60	0.0190 (2.61)	0.0004 (0.06)
6	40	0.0266 (2.36)	0.0069 (0.65)
12	20	0.0599 (2.15)	0.0453 (1.75)

Για να συγκριθούν οι αποδόσεις των 10 χαρτοφυλακίων ταξινομήθηκαν με βάση τον κίνδυνο και χωρίστηκαν σε 2 επιμέρους equally weighted portfolios. Έτσι ένα δολάριο κατανέμεται ανάμεσα στον υψηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο και στον χαμηλού κινδύνου χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε το η χρηματιστηριακή αξία του συνολικού χαρτοφυλακίου να έχει συντελεστή κινδύνου ίσο με την μονάδα. Έπειτα, διαμορφώθηκαν οι σειρές των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και οι σειρές της αγοράς αφαιρέθηκαν. Οι σειρές που προέκυψαν παρουσιάζουν αποδόσεις απαιτώντας μηδενική επένδυση και μηδενικό κίνδυνο. Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι t-values για την $H_0: \alpha_a = 0$. Οι μη κανονικές αποδόσεις πριν τα κόστη συναλλαγών υπολογίστηκαν με την παλινδρόμηση $R_{at} = \alpha_a + \beta_a(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_{at}$. Οι μη κανονικές αποδόσεις μετά τα κόστη συναλλαγών υπολογίστηκαν με την παλινδρόμηση $R^T_{at} = \alpha_a + \beta_a(R^T_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_{at}$.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως οι μη κανονικές αποδόσεις πριν τα κόστη συναλλαγών των μικρών εταιριών είναι μικρότερες από τις μη κανονικές

αποδόσεις μετά τα κόστη συναλλαγών, όταν τα αναγάγουμε στην ίδια περίοδο. Δηλαδή, για 12 μήνες η μη κανονική απόδοση πριν τα κόστη συναλλαγών είναι 5.99%. Η μη κανονική απόδοση πριν τα κόστη συναλλαγών για τον 1 μήνα είναι 0.53%. Αν την αναγάγουμε σε 12 μήνες προκύπτει ($0,53\% \times 12 = 6.36\%$) που είναι μεγαλύτερο από το 5.99%.

Οι μη κανονικές αποδόσεις των μικρών εταιριών μετά τα κόστη συναλλαγών αυξάνονται καθώς αυξάνεται ο επενδυτικός ορίζοντας, που άλλωστε ήταν αναμενόμενο. Το **break-even point**, δηλαδή το σημείο στο οποίο οι αποδόσεις από αρνητικές γίνονται θετικές είναι ο επενδυτικός ορίζοντας των 4 μηνών. Όμως, παρατηρούμε πως καμία θετική μη κανονική απόδοση μετά τα κόστη συναλλαγών είναι σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Οι αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις για 1 και 2 μήνες διακράτησης, είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 5%.

Επομένως, όταν ο επενδυτικός ορίζοντας είναι 1 μήνας, η κοινή υπόθεση, H_0 της αποτελεσματικότητας της αγορά και του **single-period CAPM** που εφαρμόζεται στις αποδόσεις μετά τα κόστη συναλλαγών, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Το χαρτοφυλάκιο μικρών εταιριών κερδίζει μια σημαντική αρνητική απόδοση μετά τα κόστη συναλλαγών για την περίοδο των 20 ετών.

Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets- Andy C.W. Chui, K.C. John Wei -1998.

Σκοπός: Η μελέτη αυτή στοχεύει στο να εξετάσει την σχέση ανάμεσα στην μέση απόδοση των μετοχών και στο beta της αγοράς, στον δείκτη BTM equity καθώς και στο μέγεθος της αγοράς ανάμεσα σε αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής **Pacific-Basin: Hong Kong, Korea, Malaysia, Taiwan και Thailand**. Επίσης, εξετάζει πως η εποχικότητα συνδέεται με τον **δείκτη BM** και με το **μέγεθος** των εταιριών στις παραπάνω αγορές. Συγκεκριμένα, εξετάζει την σχέση ανάμεσα στον δείκτη BM και στο μέγεθος των εταιριών τον μήνα Ιανουάριο και τους εκτός Ιανουαρίου μήνες.

Οι αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής Pacific-Basin: Και οι πέντε αγορές της περιοχής έχουν παρουσιάσει μεγάλη ανάπτυξη τόσο στην κεφαλαιοποίησή τους όσο και στην συνολική αξία στον όγκο συναλλαγών τους από τον Δεκέμβριο του 1984 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1993.

Όσον αφορά την κεφαλαιοποίηση: Τον 12/1993, το **Hong Kong** είχε την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση ,445.77 (39.8%). Ακολουθούσαν η **Μαλαισία**, το **Ταϊβάν**, η **Ταϊλάνδη** και η **Κορέα**. Η **Μαλαισία** το 1984 είχε την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση, 28.18 (40.4%) ανάμεσα στις άλλες χώρες αλλά μέχρι το 1993 το **Χονγκ Κονγκ** πραγματοποίησε μεγάλη ανάπτυξη. Ραγδαία ανάπτυξη εμφάνισε και η **Ταϊλάνδη** που το 1984 είχε κεφαλαιοποίηση 1.72 (2,6%) και το 1993 εμφάνισε κεφαλαιοποίηση 133.66 (11.9%).

Όσον αφορά την συνολική αξία του όγκου συναλλαγών: Τον 12/1993 η **Ταϊβάν**, έχει την μεγαλύτερη αξία στον όγκο συναλλαγών, 343.32 (40.1%) και ακολουθεί η **Κορέα** με αξία στον όγκο συναλλαγών 150.36 (17.6%). Ακολουθούν η **Μαλαισία**, το **Χονγκ Κονγκ** και τέλος η **Ταϊλάνδη**.

Όσον αφορά τον δείκτη **turnover ratio**, που είναι το πηλίκο του συνολικού όγκο συναλλαγών διά την κεφαλαιοποίηση του Δεκεμβρίου, η **Ταϊβάν** έχει το μεγαλύτερο δείκτη για τα έτη 1984, 1989 και 1993 που μελετάμε. Ακολουθούν η **Κορέα** και η **Ταϊλάνδη**. Ωστόσο το **Χονγκ Κονγκ** και η **Μαλαισία** που

έχουν τις μεγαλύτερες αγορές ανάμεσα στις 5 χώρες, εμφανίζουν τους μικρότερους δείκτες turnover ratio.

Όσον αφορά το είδος των επενδυτών: Στις αγορές της **Κορέας**, της **Ταιβάν** και της **Ταϊλάνδης** οι συναλλαγές πραγματοποιούνταν ως επί το πλείστον από ιδιώτες επενδυτές της χώρας ενώ στις αγορές του **Χονγκ Κονγκ** και της **Μαλαισίας** οι συναλλαγές πραγματοποιούνταν ως επί το πλείστον από ξένους θεσμικούς επενδυτές.

Όσον αφορά θέματα φορολογίας: Στο **Χονγκ Κόνγκ** δεν υπάρχει περιορισμός στα κεφάλαια που μπαίνουν και βγαίνουν από την χώρα, δεν υπάρχει φορολογία στα κεφαλαιακά κέρδη και φόροι στο μέρισμα, επομένως η αγορά αυτή προσελκύει πολλές ξένους επενδυτές. Αντίθετα, υπάρχουν πολλοί περιορισμοί στην **Κορέα** και στην **Ταιβάν**.

Οι μηνιαίες αποδόσεις και τα λογιστικά δεδομένα για τις 5 αναπτυσσόμενες αγορές συγκεντρώθηκαν από την βάση **δεδομένων PACAP** από το **University of Rhode Island**. Το δείγμα καλύπτει συνολικά το διάστημα από Ιούλιο του 1977 μέχρι Ιούλιο του 1993 με κάποιες διαφορές στην διαθεσιμότητα των δεδομένων από χώρα σε χώρα. Στον παρακάτω πίνακα φαίνονται οι περίοδοι των δεδομένων για κάθε χώρα καθώς και το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο που χρησιμοποιήθηκε στην μελέτη για κάθε περίοδο και κάθε χώρα. Συγκεκριμένα:

Χώρα	Περίοδος των δεδομένων	Επιτόκιο χωρίς κίνδυνο
Χονγκ Κονγκ	07/1980-06/1982	Hong Kong and Shanghai Banking' s best lending rate
	07/1982-06/1988	One month time deposit rate paid by principal licensed banks
	07/1988-06/1993	Interbank offer rate on one month deposit
Κορέα	07/1978-06/1993	Interest rate on time deposits of deposit money banks
Μαλαισία	07/1977-12/1978	Interbank offer rate on overnight deposit
	01/1979-12/1982	One month fixed deposit rate paid by commercial banks
	01/1983-06/1993	Interbank offer rate on one month deposit
Ταιβάν	07/1977-06/1993	Central Bank rediscount rate
Ταϊλάνδη	07/1984-06/1993	Commercial banks interbank lending rate

Χρησιμοποιήθηκαν τρία κριτήρια για την επιλογή των εταιριών του δείγματος. **1^ο κριτήριο:** η κάθε μετοχή στο δείγμα θα πρέπει να παρουσιάζει εμπορευσιμότητα. Ξεκινώντας από τον Ιούλιο θα πρέπει να παρουσιάζει εμπορευσιμότητα τουλάχιστον 3 μήνες από τους 12 κάθε έτους. **2^ο κριτήριο:** η κάθε μετοχή στο δείγμα θα πρέπει να έχει μηνιαίες αποδόσεις 18 μηνών στο διάστημα των 48 μηνών πριν από τον Ιούλιο του έτους t . Το κριτήριο αυτό είναι απαραίτητο για να υπολογιστεί το 'beta' για κάθε μετοχή. **3^ο κριτήριο:** η κάθε μετοχή στο δείγμα δεν θα πρέπει να έχει αρνητικό BM δείκτη το προηγούμενο οικονομικό έτος, $t-1$.

Το **ME** (market equity) ορίζεται ως το γινόμενο της τιμής της μετοχής επί τον αριθμό των κοινών μετοχών. Το **BM** (Book to market equity) ορίζεται ως το πηλίκο της λογιστικής αξίας μιας εταιρίας το προηγούμενο οικονομικό έτος προς την χρηματιστηριακή αξία μιας εταιρίας το ίδιο έτος. Για τον υπολογισμό του 'beta' της κάθε μετοχής χρησιμοποιείται η μέθοδος των Scholes- Williams

(1977), δηλαδή
$$\beta = \frac{\beta_s}{(1 + 2\rho_1)}$$

Όπου, ρ_1 είναι ο πρώτος συντελεστής αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων της αγοράς. Το '**beta**' της αγοράς υπολογίζεται από τις μηνιαίες αποδόσεις 48 μηνών πριν τον Ιούλιο κάθε έτους t .

Για τον σχηματισμό των χαρτοφυλακίων στις 5 αυτές χώρες ακολουθείτε η εξής διαδικασία: Στον τέλος του Ιουνίου κάθε έτους t , όλες οι μετοχές του δείγματος κατατάσσονται σε 3 ομάδες ανάλογα με το μέγεθος της εταιρίας, από την μικρότερη στην μεγαλύτερη. Οι μετοχές αυτές χωρίζονται ανεξάρτητα από την προηγούμενη κατάταξη σε 3 ομάδες ανάλογα με τον δείκτη BM στον τέλος του έτους $t-1$ από τον χαμηλότερο στον υψηλότερο. Με τον τρόπο αυτό προκύπτουν 9 **value-weighted** χαρτοφυλάκια με βάση τον μέγεθος και τον δείκτη BM για κάθε χώρα. Οι **value-weighted** μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται από τον Ιούλιο του έτους t μέχρι τον Ιούνιο του επόμενου έτους, $t+1$. Οι επιπλέον μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται ως η διαφορά των μηνιαίων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων

μείον το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο που αντιστοιχεί σε κάθε χώρα και σε κάθε χρονική περίοδο. Το 'beta' κάθε χαρτοφυλακίου προκύπτει ως ο μέσος όρος των **value-weighted 'beta'** των μετοχών στο κάθε χαρτοφυλάκιο. Ομοίως προκύπτει το μέγεθος και ο δείκτης BM κάθε χαρτοφυλακίου. Με τον τρόπο αυτό υπολογίζονται: α) μέσες επιπλέον μηνιαίες αποδόσεις, β) τυπικές αποκλίσεις των επιπλέον μηνιαίων αποδόσεων, γ) οι μέσες τιμές των 'beta', δ) οι μέσες τιμές των χρηματιστηριακών αξιών, ε) οι μέσες τιμές των δεικτών BM.

Τα αποτελέσματα δείχνουν:

α) Εκτός από την **Ταϊβάν** και την **Ταϊλάνδη**, οι μέσες επιπλέον αποδόσεις σχετίζονται θετικά με τον δείκτη BM. β) Οι μέσες επιπλέον αποδόσεις σε όλες τις αγορές σχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος. γ) Στο **Χονγκ Κόνγκ**, το **spread** του δείκτη BM, που είναι η διαφορά ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο με υψηλότερο δείκτη BM μείον το χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο δείκτη BM, είναι 1.69% το μήνα για τις μικρές εταιρίες, και 0.49% το μήνα για τις μεγάλες εταιρίες. Επίσης, το **spread** του μεγέθους, που είναι η διαφορά ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο με τις εταιρίες με μεγάλο μέγεθος μείον το χαρτοφυλάκιο με τις εταιρίες με μικρό μέγεθος, είναι 1.24% το μήνα για την ομάδα με το υψηλότερο δείκτη BM και 0.04% το μήνα για την ομάδα με το χαμηλότερο δείκτη BM. Ο μέσος όρος της επιπλέον απόδοσης στο χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο μέγεθος και το υψηλότερο δείκτη BM είναι 3.64%, σχεδόν διπλάσιος από τον μέσο όρο της επιπλέον απόδοσης στο χαρτοφυλάκιο με το μεγαλύτερο μέγεθος και τον χαμηλότερο δείκτη BM που είναι 1,91. Η **Κορέα** και η **Μαλαισία** παρουσιάζουν τα ίδια αποτελέσματα. Δηλαδή, το **spread** του δείκτη BM είναι μεγαλύτερο για το χαρτοφυλάκιο με τις μικρές εταιρίες. Επίσης, το **spread** του μεγέθους είναι μεγαλύτερο για το χαρτοφυλάκιο με τον υψηλότερο δείκτη BM. Η **Κορέα** έχει επίσης τις μεγαλύτερες τιμές στον δείκτη BM από όλες τις χώρες. Ακολουθούν το **Χονγκ Κόνγκ** και η **Μαλαισία**, έπειτα η **Ταϊβάν** και η **Ταϊλάνδη** με τις δύο τελευταίες να έχουν δείκτες κάτω από την μονάδα και για τα 9 χαρτοφυλάκια. Όμως στην **Ταϊλάνδη**, το **spread** του δείκτη BM είναι μεγαλύτερο για το χαρτοφυλάκιο με τις μεσαίες εταιρίες ενώ το

spread του μεγέθους είναι μεγαλύτερο για το χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο δείκτη BM. Στην **Ταϊβάν**, το **spread** του δείκτη BM δεν είναι ξεκάθαρο ενώ το **spread** του μεγέθους είναι μεγαλύτερο για το χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο δείκτη BM. δ) Οι δείκτες BM διαφέρουν ανάμεσα στις 5 χώρες. Οι μετοχές της **Κορέας** έχουν τους υψηλότερους δείκτες BM και ακολουθούν το **Χονγκ Κονγκ**, η **Μαλαισία**, το **Ταϊβάν** και η **Ταϊλάνδη**. Στην Ταϊλάνδη και στην Ταϊβάν, ο μέσος δείκτης BM είναι κάτω από την μονάδα σε όλα τα 9 χαρτοφυλάκια. ε) Η **Ταϊβάν** έχει τις μεγαλύτερες τιμές στην τυπική απόκλιση των μηνιαίων επιπλέον αποδόσεων και εμφανίζεται η πιο ευάλωτη χώρα ανάμεσα στις 5.

Χρησιμοποιείται η διαδικασία των Fama & MacBeth (1973) για τον υπολογισμό των αποδόσεων ,των 'beta', των μεγεθών των εταιριών και των δεικτών BM.

$$\text{Συγκεκριμένα, } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \text{Beta}_{pt} + \alpha_{2t} \text{SZ}_{pt} + \alpha_{3t} \text{BM}_{pt} + \varepsilon_{pt}$$

Όπου,

R_{pt} , R_{ft} , είναι η μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου p , και R_{ft} είναι το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Το Beta_{pt} είναι το 'beta' της αγοράς, το BM_{pt} είναι ο λογάριθμος του δείκτη BM και το SZ_{pt} είναι ο λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας (market equity) για κάθε χαρτοφυλάκιο τον χρόνο t , αντίστοιχα. Το ε_{pt} είναι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Τα α_i υπολογίζονται

από τον τύπο $\alpha_i = \frac{\sum \alpha_{it}}{T}$, $i=0,1,2,3$, και εκφράζουν τις εκτιμήσεις των ασφαλιστρων κινδύνου (risk premiums) που σχετίζονται με τους συγκεκριμένους παράγοντες κινδύνου ή τα χαρακτηριστικά των εταιριών.

Χρησιμοποιείται αρχικά η διαδικασία των **E.Fama & MacBeth** για να τρέξουμε τις παλινδρομήσεις και με την βοήθεια των μεταβλητών των 'beta' και των δεικτών BM εξηγείται η μεταβλητή του μεγέθους. Έπειτα προσθέτουμε τις τιμές των α_i και των καταλοίπων τους στις παραπάνω παλινδρομήσεις και

ονομάζουμε τώρα την μεταβλητή του μεγέθους '**AdjSZ**'. Το '**AdjSZ**' δείχνει και τις παραλλαγές της μεταβλητής του μεγέθους που δεν συλλαμβάνονται από το 'beta' και τον δείκτη BM. Στην ανάλυση των μετοχών μεμονωμένα θα χρησιμοποιείται το '**AdjSZ**' αντί για το SZ ώστε να μην έχουμε πρόβλημα πολυταυτογραμμικότητας (mutlicollinearity problem).

Σχέση μεταξύ μεγέθους, beta και δείκτη BM

Χώρα	Χρονική περίοδος	Intercept	Beta	BM
Χονγκ Κονγκ	Ιούλιος 1984-Ιούνιος 1993	8.63(95.57)	0.11(2.46)	-0.52(-23.55)
Κορέα	Ιούλιος 1982-Ιούνιος 1993	12.38(41.91)	0.19(0.72)	-0.59(-33.21)
Μαλαισία	Ιούλιος 1981-Ιούνιος 1993	5.50(52.11)	0.11(3.97)	-0.11(-3.91)
Ταϊβάν	Ιούλιος 1981-Ιούνιος 1993	10.29(88.71)	0.51(6.72)	-0.62(-16.84)
Ταϊλάνδη	Ιούλιος 1981-Ιούνιος 1993	9.26(115.23)	-0.03(-1.09)	-0.46(-18.52)

Χρησιμοποιείται η διαδικασία των E.Fama & MacBeth και για τον υπολογισμό του beta της κάθε μετοχής χρησιμοποιείται η μέθοδος των Scholes- Williams, δηλαδή $\beta = \beta^s / (1+2\rho_1)$. Οι συντελεστές έχουν υπολογιστεί με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και εκφράζουν τις μέσες τιμές.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως είναι σημαντική η θετική συσχέτιση ανάμεσα στα 'beta' στο **Χονγκ Κόνγκ**, στην **Μαλαισία** και στην **Ταϊβάν**. Η συσχέτιση ανάμεσα στο μέγεθος και στον δείκτη BM είναι σημαντικά αρνητική και

Fama – Macbeth παλινδρομήσεις στα χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη BM.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως το 'beta' είναι μη σημαντικό είτε χρησιμοποιείται μόνο του στην παλινδρόμηση είτε μαζί με άλλους παράγοντες. Αυτό σημαίνει πως η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το 'beta' της αγοράς είναι 'flat' για όλες τις αγορές.

Η επίδραση του μεγέθους και του δείκτη BM στις αποδόσεις των μετοχών ποικίλει από αγορά σε αγορά.

Η επίδραση του μεγέθους είναι σημαντική μόνο στην αγορά της **Κορέας**.

Οι συντελεστές του δείκτη BM είναι σημαντικοί στο **Χονγκ Κόνγκ**, στην **Κορέα**, στην **Μαλαισία**. Στην **Ταϊβάν** και στην **Ταϊλάνδη** δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Είδαμε πως η **Κορέα** έχει τις μεγαλύτερες τιμές στον δείκτη BM από όλες τις χώρες. Ακολουθούν το **Χονγκ Κόνγκ** και η **Μαλαισία**, έπειτα η **Ταϊβάν** και η

Ταϋλάνδη με τις δύο τελευταίες να έχουν δείκτες κάτω από την μονάδα και για τα 9 χαρτοφυλάκια. Από τον πίνακα παρακάτω φαίνεται πως το μέγεθος της σημαντικότητας στις μέσες αποδόσεις και στον δείκτη ΒΜ είναι μεγαλύτερο για τις χώρες που έχουν τις μεγαλύτερες τιμές, δηλαδή η **Κορέα & το Χονγκ Κονγκ**.

Fama – Macbeth παλινδρομήσεις στις μεμονωμένες μετοχές.

Από τον πίνακα που ακολουθεί βλέπουμε πως τα αποτελέσματα που παίρνουμε χρησιμοποιώντας την μέθοδο μεγίστης **πιθανοφάνειας (MLE)** είναι σχεδόν τα ίδια με τα αποτελέσματα που παίρνουμε με την **μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. (OLS)** Το 'beta' της αγοράς έχει την αναμενόμενη θετική τιμή στο **Χονγκ Κόνγκ**, στην **Κορέα**, και στην **Ταιβάν** όπου χρησιμοποιούμε την **μέθοδο MLE** αντί **για OLS**. Και με την μέθοδο των μεμονωμένων μετοχών παίρνουμε το ίδιο αποτέλεσμα όσον αφορά το 'beta' της αγοράς. Δηλαδή τα αποτελέσματα δείχνουν πως το 'beta' της αγοράς δεν έχει και εδώ την δυνατότητα να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών στις 5 αναπτυσσόμενες αγορές.

Η μέθοδος των Fama – Macbeth για τις αποδόσεις στα χαρτοφυλάκια και τις μεμονωμένες μετοχές.

Χαρτοφυλάκια		Μεμονωμένες μετοχές	
OLS		MLE	
Χονγκ Κονγκ: Ιούλιος 1984 - Ιούνιος 1993			
Intercept	0.00(0.00)	3.53(2.25)	1.43(1.17)
Beta	-0.44(-0.54)	-0.44(-1.02)	0.35(0.55)
Size	-0.08(-0.68)	-0.41(-2.67)	-0.17(-1.48)
Book to market	0.76(3.49)	0.76(3.95)	0.62(3.36)
Κορέα: Ιούλιος 1982 – Ιούνιος 1993			
Intercept	2.47(0.12)	1.20(0.38)	-5.69(-0.90)
Beta	-0.09(0.00)	-0.40(-0.16)	4.79(0.83)
Size	-0.35(-1.84)	-0.42(-2.33)	-0.35(-1.99)
Book to market	0.56(1.78)	1.07(4.00)	1.24(4.07)
Μαλαισία: Ιούλιος 1981 – Ιούνιος 1993			
Intercept	-0.85(-0.64)	0.54(0.48)	0.93(0.80)
Beta	1.03(1.11)	0.04(0.08)	-0.40(-0.49)
Size	-0.11(-0.93)	-0.27(-1.95)	-0.20(-1.70)
Book to market	0.26(0.84)	0.43(1.93)	0.36(1.43)
Ταιβάν: Ιούλιος 1981 – Ιούνιος 1993			
Intercept	5.60(1.41)	3.80(1.07)	2.55(0.73)

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Beta	1.15(0.90)	-0.03(-0.07)	0.25(0.26)
Size	-0.14(-0.57)	-0.09(-0.33)	-0.15(-0.57)
Book to market	-0.78(-1.15)	-0.35(-0.72)	0.09(0.16)
Ταϊλάνδη: Ιούλιος 1981 – Ιούνιος 1993			
Intercept	6.99(1.43)	6.43(1.47)	7.51(1.63)
Beta	-2.17(-1.43)	-0.46(-0.76)	-0.53(-0.49)
Size	-0.37(-1.49)	-0.60(-1.93)	-0.50(-1.95)
Book to market	-0.04(-0.06)	0.05(0.83)	0.07(0.09)

Η επίδραση του μεγέθους και του δείκτη ΒΜ φαίνεται πιο έντονα παρατηρώντας τα αποτελέσματα στις μεμονωμένες μετοχές. Οι συντελεστές στο μέγεθος είναι αρνητικοί και σημαντικοί σε όλες τις αγορές εκτός της **Ταιβάν**. Στην **Ταιβάν** είναι αρνητικός ο συντελεστής του μεγέθους αλλά δεν είναι σημαντικός. Οι συντελεστές του δείκτη ΒΜ είναι θετικοί και σημαντικοί στο **Χόνγκ Κόνγκ**, στην **Κορέα** και στην **Μαλαισία**. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως ενώ οι 5 αγορές έχουν διαφορετικό θεσμικό υπόβαθρο, το μέγεθος της εταιρίας φαίνεται να επηρεάζει όλες τις αγορές εκτός από την αγορά της Ταϊβάν. Ωστόσο, η επίδραση του δείκτη ΒΜ φαίνεται να υπάρχει μόνο για το **Χόνγκ Κόνγκ**, την **Κορέα** και τη **Μαλαισία**.

Η επίδραση του μήνα Ιανουαρίου.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως και πάλι το 'beta' της αγοράς δεν έχει και εδώ την δυνατότητα να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών στις 5 αναπτυσσόμενες αγορές με ή χωρίς τον **μήνα Ιανουάριο** στις μετρήσεις.

Οι αποδόσεις τόσο των χαρτοφυλακίων όσο και των μεμονωμένων μετοχών δείχνουν πως ο συντελεστής του μεγέθους με τον **μήνα Ιανουάριο** είναι αρνητικός σε όλες τις αγορές εκτός από το **Χόνγκ Κόνγκ**.

Τα αποτελέσματα από τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων δείχνουν πως το μέγεθος είναι σημαντικά αρνητικό με τον **μήνα Ιανουάριο** στο δείγμα μόνο στην **Κορέα** και είναι σημαντικά θετικό στο **Χόνγκ Κόνγκ**. Ο συντελεστής του μεγέθους για το δείγμα χωρίς τον **Ιανουάριο** είναι παντού αρνητικός αλλά στατιστικά ασήμαντος.

Τα αποτελέσματα για τις μεμονωμένες μετοχές είναι σχεδόν τα ίδια. Παρόλα ταύτα, ο συντελεστής του μεγέθους γίνεται θετικός αλλά οριακά στατιστικά

σημαντικός σε επίπεδο 10% με τον **Ιανουάριο** στο δείγμα και σημαντικά αρνητικός χωρίς τον **Ιανουάριο** στο δείγμα.

Επίσης, από τις αποδόσεις των μεμονωμένων μετοχών παρατηρούμε πως ο συντελεστής του μεγέθους είναι αρνητικός και σημαντικός για τους μήνες χωρίς τον **Ιανουάριο** για την **Μαλαισία** και την **Ταϊλάνδη**.

Η επίδραση του μεγέθους στην αγορά της **Κορέας** είναι αρνητική και συγκεντρώνεται τον μήνα **Ιανουάριο**.

Η επίδραση του μεγέθους στην αγορά του **Χονγκ Κόνγκ** είναι θετική και σημαντική τον μήνα **Ιανουάριο**, και αρνητική και σημαντική τους υπόλοιπους μήνες.

Η επίδραση του μεγέθους για την αγορά της **Μαλαισίας** και της **Ταϊλάνδης** είναι αρνητική και εμφανίζεται στους μήνες χωρίς τον **Ιανουάριο**.

Και ο δείκτης BM φαίνεται να έχει εποχικότητα. Ο συντελεστής του BM φαίνεται να είναι μη στατιστικά σημαντικός με τον **Ιανουάριο** στο δείγμα. Και στα χαρτοφυλάκια και στις μεμονωμένες μετοχές παρατηρείται ότι ο συντελεστής του BM είναι σημαντικά θετικός στο δείγμα χωρίς τον **Ιανουάριο** τόσο για το **Χονγκ Κόνγκ** όσο και για την **Κορέα**.

Ο συντελεστής του BM είναι σημαντικά θετικός στην αγορά της **Μαλαισίας** μόνο όταν χρησιμοποιούνται μεμονωμένες μετοχές.

Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market – Kiyoshi Kato and James S. Schallheim - 1985.

Η μελέτη αυτή αναφέρεται στο **φαινόμενο του Ιανουαρίου**, δηλαδή το φαινόμενο εκείνο κατά το οποίο τον μήνα Ιανουάριο οι αποδόσεις είναι κατά μέσο όρο υψηλότερες από τους άλλους μήνες. Επίσης, αναφέρεται και στο φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών και πως οι μικρού μεγέθους εταιρίες εμφανίζουν υψηλές αποδόσεις σε σύγκριση με τις εταιρίες μικρού μεγέθους.

Οι αποδόσεις για την μελέτη αυτή είναι από το αρχείο **Nisso Monthly Stock Returns**. Για τον αριθμό των μετοχών και το σύνολο των κεφαλαίων κάθε εταιρίας, χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα από το αρχείο **Nikkei Needs Financial Data** για την περίοδο **1964 έως 1981**. Στην μελέτη δεν περιλαμβάνονται οι τράπεζες και οι ασφαλιστικές εταιρίες, με αποτέλεσμα 102 εταιρίες να είναι εκτός του συγκεκριμένου δείγματος. Επίσης, δεν περιλαμβάνονται στο δείγμα οι εταιρίες που εισήχθησαν στο χρηματιστήριο κατά την περίοδο 1964-1981. Σύνολο 87 εταιρίες. Τέλος, 15 εταιρίες είναι εκτός δείγματος λόγω ελλιπών δεδομένων. Το σύνολο των εταιριών στο δείγμα είναι 529 το 1964 και 844 το 1980.

Δημιουργούνται 10 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. (Τιμή μετοχής Χ Αριθμός των κοινών μετοχών). Τα χαρτοφυλάκια ταξινομούνται κάθε χρόνο με βάση την χρηματιστηριακή αξία των εταιριών. Για την ανάλυση των χαρτοφυλακίων χρησιμοποιούνται δεδομένα από 17 έτη και για την ανάλυση των δεικτών δεδομένα από 29 έτη. Η ανάλυση των δεδομένων γίνεται με δύο διαφορετικές μεθοδολογίες. Πρώτα εξετάζονται τα δεδομένα για τις επιδράσεις του Ιανουαρίου και του μεγέθους στις πρώτες αποδόσεις των μετοχών. Έπειτα προσαρμόζονται οι αποδόσεις για να βρεθεί ο συστηματικός κίνδυνος χρησιμοποιώντας το μοντέλο της αγοράς. Αφού λίγοι είναι οι μελετητές που υποστηρίζουν πως το μοντέλο της αγοράς είναι στάσιμο για μεγάλες περιόδους, γίνεται εκτίμηση του μοντέλου της αγοράς. Χρησιμοποιούνται οι 60 προηγούμενες μηνιαίες αποδόσεις κάθε μετοχής στο

δείγμα για να υπολογιστούν οι παράμετροι του υποδείγματος της αγοράς. Οι παράμετροι επανεκτιμούνται κάθε μήνα χρησιμοποιώντας πάντα τις προηγούμενες 60 αποδόσεις για κάθε μετοχή. Τα α_i και τα b_i της παλινδρόμησης υπολογίζονται με την εξίσωση: $R_{it} = \alpha_i + b_i R_{mt} + e_{it}$, $t = (t-60), (t-59), \dots, (t-1)$, $i = 1, 2, \dots, n$ είναι ο αριθμός των εταιριών. R_{it} και R_{mt} είναι οι αποδόσεις των μετοχών και της αγοράς αντίστοιχα για την περίοδο 1964 – 1981. Η επιπλέον απόδοση για κάθε μετοχή υπολογίζεται από την εξίσωση: $e_{it} = R_{it} - \alpha_i - b_i R_{mt}$.

Τεκμηρίωση του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Για την ανάλυση του φαινομένου του Ιανουαρίου χρησιμοποιούμε δύο δείκτες, τον *Value Weighted Index (VWI)* και τον *Equally Weighted Index (EWI)*. Για τον έλεγχο της επίδρασης του Ιανουαρίου στους δύο παραπάνω δείκτες

χρησιμοποιείται η εξίσωση: $R_{it} = \alpha_{i1} + \sum_{j=2}^{12} D_{jt} \alpha_{ij} + e_{it}$,

Όπου,

i είναι ο δείκτης (*VWI*) ή ο δείκτης (*EWI*), R_{it} είναι η απόδοση του δείκτη i , τον μήνα t , D_{jt} είναι η εποχικότητα του μήνα j , και j είναι οι μήνες από Φεβρουάριο μέχρι και Δεκέμβριο.

Το α_{i1} εκφράζει την μέση απόδοση του μήνα Ιανουαρίου, και οι συντελεστές της εποχικότητας, δηλαδή $\alpha_{i2}, \dots, \alpha_{i12}$ εκφράζουν τις μέσες διαφορές στην απόδοση ανάμεσα στον Ιανουάριο και σε κάθε μήνα που ακολουθεί.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως και στους δύο δείκτες παρατηρείται το φαινόμενο της επίδρασης του Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών. Η μέση απόδοση του **Ιανουαρίου** με τον **δείκτη (EWI)** είναι μεγαλύτερη από την μέση απόδοση του **Ιανουαρίου** με τον **δείκτη (VWI)**. Συγκεκριμένα, η μέση συνολική απόδοση για το διάστημα 1952-1980 είναι 0,42% υψηλότερη με τον **δείκτη (EWI)** από ότι με τον **δείκτη (VWI)**. Το φαινόμενο αυτό είναι ένδειξη για επίδραση του μικρού μεγέθους των εταιριών καθώς ο **δείκτης (EWI)** επηρεάζεται περισσότερο από μικρές εταιρίες από ότι ο **δείκτης (VWI)**.

Για να εξετάσουμε την επίδραση του μικρού μεγέθους των εταιριών χρειάζεται να γνωρίζουμε το μέγεθος των εταιριών. Εδώ υπολογίστηκε το μέγεθος των εταιριών για την περίοδο 1964-1980, λόγω έλλειψης δεδομένων. Επίσης, το 1964 η αγορά της **Ιαπωνίας** άνοιξε και για τις ξένες αγορές. Για το λόγο αυτό θα εξετάσουμε τους δύο δείκτες της αγοράς πριν και μετά το 1964.

Τα αποτελέσματα έδειξαν πως μόνο ο **δείκτης (EWI)** είναι σημαντικός για το διάστημα πριν το 1964. Το γεγονός αυτό δείχνει πως το φαινόμενο του Ιανουαρίου ξεκινά στην Ιαπωνία την ίδια εποχή που η Γιαπωνέζικη οικονομία ανοίγει και για τους ξένους επενδυτές.

Το **φαινόμενο του Ιανουαρίου** ίσως να οφείλεται στις βιομηχανίες και γενικά στις μεγάλες εταιρίες. Η υπόθεση της πληροφόρησης εξηγεί το φαινόμενο των υψηλών αποδόσεων στις εταιρίες μικρού μεγέθους. Δηλαδή, ίσως το φαινόμενο των υψηλών αποδόσεων τον μήνα Ιανουάριο να οφείλεται στο γεγονός ότι υπάρχει πληθώρα πληροφοριών στο τέλος του έτους. Άλλωστε, οι μεγάλες βιομηχανίες προβαίνουν σε ανακοινώσεις και στην δημοσίευση πληροφοριών. Για να εξακριβωθεί η σχέση αυτή δημιουργήθηκαν 28 βιομηχανικοί δείκτες ένας για κάθε βιομηχανία. Κάθε δείκτης υπολογίστηκε παίρνοντας τον μέσο όρο των αποδόσεων των εταιριών σε κάθε βιομηχανία.

Η εξίσωση $R_{it} = \alpha_{i1} + \sum_{j=2}^{12} D_{ji} \alpha_{ij} + e_{it}$ υπολογίστηκε για κάθε ένα βιομηχανικό

δείκτη. Οι 7 από τους 28 δείκτες δεν εμφανίζουν σημαντικότητα στην εποχιακή επίδραση και η σκέψη πως ίσως οι δείκτες αυτοί να σχετίζονται φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών δεν ισχύει. Ίσως οι βιομηχανίες αυτές να σχετίζονται με την επίδραση της πληροφόρησης.

Έλεγχος των εποχιακών ανωμαλιών και των ανωμαλιών του μεγέθους των εταιριών

Η επίδραση του μεγέθους εξετάζεται χρησιμοποιώντας το 10 χαρτοφυλάκια που έχουν χωριστεί με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Υπολογίζονται τα 'beta' και οι συναρτήσεις της αυτοσυσχέτισης με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως τα 'beta' δεν σχετίζονται συστηματικά με το μέγεθος των εταιριών.

Η εξίσωση $R_{it} = \alpha_{i1} + \sum_{j=2}^{12} D_{ij} \alpha_{ij} + e_{it}$ εφαρμόστηκε και στα 10 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα έδειξαν α) οι μικρές εταιρίες έχουν κατά μέσο όρο υψηλότερες αποδόσεις από ότι οι μεγάλες τον Ιανουάριο. β) Το φαινόμενο του μήνα Ιανουαρίου είναι φαινόμενο που εμφανίζεται στις μικρού μεγέθους εταιρίες. γ) Οι συντελεστές των μεταβλητών για τους μήνες εκτός του Ιανουαρίου είναι αρνητικοί για όλα τα 10 χαρτοφυλάκια εκτός για τον μήνα Δεκέμβριο στον χαρτοφυλάκιο των μεγάλων εταιριών. Δηλαδή, οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών για την συγκεκριμένη περίοδο.

Υπολογίστηκε και η επιπλέον απόδοση για τα 10 χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας και του δύο δείκτες, τον **(EWI)** και τον **(VWI)**. Και με τους δύο δείκτες το φαινόμενο των υψηλών αποδόσεων τον μήνα Ιανουάριο αυξάνεται καθώς το μέγεθος των χαρτοφυλακίων μειώνεται. Επίσης, η επιπλέον απόδοση τον μήνα Ιανουάριο για τα χαρτοφυλάκια των μεγάλων εταιριών είναι αρνητική.

Η επίδραση του Ιουνίου.

Για να εξετάσουμε αν ισχύει η επίδραση του μήνα Ιουνίου στην γιαπωνέζικη αγορά χρησιμοποιούμε την εξίσωση:

$$R_{Pt} = \alpha_P + b_P R_{Mt} + c_{P1} D_t^{Jan} + c_{P2} D_t^{Jun} + c_{P3} D_t^{Dec},$$

Όπου,

R_{Mt} είναι η απόδοση του δείκτη της αγοράς. Εδώ θα εξετάσουμε και τους δύο δείκτες, τον **(EWI)** και τον **(VWI)**, D_t είναι η εποχικότητα του μήνα **Ιανουαρίου**, **Ιουνίου** και **Δεκεμβρίου**.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως τόσο τον **Ιανουάριο** όσο και τον **Ιούνιο** η εποχικότητα είναι στατιστικά σημαντική για τις μικρές εταιρίες. Όμως η σημαντικότητα των μεταβλητών εξαρτάται από τον δείκτη της αγοράς που χρησιμοποιείται. Για παράδειγμα, όταν χρησιμοποιείται ως δείκτης της αγοράς ο **(VWI)**, δεν παρατηρείται εποχικότητα ούτε για τον **Ιανουάριο** ούτε για τον Ιούνιο στις μεγάλες εταιρίες. Όταν χρησιμοποιείται ως δείκτης της αγοράς ο

(EWI), δεν παρατηρείται εποχικότητα ούτε για τον **Ιανουάριο** ούτε για τον Ιούνιο στις μεσαίου μεγέθους εταιρίες.

ΓΑΛΕΡΙΣΤΗΜΟ ΓΕΡΑΝ

Heteroscedasticity, R^2 , and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange- David J. Fowler, C. Harvey Rorke and Vijay M. Jog – 1979.

Η μελέτη αυτή θα εξετάσει ένα δείγμα μετοχών με ποικίλη εμπορευσιμότητα με σκοπό να καθορίσει την σχέση μεταξύ: α) της χαμηλής εμπορευσιμότητας και του R^2 και β) της χαμηλής εμπορευσιμότητας και της ετεροσκεδαστικότητας.

Μια μετοχή είναι:

Fat – αν συναλλαγές στην μετοχή αυτή συμβαίνουν την τελευταία μέρα κάθε περιόδου, εδώ την τελευταία μέρα του κάθε μήνα.

Almost fat – αν συναλλαγές στην μετοχή παραβιάζουν την παραπάνω απαίτηση μόνο για μία φορά ανάμεσα στους 94 μήνες παρατηρήσεων.

Moderate – αν υπάρχει τουλάχιστον μία συναλλαγή σε κάθε περίοδο, αλλά όχι απαραίτητα την τελευταία μέρα κάθε περιόδου.

Infrequent – αν δεν υπάρχει καμία συναλλαγή για μια περίοδο τουλάχιστον.

Οι μηνιαίες τιμές κλεισίματος, τα μερίσματα και οι αποδόσεις έχουν συγκεντρωθεί από το αρχείο Laval για την περίοδο Ιούνιος 1965 μέχρι και Ιούνιος 1976. Συνολικά 69 εταιρίες συμμετείχαν στην μελέτη. Το δείγμα των 69 εταιριών είχε τα εξής χαρακτηριστικά:

<u>Κατηγορία</u>	<u>Number of stocks</u>
Fat & Almost fat	30
Moderate	23
Infrequent	<u>16</u>
Total	69

Στην μελέτη χρησιμοποιούνται δύο δείκτες:

1.Ο **δείκτης TSE 300**, ο οποίος αποτελείται από 300 μετοχές. Αυτός ο δείκτης σχηματίζεται από 20% fat μετοχές, 74% moderate μετοχές και 6% infrequent.

Το σύστημα στάθμισης δίνει έμφαση στις μετοχές με μεγάλη εμπορευσιμότητα. Ο δείκτης αυτός δεν περιλαμβάνει μερίσματα.

2.Ο **δείκτης Global**, ο οποίος αποτελείται από 1000 μετοχές και περιλαμβάνει μετοχές από όλα τα παραπάνω είδη με ίση στάθμιση σε κάθε είδος. Εδώ περιλαμβάνονται και μερίσματα.

Για το υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιούνται δύο τρόποι: αριθμητικά, παίρνοντας πρώτες διαφορές και λογαριθμικά. Επομένως θα εξεταστεί η υπόθεση της ετεροσκεδαστικότητας λαμβάνοντας υπόψη δύο διαφορετικούς τρόπους υπολογισμού των αποδόσεων, δύο διαφορετικούς δείκτες και τρία διαφορετικά επίπεδα εμπιστοσύνης 1%, 5% και 10%.

Θα χρησιμοποιηθεί το υπόδειγμα της αγοράς, Market Model,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + E_{it},$$

Όπου,

R_{it} , R_{mt} είναι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και η απόδοση της i μετοχής την περίοδο t . Τα α_i και β_i είναι οι παράμετροι της παλινδρόμησης, E_{it} είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης τέτοιο ώστε να ισχύει:

1. $E(E_{it})=0$,
2. $V(E_{it})= V(E_{it-1})=\sigma_i^2$,
3. $COV(E_{it}, E_{it-1})=0$.

Οι υποθέσεις αυτές για το σφάλμα της παλινδρόμησης πρέπει να ισχύουν ώστε να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων για τον υπολογισμό του β_i .

Ακολουθώντας την διαδικασία των Martin & Klemkosky, 3 τεστ ετεροσκεδαστικότητας ακολουθούνται:

1.**Rank Correlation Test**. Περιλαμβάνει υπολογισμό των συσχετίσεων ανάμεσα στα σφάλματα της παλινδρόμησης του μοντέλου της αγοράς [E_{it}] και τις αντίστοιχες αποδόσεις της αγοράς για κάθε μετοχή σε όλο το δείγμα της περιόδου.

2.**Modified Bartlett Test**. Οι παρατηρήσεις για το R_{mt} κατατάχθηκαν με την σειρά. Για κάθε μία μετοχή οι αντίστοιχες τιμές του R_{it} χωρίστηκαν σε 4

ομάδες όπου η καθεμία περιλάμβανε 32 μήνες. Για τους μεσαίους 24 μήνες κάθε ομάδας τρέξαν ξεχωριστές παλινδρομήσεις με μηδενική υπόθεση, H_0 ότι δεν υπάρχει διαφορά ανάμεσα στην διακύμανση των καταλοίπων στα στις επιμέρους ομάδες. Το **β -test**, ορίζεται ως εξής:

$$B = \frac{NUM}{DEN}$$

Όπου $NUM = n \log \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{nV_j} - \sum_{j=1}^k n_j \log V_j$ και

$$DEN = 1 + \frac{1}{3(k-1) \left[\sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} - \frac{1}{n} \right]} \quad \text{με } n = \sum_{j=1}^k n_j \text{ και } k=4=\text{αριθμός των επιμέρους}$$

ομάδων, $V_j = \text{Var}(E_{it})$ για την j ομάδα. ($j=1,2,3,4$). Το τεστ σημαντικότητας έγινε χρησιμοποιώντας την κατανομή χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας.

3. Goldfield and Quandt Test: για κάθε μετοχή οι παρατηρήσεις ταξινομήθηκαν σε μια σειρά με βάση την απόδοση. Παραλείποντας την k (εδώ $k=45$) κεντρική παρατήρηση δημιουργήθηκαν ξεχωριστές παλινδρομήσεις στις πρώτες και στις τελευταίες παρατηρήσεις, δηλαδή $\frac{n-k}{2}$ και $\frac{n-k}{2}$ αντίστοιχα.

Το R_1 υπολογίστηκε με την κατανομή F με $\frac{n-k-4}{2}, \frac{n-k-4}{2}$ βαθμούς ελευθερίας (εδώ το $n=133$, και το $k=45$).

Υπολογίστηκε το R^2 για κάθε κλάση εμπορευσιμότητας. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι:

Σε όλες τις περιπτώσεις το R^2 είναι μικρότερο για τις μετοχές που παρουσιάζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Η χρήση λογαριθμικών αποδόσεων δίνει καλύτερα αποτελέσματα.

Ο δείκτης **Global**, δίνει γενικά υψηλότερες τιμές στο R^2 από αυτές του δείκτη **TSE 300**.

Υπολογίστηκε η ετεροσκεδάστικότητα με τα 3 τεστ και με τους 2 δείκτες. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι:

Εκτός από το τεστ του Spearman, Rank Correlation Test, τα δύο άλλα δείχνουν πως η συχνότητα των συναλλαγών έχει σημαντική επίπτωση στην ομοσκεδαστικότητα του καταλοίπου.

Τα αποτελέσματα στο Rank Correlation Test δείχνουν μια ασυνέπεια στην σχέση ανάμεσα στην ετεροσκεδαστικότητα και στην χαμηλή εμπορευσιμότητα των μετοχών.

Τα αποτελέσματα στο Goldfield and Quandt Test δείχνουν υψηλότερα επίπεδα ετεροσκεδαστικότητας από ότι το Modified Bartlett Test. Σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, κατά μέσο όρο, η μηδενική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας απορρίπτεται για 31% των μετοχών για τις αριθμητικές αποδόσεις ανεξάρτητα από τον δείκτη που χρησιμοποιείται. Όταν οι αποδόσεις υπολογίζονται λογαριθμικά τότε η μηδενική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας απορρίπτεται για το 26% των μετοχών. Για επίπεδο σημαντικότητας 5% και για τις ομάδες μετοχών έχουμε:

Απόδοση	Αριθμητικές αποδόσεις	Λογαριθμικές αποδόσεις
Κλάση εμπορευσιμότητας		
Fat and Almost Fat	18%	15%
Moderate	33%	29%
Infrequent	53%	41%

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως η ετεροσκεδαστικότητα είναι ξεκάθαρη όταν χρησιμοποιούμε τον δείκτη TSE 300, αλλά δεν είναι τόσο έντονη στην Fat and Almost Fat κλάση εμπορευσιμότητας. Φαίνεται πως όταν χρησιμοποιούμε τις λογαριθμικές αποδόσεις στο μοντέλο της αγοράς, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + E_{it}$, μειώνεται το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας.

Το R^2 για το μοντέλο της αγοράς, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + E_{it}$, μειώνεται στις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας.

Συνοπτική Παρουσίαση των Εμπειρικών Μελετών

Μελέτες σε αναπτυσσόμενες αγορές.

Ο **Michalis Glezakos** μελέτησε το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών την περίοδο 1970-1981 και έδειξε πως υπάρχει μια σημαντική και γραμμική σχέση μεταξύ των κεφαλαιακών αποδόσεων και των αποδόσεων των μετοχών. Το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών φαίνεται να επηρεάζει τις αποδόσεις μόνο με την προϋπόθεση ότι οι μετοχές δίνουν και υψηλή κεφαλαιακή απόδοση. Κατά συνέπεια, οι εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης υπερισχύουν καθώς οι αποδόσεις τους επηρεάζονται από σημαντικούς παράγοντες ένας εκ των οποίων είναι και η κεφαλαιακή απόδοση. Όσον αφορά την επίδραση του μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών αργότερα οι **Andy C.W. Chui, K.C. John Wei (1998)** εξέτασαν την επίδραση αυτή για τις αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής του Δυτικού Ειρηνικού. Επίσης εξέτασαν την σχέση ανάμεσα στην μέση απόδοση των μετοχών και στο 'beta' της αγοράς καθώς και την σχέση ανάμεσα στην μέση απόδοση των μετοχών και στον δείκτη BTM equity. Έδειξαν πως το 'beta' είναι μη σημαντικό είτε χρησιμοποιείται μόνο του στην παλινδρόμηση είτε μαζί με άλλους παράγοντες. Αυτό σημαίνει πως η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το 'beta' της αγοράς είναι 'flat' για όλες τις αγορές. Επίσης, παρατήρησαν πως η επίδραση του μεγέθους και του δείκτη BM στις αποδόσεις των μετοχών ποικίλει από αγορά σε αγορά. Αργότερα, ο Ινδός **G.Senthilkumar (2009)** εξέτασε εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Ινδιών για το διάστημα 04/2002-03/2008 χωρισμένες ανά κλάδο δραστηριότητας. Εξέτασε την επίδραση του μεγέθους αλλά και του δείκτη MTB equity. Ο **G.Senthilkumar (2009)** μελέτησε την cross sectional επίδραση που έχουν στις αποδόσεις των μετοχών, το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και ο δείκτης MTB equity. Όταν στο τέστ ελέγχονται μόνες οι μεταβλητές, τότε η αρνητική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος και στις αποδόσεις των μετοχών υπάρχει και είναι σημαντική. Ενώ όταν στο τέστ περιλαμβάνονται και οι δύο μεταβλητές, τότε ο δείκτης MTB equity απορροφά την επίδραση του μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών.

Μελέτες στην αγορά της Νέας Υόρκης.

Ο **Rolf W. Banz (1981)** ήταν ο πρώτος που εισήγαγε τον όρο 'size effect'. Εξέτασε την σχέση μεταξύ της συνολικής χρηματιστηριακής αξία των κοινών μετοχών μιας εταιρίας και της απόδοσης της μετοχής. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι στο διάστημα 1936-1975 στο NYSE οι κοινές μετοχές των μικρών εταιριών είχαν κατά μέσο όρο υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των μεγάλων εταιριών. Οι μικρές εταιρίες έχουν πράγματι μεγαλύτερα 'beta' και υψηλότερες μέσες αποδόσεις σε σύγκριση με τις μεγάλες εταιρίες αλλά η σχέση ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις και στο 'beta' για χαρτοφυλάκια χωρισμένα με βάση το μέγεθος είναι πιο απότομη από την σχέση που παίρνουμε με το CAPM. Τα αποτελέσματα αυτά προκάλεσαν έντονο ενδιαφέρον και από τότε πολλοί ερευνητές μελέτησαν την αγορά της Νέας Υόρκη για εκείνη την περίοδο. Συγκεκριμένα, ο **Marc R. Reinganum (1981)** '*Misspecification of capital asset pricing, Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values*' μελέτησε πόσο σχετίζεται το 'size effect' με το 'E/P effect'. Ομοίως έπραξε και ο Ο **Sanjoy Basu (1983)** λίγο αργότερα.

Ας εξετάσουμε τι ανακάλυψαν δύο αυτοί ερευνητές. Ο **Marc R. Reinganum (1981)** έδειξε πως για την περίοδο 1976-1977, το 'size effect' επιδρά περισσότερο στις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με το 'E/P effect'. Αντίθετα, ο **Sanjoy Basu (1983)** έδειξε πως για το διάστημα 04/1963-03/1980 το μέγεθος των εταιριών έχει μια έμμεση επίδραση στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο για τις εταιρίες στο NYSE. Η επίδραση στις αποδόσεις των εταιριών στο NYSE από τον παράγοντα 'size effect', για την συγκεκριμένη περίοδο, φάνηκε να είναι μικρότερη από την επίδραση του 'E/P effect'. Επίσης, έδειξε πως η επίδραση του 'E/P effect' ποικίλλει αντίστροφα με το μέγεθος των εταιριών. Συγκεκριμένα, η επίδραση του 'E/P effect' είναι αδύναμη για τις μεγάλες σε σχέση με τις μεσαίου μεγέθους εταιρίες του NYSE. Όμως, και οι δύο αυτοί ερευνητές χρησιμοποιώντας διαφορετικές μεθοδολογίες κατέληξαν στο κοινό συμπέρασμα πως τα φαινόμενα του 'size effect' και του 'E/P effect' υποδηλώνουν πως το **one – period CAPM** δεν

είναι καλά ορισμένο και όχι πως ευθύνεται ότι η αγορά είναι μη αποτελεσματική.

Στο ίδιο αποτέλεσμα, δηλαδή ότι το υπόδειγμα CAPM δεν είναι καλά προσδιορισμένο κατέληξαν και οι **Ivan L. Lustig and Philip A. Leinbacj (1983)**. Συγκεκριμένα, αυτοί πήραν την περίοδο 1951- 1979 και επανέλαβαν τα αποτελέσματα από άλλες μελέτες για την επίδραση του μικρού μεγέθους των εταιριών μέσα στα πλαίσια του υποδείγματος CAPM. Προσπάθησαν να εξακριβώσουν αν το υπόδειγμα CAPM περιγράφει επαρκώς την συμπεριφορά τόσο των εταιριών μικρού μεγέθους όσο και των εταιριών μεγάλου μεγέθους και αν οι μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μικρών εταιριών είναι σημαντικά μεγαλύτερες από τις μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μεγάλων εταιριών. Παρατήρησαν πως το CAPM δεν μοντελοποιεί σωστά την συμπεριφορά των μικρών εταιριών, ενώ για τις μεγάλες εταιρίες οι παραβιάσεις δεν είναι έντονες. Άρα το CAPM δεν είναι καλά προσδιορισμένο και το φαινόμενο των μικρών εταιριών μας το αποδεικνύει. Ένα χρόνο αργότερα, οι **Stephen J. Brown, Christopher B. Barry (1984)** εξέτασαν την υπόθεση ότι οι μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών οφείλονται στο μοντέλο της αγοράς που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως το μοντέλο της αγοράς δεν είναι καλά καθορισμένο, εξαιτίας συστηματικών επιδράσεων από το μέγεθος των εταιριών και από την περίοδο που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο. Οι μικρού μεγέθους εταιρίες για τις οποίες το μοντέλο δεν είναι καλά προσδιορισμένο φαίνεται να είναι εκείνες οι εταιρίες που έχουν και την μικρότερη περίοδο διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο.

Οι **Hans R. Stoll, Robert E. Whaley (1983)** προσπάθησαν να εξηγήσουν το *'size effect'* λαμβάνοντας υπόψη και την επίδραση του κόστους συναλλαγών, *'transaction cost'* στις εταιρίες με μικρή και μεγάλη κεφαλαιοποίηση. Παρατήρησαν πως οι επιπλέον αποδόσεις στις μικρές εταιρίες οφείλονται εν μέρει και στα κόστη συναλλαγών, τα οποία δεν τα λαμβάνουμε υπόψη. Όταν ο επενδυτής διαμορφώνει ένα χαρτοφυλάκιο από εταιρίες μικρού μεγέθους αντιμετωπίζει υψηλότερα κόστη συναλλαγών από ότι όταν διαμορφώνει

χαρτοφυλάκια με εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Επομένως οι επιπλέον αποδόσεις στις μικρές εταιρίες αντισταθμίζονται από τα υψηλά κόστη συναλλαγών που έχουν οι μικρές εταιρίες και δεν λαμβάνονται υπόψη.

Αργότερα, οι **Fama & French (1992)** '*The cross –section of expected stock returns*', εξέτασαν πιο λεπτομερώς από την έρευνα του **Rolf W. Banz (1981)** για την επίδραση του '*size effect*' χωρίζοντας τις μετοχές με βάση την χρηματιστηριακή αξία και έπειτα με βάση το beta και έδειξαν πως οι μετοχές με υψηλές τιμές στον κίνδυνο δεν έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις εταιρίες με χαμηλά 'beta' του ίδιου μεγέθους, δηλαδή της ίδιας χρηματιστηριακής αξίας.

Μελέτη στην αγορά της Ιαπωνίας.

Οι **Kiyoshi Kato & James S. Schallheim (1985)** εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου αλλά για την αγορά της Ιαπωνίας. Επίσης, εξέτασαν το φαινόμενο του '*size effect*' και πως οι μικρού μεγέθους εταιρίες εμφανίζουν υψηλές αποδόσεις σε σύγκριση με τις εταιρίες μεγάλου μεγέθους. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως τόσο τον Ιανουάριο όσο και τον Ιούνιο η εποχικότητα είναι στατιστικά σημαντική για τις μικρές εταιρίες. Όμως η σημαντικότητα των μεταβλητών εξαρτάται από τον δείκτη της αγοράς που χρησιμοποιείται. Για παράδειγμα, όταν χρησιμοποιείται ως δείκτης της αγοράς ο (**VWI**), δεν παρατηρείται εποχικότητα ούτε για τον Ιανουάριο ούτε για τον Ιούνιο στις μεγάλες εταιρίες. Όταν χρησιμοποιείται ως δείκτης της αγοράς ο (**EWI**), δεν παρατηρείται εποχικότητα ούτε για τον Ιανουάριο ούτε για τον Ιούνιο στις μεσαίου μεγέθους εταιρίες.

Μελετητής	Έτος	Συνοπτική Παρουσίαση των Εμπειρικών Μελετών			
		Σκοπός	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Συμπεράσματα
Γλεζάκος Μιχαήλ	1993	Εξετάζει την σχέση ανάμεσα στο μέγεθος και την απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ.	Υπολογίζει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με τον δείκτη της αγοράς για να εκτιμήσει τα beta.2 Ο υπολογισμός των επιπλέον αποδόσεων στηρίζεται στο μοντέλο του δείκτη της αγοράς: $e_{pt} = R_{pt} - (a_p + b_p R_{mt})$	Το δείγμα αποτελείται από εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών για το διάστημα 1970-1981.	Το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών φαίνεται να επηρεάζει τις αποδόσεις μόνο με την προϋπόθεση ότι οι μετοχές δίνουν και υψηλή κεφαλαιακή απόδοση. Οι εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης υπερσχύουν καθώς οι αποδόσεις τους επηρεάζονται από παράγοντες όπως η κεφαλαιακή απόδοση.
G.Senthilkumar	2009	Μελετά την cross sectional επίδραση που έχουν στις αποδόσεις των μετοχών, το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης και ο δείκτης MTB equity.	Η μεθοδολογία στηρίζεται στην διαδικασία που ακολούθησαν οι Fama & Mac Beth (1973) αλλά σε μεμονωμένες μετοχές και όχι σε χαρτοφυλάκια.	Το δείγμα αποτελείται από εισηγμένες επιλεγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Ινδίων για το διάστημα 04/2002-03/2008. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν ήταν οι μηνιαίες τιμές.	Υπάρχουν διαφορετικές επιδράσεις του MV και του MTBV ανάλογα με τον κλάδο των εταιριών. Στον βιομηχανικό κλάδο των τσιμέντων και της διαφοροποίησης, οι αποδόσεις των εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση. Στον κλάδο των τσιμέντων όταν κάνουμε έλεγχο με βάση το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης, τότε ο δείκτης MTB εξακολουθεί να καταλαμβάνει σημαντικό επεξηγηματικό ρόλο στις cross- section μέσες αποδόσεις. Αντίθετα, όταν κάνουμε έλεγχο με βάση τον δείκτη της ανάπτυξης, δεν υπάρχει καμία επίδραση από το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης.
David J. Fowler, C. Harvey Rorke and Vijay M. Jog	1979	Η μελέτη αυτή θα εξετάσει ένα δείγμα μετοχών με ποικίλη εμπορευσιμότητα με σκοπό να καθορίσει την σχέση μεταξύ: α) της χαμηλής εμπορευσιμότητας και του R^2 και β) της χαμηλής εμπορευσιμότητας και της ετεροσκεδαστικότητας.	Ακολουθώντας την διαδικασία των Martin & Klemkosky, 3 τεστ ετεροσκεδαστικότητας ακολουθούνται: 1.Rank Correlation Test, 2.Modified Bartlett Test, 3. Goldfield and Quandt Test.	Οι μηνιαίες τιμές κλεισίματος, τα μερίσματα και οι αποδόσεις έχουν συγκεντρωθεί από το αρχείο Laval για την περίοδο Ιούνιος 1965 μέχρι και Ιούνιος 1976. Συνολικά 69 εταιρίες συμμετείχαν στην μελέτη.	Φαίνεται πως όταν χρησιμοποιούμε τις λογαριθμικές αποδόσεις στο μοντέλο της αγοράς, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + E_{it}$, μειώνεται το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας. Το R^2 για το μοντέλο της αγοράς, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + E_{it}$, μειώνεται στις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας.

Μελετητής	Έτος	Σκοπός	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Συμπεράσματα
Rolf W. Banz -	1981	Η μελέτη αυτή εξετάζει την σχέση μεταξύ της συνολικής χρηματιστηριακής αξία των κοινών μετοχών μιας εταιρίας και της απόδοσης της μετοχής.	Οι μετοχές έχουν χωριστεί σε 25 χαρτοφυλάκια, από αυτά τα πρώτα 5 με βάση την χρηματιστηριακή αξία, έπειτα οι μετοχές στα χαρτοφυλάκια αυτά κατατάσσονται στην σειρά με βάση το b. Χρησιμοποιούνται 3 διαφορετικοί δείκτες. Οι δύο από αυτούς είναι ο δείκτης CRSP και ο σταθμισμένος CRSP δείκτης ενώ ο τρίτος είναι ένας συνδυασμός του σταθμισμένου CRSP δείκτη και των αποδόσεων των εταιρικών και κρατικών ομολόγων από Ibbotson και Sinquefeld (1977).	Το δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές στο NYSE τουλάχιστον για 5 έτη ανάμεσα στο 1926 και 1975.	Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι στο διάστημα 1936-1975 οι κοινές μετοχές των μικρών εταιριών είχαν κατά μέσο όρο υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των μεγάλων εταιριών. Οι μετοχές των εταιριών με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία έχουν μικρότερες αποδόσεις κατά μέσο όρο από τις εταιρίες με μικρή χρηματιστηριακή αξία.
Sanjoy Basu	1983	Η μελέτη αυτή εξετάζει την σχέση ανάμεσα στη κεφαλαιακή απόδοση (E/P ratios), στο μέγεθος της εταιρίας, και την απόδοση των μετοχών των εισηγμένων στο NYSE.	Οι μετοχές χωρίστηκαν σε ομάδες με βάση τον δείκτη E/P και με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Τα E/P για κάθε χρόνο κατατάχθηκαν σε 5 χαρτοφυλάκια. Το EP1 περιελάμβανε τις εταιρίες με το μικρότερο E/P ratios. Η διαδικασία επαναλήφθηκε αλλά με βάση την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Έτσι προέκυψαν 5 χαρτοφυλάκια, το MV1 περιελάμβανε τις εταιρίες με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία.	Τα δεδομένα καλύπτουν το διάστημα 04/1963-03/1980 για εισηγμένες στο NYSE εταιρίες από 01/01 και η μετοχής της να διαπραγματεύτηκε στο χρηματιστήριο το λιγότερο ένα μήνα από κάθε έτος. Συνολικά 900 εταιρίες εντάχθηκαν στο δείγμα για κάθε ένα από τα 17 έτη της μελέτης.	Τα χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιακή απόδοση, σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος της εταιρίας, είναι λιγότερο ευαίσθητα σε προβλήματα που σχετίζονται με την ισχύ του CAPM. Το μέγεθος των εταιριών έχει μια έμμεση επίδραση στις αποδόσεις που σχετίζονται με τον κίνδυνο για τις εταιρίες στο NYSE. Η επίδραση στις αποδόσεις των εταιριών στο NYSE από τον παράγοντα «μέγεθος», για την συγκεκριμένη περίοδο, φάνηκε να είναι μικρότερη από την επίδραση του παράγοντα της κεφαλαιακής απόδοσης. Επίσης, η επίδραση της κεφαλαιακής απόδοσης ποικίλλει αντίστροφα με το μέγεθος των εταιριών. Συγκεκριμένα, η επίδραση του E/P ratio είναι αδύναμη για τις μεγάλες σε σχέση με τις μεσαίου μεγέθους εταιρίες του NYSE.

Μελετητής	Έτος	Δεδομένα	Συμπεράσματα	Σκοπός	Μεθοδολογία
Stephen J. Brown, Christopher B. Barry	1984	<p>Η μελέτη αυτή εξετάζει την υπόθεση ότι οι μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών οφείλονται στο μοντέλο της αγοράς που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.</p>	<p>Υπολογίζουμε ένα βήμα μπροστά τα κατάλοιπα για να εξετάσουμε αν είναι σωστός ο προσδιορισμός του μοντέλου της αγοράς. Για κάθε μήνα, οι μετοχές του δείγματος χωρίστηκαν ανεξάρτητα με βάση το μέγεθος των εταιριών και με βάση τους μήνες που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο σε δύο κατηγορίες.</p>	<p>Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται περιλαμβάνουν μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE από τον Δεκέμβριο του 1926 έως Δεκέμβριο του 1980, οι οποίες διαπραγματεύονταν για μια περίοδο τουλάχιστον 61 μηνών και οι οποίες είχαν τουλάχιστον 21 μηνών δεδομένα αποδόσεων στον δείκτη CRSP, για να εκτιμηθεί το μοντέλο της αγοράς.</p>	<p>Το μοντέλο της αγοράς δεν είναι καλά καθορισμένο, εξαιτίας συστηματικών επιδράσεων από το μέγεθος των εταιριών και από την περίοδο που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο. Οι μικρού μεγέθους εταιρίες για τις οποίες το μοντέλο δεν είναι καλά προσδιορισμένο φαίνεται να είναι εκείνες οι εταιρίες που έχουν και την μικρότερη περίοδο διαπραγμάτευσης στο χρηματιστήριο.</p>
Ivan L. Lustig and Philip A. Leinbacj	1983	<p>Η μελέτη αυτή εξετάζει αν το υπόδειγμα CAPM περιγράφει επαρκώς την συμπεριφορά τόσο των εταιριών μικρού μεγέθους όσο και των εταιριών μεγάλου μεγέθους. Επίσης εξετάζει αν οι μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μικρών εταιριών είναι σημαντικά μεγαλύτερες από τις μη κανονικές αποδόσεις στις μετοχές των μεγάλων εταιριών.</p>	<p>Το διάστημα 1931 - 1979 χωρίστηκε σε 9 πενταετής περιόδους και σε μια τετραετή (1976-1979). Σε κάθε μία από αυτές τις περιόδους σχηματίστηκαν δύο χαρτοφυλάκια ανάλογα με την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών.</p>	<p>Το δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο NYSE από το 1926 έως το 1979. Η περίοδος που εξετάστηκε ήταν από το 1931 μέχρι το 1979.</p>	<p>Το CAPM δεν μοντελοποιεί σωστά την συμπεριφορά των μικρών εταιριών, ενώ για τις μεγάλες εταιρίες οι παραβιάσεις δεν είναι έντονες. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι το beta καθορίζεται από την παλινδρόμηση των αποδόσεων των μεγάλων εταιριών αφού οι αποδόσεις είναι οι market-value weighted returns και αντικατοπτρίζουν την συνεισφορά της κάθε εταιρίας.</p>

Μελετητής	Έτος	Δεδομένα	Συμπεράσματα	Σκοπός	Μεθοδολογία
Kiyoshi Kato & James S. Schallheim.	1985	Η μελέτη αυτή αναφέρεται στο φαινόμενο του Ιανουαρίου, και πως οι αποδόσεις είναι κατά μέσο όρο υψηλότερες από τους άλλους μήνες. Επίσης, αναφέρεται και στο φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών και πως οι μικρού μεγέθους εταιρίες εμφανίζουν υψηλές αποδόσεις σε σύγκριση με τις εταιρίες μικρού μεγέθους.	Δημιουργούνται 10 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Η ανάλυση των δεδομένων γίνεται με δύο διαφορετικές μεθοδολογίες. Πρώτα εξετάζονται τα δεδομένα για τις επιδράσεις του Ιανουαρίου και του μεγέθους στις πρώτες αποδόσεις των μετοχών. Έπειτα προσαρμόζονται οι αποδόσεις για να βρεθεί ο συστηματικός κίνδυνος χρησιμοποιώντας το μοντέλο της αγοράς.	Για τον αριθμό των μετοχών και το σύνολο των κεφαλαίων κάθε εταιρίας, χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα από το αρχείο Nikkei Needs Financial Data για την περίοδο 1964 έως 1981.	Τα αποτελέσματα δείχνουν πως τόσο τον Ιανουάριο όσο και τον Ιούνιο η εποχικότητα είναι στατιστικά σημαντική για τις μικρές εταιρίες. Όμως η σημαντικότητα των μεταβλητών εξαρτάται από τον δείκτη της αγοράς που χρησιμοποιείται.
Andy C.W. Chui, K.C. John Wei	1998	Η μελέτη αυτή στοχεύει στο να εξετάσει την σχέση ανάμεσα στο στην μέση απόδοση των μετοχών και στο beta της αγοράς, στον δείκτη BTM equity καθώς και στο μέγεθος της αγοράς ανάμεσα σε αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής Pacific-Basin. Επίσης, εξετάζει πως η εποχικότητα συνδέεται με τον δείκτη BM και με το μέγεθος των εταιριών στις παραπάνω αγορές.	Χρησιμοποιείται η διαδικασία των Fama & MacBeth και για τον υπολογισμό του beta της κάθε μετοχής χρησιμοποιείται η μέθοδος των Scholes-Williams, δηλαδή $\beta = \beta^s / (1 + 2\rho_1)$.	Οι μηνιαίες αποδόσεις και τα λογιστικά δεδομένα για τις 5 αναπτυσσόμενες αγορές συγκεντρώθηκαν από την βάση δεδομένων PACAP από το University of Rhode Island. Το δείγμα καλύπτει συνολικά το διάστημα από 07/1977 μέχρι 07/1993 με κάποιες διαφορές στην διαθεσιμότητα των δεδομένων από χώρα σε χώρα.	1. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως το beta είναι μη σημαντικό είτε χρησιμοποιείται μόνο του στην παλινδρόμηση είτε μαζί με άλλους παράγοντες. <u>Αυτό σημαίνει πως η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το beta της αγοράς είναι 'flat' για όλες τις αγορές.</u> Η επίδραση του μεγέθους και του δείκτη BM στις αποδόσεις των μετοχών ποικίλει από αγορά σε αγορά. 2. Η επίδραση του μεγέθους και του δείκτη BM φαίνεται πιο έντονα παρατηρώντας τα αποτελέσματα στις μεμονωμένες μετοχές. 3. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως και πάλι το beta της αγοράς δεν έχει και εδώ την δυνατότητα να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών στις 5 αναπτυσσόμενες αγορές με ή χωρίς τον μήνα Ιανουάριο στις μετρήσεις.

Κεφάλαιο 4

Υποθέσεις του Μοντέλου

Κλασικές υποθέσεις (Classical Assumptions) για τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης:

1. **Γραμμικότητα** (Linearity), δηλαδή να είναι της μορφής :
$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \dots + \beta_k X_{k,t} + u_t$$
2. **$E(u_t) = 0$** (Zero Mean), δηλαδή η μέση τιμή του σφάλματος είναι ίση με μηδέν.
Αποδεικνύεται μαθηματικά πως η συνθήκη αυτή εξασφαλίζεται αν στην παλινδρόμηση που θα τρέξουμε έχουμε σταθερό όρο. Επομένως την συνθήκη αυτή την έχουμε εξασφαλίσει για το μοντέλο μας.
3. **$Var(u_t) = \sigma^2$** (Homoskedasticity), δηλαδή έχω ομοσκεδαστικότητα.
4. **$Cov(u_t, u_s) = 0$** , δηλαδή τα σφάλματα δεν σχετίζονται.
Οι υποθέσεις αυτές για το σφάλμα της παλινδρόμησης πρέπει να ισχύουν ώστε να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων που θα ακολουθήσουμε για τον προσδιορισμό των παραμέτρων του μοντέλου μας.

Άλλες Υποθέσεις του μοντέλου.

$Cov(X_t, u_t) = 0$ ή έχω ενδογένεια, δηλαδή οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν σχετίζονται με το σφάλμα.

1. Time stability of the coefficients ή τα $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k, \sigma^2$ παραμένουν σταθερά στον χρόνο.

Μέθοδοι Εκτίμησης

1. Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων – Ordinary Least Squares (OLS).
2. Μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας.
3. Μέθοδος των δειγματικών ροπών.

Εμείς θα χρησιμοποιήσουμε την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων – Ordinary Least Squares (OLS) που ακολουθούν και οι Eugene F. Fama ; James D. MacBeth (1973) στην μεθοδολογία τους.

Για την εκτίμηση των παλινδρομήσεων χρησιμοποιήθηκαν το πρόγραμμα e-views 6.

Μια παλινδρόμηση περιλαμβάνει την ανεξάρτητη και την εξαρτημένη μεταβλητή. Ο συντελεστής της ανεξάρτητης μεταβλητής μας δείχνει πως επηρεάζει η ανεξάρτητη την εξαρτημένη μεταβλητή, με σταθερές όλες τις υπόλοιπες μεταβλητές.

Το **standard deviation** ή τυπική απόκλιση μας δείχνει πόσο αξιόπιστοι είναι οι συντελεστές της παλινδρόμησης που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Όσο μικρότερη η τυπική απόκλιση τόσο πιο αξιόπιστες οι εκτιμήσεις μας και κατά συνέπεια και τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης.

Το **t-statistic** που είναι το κλάσμα της εκτιμημένης μεταβλητής $a_{1,t}$ προς την τυπική απόκλισή της, ελέγχει την μηδενική υπόθεση, H_0 ότι ένας συντελεστής ισούται με μηδέν, δηλαδή $H_0: a_{0,t} = a_{1,t} = 0$.

Αν η απόλυτη τιμή του **t-statistic**, δηλαδή $|t-statistic| < 1,96$ δεν απορρίπτω την H_0 . Αυτό σημαίνει πως ο συντελεστής μου ισούται με μηδέν οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντικός (επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$).

Αν η απόλυτη τιμή του **t-statistic**, δηλαδή $|t-statistic| > 1,96$ απορρίπτω την H_0 . Αυτό σημαίνει πως ο συντελεστής μου δεν ισούται με μηδέν οπότε είναι στατιστικά σημαντικός (επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$).

Το **prob – probability – p-value** το χρησιμοποιούμε για να απορρίψουμε ή να μην απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι μια εκτιμημένη μεταβλητή είναι ίση με το μηδέν, δηλαδή $H_0: a_{1,t} = 0$. Αν το **p-value** $< 0,05$ τότε απορρίπτουμε την H_0 ενώ αν το **p-value** $> 0,05$ δεν απορρίπτουμε την H_0 .

Το **Durbin- Watson Statistic** μας δείχνει τι συσχέτιση υπάρχει ανάμεσα στα residuals. Όταν οι τιμές του **Durbin- Watson Statistic** < 2, σημαίνει πως υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων. Οι επιθυμητές τιμές για τον δείκτη αυτό είναι οι τιμές κοντά στο 2.

Το **Akaike Information Criterion & το Schwarz Criterion** μας δείχνει πόσους συντελεστές θα έχουμε στο μοντέλο μας. Το κατάλληλο το μοντέλο θα είναι εκείνο που θα δίνει τις πιο μικρές κριτικές τιμές στους δύο δείκτες.

Το **F-statistic** ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με μηδέν, δηλαδή $H_0: a_{1,t} = a_{2,t} = \dots = a_{n,t} = 0$.

Αν το prob – p-value του F-statistic είναι μεγαλύτερο του 0,05 δηλαδή **prob F-statistic** > 0,05 τότε δεν απορρίπτεται η H_0 και αν **prob F-statistic** < 0,05 τότε απορρίπτεται η H_0 , ότι δηλαδή όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με το μηδέν. Μια υψηλή τιμή στα F-tests καταδεικνύει ότι οι συγκεκριμένες παλινδρομήσεις έχουν μεγάλη ισχύ.

Αν η τιμή του R^2 είναι αρκετά υψηλή αυτό δείχνει πως η μεταβλητότητα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων εξηγείται από την μεταβλητότητα του MV, του MTBV ή του beta αντίστοιχα.

Υπολογισμός των Μεταβλητών

Η **χρηματιστηριακή αξία** των μετοχών Market Value - (MV) είναι το γινόμενο της τιμής της μετοχής επί τον αριθμό των κοινών μετοχών, ήτοι Χρηματιστηριακή αξία, $XA_t = (N) \times \text{Τιμή μετοχής}$, όπου N ο αριθμός των κοινών μετοχών.

Ο **δείκτης MTBV** είναι το πηλίκο της Χρηματιστηριακής Αξίας διά την Λογιστική Αξία της μετοχής το προηγούμενο οικονομικό έτος, ήτοι

$$MTBV = \frac{\text{Market Value}}{\text{Book Value}}$$

Το **beta coefficient** το υπολογίζουμε από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και

$$\text{είναι } b_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})} .$$

Όπου,

R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t .

R_{Mt} είναι τυχαία μεταβλητή, η απόδοση του δείκτη της αγοράς.

Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με την εξίσωση: $R_{it} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t}}$

Όπου,

$R_{i,t}$ είναι η απόδοση της μετοχής i την περίοδο t .

$P_{i,t}$ είναι η τιμή της μετοχής i την περίοδο t .

$P_{i,t-1}$ είναι η τιμή της μετοχής i την περίοδο $t-1$.

Σύμφωνα με εμπειρικές μελέτες (Philip Brown, Allan W. Kleidon & Terry A. Marsh-1983) η σχέση ανάμεσα στην απόδοση και στην χρηματιστηριακή αξία των μετοχών δεν είναι γραμμική, επομένως για καλύτερα αποτελέσματα θα υπολογίσουμε λογαριθμικές αποδόσεις στις μετοχές μας. Επίσης οι David J. Fowler, C. Harvey Rorke and Vijay M. Jog – 1979 έδειξαν πως όταν χρησιμοποιούμε τις λογαριθμικές αποδόσεις στο μοντέλο της αγοράς, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + E_{it}$, μειώνεται το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας.

Δεδομένα

Για την μελέτη αυτή θα χρησιμοποιηθούν το μέγεθος – **Market Value (MV)**, η λογιστική προς την αγοράία αξία των μετοχών – **Market to Book Value (MTBV)** και ο συστηματικός κίνδυνος, '**beta**'. Οι εταιρίες αφορούν εισηγμένες στο *Χρηματιστήριο του Λονδίνου- (London Stock Exchange)-(LSE)* για μια περίοδο από **01/04/1995 έως 01/03/2010**, σύνολο 15 έτη. Τα στοιχεία θα συγκεντρωθούν από την βάση δεδομένων **DataStream**.

(<http://www.datastream.com>). Τα στοιχεία που θα χρησιμοποιηθούν είναι οι **μηνιαίες** τιμές.

Ο αρχικός αριθμός εισηγμένων εταιριών στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου ήταν 742 εταιρίες. Τελικά στο δείγμα μας θα παραμείνουν **315**.

Χρησιμοποιήθηκαν 4 κριτήρια για την επιλογή των εταιριών του δείγματος:

1° κριτήριο: η κάθε μετοχή στο δείγμα θα πρέπει να παρουσιάζει εμπορευσιμότητα. Ξεκινώντας από τον **Ιανουάριο του 1995** και μέχρι τον **Μάρτιο του 2010** θα πρέπει να παρουσιάζει εμπορευσιμότητα τουλάχιστον 4 μήνες από τους 12 κάθε έτους. Δηλαδή, αποκλείουμε τις εταιρίες που παρουσιάζουν **thin trading**.

2° κριτήριο: η κάθε μετοχή στο δείγμα δεν θα πρέπει να έχει αρνητικό MTBV δείκτη το προηγούμενο οικονομικό έτος, **t-1**.

3° κριτήριο: έχουν αφαιρεθεί εταιρίες που δεν διαπραγματεύονταν για όλη την περίοδο των 15 ετών.

4° κριτήριο: έχουν αφαιρεθεί εταιρίες που παρουσίαζαν ακραίες τιμές – (**outliers**) στον δείκτη Market to Book Value (MTBV) και στον δείκτη MV.

Θα εφαρμόσουμε την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. Mac Beth (1973) για τις παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις, δηλαδή:

1. Για 35 χαρτοφυλάκια

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$$

2. Για 45 χαρτοφυλάκια

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

3. Για 63 χαρτοφυλάκια

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

Όπου,

ε_{iT} είναι το σφάλμα της παλινδρόμηση για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

R_{iT} είναι η μέση cross section απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

MV_{iT-1} είναι ο μέσος όρος της αγοραίας αξίας των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

MV/BV_{iT-1} είναι ο μέσος όρος των δεικτών MTBV των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

$\beta_{i,T-1}$ είναι ο μέσος όρος των 'beta' των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Οι Lakonishok & Shapiro (1986), Fama & French (1992), για τις αναπτυσσόμενες αγορές απόδειξαν πως το 'beta' έχει χαμηλή επεξηγηματική ικανότητα. Δηλαδή έδειξαν πως η σχέση μεταξύ του beta της αγοράς και των μέσων αποδόσεων είναι 'flat'. Ομοίως έδειξαν και οι Chui & Wei (1998) και για τις 5 αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής Pacific-Basin. Ωστόσο, θα το συμπεριλάβουμε σαν επεξηγηματική μεταβλητή.

Μεθοδολογία

Για 35 χαρτοφυλάκια

Η 1^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{iT} = a_0 + a_1 \ln(MV_{iT-1}) + \varepsilon_{iT}$

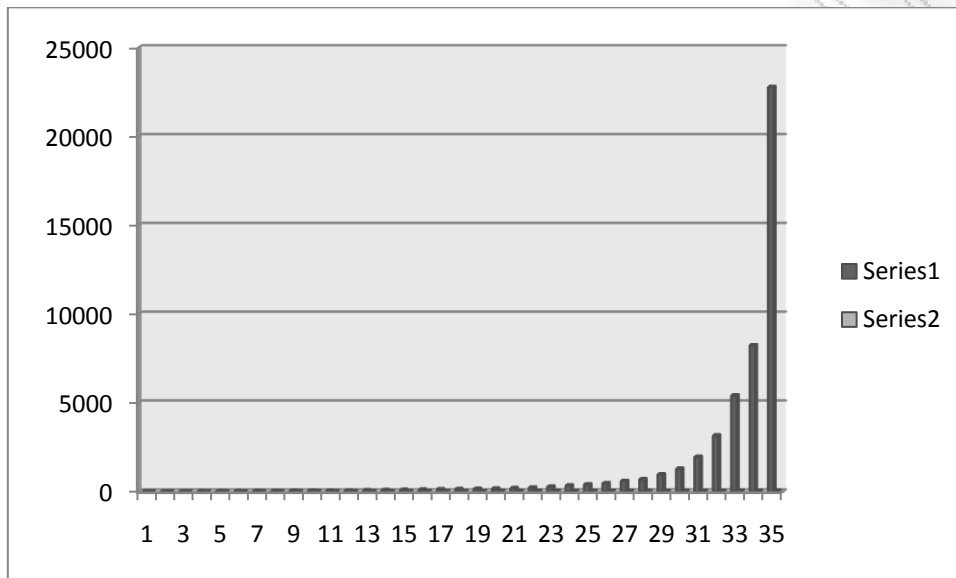
Την 1^η πενταετία, δηλαδή 01/04/1995- 01/03/2000 θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε 35 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 9 μετοχές. Η κατάταξη γίνεται με βάση το **Market Value**. Με τον τρόπο αυτό δημιουργώ 35 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Το **Χαρτοφυλάκιο 1** θα έχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και το **Χαρτοφυλάκιο 35** θα έχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία. Οι μέσοι όροι των χρηματιστηριακών αξιών των 9 μετοχών υπολογίζονται ως εξής:

AverageMV_{portfolio i} = $(MV_1 + MV_2 + \dots + MV_9) / 9$.

Portfolios	Average Market Value (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	2.860441
Portfolio 2	4.289101
Portfolio 3	6.326067
Portfolio 4	9.149947
Portfolio 5	11.82347
Portfolio 6	17.15667
Portfolio 7	22.01755
Portfolio 8	26.43494
Portfolio 9	34.42164
Portfolio 10	39.00296
Portfolio 11	45.09187
Portfolio 12	54.69601
Portfolio 13	68.30764
Portfolio 14	79.0142
Portfolio 15	89.65164
Portfolio 16	108.3392
Portfolio 17	126.0285
Portfolio 18	137.2388
Portfolio 19	147.681
Portfolio 20	162.017
Portfolio 21	187.5602
Portfolio 22	218.8778
Portfolio 23	271.9238
Portfolio 24	335.7487
Portfolio 25	396.4743
Portfolio 26	465.4051
Portfolio 27	587.7518
Portfolio 28	687.0234
Portfolio 29	965.754
Portfolio 30	1281.004
Portfolio 31	1952.783
Portfolio 32	3150.643
Portfolio 33	5408.509
Portfolio 34	8224.028

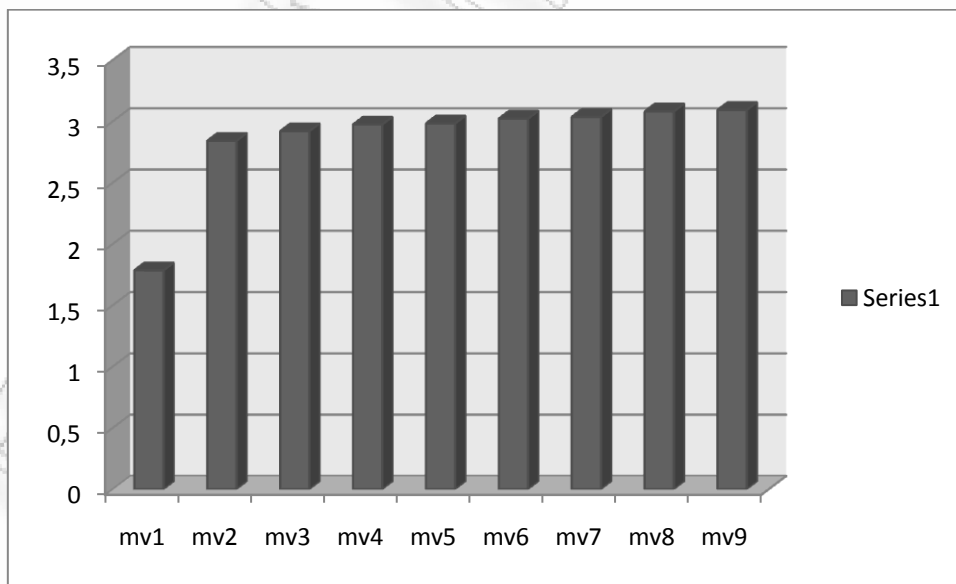
Portfolio 35	22770.51
--------------	----------

Διαγραμματική απεικόνιση των 35 Portfolios σε σχέση με το AMV

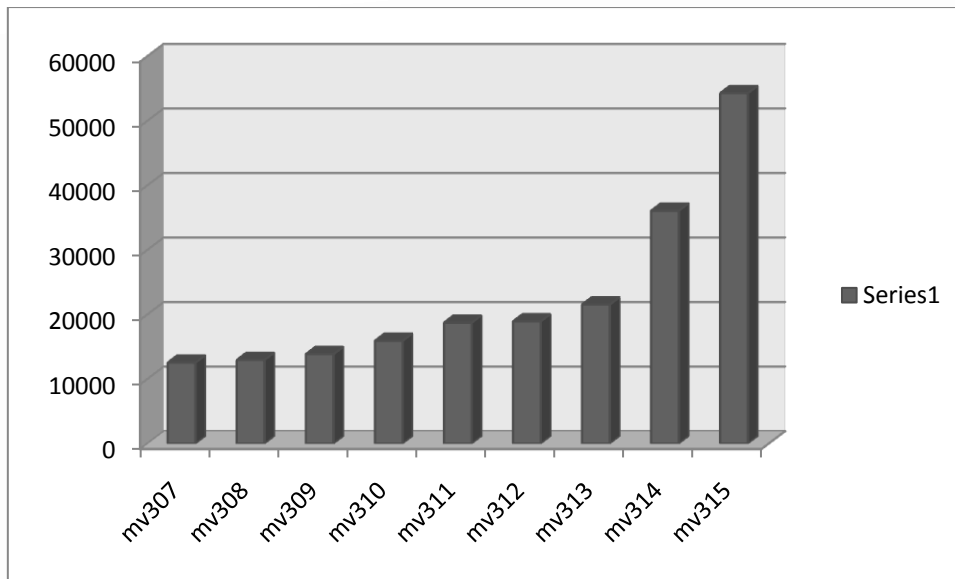


Το γράφημα των AMV portfolios φαίνεται στο σχήμα, όπου το portfolio 1 περιλαμβάνει τις μικρότερες σε χρηματιστηριακή αξία μετοχές.

Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 1



Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 35



Την 2^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2000- 01/03/2005 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε την 1^η περίοδο και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τον μέσο όρο των MV τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της δεύτερης περιόδου.

Portfolios	Average Market Value (01/04/2000-01/03/2005)	Average Market Value (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	4.596593	2.86044
Portfolio 2	4.687481	4.289101
Portfolio 3	27.13100	6.326067
Portfolio 4	15.48659	9.149947
Portfolio 5	22.32428	11.82347
Portfolio 6	30.88563	17.15667
Portfolio 7	30.61278	22.01755
Portfolio 8	50.67424	26.43494
Portfolio 9	69.10800	34.42164
Portfolio 10	61.86865	39.00296
Portfolio 11	62.47150	45.09187
Portfolio 12	92.07152	54.69601

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 13	78.13185	68.30764
Portfolio 14	114.1106	79.0142
Portfolio 15	116.2825	89.65164
Portfolio 16	127.2311	108.3392
Portfolio 17	200.4622	126.0285
Portfolio 18	194.6359	137.2388
Portfolio 19	188.2652	147.681
Portfolio 20	190.4254	162.017
Portfolio 21	234.2482	187.5602
Portfolio 22	285.3068	218.8778
Portfolio 23	367.2097	271.9238
Portfolio 24	549.2776	335.7487
Portfolio 25	436.6435	396.4743
Portfolio 26	482.8710	465.4051
Portfolio 27	1084.882	587.7518
Portfolio 28	775.9374	687.0234
Portfolio 29	913.1814	965.754
Portfolio 30	1650.442	1281.004
Portfolio 31	2824.205	1952.783
Portfolio 32	3556.204	3150.643
Portfolio 33	4934.393	5408.509
Portfolio 34	15357.38	8224.028
Portfolio 35	41463.23	22770.51

Την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τις μέσες αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average Market Value (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	-0.234843	2.860441
Portfolio 2	-0.605592	4.289101
Portfolio 3	-0.251262	6.326067
Portfolio 4	-1.220714	9.149947
Portfolio 5	-2.627657	11.82347

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 6	-0.371577	17.15667
Portfolio 7	-1.119280	22.01755
Portfolio 8	-0.791486	26.43494
Portfolio 9	0.251200	34.42164
Portfolio 10	-0.321892	39.00296
Portfolio 11	-0.687672	45.09187
Portfolio 12	-0.609958	54.69601
Portfolio 13	-0.686057	68.30764
Portfolio 14	-0.309763	79.0142
Portfolio 15	-1.404925	89.65164
Portfolio 16	-1.271515	108.3392
Portfolio 17	-0.569033	126.0285
Portfolio 18	-0.115586	137.2388
Portfolio 19	-0.880366	147.681
Portfolio 20	-1.614844	162.017
Portfolio 21	-0.079731	187.5602
Portfolio 22	-1.157601	218.8778
Portfolio 23	-0.250785	271.9238
Portfolio 24	-1.114398	335.7487
Portfolio 25	-1.079235	396.4743
Portfolio 26	-0.156888	465.4051
Portfolio 27	-0.235081	587.7518
Portfolio 28	-0.603868	687.0234
Portfolio 29	-0.079209	965.754
Portfolio 30	-0.634838	1281.004
Portfolio 31	-0.041424	1952.783
Portfolio 32	0.073857	3150.643
Portfolio 33	-0.007137	5408.509
Portfolio 34	0.154837	8224.028
Portfolio 35	0.045646	22770.51

Έπειτα θα τρέξουμε την παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες λογαριθμικές αποδόσεις των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την τρίτη περίοδο με ανεξάρτητη μεταβλητή τις μέσες χρηματιστηριακές αξίες των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την δεύτερη περίοδο. Ο λόγος που

εφαρμόζουμε αυτήν την τακτική είναι για να μειώσουμε το σφάλμα στην παλινδρόμηση.

Συγκεκριμένα θα τρέξουμε την παλινδρόμηση $R_{i,t} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$

Όπου,

$\varepsilon_{i,t}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμηση για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

$R_{i,t}$ είναι η **cross section** απόδοση για κάθε μήνα t για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

$MV_{i,t-1}$ είναι ο μέσος όρος της αγοραίας αξίας των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Τα αποτελέσματα της πρώτης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

Η 2^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$

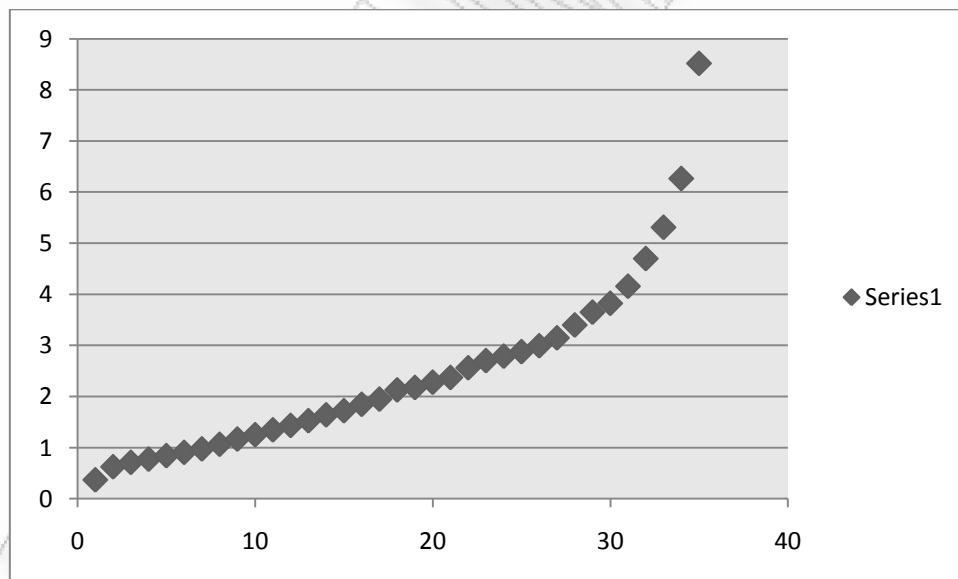
Ομοίως θα εφαρμόσουμε και για την δεύτερη παλινδρόμηση με μεταβλητή τον δείκτη MTBV. Συγκεκριμένα, την 1^η πενταετία, δηλαδή 01/04/1995-01/03/2000 θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε 35 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 9 μετοχές. Η κατάταξη γίνεται με βάση τον δείκτη MTBV. Με τον τρόπο αυτό δημιουργώ 35 χαρτοφυλάκια με βάση το MTBV. Το Χαρτοφυλάκιο 1 θα έχει τις μετοχές με την χαμηλότερη τιμή στον δείκτη MTBV και το Χαρτοφυλάκιο 35 θα έχει τις μετοχές με την υψηλότερη τιμή στον δείκτη MTBV. Οι μέσοι όροι των χρηματιστηριακών αξιών των 9 μετοχών υπολογίζονται ως εξής:

$AverageMTBV_{portfolio\ i} = (MTBV_1 + MTBV_2 + \dots + MTBV_9) / 9$.

Portfolios	Average MTBV (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	0.368783
Portfolio 2	0.62455
Portfolio 3	0.711552
Portfolio 4	0.773351
Portfolio 5	0.843104
Portfolio 6	0.906455
Portfolio 7	0.974039
Portfolio 8	1.064145
Portfolio 9	1.166825
Portfolio 10	1.252116
Portfolio 11	1.347443
Portfolio 12	1.43381
Portfolio 13	1.52649
Portfolio 14	1.640864
Portfolio 15	1.721041
Portfolio 16	1.84716
Portfolio 17	1.948236
Portfolio 18	2.128016
Portfolio 19	2.176332
Portfolio 20	2.2794

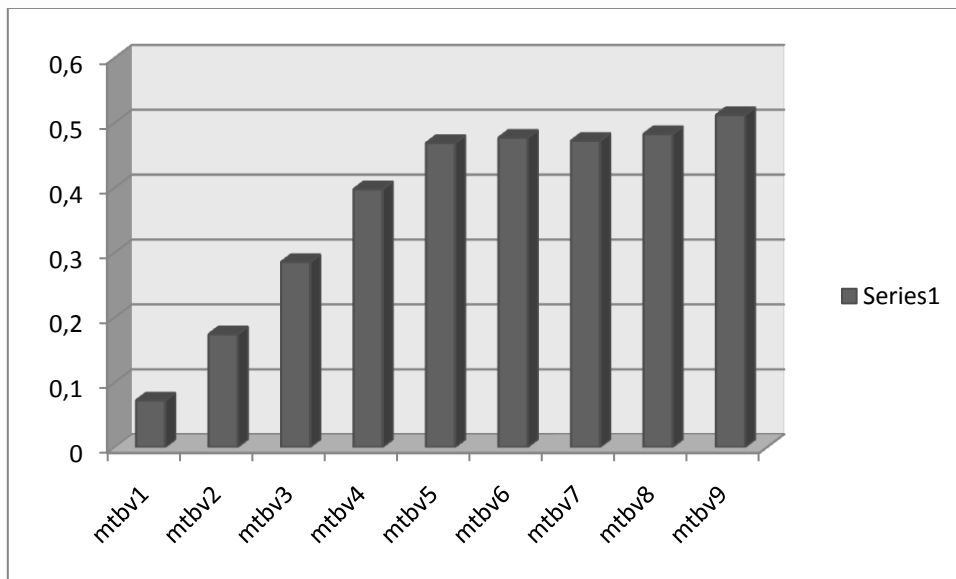
Portfolio 21	2.372751
Portfolio 22	2.561587
Portfolio 23	2.702152
Portfolio 24	2.788765
Portfolio 25	2.87776
Portfolio 26	2.992928
Portfolio 27	3.147531
Portfolio 28	3.399665
Portfolio 29	3.650776
Portfolio 30	3.824444
Portfolio 31	4.157954
Portfolio 32	4.699365
Portfolio 33	5.311817
Portfolio 34	6.26672
Portfolio 35	8.520582

Διαγραμματική απεικόνιση των 35 Portfolios σε σχέση με το AMTBV

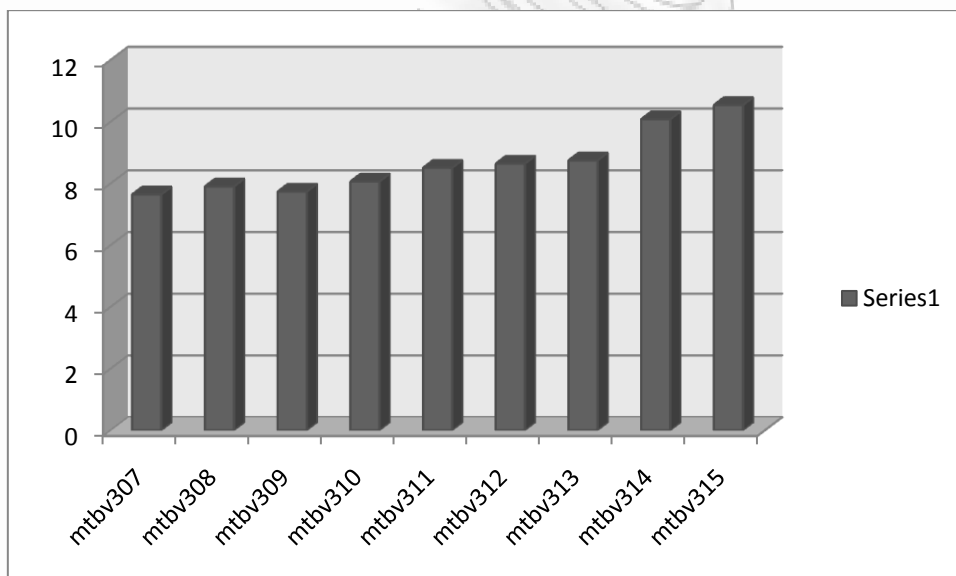


Το γράφημα των AMTBV portfolios φαίνεται στο σχήμα, όπου το portfolio 1 περιλαμβάνει τις μικρότερες σε δείκτη MTBV μετοχές.

Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 1



Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 35



Την 2^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2000- 01/03/2005 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε την 1^η περίοδο και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τον μέσο όρο των δεικτών MTBV χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της δεύτερης περιόδου.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolios	Average MTBV (01/04/2000-01/03/2005)	Average MTBV (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	0.702111	0.368783
Portfolio 2	1.148778	0.62455
Portfolio 3	0.854074	0.711552
Portfolio 4	0.735037	0.773351
Portfolio 5	0.875056	0.843104
Portfolio 6	0.881852	0.906455
Portfolio 7	0.854722	0.974039
Portfolio 8	1.414130	1.064145
Portfolio 9	1.380130	1.166825
Portfolio 10	1.252000	1.252116
Portfolio 11	1.450778	1.347443
Portfolio 12	1.353537	1.43381
Portfolio 13	1.340611	1.52649
Portfolio 14	1.344222	1.640864
Portfolio 15	1.024963	1.721041
Portfolio 16	1.253315	1.84716
Portfolio 17	1.773444	1.948236
Portfolio 18	1.671667	2.128016
Portfolio 19	2.457926	2.176332
Portfolio 20	1.820685	2.2794
Portfolio 21	2.519648	2.372751
Portfolio 22	1.939296	2.561587
Portfolio 23	1.764963	2.702152
Portfolio 24	2.188056	2.788765
Portfolio 25	2.068796	2.87776
Portfolio 26	2.731500	2.992928
Portfolio 27	2.137667	3.147531
Portfolio 28	2.112204	3.399665
Portfolio 29	3.199315	3.650776
Portfolio 30	3.583111	3.824444
Portfolio 31	2.541481	4.157954
Portfolio 32	3.351593	4.699365
Portfolio 33	2.387981	5.311817
Portfolio 34	3.838500	6.26672

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 35	4.626056	8.520582
--------------	----------	----------

Την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τις μέσες λογαριθμικές αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average MTBV (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	-0.198285	0.368783
Portfolio 2	-0.544677	0.62455
Portfolio 3	-1.417681	0.711552
Portfolio 4	-1.156268	0.773351
Portfolio 5	-0.036196	0.843104
Portfolio 6	0.286016	0.906455
Portfolio 7	-1.379783	0.974039
Portfolio 8	-0.956976	1.064145
Portfolio 9	-0.568374	1.166825
Portfolio 10	-1.370507	1.252116
Portfolio 11	-0.484635	1.347443
Portfolio 12	-0.687222	1.43381
Portfolio 13	0.098545	1.52649
Portfolio 14	-0.618538	1.640864
Portfolio 15	-0.737434	1.721041
Portfolio 16	-0.718832	1.84716
Portfolio 17	-0.651052	1.948236
Portfolio 18	-0.351386	2.128016
Portfolio 19	-0.861068	2.176332
Portfolio 20	-0.922970	2.2794
Portfolio 21	-0.374501	2.372751
Portfolio 22	-0.258745	2.561587
Portfolio 23	-1.559728	2.702152
Portfolio 24	0.276551	2.788765
Portfolio 25	0.046650	2.87776
Portfolio 26	-0.684150	2.992928
Portfolio 27	-1.343368	3.147531

Portfolio 28	-0.007326	3.399665
Portfolio 29	-0.294040	3.650776
Portfolio 30	-0.363680	3.824444
Portfolio 31	-0.088579	4.157954
Portfolio 32	0.122335	4.699365
Portfolio 33	-0.269438	5.311817
Portfolio 34	-1.636429	6.26672
Portfolio 35	-1.015576	8.520582

Έπειτα θα τρέξουμε την δεύτερη παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την τρίτη περίοδο με ανεξάρτητη μεταβλητή τις μέσες λογαριθμικές τιμές των δεικτών MTBV των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την δεύτερη περίοδο. Ο λόγος που εφαρμόζουμε πάλι αυτήν την τακτική είναι για να μειώσουμε το σφάλμα στην παλινδρόμηση. Συγκεκριμένα θα τρέξουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,t} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$

Όπου,

$\varepsilon_{i,t}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμηση για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

$R_{i,t}$ είναι η cross section απόδοση για κάθε μήνα t για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

$MV/BV_{i,t-1}$ είναι ο μέσος όρος των δεικτών MTBV των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Τα αποτελέσματα της δεύτερης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

Η 3^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$

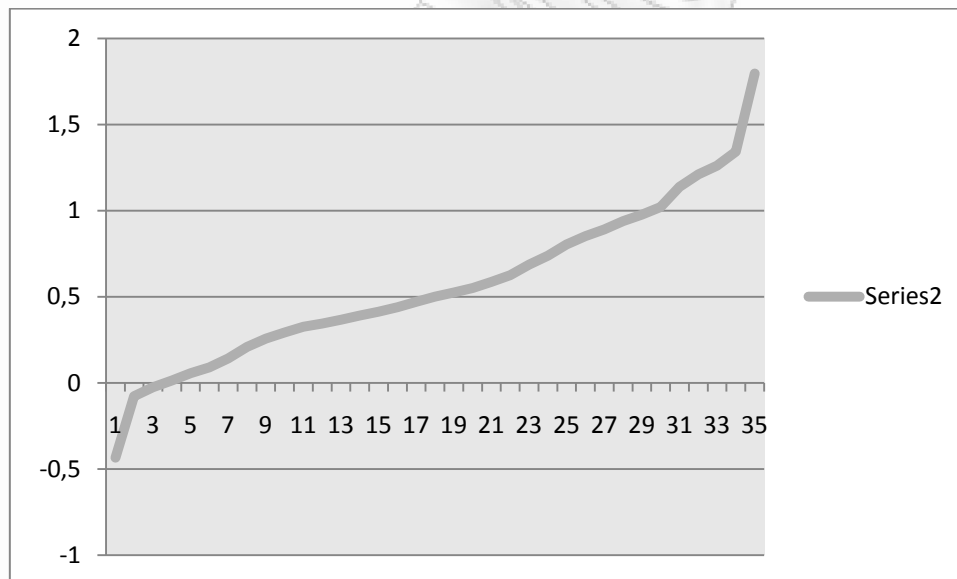
Ομοίως, θα εφαρμόσουμε και για την τρίτη παλινδρόμηση με μεταβλητή το 'beta'. Συγκεκριμένα, την 1^η πενταετία, δηλαδή 01/04/1995- 01/03/2000 θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε 35 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 9 μετοχές. Η κατάταξη γίνεται με βάση το 'beta'. Το Χαρτοφυλάκιο 1 θα έχει τις μετοχές με το χαμηλότερο 'beta' και το Χαρτοφυλάκιο 35 θα έχει τις μετοχές με το υψηλότερο 'beta'. Οι μέσοι όροι των χρηματιστηριακών αξιών των 9 μετοχών υπολογίζονται ως εξής:

$\text{AverageBeta}_{\text{portfolio } i} = (\text{beta}_1 + \text{beta}_2 + \dots + \text{beta}_9) / 9.$

Portfolios	Average beta (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	-0.43313
Portfolio 2	-0.07748
Portfolio 3	-0.02537
Portfolio 4	0.013443
Portfolio 5	0.056464
Portfolio 6	0.090237
Portfolio 7	0.142906
Portfolio 8	0.208726
Portfolio 9	0.257902
Portfolio 10	0.292084
Portfolio 11	0.325683
Portfolio 12	0.344089
Portfolio 13	0.366317
Portfolio 14	0.391217
Portfolio 15	0.414288
Portfolio 16	0.440088
Portfolio 17	0.472079
Portfolio 18	0.500701
Portfolio 19	0.525753
Portfolio 20	0.550427
Portfolio 21	0.586846
Portfolio 22	0.625403

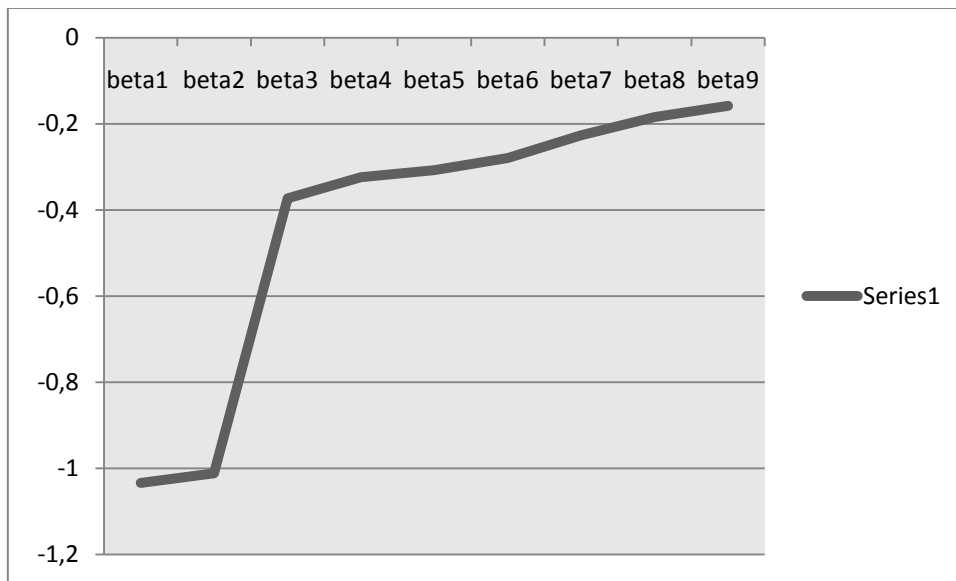
Portfolio 23	0.686163
Portfolio 24	0.739507
Portfolio 25	0.803671
Portfolio 26	0.851609
Portfolio 27	0.890638
Portfolio 28	0.939859
Portfolio 29	0.976918
Portfolio 30	1.021352
Portfolio 31	1.138719
Portfolio 32	1.209697
Portfolio 33	1.259971
Portfolio 34	1.343257
Portfolio 35	1.796294

Διαγραμματική απεικόνιση των 35 Portfolios σε σχέση με το A beta

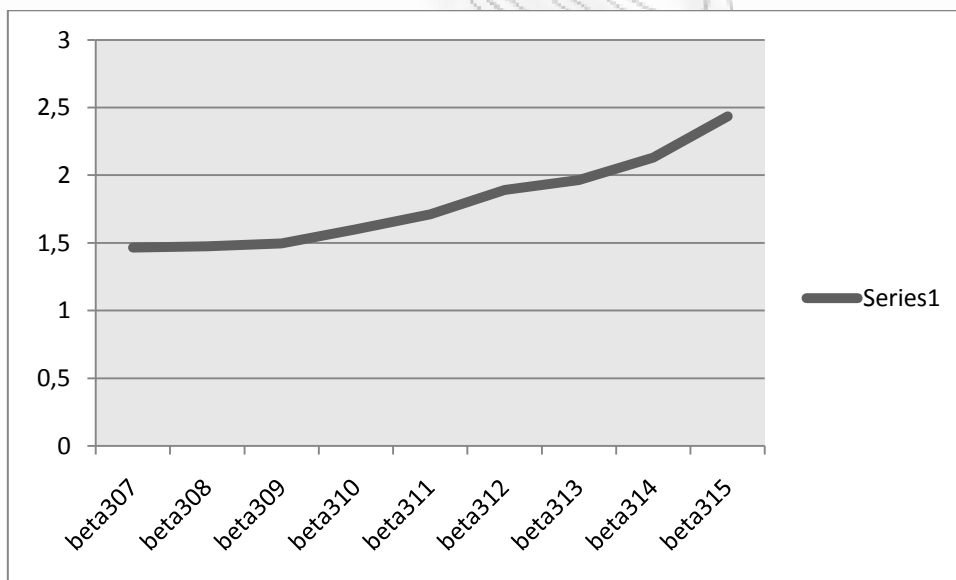


Το γράφημα των A beta portfolios φαίνεται στο σχήμα, όπου το portfolio 1 περιλαμβάνει τις μετοχές με το μικρότερο 'beta'.

Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 1



Διαγραμματική απεικόνιση του Portfolio 35



Την 2^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2000- 01/03/2005 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε την 1^η περίοδο και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τον μέσο όρο των 'beta' τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της δεύτερης περιόδου.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolios	Average beta (01/04/2000-01/03/2005)	Average beta (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	0.672851	-0.43313
Portfolio 2	0.563428	-0.07748
Portfolio 3	0.714965	-0.02537
Portfolio 4	1.035123	0.013443
Portfolio 5	0.734253	0.056464
Portfolio 6	0.784405	0.090237
Portfolio 7	0.756171	0.142906
Portfolio 8	0.875239	0.208726
Portfolio 9	0.851161	0.257902
Portfolio 10	0.468417	0.292084
Portfolio 11	0.626336	0.325683
Portfolio 12	0.43203	0.344089
Portfolio 13	0.949115	0.366317
Portfolio 14	0.86384	0.391217
Portfolio 15	1.095445	0.414288
Portfolio 16	0.777812	0.440088
Portfolio 17	0.734506	0.472079
Portfolio 18	0.77031	0.500701
Portfolio 19	1.060527	0.525753
Portfolio 20	0.655605	0.550427
Portfolio 21	0.965844	0.586846
Portfolio 22	0.795546	0.625403
Portfolio 23	1.313051	0.686163
Portfolio 24	1.081067	0.739507
Portfolio 25	0.892796	0.803671
Portfolio 26	1.330486	0.851609
Portfolio 27	0.757467	0.890638
Portfolio 28	1.114911	0.939859
Portfolio 29	0.921558	0.976918
Portfolio 30	0.91845	1.021352
Portfolio 31	0.964238	1.138719
Portfolio 32	1.180209	1.209697
Portfolio 33	1.140967	1.259971
Portfolio 34	0.846084	1.343257

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 35	1.173501	1.796294
--------------	----------	----------

Ομοίως για την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 35 χαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα χαρτοφυλάκια τις μέσες λογαριθμικές αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average beta (01/01/1995-01/03/2000)
Portfolio 1	0.999618	-0.43313
Portfolio 2	0.988532	-0.07748
Portfolio 3	0.999989	-0.02537
Portfolio 4	1.00023	0.013443
Portfolio 5	0.992284	0.056464
Portfolio 6	0.99904	0.090237
Portfolio 7	0.997801	0.142906
Portfolio 8	1.000179	0.208726
Portfolio 9	0.999257	0.257902
Portfolio 10	0.999927	0.292084
Portfolio 11	0.998692	0.325683
Portfolio 12	1.000319	0.344089
Portfolio 13	0.999214	0.366317
Portfolio 14	1.000756	0.391217
Portfolio 15	0.999892	0.414288
Portfolio 16	0.998827	0.440088
Portfolio 17	1.001322	0.472079
Portfolio 18	0.999401	0.500701
Portfolio 19	0.998046	0.525753
Portfolio 20	0.998888	0.550427
Portfolio 21	0.999012	0.586846
Portfolio 22	0.999081	0.625403
Portfolio 23	1.001099	0.686163
Portfolio 24	0.999798	0.739507
Portfolio 25	0.99981	0.803671
Portfolio 26	0.999971	0.851609

Portfolio 27	0.999469	0.890638
Portfolio 28	1.000468	0.939859
Portfolio 29	0.999701	0.976918
Portfolio 30	1.000477	1.021352
Portfolio 31	0.999396	1.138719
Portfolio 32	0.999223	1.209697
Portfolio 33	0.999553	1.259971
Portfolio 34	1.000071	1.343257
Portfolio 35	1.00086	1.796294

Έπειτα θα τρέξουμε την τρίτη παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την τρίτη περίοδο με ανεξάρτητη μεταβλητή τις μέσες τιμές των 'beta' των 35 χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει την δεύτερη περίοδο. Συγκεκριμένα θα τρέξουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{iT} = a_0 + a_1 \text{beta}_{iT-1} + \varepsilon_{iT}$

Όπου,

ε_{iT} είναι το σφάλμα της παλινδρόμηση για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

R_{iT} είναι η **cross section** απόδοση για κάθε μήνα t για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

beta_{iT-1} είναι ο μέσος όρος των 'beta' των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Τα αποτελέσματα της τρίτης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

Για 45 χαρτοφυλάκια

Η 4^η διαστρωματική παλινδρόμηση

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

Η μεθοδολογία ακολουθεί 3 βήματα:

Βήμα 1: Ο χωρισμός των χαρτοφυλακίων με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία σε **5 χαρτοφυλάκια** που περιέχουν **63 μετοχές**. Ο λόγος που χωρίζουμε πρώτα με βάση την χρηματιστηριακή αξία και έπειτα με το MTBV είναι πως αυτός ο διαχωρισμός επιτρέπει διαφοροποιήσεις στο MTBV που δεν σχετίζονται με το μέγεθος των εταιριών, όπως το αναφέρει ο Miroslav Matteen (2004) στο άρθρο του **'CAPM, Anomalies and the Efficiency of stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria'**.

Βήμα 2: Κατάταξη των μετοχών των 5 χαρτοφυλακίων σε υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών με βάση τον δείκτη MTBV. Έτσι κάθε χαρτοφυλάκιο θα έχει 9 υποχαρτοφυλάκια. Με αυτόν τον τρόπο θα έχουμε 45 υποχαρτοφυλάκια, όπου το πρώτο υποχαρτοφυλάκιο θα περιέχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και τον μικρότερο δείκτη MTBV και το χαρτοφυλάκιο 45 θα περιέχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία και τον υψηλότερο δείκτη MTBV.

Βήμα 3: Θα εφαρμόσουμε την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. MacBeth (1973) για την παρακάτω διαστρωματική παλινδρόμηση, δηλαδή

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

Όπου,

$\varepsilon_{i,T}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

$R_{i,T}$ είναι η μέση cross section απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

MV_{iT-1} είναι ο μέσος όρος της αγοραίας αξίας των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

MV/BV_{iT-1} είναι ο μέσος όρος των δεικτών MTBV των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Την 1^η πενταετία, δηλαδή 01/04/1995- 01/03/2000 θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε 5 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 63 μετοχές. Η κατάταξη γίνεται με βάση το **Market Value**. Με τον τρόπο αυτό δημιουργώ 5 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Το **Χαρτοφυλάκιο 1** θα έχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και το **Χαρτοφυλάκιο 5** θα έχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία. Στην συνέχεια κατατάσσω τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια σε υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών. Άρα, κάθε χαρτοφυλάκιο θα περιέχει 9 υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών.

Αριθμός μετοχών στα χαρτοφυλάκια χωρισμένα με το MV & έπειτα καταταγμένα με το MTBV.

	MTBV1	MTBV2	MTBV3	MTBV4	MTBV5	MTBV6	MTBV7	MTBV8	MTBV9	ΣΥΝΟΛΟ
MV1	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV2	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV3	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV4	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV5	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
ΣΥΝΟΛΟ										315

Την 2^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2000- 01/03/2005 θα υπολογίσουμε για τα 45 υποχαρτοφυλάκια την μέση τιμή των δεικτών (MTBV) και την μέση τιμή των MV. Ακολουθεί πίνακας με τις μέσες τιμές των δυο μεταβλητών κάθε χαρτοφυλακίου και γράφημα των μέσων MV και των μέσων των δεικτών MTBV για τα 45 υποχαρτοφυλάκια, αντίστοιχα.

Portfolios	Average MV (01/04/2000-01/03/2005)	Average MTBV (01/04/2000-01/03/2005)
------------	---------------------------------------	---

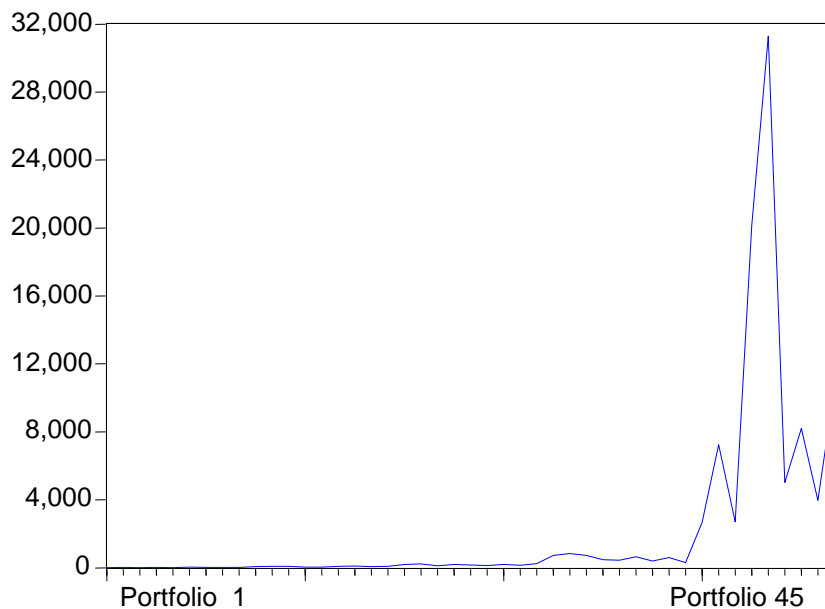
Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 1	12.51419	0.750833
Portfolio 2	30.36186	1.471905
Portfolio 3	9.753881	0.812952
Portfolio 4	20.00138	0.834643
Portfolio 5	12.79014	0.965833
Portfolio 6	34.83371	1.701095
Portfolio 7	19.80379	1.510667
Portfolio 8	16.22919	2.057690
Portfolio 9	18.21460	2.284214
Portfolio 10	65.65148	0.626214
Portfolio 11	89.10938	0.857976
Portfolio 12	93.40448	1.495619
Portfolio 13	42.51988	1.003095
Portfolio 14	43.94412	1.239095
Portfolio 15	83.86707	1.761643
Portfolio 16	107.9224	2.188881
Portfolio 17	73.78236	2.821976
Portfolio 18	79.21702	2.013381
Portfolio 19	202.1995	0.698881
Portfolio 20	232.9105	1.269310
Portfolio 21	121.7315	1.135762
Portfolio 22	188.3802	1.489810
Portfolio 23	156.7646	1.654024
Portfolio 24	134.3552	1.815119
Portfolio 25	190.6317	2.428190
Portfolio 26	155.7831	2.172262
Portfolio 27	239.4971	4.173738
Portfolio 28	732.0383	0.910071
Portfolio 29	837.8316	1.329690
Portfolio 30	732.7176	1.840405
Portfolio 31	476.3485	1.887286
Portfolio 32	452.4115	1.825595
Portfolio 33	650.9683	2.248238
Portfolio 34	395.4573	4.167095
Portfolio 35	597.0066	2.914905
Portfolio 36	306.9476	3.627214

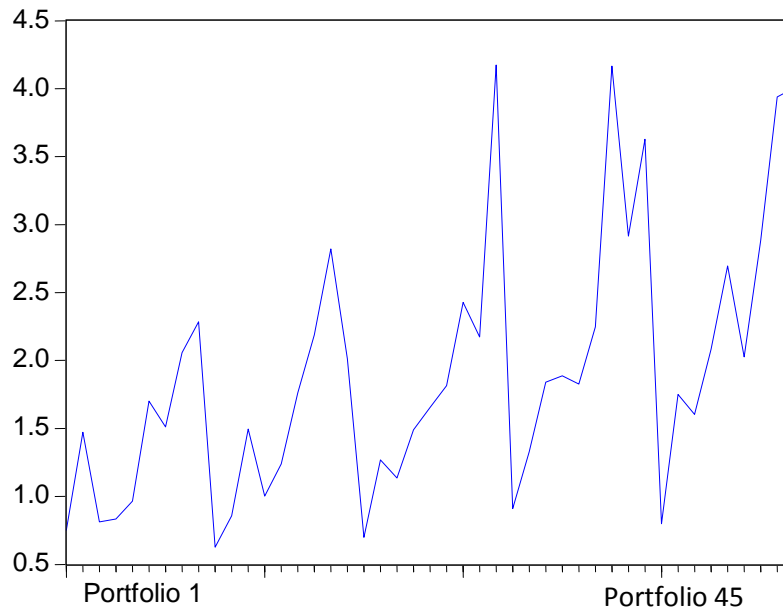
Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 37	2678.294	0.798810
Portfolio 38	7245.922	1.749214
Portfolio 39	2694.634	1.603857
Portfolio 40	20119.10	2.082095
Portfolio 41	31284.07	2.694976
Portfolio 42	5026.864	2.026238
Portfolio 43	8204.762	2.882595
Portfolio 44	3963.181	3.940000
Portfolio 45	10611.57	4.004476

Average Market Values for the 45 portfolios



Average MTBV for the 45 portfolios



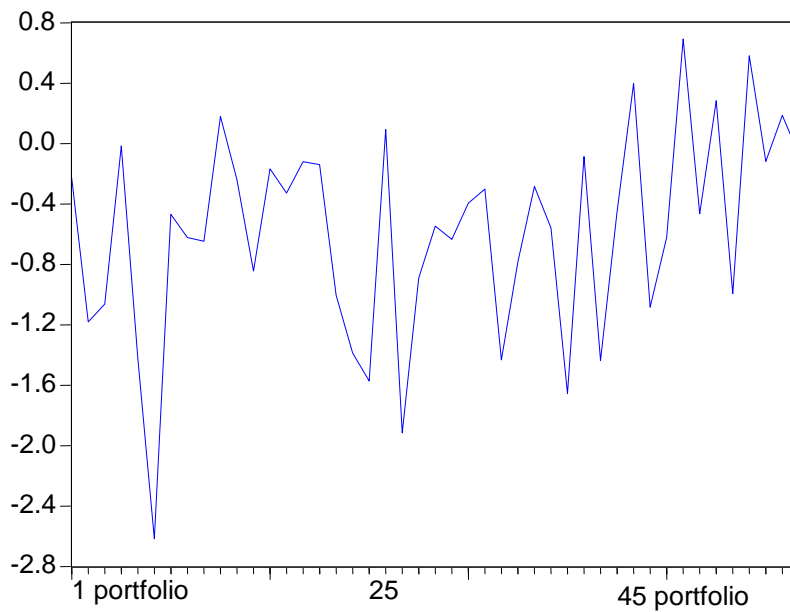
Την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 45 υποχαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα υποχαρτοφυλάκια τις μέσες αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average MV (01/04/2000- 01/03/2005)	Average MTBV (01/04/2000- 01/03/2005)
Portfolio 1	-0.228198	12.51419	0.750833
Portfolio 2	-1.182098	30.36186	1.471905
Portfolio 3	-1.063638	9.753881	0.812952
Portfolio 4	-0.016600	20.00138	0.834643
Portfolio 5	-1.421695	12.79014	0.965833
Portfolio 6	-2.617480	34.83371	1.701095
Portfolio 7	-0.469629	19.80379	1.510667
Portfolio 8	-0.622143	16.22919	2.057690
Portfolio 9	-0.646851	18.21460	2.284214
Portfolio 10	0.179346	65.65148	0.626214
Portfolio 11	-0.240165	89.10938	0.857976
Portfolio 12	-0.845241	93.40448	1.495619

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 13	-0.168380	42.51988	1.003095
Portfolio 14	-0.329308	43.94412	1.239095
Portfolio 15	-0.120553	83.86707	1.761643
Portfolio 16	-0.140002	107.9224	2.188881
Portfolio 17	-1.005191	73.78236	2.821976
Portfolio 18	-1.387741	79.21702	2.013381
Portfolio 19	-1.572078	202.1995	0.698881
Portfolio 20	0.093257	232.9105	1.269310
Portfolio 21	-1.916157	121.7315	1.135762
Portfolio 22	-0.890183	188.3802	1.489810
Portfolio 23	-0.546289	156.7646	1.654024
Portfolio 24	-0.635358	134.3552	1.815119
Portfolio 25	-0.395803	190.6317	2.428190
Portfolio 26	-0.301934	155.7831	2.172262
Portfolio 27	-1.433422	239.4971	4.173738
Portfolio 28	-0.782788	732.0383	0.910071
Portfolio 29	-0.284478	837.8316	1.329690
Portfolio 30	-0.559084	732.7176	1.840405
Portfolio 31	-1.655253	476.3485	1.887286
Portfolio 32	-0.087494	452.4115	1.825595
Portfolio 33	-1.437803	650.9683	2.248238
Portfolio 34	-0.452774	395.4573	4.167095
Portfolio 35	0.397934	597.0066	2.914905
Portfolio 36	-1.085192	306.9476	3.627214
Portfolio 37	-0.622562	2678.294	0.798810
Portfolio 38	0.691403	7245.922	1.749214
Portfolio 39	-0.465355	2694.634	1.603857
Portfolio 40	0.282364	20119.10	2.082095
Portfolio 41	-0.994981	31284.07	2.694976
Portfolio 42	0.581343	5026.864	2.026238
Portfolio 43	-0.118923	8204.762	2.882595
Portfolio 44	0.186001	3963.181	3.940000
Portfolio 45	-0.073133	10611.57	4.004476

Η λογαριθμική απόδοση των 45 portfolios



Τα αποτελέσματα της τέταρτης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

Η 5^η διαστρωματική παλινδρόμηση $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$

Ομοίως με την προηγούμενη παλινδρόμηση, η μεθοδολογία ακολουθεί τα 3 βήματα που αναφέραμε παραπάνω, δηλαδή:

Βήμα 1: Ο χωρισμός των χαρτοφυλακίων με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία σε 5 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 63 μετοχές. Υπενθυμίζουμε πως ο λόγος που χωρίζουμε πρώτα με βάση την χρηματιστηριακή αξία και έπειτα με τα 'beta' είναι πως αυτός ο διαχωρισμός επιτρέπει διαφοροποιήσεις στα 'beta' που δεν σχετίζονται με το μέγεθος των εταιριών, όπως το αναφέρει ο Miroslav Matteen (2004).

Βήμα 2: Κατάταξη των μετοχών των 5 χαρτοφυλακίων σε υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών με βάση το 'beta'. Έτσι κάθε χαρτοφυλάκιο θα έχει 9 υποχαρτοφυλάκια. Με αυτόν τον τρόπο θα έχουμε 45 υποχαρτοφυλάκια, όπου το πρώτο υποχαρτοφυλάκιο θα περιέχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και το μικρότερο 'beta' και το χαρτοφυλάκιο 45 θα περιέχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία και τον μεγαλύτερο 'beta'.

Βήμα 3: Θα εφαρμόσουμε την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. MacBeth (1973) για την παρακάτω διαστρωματική παλινδρόμηση, δηλαδή

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$$

Όπου,

$\varepsilon_{i,T}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμηση για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

$R_{i,T}$ είναι η μέση cross section απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

$MV_{i,T-1}$ είναι ο μέσος όρος της αγοραίας αξίας των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

$\text{beta}_{i,T-1}$ είναι ο μέσος όρος των 'beta' των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Την 1^η πενταετία, δηλαδή 01/04/1995- 01/03/2000 θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε **5 χαρτοφυλάκια** που περιέχουν **63 μετοχές**. Η κατάταξη γίνεται με βάση το Market Value. Με τον τρόπο αυτό δημιουργώ 5 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Το **Χαρτοφυλάκιο 1** θα έχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και το **Χαρτοφυλάκιο 5** θα έχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία. Στην συνέχεια κατατάσσω τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια σε υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών με βάση το 'beta' τους. Άρα, κάθε χαρτοφυλάκιο θα περιέχει 9 υποχαρτοφυλάκια των 7 μετοχών.

Αριθμός μετοχών στα χαρτοφυλάκια χωρισμένα με το MV & έπειτα καταταγμένα με το 'beta'.

	beta1	beta2	beta3	beta4	beta5	beta6	beta7	beta8	beta9	ΣΥΝΟΛΟ
MV1	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV2	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV3	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV4	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
MV5	7	7	7	7	7	7	7	7	7	63
ΣΥΝΟΛΟ										315

Την 2^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2000- 01/03/2005 θα υπολογίσουμε για τα 45 υποχαρτοφυλάκια την μέση τιμή των 'beta' και την μέση τιμή των MV. Ακολουθεί πίνακας με τις μέσες τιμές των δυο μεταβλητών κάθε χαρτοφυλακίου και γράφημα των μέσων MV και των μέσων των δεικτών 'beta' για τα 45 υποχαρτοφυλάκια, αντίστοιχα.

Portfolios	Average MV (01/04/2000-01/03/2005)	Average betas (01/04/2000-01/03/2005)
Portfolio 1	16.06871	0.790535
Portfolio 2	23.15988	0.779723
Portfolio 3	20.25245	0.817173

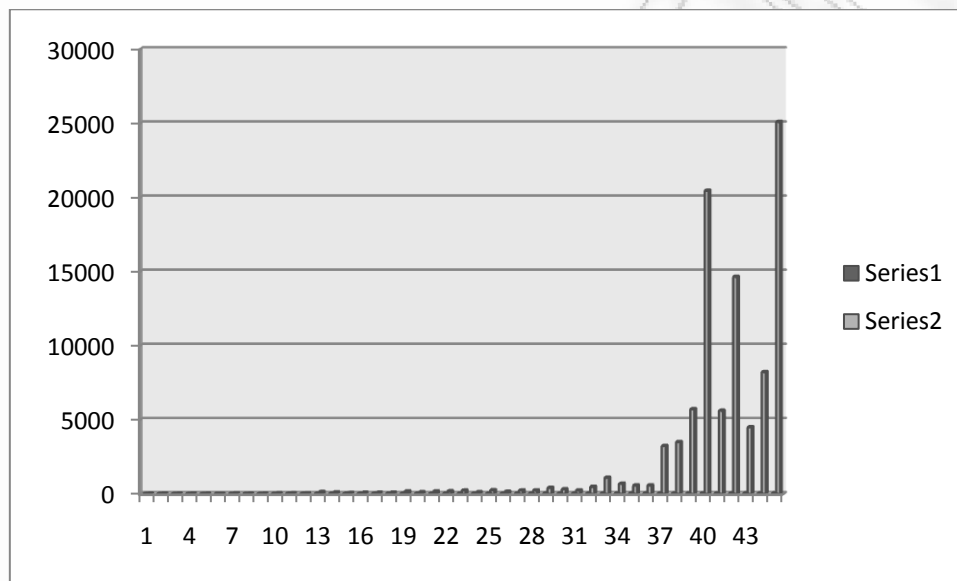
Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 4	23.777	0.578068
Portfolio 5	11.12305	0.689097
Portfolio 6	7.318714	0.782489
Portfolio 7	40.8945	0.267197
Portfolio 8	15.07876	0.577423
Portfolio 9	16.82967	0.624261
Portfolio 10	52.49117	0.845525
Portfolio 11	44.00898	0.91292
Portfolio 12	38.80381	0.532364
Portfolio 13	125.4791	0.891266
Portfolio 14	104.1991	1.222194
Portfolio 15	66.13181	0.674842
Portfolio 16	77.03445	0.658916
Portfolio 17	82.51695	1.044386
Portfolio 18	88.75281	0.412409
Portfolio 19	170.5564	0.648128
Portfolio 20	109.9649	0.436212
Portfolio 21	169.2612	0.872515
Portfolio 22	174.1045	1.016878
Portfolio 23	222.2007	1.00607
Portfolio 24	115.276	1.30692
Portfolio 25	249.908	0.897878
Portfolio 26	142.7803	0.885078
Portfolio 27	232.4912	0.86877
Portfolio 28	237.1245	0.863426
Portfolio 29	403.716	0.914048
Portfolio 30	313.2329	1.24854
Portfolio 31	237.1245	0.806252
Portfolio 32	477.2511	0.9202
Portfolio 33	1087.56	0.943206
Portfolio 34	682.755	1.201334
Portfolio 35	565.9426	1.102466
Portfolio 36	572.618	0.69275
Portfolio 37	3227.144	1.067006
Portfolio 38	3496.582	0.874249
Portfolio 39	5706.928	1.361611

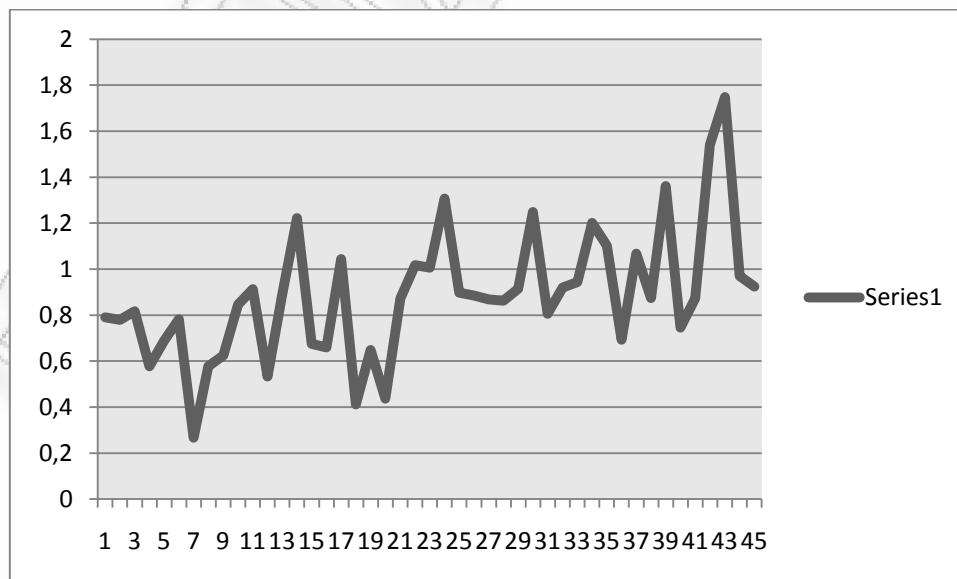
Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 40	20440.27	0.745658
Portfolio 41	5608.266	0.87292
Portfolio 42	14637.62	1.540565
Portfolio 43	4490.015	1.747779
Portfolio 44	8209.352	0.970026
Portfolio 45	25082.58	0.923417

Average Market Values for 45 portfolios



Average betas for 45 portfolios



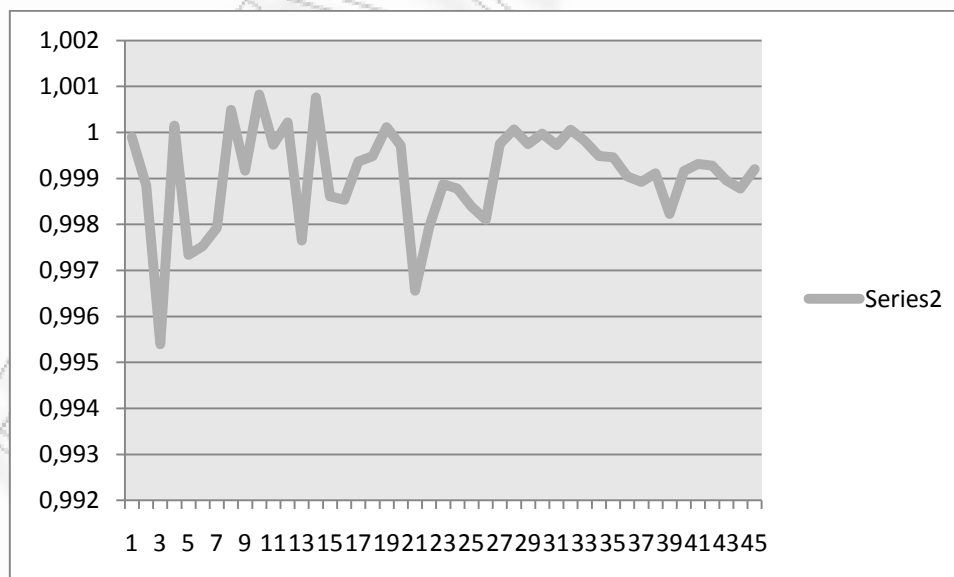
Την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 45 υποχαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα υποχαρτοφυλάκια τις μέσες αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average MV (01/04/2000-01/03/2005)	Average betas (01/04/2000-01/03/2005)
Portfolio 1	0.999897	16.06871	0.790535
Portfolio 2	0.998847	23.15988	0.779723
Portfolio 3	0.995394	20.25245	0.817173
Portfolio 4	1.000149	23.777	0.578068
Portfolio 5	0.99734	11.12305	0.689097
Portfolio 6	0.997525	7.318714	0.782489
Portfolio 7	0.997931	40.8945	0.267197
Portfolio 8	1.000487	15.07876	0.577423
Portfolio 9	0.999164	16.82967	0.624261
Portfolio 10	1.000824	52.49117	0.845525
Portfolio 11	0.999733	44.00898	0.91292
Portfolio 12	1.000221	38.80381	0.532364
Portfolio 13	0.997648	125.4791	0.891266
Portfolio 14	1.000762	104.1991	1.222194
Portfolio 15	0.998612	66.13181	0.674842
Portfolio 16	0.998531	77.03445	0.658916
Portfolio 17	0.999372	82.51695	1.044386
Portfolio 18	0.999483	88.75281	0.412409
Portfolio 19	1.000113	170.5564	0.648128
Portfolio 20	0.999717	109.9649	0.436212
Portfolio 21	0.996554	169.2612	0.872515
Portfolio 22	0.99794	174.1045	1.016878
Portfolio 23	0.998875	222.2007	1.00607
Portfolio 24	0.99878	115.276	1.30692
Portfolio 25	0.998389	249.908	0.897878
Portfolio 26	0.9981	142.7803	0.885078

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 27	0.99975	232.4912	0.86877
Portfolio 28	1.000063	237.1245	0.863426
Portfolio 29	0.999744	403.716	0.914048
Portfolio 30	0.999975	313.2329	1.24854
Portfolio 31	0.999721	237.1245	0.806252
Portfolio 32	1.000057	477.2511	0.9202
Portfolio 33	0.999812	1087.56	0.943206
Portfolio 34	0.999485	682.755	1.201334
Portfolio 35	0.999459	565.9426	1.102466
Portfolio 36	0.999044	572.618	0.69275
Portfolio 37	0.998927	3227.144	1.067006
Portfolio 38	0.999109	3496.582	0.874249
Portfolio 39	0.998229	5706.928	1.361611
Portfolio 40	0.99916	20440.27	0.745658
Portfolio 41	0.999316	5608.266	0.87292
Portfolio 42	0.999279	14637.62	1.540565
Portfolio 43	0.998961	4490.015	1.747779
Portfolio 44	0.998774	8209.352	0.970026
Portfolio 45	0.999205	25082.58	0.923417

Η Λογαριθμική Απόδοση των 45 portfolios



Τα αποτελέσματα της πέμπτης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Για 63 χαρτοφυλάκια

Η 6^η διαστρωματική παλινδρόμηση

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

Τώρα θα δοκιμάσουμε να τρέξουμε την παραπάνω παλινδρόμηση χωρίζοντας σε περισσότερα χαρτοφυλάκια ώστε να έχουμε παραπάνω παρατηρήσεις και να ελέγξουμε πως αλλάζουν τα αποτελέσματα.

Ομοίως, η μεθοδολογία ακολουθεί τα 3 βήματα που αναφέραμε παραπάνω, δηλαδή

Βήμα 1: Ο χωρισμός των χαρτοφυλακίων με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία σε 9 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 35 μετοχές.

Βήμα 2: Κατάταξη των μετοχών των 7 χαρτοφυλακίων σε υποχαρτοφυλάκια των 5 μετοχών με βάση τον δείκτη MTBV. Έτσι κάθε χαρτοφυλάκιο θα έχει 7 υποχαρτοφυλάκια. Με αυτόν τον τρόπο θα έχουμε 63 υποχαρτοφυλάκια, όπου το πρώτο υποχαρτοφυλάκιο θα περιέχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και τον χαμηλότερο δείκτη MTBV και το χαρτοφυλάκιο 63 θα περιέχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία και το υψηλότερο MTBV δείκτη.

Βήμα 3: Θα εφαρμόσουμε την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. MacBeth (1973) για την παρακάτω διαστρωματική παλινδρόμηση, δηλαδή

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$$

Όπου,

$\varepsilon_{i,T}$ είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης για κάθε χαρτοφυλάκιο i .

$R_{i,T}$ είναι η μέση cross section απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο i σύμφωνα με τις αποδόσεις που υπολογίσαμε την τρίτη περίοδο.

$MV_{i,T-1}$ είναι ο μέσος όρος της αγοραίας αξίας των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

$MV/BV_{i,T-1}$ είναι ο μέσος όρος των δεικτών MTBV των μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο i που τον υπολογίζουμε με τα στοιχεία της δεύτερης περιόδου.

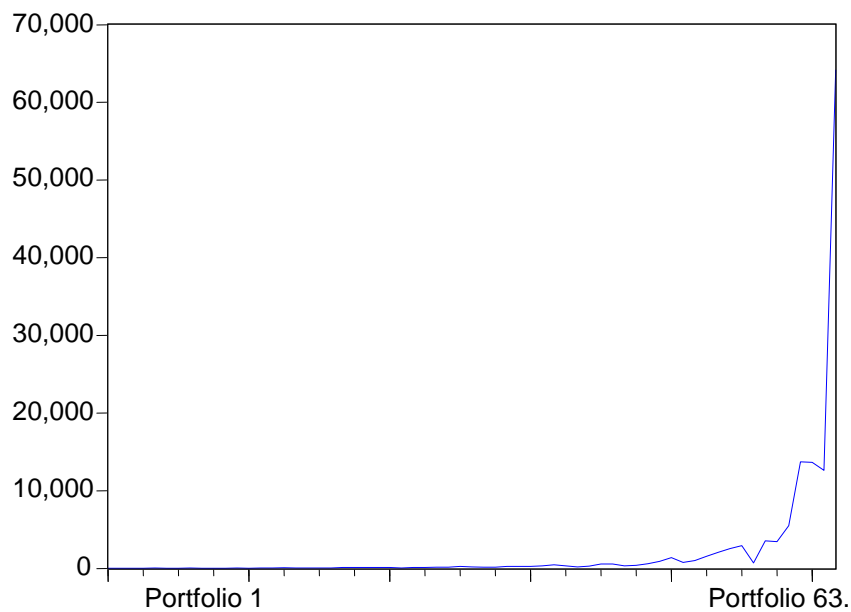
Την 1^η πενταετία, δηλαδή **01/04/1995- 01/03/2000** θα χωρίσουμε τις 315 επιχειρήσεις σε 9 χαρτοφυλάκια που περιέχουν 35 μετοχές. Η κατάταξη γίνεται με βάση το **Market Value**. Με τον τρόπο αυτό δημιουργώ 9 χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή αξία. Το **Χαρτοφυλάκιο 1** θα έχει τις μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία και το **Χαρτοφυλάκιο 9** θα έχει τις μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία. Στην συνέχεια κατατάσσω τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια σε υποχαρτοφυλάκια των 5 μετοχών με βάση τον δείκτη MTBV. Άρα, κάθε χαρτοφυλάκιο θα περιέχει 7 υποχαρτοφυλάκια των 5 μετοχών.

Αριθμός μετοχών στα χαρτοφυλάκια χωρισμένα με το MV & έπειτα καταταγμένα με το MTBV

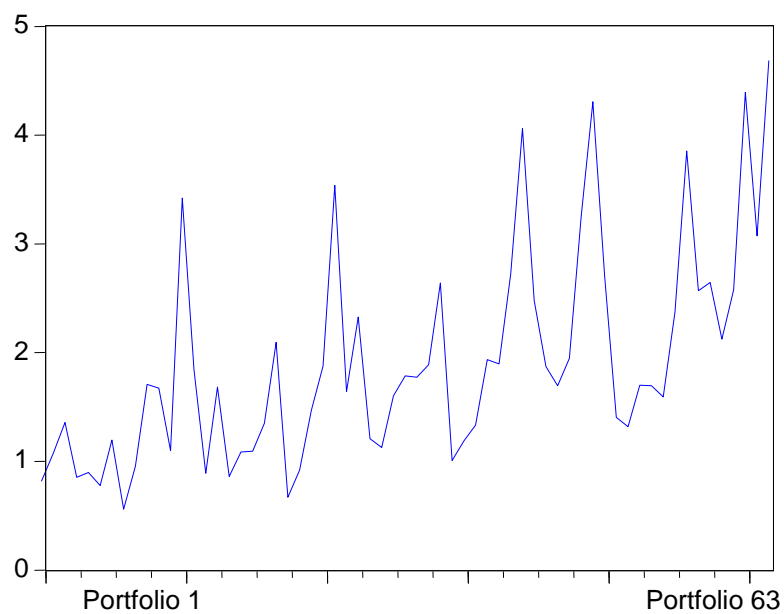
	MTBV1	MTBV2	MTBV3	MTBV4	MTBV5	MTBV6	MTBV7	ΣΥΝΟΛΟ
MV1	5	5	5	5	5	5	5	35
MV2	5	5	5	5	5	5	5	35
MV3	5	5	5	5	5	5	5	35
MV4	5	5	5	5	5	5	5	35
MV5	5	5	5	5	5	5	5	35
MV6	5	5	5	5	5	5	5	35
MV7	5	5	5	5	5	5	5	35
MV8	5	5	5	5	5	5	5	35
MV9	5	5	5	5	5	5	5	35
ΣΥΝΟΛΟ								315

Την 2^η πενταετία, δηλαδή **01/04/2000- 01/03/2005** θα υπολογίσουμε για τα 63 υποχαρτοφυλάκια την μέση τιμή των δεικτών MTBV και την μέση τιμή των MV. Ακολουθεί γράφημα των μέσων MV και των μέσων των δεικτών MTBV για τα 63 υποχαρτοφυλάκια, αντίστοιχα.

Average MV for the 63 portfolios



Average MTBV for the 63 portfolios



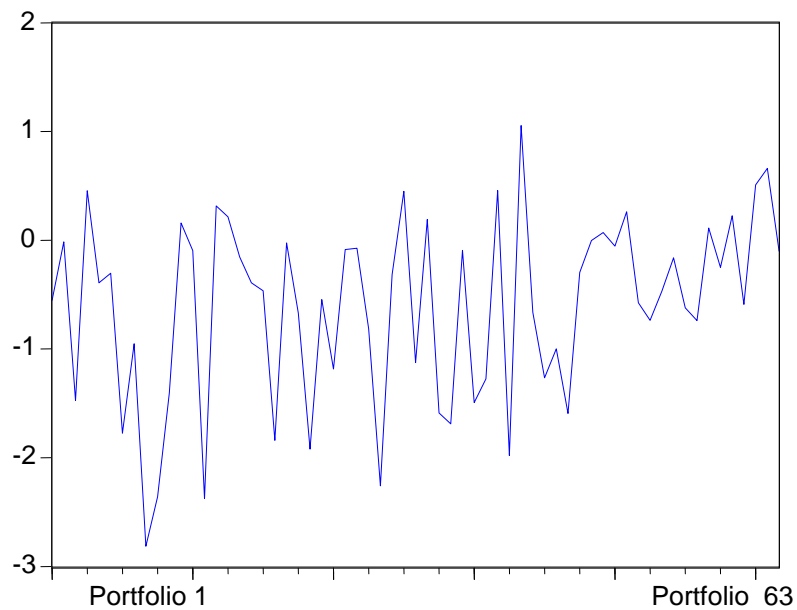
Την 3^η πενταετία, δηλαδή 01/04/2005- 01/03/2010 θα διατηρήσουμε τα ίδια 63 υποχαρτοφυλάκια και θα υπολογίσουμε για αυτά τα υποχαρτοφυλάκια τις μέσες αποδόσεις τους χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της τρίτης περιόδου.

Portfolios	Logarithmic Returns (01/04/2005-01/03/2010)	Average MV (01/04/2000-01/03/2005)	Average MTBV (01/04/2000-01/03/2005)
Portfolio 1	-0.553047	3.259733	0.818333
Portfolio 2	-0.014512	6.378800	1.072567
Portfolio 3	-1.474076	3.087667	1.357933
Portfolio 4	0.454373	13.95863	0.853833
Portfolio 5	-0.393502	35.57637	0.897533
Portfolio 6	-0.304041	12.38870	0.777800
Portfolio 7	-1.774734	15.83567	1.196300
Portfolio 8	-0.953009	65.24847	0.558933
Portfolio 9	-2.816277	24.28003	0.952133
Portfolio 10	-0.553047	15.17203	1.707733
Portfolio 11	-2.359207	31.05657	1.671633
Portfolio 12	-1.404577	35.50347	1.098667
Portfolio 13	0.157663	22.45233	3.420367
Portfolio 14	-0.096174	34.62120	1.838700
Portfolio 15	-2.377054	62.54087	0.888633
Portfolio 16	0.315847	74.90183	1.682133
Portfolio 17	0.214480	48.96653	0.859233
Portfolio 18	-0.155394	66.04653	1.086333
Portfolio 19	-0.391861	53.40290	1.093900
Portfolio 20	-0.466652	65.13020	1.349800
Portfolio 21	-1.840103	111.3169	2.094600
Portfolio 22	-0.025115	116.5127	0.668433
Portfolio 23	-0.671338	103.1957	0.918867
Portfolio 24	-1.922697	104.9096	1.467733
Portfolio 25	-0.545586	117.2153	1.876333
Portfolio 26	-1.185046	47.56800	3.538100
Portfolio 27	-0.086072	106.1242	1.640533
Portfolio 28	-0.074235	111.5204	2.325167

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

Portfolio 29	-0.815014	168.5284	1.208267
Portfolio 30	-2.259262	162.5421	1.126833
Portfolio 31	-0.316263	247.3152	1.600900
Portfolio 32	0.449994	173.0851	1.785900
Portfolio 33	-1.126088	169.9352	1.772833
Portfolio 34	0.189634	142.0329	1.887967
Portfolio 35	-1.588373	266.1297	2.640433
Portfolio 36	-1.690002	246.6709	1.006133
Portfolio 37	-0.092976	264.6602	1.185667
Portfolio 38	-1.492659	333.1886	1.332833
Portfolio 39	-1.274992	457.8003	1.933867
Portfolio 40	0.456271	308.8066	1.895300
Portfolio 41	-1.981700	174.0549	2.725200
Portfolio 42	1.054362	282.2298	4.061700
Portfolio 43	-0.664095	572.9613	2.478367
Portfolio 44	-1.265228	554.2191	1.870833
Portfolio 45	-0.999016	333.5059	1.693733
Portfolio 46	-1.594749	398.0142	1.946400
Portfolio 47	-0.296330	601.3689	3.245300
Portfolio 48	-0.002785	897.8422	4.305267
Portfolio 49	0.071155	1381.964	2.711667
Portfolio 50	-0.053803	760.3488	1.404033
Portfolio 51	0.261304	997.3074	1.318033
Portfolio 52	-0.575363	1560.172	1.698867
Portfolio 53	-0.736524	2074.134	1.695167
Portfolio 54	-0.469627	2538.970	1.591767
Portfolio 55	-0.162420	2932.958	2.372700
Portfolio 56	-0.621927	692.4191	3.852933
Portfolio 57	-0.740739	3531.587	2.567967
Portfolio 58	0.112374	3437.586	2.645233
Portfolio 59	-0.249185	5491.586	2.122367
Portfolio 60	0.225115	13736.94	2.575800
Portfolio 61	-0.590786	13662.08	4.391433
Portfolio 62	0.507342	12618.16	3.071767
Portfolio 63	0.659920	64163.45	4.682033

Average Logarithmic Return of 63 portfolios



Τα αποτελέσματα της έκτης παλινδρόμησης θα τα δούμε στο επόμενο κεφάλαιο.

Κεφάλαιο 5

Τα Αποτελέσματα των Παλινδρομήσεων

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης $R_{it} = a_0 + a_1 \ln(MV_{it-1}) + \varepsilon_{it}$ για 35 χαρτοφυλάκια.

Αρχική Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_{1,t}=0$.

$R_{it} = a_0 + a_1 \ln(MV_{it-1}) + \varepsilon_{it}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	-1.227186	0.265997	-4.613537	0.0001	0.16645	6.589933	0.014976	1.965122
a_1	0.118770	0.046266	2.567086	0.0150				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1 = 0.118770$ ανάμεσα στο $\ln(\text{all_mn})$ και των αποδόσεων των μετοχών. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων επηρεάζονται από το **'size effect'**. Το $\text{prob} = 0.015 < 0.05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 , που λέει πως το $a_1 = 0$. Επομένως ο παράγοντας **'size effect'** είναι στατιστικά σημαντικός.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}| > 1.96$, που σημαίνει ότι η θετική αυτή σχέση είναι στατιστικά σημαντική. Αυτό επιβεβαιώνεται και από τον δείκτη του F-statistic που έχει $\text{prob}_{F\text{-statistic}} = 0.014976 < 0.05$ επομένως απορρίπτεται η H_0 , ότι δηλαδή όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με το μηδέν. Τέλος, το **standard error** ή η τυπική απόκλιση είναι πολύ μικρό, 0.046266. Επομένως, όσο πιο μικρό τόσο πιο αξιόπιστες οι εκτιμήσεις μας και κατά συνέπεια και τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης.

Η σχετικά μικρή τιμή του $R^2 = 0.16645$ μας δείχνει πως το **'size effect'** ευθύνεται για μικρό ποσοστό των αποδόσεων των μετοχών των

χαρτοφυλακίων και ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που εξηγούν τις αποδόσεις των μετοχών μας.

Ο δείκτης **Durbin- Watson Statistic**<2, σημαίνει πως υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων. Οι επιθυμητές τιμές για τον δείκτη αυτό είναι οι τιμές κοντά στο 2 οπότε εδώ ικανοποιείτε η συνθήκη αυτή.

Στο έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης τα αποτελέσματα έδειξαν πως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητά στο μοντέλο μας.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$ για 35 χαρτοφυλάκια.

Αρχική Εκτίμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_{1,t}=0$.

$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	-0.632401	0.135555	-4.665258	0.0000	0.004916	0.163019	0.688996	1.953458
a_1	0.076443	0.189329	0.403756	0.6890				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1 = 0.076443$ ανάμεσα στο $\log(\text{all_mtbv})$ και των αποδόσεων των μετοχών. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων επηρεάζονται από το **'MTBV effect'**. Το $\text{prob}=0.689 > 0.05$, άρα δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 , που λέει πως το $a_1=0$. Επομένως ο παράγοντας **'MTBV effect'** δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}|=0.403756$ δηλαδή $|t\text{-statistic}| < 1.96$, που σημαίνει ότι η θετική αυτή σχέση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Αυτό

επιβεβαιώνεται και από τον δείκτη του F-statistic που έχει $\text{prob}_{F\text{-statistic}} = 0.688996 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτεται η H_0 , ότι δηλαδή όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με το μηδέν. Άρα, δεν είναι στατιστικά σημαντικό το **'MTBV effect'**. Τέλος, το **standard error** του **'MTBV effect'** είναι μεγαλύτερο από την τιμή που είχαμε παίρνοντας υπόψη το **'size effect'**. Επομένως, λιγότερο αξιόπιστες οι εκτιμήσεις μας και κατά συνέπεια και τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης με μεταβλητή το **'MTBV effect'**. Εδώ το $R^2 = 0.004916$ αρκετά μικρότερο από το R^2 με μεταβλητή το **'size effect'** που σημαίνει πως ο παράγοντας **'MTBV effect'** εξηγεί ελάχιστο τις αποδόσεις τις μετοχές των 35 χαρτοφυλακίων μας. Κάνοντας έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα διαπιστώσαμε πως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης $R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$ για 35 χαρτοφυλάκια.

Αρχική Εκτίμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_1=0$.

$R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R^2	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	0.996042	0.001611	618.2444	0.0000	0.106684	3.941026	0.055485	2.318920
a_1	0.003528	0.001777	1.985202	0.0555				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1=0.003528$ ανάμεσα στο 'beta' και στις αποδόσεις των μετοχών. Παρατηρούμε πως η θετική αυτή σχέση είναι μικρότερη από την σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το $\log(\text{all_mn})$ που η παλινδρόμηση έδωσε τιμή $a_1=0.118770$. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων επηρεάζονται από το 'beta' αλλά επηρεάζονται περισσότερο από το **'size effect'**.

Εδώ το $prob=0.0555 \approx 0.05$, άρα οριακά απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 , και δεχόμαστε πως είναι στατιστικά σημαντικό.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}|=1.985202$, δηλαδή μεγαλύτερο από την κριτική τιμή $|t\text{-statistic}| > 1.96$ για επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$, που σημαίνει ότι η θετική αυτή σχέση είναι στατιστικά σημαντική. Αυτό επιβεβαιώνεται και από τον δείκτη του F-statistic που έχει $prob_{F\text{-statistic}}=0.055485 \approx 0.05$ επομένως οριακά απορρίπτεται η H_0 , ότι δηλαδή όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με το μηδέν. Τέλος, το **standard error** ή τυπική απόκλιση είναι αρκετά μικρό, ίσο με 0.001777, δηλαδή πολύ μικρότερο από το standard error που πήραμε από την παλινδρόμηση με μεταβλητή το **'size effect'** (0.046266). Επομένως, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι αρκετά αξιόπιστα, πιο αξιόπιστα από την 1^η παλινδρόμηση με μεταβλητή το **'size effect'**.

Στην παλινδρόμηση με το 'beta' το $R^2=0.106684$, δηλαδή μικρότερο από το $R^2 = 0.16645$ που πήραμε με μεταβλητή το **'size effect'**. Αυτό σημαίνει πως το **'size effect'** ευθύνεται για μεγαλύτερο ποσοστό των αποδόσεων των μετοχών των χαρτοφυλακίων από ότι το 'beta' και το **'MTBV effect'**.

Στον έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα διαπιστώσαμε πως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Συγκριτικός πίνακας των τιμών των παλινδρομήσεων με 35 χαρτοφυλάκια

Regressions	a_1	Standard Error	t-Statistic	Prob	F-statistic	Prob F-statistic	R^2
$R_{IT} = a_0 + a_1 \ln(MV_{IT-1}) + \varepsilon_{IT}$	0.118770	0.046266	2.567086	0.0150	6.589933	0.014976	0.16645
$R_{IT} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{IT-1}) + \varepsilon_{IT}$	0.076443	0.189329	0.403756	0.6890	0.163019	0.688996	0.004916
$R_{IT} = a_0 + a_1 \beta_{IT-1} + \varepsilon_{IT}$	0.003528	0.001777	1.985202	0.0555	3.941026	0.055485	0.106684

Στον παραπάνω πίνακα έχουμε συγκεντρώσει τις τιμές και των τριών παλινδρομήσεων με μεταβλητές το market value, το market to book value και

το 'beta', αντίστοιχα. Παρατηρούμε ότι όλες οι μεταβλητές σχετίζονται θετικά με τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των μετοχών και ότι ο παράγον 'size effect' έχει την μεγαλύτερη επίδραση που είναι και στατιστικά σημαντική. Πολύ μικρότερη επίδραση έχει το 'beta' αλλά με μικρότερο βαθμό σημαντικότητας ενώ ο παράγον 'MTBV effect' έχει μία θετική σχέση αλλά μη στατιστικά σημαντική.

Επομένως για την περίοδο των 15 ετών που ξεκινά από τον 01/1995 μέχρι και τον 03/2010 οι μετοχές των 35 χαρτοφυλακίων που απαρτίζονται από 315 μετοχές του χρηματιστηρίου του Λονδίνου εμφανίζουν να επηρεάζονται πιο έντονα από 'size effect' και λιγότερο από το 'beta' και το 'MTBV effect'.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 45 χαρτοφυλάκια.}$$

Αρχική Εκτίμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_{1,t}=a_{2,t}=0$.

$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	-1.198528	0.278181	-4.308452	0.0001	0.122112	2.921042	0.064897	2.183146
a_1	0.124658	0.052331	2.382102	0.0218				
a_2	-0.143088	0.217565	-0.657683	0.5143				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1=0.124658$ ανάμεσα στο 'size effect' και στις αποδόσεις των μετοχών όταν τρέχουμε την παλινδρόμηση και με τις δυο μεταβλητές. Η επίδραση του 'size effect' είναι στατιστικά σημαντική γιατί η τιμή του prob= 0.0218<0.05, επομένως απορρίπτουμε την H_0 , και λέμε πως υπάρχει επίδραση από το μέγεθος των εταιριών στατιστικά σημαντική.

Αντιθέτως, το $a_2 = -0.143088$ που σημαίνει πως η σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων και του **'MTBV effect'** γίνεται αρνητική όταν ελέγχεται μαζί με την επίδραση του **'size effect'**. Όμως, το **'MTBV effect'** έχει $\text{prob} = 0,5143 > 0.05$, άρα δεν απορρίπτεται η H_0 , επομένως η επίδραση του **'MTBV effect'** στις αποδόσεις των μετοχών είναι στατιστικά **μη σημαντική**.

Παρατηρούμε πως η αρνητική τιμή της μεταβλητής του **'MTBV effect'** είναι μεγαλύτερη από την θετική τιμή του **'size effect'**, που σημαίνει πως είναι μεγαλύτερη η αρνητική από την θετική επίδραση. Βέβαια, η θετική επίδραση είναι στατιστικά σημαντική ενώ η αρνητική επίδραση είναι στατιστικά ασήμαντη.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}| = 2.382102$ για την μεταβλητή του $\ln(MV)$, δηλαδή μεγαλύτερο από την κριτική τιμή $|t\text{-statistic}| > 1.96$ για επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha = 5\%$, που σημαίνει ότι η θετική αυτή σχέση του **'size effect'** και των αποδόσεων των μετοχών των χαρτοφυλακίων είναι στατιστικά σημαντική.

Αντίθετα, για τον παράγοντα του **'MTBV effect'** το $|t\text{-statistic}| = 0.657683 < 1.96$ ($\alpha = 5\%$), δηλαδή η αρνητική αυτή σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το $\ln(MV/BV)$ δεν είναι στατιστικά σημαντική. Τέλος, το **standard error** για το $\ln(MV)$, είναι αρκετά μικρό, ίσο με 0.052331 , δηλαδή πολύ μικρότερο από το **standard error** που πήραμε για το $\ln(MV/BV)$ (0.217565) από την παλινδρόμηση. Επομένως, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι αρκετά αξιόπιστα για την επίδραση του **'size effect'**.

Η μικρή τιμή του $R^2 = 0.122112$ μας δείχνει πως το **'size effect'** και το **'MTBV effect'** ευθύνονται για μικρό ποσοστό των αποδόσεων των μετοχών των χαρτοφυλακίων και ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που εξηγούν τις αποδόσεις των μετοχών μας.

Στον έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα διαπιστώσαμε πως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 45 χαρτοφυλάκια.}$$

Αρχική Εκτίμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_1=a_2=0$.

$R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	0.998718	0.000584	1710.064	0.0000	0.011141	0.236600	0.790352	1.933827
a_1	0.000148	0.000658	0.225191	0.8229				
a_2	3.80E-05	9.59E-05	0.395994	0.6941				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1=0.000148$ ανάμεσα στο ‘beta’ και στις αποδόσεις των μετοχών όταν τρέχουμε την παλινδρόμηση και με το $\ln(MV)$. Η επίδραση του ‘beta’ είναι στατιστικά μη σημαντική γιατί η τιμή του $\text{prob}= 0,8229 > 0.05$, επομένως δεν απορρίπτουμε την H_0 , και λέμε πως δεν υπάρχει επίδραση από το ‘beta’ των εταιριών που να θεωρείται στατιστικά σημαντική.

Ομοίως, το $a_2=3.80E-05$ που σημαίνει πως η σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων και του ‘size effect’ είναι θετική αλλά πολύ μικρότερη από την επίδραση του ‘beta’ όταν ελέγχονται μαζί οι δύο αυτές μεταβλητές.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}|$ και για τις δύο μεταβλητές είναι μικρότερη από την κριτική τιμή 1.96 που επιβεβαιώνει ότι η θετικές σχέσεις του ‘beta’ και του ‘size effect’ με τις αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων είναι στατιστικά μη σημαντική. Τέλος, το **standard error** και για τις δύο, είναι αρκετά μικρό, ίσο με 0.000651 και 9.42E-05 αντίστοιχα, που σημαίνει πως τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι αρκετά αξιόπιστα για την επίδραση του ‘size effect’ και του ‘beta’ στις αποδόσεις των μετοχών των 45 χαρτοφυλακίων.

Επίσης, παρατηρούμε πως οι δύο αυτοί παράγοντες όταν ελέγχονται μόνοι τους σε ένα μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ όταν ελέγχονται μαζί σε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα χάνουν την στατιστική σημαντικότητα τα αποτελέσματά τους.

Στον έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα διαπιστώσαμε πως οριακά δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Για τον λόγο αυτό θα κάνουμε **διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας** με την **μέθοδο White Heteroskedsticity**. Τα αποτελέσματα που παίρνουμε είναι ο παρακάτω πίνακας που όπως παρατηρούμε διαφέρει ελάχιστα από τον προηγούμενο.

Συγκεκριμένα, διαφέρει μόνο στις τιμές του prob αλλά η διαφορά αυτή δεν είναι σημαντική ώστε να προκύπτουν νέα αποτελέσματα.

$R_{IT} = a_0 + a_1 \text{beta}_{IT-1} + a_2 \ln(MV_{IT-1}) + \varepsilon_{IT}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a ₀	0.998718	0.000783	1275.235	0.0000	0.011141	0.236600	0.790352	1.933827
a ₁	0.000148	0.000651	0.227469	0.8212				
a ₂	3.80E-05	6.42E-05	0.590965	0.5577				

Συγκριτικός πίνακας των τιμών των παλινδρομήσεων με 45 χαρτοφυλάκια

Regressions	a ₁	a ₂	Standard Error a ₁	Standard Error a ₂	t-Statistic a ₁	t-Statistic a ₂	Prob a ₁	Prob a ₂
$R_{IT} = a_0 + a_1 \ln(MV_{IT-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{IT-1}) + \varepsilon_{IT}$	0.124658	-0.14308	0.052331	0.217565	2.382102	-0.65768	0.0218	0.5143
$R_{IT} = a_0 + a_1 \text{beta}_{IT-1} + a_2 \ln(MV_{IT-1}) + \varepsilon_{IT}$	0.000148	3.80E-05	0.000651	6.42E-05	0.227469	0.59096	0.8212	0.5577

Στον παραπάνω πίνακα έχουμε συγκεντρώσει τις τιμές των δύο παλινδρομήσεων με κοινή μεταβλητή το market value, και τις μεταβλητές **market to book value** και **'beta'** να ελέγχονται ξεχωριστά το καθένα με το market value. Παρατηρούμε πως όταν το **'size effect'** ελέγχεται μαζί το με τον

δείκτη MTBV είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό ενώ ο ίδιος παράγον όταν ελέγχεται σε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα μαζί με το 'beta', παραμένει θετικός αλλά μη στατιστικά σημαντικός.

Επομένως για την περίοδο των 15 ετών οι μετοχές των 45 χαρτοφυλακίων που απαρτίζονται από 315 μετοχές του χρηματιστηρίου του Λονδίνου εμφανίζουν να επηρεάζονται θετικά και σημαντικά από '**size effect**' και πιο έντονα αλλά χωρίς σημαντικότητα από το 'beta' και το '**MTBV effect**', αντίστοιχα που και τα δύο εμφανίζουν μεγαλύτερες τιμές.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 63 χαρτοφυλάκια.}$$

Αρχική Εκτίμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η υπόθεση που ελέγχουμε είναι: $H_0: a_1=a_2=0$.

$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$								
		Std. Error	t-statistic	prob	R ²	F-statistic	Prob(F-statistic)	Durbin – Watson stat.
a_0	-1.248618	0.298732	-4.179719	0.0001	0.090859	2.998192	0.057403	2.116818
a_1	0.109960	0.063363	1.735388	0.0878				
a_2	0.092991	0.263038	0.353526	0.7249				

Παρατηρούμε πως υπάρχει μια θετική σχέση $a_1=0.109960$ ανάμεσα στο '**size effect**' και στις αποδόσεις των μετοχών όταν τρέχουμε την παλινδρόμηση και με το $\ln(MV)$ και το $\ln(MTBV)$. Η επίδραση του '**size effect**' είναι στατιστικά μη σημαντική γιατί η τιμή του $\text{prob} = 0,0878 > 0.05$, επομένως δεν απορρίπτουμε την H_0 , και λέμε πως δεν υπάρχει επίδραση από το μέγεθος των εταιριών που να θεωρείται στατιστικά σημαντική. Παρατηρούμε επίσης πως αυξάνοντας τις παρατηρήσεις μας από 45 σε 63 χαρτοφυλάκια ο παράγοντας '**size effect**'

γίνεται μη στατιστικά σημαντικός. Στα 45 χαρτοφυλάκια η τιμή του a_1 βρήκαμε πως είναι ίση με 0.124658 και στατιστικά σημαντική, ενώ με 63 παρατηρήσεις η επίδραση του **'size effect'** μειώνεται σε 0,109960 και γίνεται και μη στατικά σημαντική με $\text{prob}>0.05$.

Ομοίως, το $a_1=0.092991$ που σημαίνει πως η σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων και του **'MTBV effect'** είναι θετική αλλά πολύ μικρότερη από την επίδραση του **'size effect'** όταν ελέγχονται μαζί οι δύο αυτές μεταβλητές. Επίσης, το **'MTBV effect'** έχει $\text{prob}= 0,7249>0.05$, άρα δεν απορρίπτεται η H_0 , επομένως η επίδραση του **'MTBV effect'** στις αποδόσεις των μετοχών είναι στατιστικά μη σημαντική στην πολυπαραγοντική παλινδρόμηση των δύο αυτών μεταβλητών.

Επίσης παρατηρούμε πως χωρίζοντας σε περισσότερα χαρτοφυλάκια η επίδραση του **'MTBV effect'** από αρνητική (-0.143088) που ήταν στον έλεγχο με 45 χαρτοφυλάκια γίνεται θετική (0.092991). Βέβαια και στους δύο ελέγχους ο παράγοντας **'MTBV effect'** είναι μη στατιστικά σημαντικός με $\text{prob}= 0.5143$ και $\text{prob}= 0.7249$ αντίστοιχα.

Επίσης, η τιμή του $|t\text{-statistic}|$ και για τις δύο μεταβλητές είναι μικρότερη από την κριτική τιμή 1.96 που επιβεβαιώνει ότι η θετικές σχέσεις του **'MTBV effect'** και του **'size effect'** με τις αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων είναι στατιστικά μη σημαντικές. Βέβαια, για το **'size effect'** η τιμή του $|t\text{-statistic}| = 1.735388$, δηλαδή πολύ κοντά στο να γίνει στατιστικά σημαντική.

Τέλος, το **standard error** για την μεταβλητή **'size effect'** είναι αρκετά μικρότερο από το **standard error** για την μεταβλητή του **'MTBV effect'**. Αυτό σημαίνει πως τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι αρκετά αξιόπιστα για την επίδραση του **'size effect'** και λιγότερο αξιόπιστα για την επίδραση του **'MTBV effect'** στις αποδόσεις των μετοχών των 63 χαρτοφυλακίων.

Συγκριτικός πίνακας των τιμών της

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ με 45 και 63 χαρτοφυλάκια}$$

Regressions	a ₁	a ₂	Standard Error a ₁	Standard Error a ₂	t-Statistic a ₁	t-Statistic a ₂	Prob a ₁	Prob a ₂
$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$ (45 χαρτοφυλάκια)	0.124658	-0.14308	0.052331	0.217565	2.382102	-0.65768	0.0218	0.5143
$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$ (63 χαρτοφυλάκια)	0.109960	0.092991	0.063363	0.263038	1.73538	0.353526	0.0878	0.7249

Στον παραπάνω πίνακα έχουμε συγκεντρώσει τις τιμές των δύο παλινδρομήσεων με κοινές μεταβλητές το **market value** και το **market to book value** και ελέγχουμε τα αποτελέσματα για 45 και 63 χαρτοφυλάκια αντίστοιχα.

Παρατηρούμε πως όταν αυξάνουμε το μέγεθος των παρατηρήσεων, δηλαδή τον αριθμό των χαρτοφυλακίων έχουμε μια μείωση στην **θετική επίδραση** του παράγον **'size effect'**. Επίσης, βλέπουμε πως το **'size effect'** είναι στατιστικά σημαντικό για τα 45 χαρτοφυλάκια αλλά μη σημαντικό για τα 63 χαρτοφυλάκια. Επιπλέον, παρατηρούμε πως όταν αυξάνεται ο αριθμός των χαρτοφυλακίων η αρνητική σχέση ανάμεσα στο **'MTBV effect'** μετατρέπεται σε θετική. Βέβαια και στις δύο παλινδρομήσεις ο δείκτης MTBV είναι στατιστικά μη σημαντικός.

Επομένως για την περίοδο των 15 ετών οι μετοχές των 63 χαρτοφυλακίων που απαρτίζονται από 315 μετοχές του χρηματιστηρίου του Λονδίνου εμφανίζουν να επηρεάζονται θετικά και μη σημαντικά από **'size effect'** και λιγότερο θετικά και επίσης μη στατιστικά σημαντικά από το **'MTBV effect'**.

Κεφάλαιο 6

Συμπεράσματα

Η έρευνα αυτή στόχο είχε να εξετάσει αν το μέγεθος των εταιριών επηρεάζει τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο του Λονδίνου κατά την περίοδο Ιανουάριος 1995- Μάρτιος 2010. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν 315 μετοχές εταιριών του Χρηματιστηρίου του Λονδίνου που ήταν εισηγμένες από το 1995 μέχρι το 2010. Εξετάσαμε εταιρίες που κατέφεραν να διατηρήσουν την βιωσιμότητά τους κατά την τελευταία δεκαπενταετία δεδομένης της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης που ξεκίνησε τον Αύγουστο του 2007 στον τραπεζικό τομέα των ΗΠΑ και του Ηνωμένου Βασιλείου εξαιτίας των υπερχρεώσεων των νοικοκυριών και των χωρών, της «φούσκας» στην αγορά ακινήτων και τέλος εξαιτίας της εκρηκτικής ανάπτυξης του χρηματοοικονομικού τομέα παγκοσμίως με την δημιουργία πολλών σύνθετων προϊόντων των οποίων τους κινδύνους ελάχιστοι κατανοούσαν.

Από το δείγμα αυτό των βιώσιμων εταιριών εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. Mac Beth (1973), σχηματίστηκαν 35 χαρτοφυλάκια των 9 μετοχών το καθένα με βάση το μέσο ετήσιο μέγεθος των εταιριών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά χρησιμοποιήθηκαν στον εμπειρικό έλεγχο της στατιστικής υπόθεσης ότι το μέγεθος των εταιριών είναι ένας στατιστικά σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο του Λονδίνου.

Από το ίδιο δείγμα μετοχών εφαρμόσαμε μια διαφορετική μεθοδολογία για την κατάταξη των μετοχών σε χαρτοφυλάκια την οποία ακολούθησε και ο Miroslav Matteen (2004) και έπειτα στα νέα 45 χαρτοφυλάκια εφαρμόσαμε πάλι την μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. Mac Beth (1973). Ομοίως, δημιουργήσαμε 63 χαρτοφυλάκια προκειμένου να διαπιστώσουμε αν ο

διαφορετικός χωρισμός των χαρτοφυλακίων στις ίδιες μετοχές έχει σημαντική επίδραση στα αποτελέσματά μας.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο και με βάση την αρχική κατάταξη των 35 χαρτοφυλακίων υπάρχει σχέση θετική μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους εταιριών η οποία είναι και στατιστικά σημαντική. Την θετική αυτή σχέση μπορούμε να την αντιπαραθέσουμε με την έρευνα των (Philip Brown, Allan W. Kleidon & Terry A. Marsh-1983) οι οποίοι κάνουν λόγο για **θετικό 'size effect'**, δηλαδή πως οι μεγαλύτερες εταιρίες παρουσιάζουν επιπλέον αποδόσεις την περίοδο 1969-1973 στην αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά (NYSE, AMEX).

Για την ίδια κατάταξη βρήκαμε πως υπάρχει θετική σχέση ιδιαίτερα μικρή μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και του συστηματικού κινδύνου της αγοράς οριακά μη στατιστικά σημαντική ($prob= 0.0555$) (επίπεδο εμπιστοσύνης $\alpha=5\%$). Εδώ τα αποτελέσματά μας συμφωνούν με τις προβλέψεις των Sharpe, Linder, Black (1972) σύμφωνα με τις οποίες οι μέσες αποδόσεις σχετίζονται θετικά με το 'beta'.

Συμφωνούν και με τις μελέτες των Lakonishok & Shapiro (1986), Fama & French (1992), για τις αναπτυγμένες αγορές που απόδειξαν πως το 'beta' έχει χαμηλή επεξηγηματική ικανότητα. Δηλαδή έδειξαν πως η σχέση μεταξύ του 'beta' της αγοράς και των μέσων αποδόσεων είναι 'flat'. Ομοίως έδειξαν και οι Chui & Wei (1998) και για τις 5 αναπτυσσόμενες αγορές της περιοχής Pacific-Basin.

Ομοίως θετική ήταν και η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και τον δείκτη της ανάπτυξης. Αντίστοιχα, στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα με μεταβλητή τον δείκτη της ανάπτυξης, η επίδραση του ύψους του δείκτη MTVB οφείλεται στο γεγονός ότι οι μετοχές με υψηλό δείκτη ανάπτυξης τείνουν να είναι εταιρίες με μεγάλο μέγεθος κεφαλαιοποίησης. Όμως, η θετική αυτή

σχέση που συνδέεται και με το μέγεθος των εταιριών δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Όταν η έρευνα χρησιμοποιεί πολυπαραγοντικά υποδείγματα δύο μεταβλητών τότε τα αποτελέσματα συνεχίζουν να δείχνουν μια **θετική σχέση** ανάμεσα στο **μέγεθος των εταιριών** και στις αποδόσεις τους η οποία σχέση είναι **στατιστικά σημαντική**. Βέβαια με τον παράγοντα μέγεθος ως κριτήριο της αρχικής κατάταξης, ο δείκτης της ανάπτυξης δείχνει να έχει αρνητική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών η οποία όμως πάλι δεν είναι στατιστικά σημαντική. Στο ίδιο ακριβώς αποτέλεσμα κατέληξε και ο Ινδός G.Senthilkumar (2009) για τους κλάδους Cement και Pharmaceuticals. Ιδιαίτερα στον κλάδο των Pharmaceuticals βγήκαν και οι δύο παράγοντες στατιστικά σημαντικοί. Οι διαφορετικές και αντίθετες τιμές των μεταβλητών και στους δύο κλάδους, δηλαδή (7.30, -1.83) και (29.21,-27.32), καταδεικνύουν ότι ο δείκτης της ανάπτυξης δεν αντικαθιστά το παράγοντα του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης στις αντίστοιχες μέσες αποδόσεις. Επομένως, και οι δύο παράγοντες χρειάζονται για να εξηγήσουν την επίδρασή τους στις μέσες αποδόσεις.

Ομοίως **θετική η σχέση** για τον παράγοντα του μεγέθους όταν η κατάταξη γίνεται με βάση το μέγεθος αρχικά και έπειτα με τον συστηματικό κίνδυνο. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως εξακολουθεί να είναι θετική η επίδραση αλλά μη στατιστικά σημαντική. Θετική είναι και η επίδραση του συστηματικού κινδύνου όταν ελέγχεται μαζί με το μέγεθος σε αντίθεση με τον δείκτη της ανάπτυξης. Βέβαια και εδώ η θετική επίδραση του 'beta' δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Όταν στην έρευνα μας αυξήσαμε τον αριθμό των χαρτοφυλακίων με διαφορετική κατάταξη και χρησιμοποιώντας τον παράγοντα του μεγέθους και του δείκτη της ανάπτυξης καταλήξαμε στο συμπέρασμα πως η θετική σχέση που βρίσκουμε ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και το μέγεθος μειώνεται από 0.124658 σε 0.109960 ενώ μέρος της επίδρασης προσφέρεται στον δείκτη της ανάπτυξης που από αρνητικός στα 45 χαρτοφυλάκια

μετατρέπεται σε θετικός στα 63 χαρτοφυλάκια. Όμως στην νέα κατάταξη καμία μεταβλητή μας δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%.

Τα αποτελέσματα αυτής της εμπειρικής μελέτης έδειξαν ότι στο χρηματιστήριο του Λονδίνου το μέγεθος των εταιριών διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Αυτό πάλι θα το αντιπαραθέσουμε με την οικονομική κρίση που βιώνουμε παγκοσμίως και θα δικαιολογήσουμε την θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και στο μέγεθος των εταιριών αφενός στο φόβο των επενδυτών για το μέλλον και αφετέρου στις αυξημένες προσδοκίες που έχουν για τις βιώσιμες εταιρίες.

Προτάσεις για Περαιτέρω Έρευνα

Έχοντας υπόψη τα ευρήματα αυτά αλλά και τα ευρήματα άλλων εμπειρικών ερευνών για τα παγκόσμια χρηματιστήρια θα προτείνουμε να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος που χρησιμοποιήσαμε και στην έρευνα αυτή και για άλλα χρηματιστήρια χρησιμοποιώντας τα ίδια κριτήρια επιλογής των μετοχών στο δείγμα. Βέβαια η μελέτη αυτή επειδή αφορά βιώσιμες εταιρίες και η μεθοδολογία των Eugene F. Fama; James D. Mac Beth (1973) απαιτεί μεγάλο αριθμό μετοχών προκειμένου να σχηματιστούν τα χαρτοφυλάκια η συγκεκριμένη μελέτη μπορεί να εφαρμοστεί στα μεγάλα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, της Ιαπωνίας, της Φραγκφούρτης και του Ηνωμένου Βασιλείου.

Ενδιαφέρον θα είχε και η ίδια μελέτη να πραγματοποιηθεί πάλι για την ίδια αγορά του Λονδίνου αλλά μετά από κάποια χρόνια που ευελπιστούμε πως θα έχουμε βγει από την παγκόσμια οικονομική κρίση. Σε μια περίοδο οικονομικής άνθησης όπου υπάρχει εμπιστοσύνη στις αγορές και οι προσδοκίες για το μέλλον να είναι θετικές και ευοίωνες. Στην μελέτη αυτή ίσως καταλήξουμε σε διαφορετικά αποτελέσματα.

Επίσης, μια επανάληψη της παρούσας μελέτης με περισσότερες μεταβλητές προς έλεγχο, πιθανό να μας δώσει περισσότερες πληροφορίες για το κατά πόσο υπάρχει ή όχι το φαινόμενο αυτό, ή από ποιούς παράγοντες εξαρτάται και πώς διαμορφώνεται στα διάφορα χρηματιστήρια. Άλλες μεταβλητές θα μπορούσαν να είναι ο δείκτης κέρδη προς τιμή της μετοχής 'E/P effect', 'the turn of the year effect', 'the effect of January', 'the effect of June', 'the effect of Monday', 'the holiday effect'.

Κεφάλαιο 7

Βιβλιογραφία

- Banz Roll W. (1981) "The relationship between Return and Market Value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9: 3-18.
- Basu Sanjoy, (1983) "The Relationship Between Earnings, Yield, Market Value and Return For NYSE Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 12: 129-156.
- Brown Philip, Kleidon Allan W. and Marsh Terry A. (1983) "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices", *Journal of Financial Economics* 12: 33-56.
- Chui Andy C.W. and Wei John K. C. (1998) "Book-to-market, firm size, and the turn of the year effect: Evidence from Pacific Basin emerging markets", *Pacific – Basin Finance Journal* 6: 275-293.
- Elton E. and Gruber M., "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", John Wiley & Sons: New York (7th edition).
- Fama E. F. and MacBeth J. (1973) "Risk Return and equilibrium: some empirical tests", *Journal of Political Economy* 81: 607-636.
- Fama E. F. and French K., (1992) "The cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 47,(2): 427-465.
- Fama Eugene F. and French Kenneth R., (1993) "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3-56.
- Fowler David J., Rorke Harvey C., Jog Vijay M. (1979) "Heteroscedasticity, R^2 , and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange", *Journal of Finance* 34: 1201-1220.
- Glezakos Michalis, "The Market capitalization value as a risk factor on the Athens Stock Exchange", *Spoudai*, Vol 43, No1, University of Piraeus.
- Jaffe Jeffrey and Westerfield Randolph, (1985) "Patterns in Japanese Common Stock Returns: Day of the Week and the Turn of the Year Effects", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(2): 261-272.
- Kato Kiyoshi and Schallheim James S. (1985) "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20: 243-260.
- Keim Donald B. (1983) "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", *Journal of Financial Economics* 12: 13-32.
- Lakonishok, Josef and Shapiro Alan (1986): "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns" *Journal of Banking and Finance*, 10. (1) 115-132.

- Lintner John, (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." *Review of Economics and Statistics*. 47(1):13-37.
- Lustig Ivan L. and Leinbach Philip A. (1983) "The small firm effect", *Financial Analysts Journal* 39: 46-49.
- Markowitz H., (1952) "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, 7 (1),: 77-91.
- Matteev Miroslav (2004) "CAPM Anomalies and the Efficiency of Stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria", *South Eastern Europe Journal of Economics* 1: 35-58.
- Michailidis Grigoris, Tso poglou Stavros, Papanastasiou Demetrios (2007) "The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange", *Journal of Finance and Economics* 8: 63-96.
- Reinganum Marc R (1981) "Misspecification of Capital Asset Pricing", *Journal of Financial Economics* 9: 19-46.
- Reinganum Mark R. (1983) "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January", *Journal of Financial Economics* 12: 89-104.
- Roll Richard (1981) "A Possible explanation of the Small Firm Effect", *Journal of Finance* 36: 879-888.
- Roll Richard (1984) "Anomalies in Security Returns and the Specification of the Market Mode", *The Journal of Finance* 39: 807-815.
- Senthikumar G. (2009) "Behaviour of Stock Return in Size and Market-to-Book Ratio – Evidence from selected Indian Industries", *Journal of Finance and Economics* 33: 142-153.
- Sharpe William F., (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*. 19 (3): 425-442.
- Stoll Hans R. and Whaley Robert E. (1983) "Transaction Costs and the Small Firm Effect", *Journal of Financial Economics* 12: 57-79.
- Theriou Nikolaos G., Maditinos Dimitrios I., Chadzoglou Prodromos, Anggelidis Vassilios, (2005) "The Cross-Section of Expected Stock Returns: An Empirical Study in the Athens Stock Exchange", *Managerial Finance*, Vol. 31 Iss: 12:58 – 78.

Κεφάλαιο 8

Παράρτημα

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 35 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: ALL_R				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/11 Time: 14:33				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.227186	0.265997	-4.613537	0.0001
LOG(ALL_MV)	0.118770	0.046266	2.567086	0.0150
R-squared	0.166455	Mean dependent var	-0.588819	
Adjusted R-squared	0.141196	S.D. dependent var	0.602789	
S.E. of regression	0.558615	Akaike info criterion	1.728733	
Sum squared resid	10.29768	Schwarz criterion	1.817610	
Log likelihood	-28.25283	Hannan-Quinn criter.	1.759413	
F-statistic	6.589933	Durbin-Watson stat	1.965122	
Prob(F-statistic)	0.014976			

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η H_0 $a_1=0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	1.697209	Prob. F(2,32)	0.1993	
Obs*R-squared	3.356593	Prob. Chi-Square(2)	0.1867	
Scaled explained SS	5.146181	Prob. Chi-Square(2)	0.0763	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 08:47				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.885188	0.538363	1.644220	0.1099

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

LOG(ALL_MV)	-0.141483	0.191032	-0.740625	0.4643
(LOG(ALL_MV))^2	0.005127	0.015906	0.322354	0.7493
R-squared	0.095903	Mean dependent var	0.294219	
Adjusted R-squared	0.039397	S.D. dependent var	0.554406	
S.E. of regression	0.543376	Akaike info criterion	1.699784	
Sum squared resid	9.448224	Schwarz criterion	1.833100	
Log likelihood	-26.74623	Hannan-Quinn criter.	1.745805	
F-statistic	1.697209	Durbin-Watson stat	2.334328	
Prob(F-statistic)	0.199271			

Εδώ το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,1867 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την $R_{it} = a_0 + a_1 \ln(MV_{it-1}) + \varepsilon_{it}$ είναι:

$$\text{ALL_R} = -1.22718576035 + 0.118769767961 * \text{LOG}(\text{ALL_MV})$$

$$R_{it} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{it-1}) + \varepsilon_{it} \text{ για 35 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: ALL_R				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/11 Time: 13:07				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.632401	0.135555	-4.665258	0.0000
LOG(ALL_MTBV)	0.076443	0.189329	0.403756	0.6890
R-squared	0.004916	Mean dependent var	-0.592210	
Adjusted R-squared	-0.025238	S.D. dependent var	0.537623	
S.E. of regression	0.544365	Akaike info criterion	1.677051	
Sum squared resid	9.778987	Schwarz criterion	1.765928	
Log likelihood	-27.34839	Hannan-Quinn criter.	1.707731	
F-statistic	0.163019	Durbin-Watson stat	1.953458	
Prob(F-statistic)	0.688996			

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η $H_0: a_1=0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.988765	Prob. F(2,32)		0.3831
Obs*R-squared	2.037038	Prob. Chi-Square(2)		0.3611
Scaled explained SS	1.114508	Prob. Chi-Square(2)		0.5728
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 11:33				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.293025	0.079093	3.704816	0.0008
LOG(ALL_MTBV)	-0.306233	0.245747	-1.246131	0.2218
(LOG(ALL_MTBV))^2	0.287502	0.204489	1.405954	0.1694
R-squared	0.058201	Mean dependent var		0.279400
Adjusted R-squared	-0.000661	S.D. dependent var		0.314508
S.E. of regression	0.314612	Akaike info criterion		0.606862
Sum squared resid	3.167378	Schwarz criterion		0.740177
Log likelihood	-7.620079	Hannan-Quinn criter.		0.652882
F-statistic	0.988765	Durbin-Watson stat		1.888361
Prob(F-statistic)	0.383117			

Το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,3611 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την $R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T}$ είναι:

$$ALL_R = -0.632400548152 + 0.0764428420705 * LOG(ALL_MTBV)$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T} \text{ για 35 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: R				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/11 Time: 13:22				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.996042	0.001611	618.2444	0.0000
BETA	0.003528	0.001777	1.985202	0.0555
R-squared	0.106684	Mean dependent var		0.999149
Adjusted R-squared	0.079614	S.D. dependent var		0.002362
S.E. of regression	0.002266	Akaike info criterion		-9.286492
Sum squared resid	0.000169	Schwarz criterion		-9.197615
Log likelihood	164.5136	Hannan-Quinn criter.		-9.255811
F-statistic	3.941026	Durbin-Watson stat		2.318920
Prob(F-statistic)	0.055485			

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η H_0 $a_1=0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	2.717105	Prob. F(2,32)	0.0813	
Obs*R-squared	5.080844	Prob. Chi-Square(2)	0.0788	
Scaled explained SS	25.09172	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 11:40				
Sample: 1995M01 1997M11				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.52E-05	3.56E-05	1.828496	0.0768
BETA	-0.000116	8.16E-05	-1.425842	0.1636
BETA^2	5.13E-05	4.53E-05	1.133276	0.2655
R-squared	0.145167	Mean dependent var		4.84E-06
Adjusted R-squared	0.091740	S.D. dependent var		1.64E-05
S.E. of regression	1.56E-05	Akaike info criterion		-19.21696
Sum squared resid	7.79E-09	Schwarz criterion		-19.08365
Log likelihood	339.2969	Hannan-Quinn criter.		-19.17094
F-statistic	2.717105	Durbin-Watson stat		2.194483
Prob(F-statistic)	0.081302			

Το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,0788 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την $R_{i,T} = a_0 + a_1 \text{beta}_{i,T-1} + \varepsilon_{i,T}$ είναι:
R = 0.996042044102 + 0.00352825536881*BETA

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 45 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: ALL_R				
Method: Least Squares				
Date: 02/04/11 Time: 13:30				
Sample: 1995M01 1998M09				
Included observations: 45				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.198528	0.278181	-4.308452	0.0001
LOG(ALL_MV)	0.124658	0.052331	2.382102	0.0218
LOG(ALL_MTBV)	-0.143088	0.217565	-0.657683	0.5143
R-squared	0.122112	Mean dependent var	-0.586762	
Adjusted R-squared	0.080308	S.D. dependent var	0.686769	
S.E. of regression	0.658616	Akaike info criterion	2.066988	
Sum squared resid	18.21855	Schwarz criterion	2.187432	
Log likelihood	-43.50724	Hannan-Quinn criter.	2.111889	
F-statistic	2.921042	Durbin-Watson stat	2.183146	
Prob(F-statistic)	0.064897			

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η H_0 $a_1 = a_2 = 0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.104686	Prob. F(5,39)	0.9906
Obs*R-squared	0.595958	Prob. Chi-Square(5)	0.9882
Scaled explained SS	0.506633	Prob. Chi-Square(5)	0.9919
Test Equation:			
Dependent Variable: RESID^2			

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.335198	0.678159	0.494276	0.6239
LOG(ALL_MV)	0.060302	0.262993	0.229292	0.8198
(LOG(ALL_MV))^2	-0.006169	0.024488	-0.251920	0.8024
(LOG(ALL_MV))*(LOG(ALL_MTBV))	0.030550	0.132984	0.229723	0.8195
LOG(ALL_MTBV)	-0.161436	0.668196	-0.241599	0.8104
(LOG(ALL_MTBV))^2	-0.125866	0.366390	-0.343531	0.7330
R-squared	0.013244	Mean dependent var		0.404857
Adjusted R-squared	-0.113264	S.D. dependent var		0.572003
S.E. of regression	0.603528	Akaike info criterion		1.951518
Sum squared resid	14.20560	Schwarz criterion		2.192406
Log likelihood	-37.90915	Hannan-Quinn criter.		2.041319
F-statistic	0.104686	Durbin-Watson stat		2.229765
Prob(F-statistic)	0.990600			

Το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,9882 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ είναι:}$$

$$ALL_R = -1.19852811165 + 0.124658451664 * LOG(ALL_MV) - 0.143088496212 * LOG(ALL_MTBV)$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 45 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.998718	0.000584	1710.064	0.0000
BETA	0.000148	0.000658	0.225191	0.8229

Χρηματιστηριακή Αξία και Αναμενόμενες Αποδόσεις Μετοχών

LOG(MV)	3.80E-05	9.59E-05	0.395994	0.6941
R-squared	0.011141	Mean dependent var	0.999077	
Adjusted R-squared	-0.035947	S.D. dependent var	0.001079	
S.E. of regression	0.001098	Akaike info criterion	-10.72662	
Sum squared resid	5.06E-05	Schwarz criterion	-10.60618	
Log likelihood	244.3490	Hannan-Quinn criter.	-10.68172	
F-statistic	0.236600	Durbin-Watson stat	1.933827	
Prob(F-statistic)	0.790352			

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η H_0 $a_1 = a_2 = 0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	2.535000	Prob. F(5,39)	0.0443	
Obs*R-squared	11.03774	Prob. Chi-Square(5)	0.0506	
Scaled explained SS	16.04155	Prob. Chi-Square(5)	0.0067	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 11:52				
Sample: 1995M01 1998M09				
Included observations: 45				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.31E-06	3.40E-06	2.443475	0.0192
BETA	-9.60E-06	4.94E-06	-1.943035	0.0593
BETA^2	2.24E-06	2.91E-06	0.770038	0.4459
BETA*(LOG(MV))	4.47E-07	9.53E-07	0.469317	0.6415
LOG(MV)	-3.69E-07	1.09E-06	-0.338038	0.7371
(LOG(MV))^2	-1.67E-08	7.26E-08	-0.230346	0.8190
R-squared	0.245283	Mean dependent var	1.12E-06	
Adjusted R-squared	0.148524	S.D. dependent var	2.08E-06	
S.E. of regression	1.92E-06	Akaike info criterion	-23.36754	
Sum squared resid	1.43E-10	Schwarz criterion	-23.12665	
Log likelihood	531.7696	Hannan-Quinn criter.	-23.27774	
F-statistic	2.535000	Durbin-Watson stat	2.736079	
Prob(F-statistic)	0.044324			

Το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,0506 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης. Όμως επειδή οριακά δεχόμαστε πως δεν υπάρχει σφάλμα

κάνουμε διόρθωση με την μέθοδο White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance και έχουμε τον παρακάτω πίνακα:

Dependent Variable: R				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 12:38				
Sample: 1995M01 1998M09				
Included observations: 45				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.998718	0.000783	1275.235	0.0000
BETA	0.000148	0.000651	0.227469	0.8212
LOG(MV)	3.80E-05	6.42E-05	0.590965	0.5577
R-squared	0.011141	Mean dependent var		0.999077
Adjusted R-squared	-0.035947	S.D. dependent var		0.001079
S.E. of regression	0.001098	Akaike info criterion		-10.72662
Sum squared resid	5.06E-05	Schwarz criterion		-10.60618
Log likelihood	244.3490	Hannan-Quinn criter.		-10.68172
F-statistic	0.236600	Durbin-Watson stat		1.933827
Prob(F-statistic)	0.790352			

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \beta_{i,T-1} + a_2 \ln(MV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ είναι:}$$

$$R = 0.998718236251 + 0.000148162803669 * BETA + 3.79629932774e-05 * LOG(MV)$$

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ για 63 χαρτοφυλάκια}$$

Αρχική Εκτίμηση

Dependent Variable: ALL_R				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/11 Time: 18:44				
Sample: 1995M01 2000M03				
Included observations: 63				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.248618	0.298732	-4.179719	0.0001
LOG(ALL_MV)	0.109960	0.063363	1.735388	0.0878
LOG(ALL_MTBV)	0.092991	0.263038	0.353526	0.7249
R-squared	0.090859	Mean dependent var		-0.611362
Adjusted R-squared	0.060555	S.D. dependent var		0.854140
S.E. of regression	0.827875	Akaike info criterion		2.506539
Sum squared resid	41.12261	Schwarz criterion		2.608593

Log likelihood	-75.95596	Hannan-Quinn criter.	2.546677
F-statistic	2.998192	Durbin-Watson stat	2.116818
Prob(F-statistic)	0.057403		

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Η H_0 $a_1 = a_2 = 0$, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αν απορρίψω την H_0 , απορρίπτω την ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	2.252560	Prob. F(5,57)		0.0613
Obs*R-squared	10.39448	Prob. Chi-Square(5)		0.0648
Scaled explained SS	6.617962	Prob. Chi-Square(5)		0.2506
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 02/15/11 Time: 12:00				
Sample: 1995M01 2000M03				
Included observations: 63				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.114744	0.557504	1.999526	0.0503
LOG(ALL_MV)	0.081522	0.240226	0.339357	0.7356
(LOG(ALL_MV))^2	-0.036264	0.028885	-1.255488	0.2144
(LOG(ALL_MV))*(LOG(ALL_MTBV))	0.283189	0.187213	1.512662	0.1359
LOG(ALL_MTBV)	-0.524690	0.776446	-0.675758	0.5019
(LOG(ALL_MTBV))^2	-0.765692	0.426417	-1.795642	0.0779
R-squared	0.164992	Mean dependent var		0.652740
Adjusted R-squared	0.091745	S.D. dependent var		0.779614
S.E. of regression	0.742991	Akaike info criterion		2.334126
Sum squared resid	31.46601	Schwarz criterion		2.538234
Log likelihood	-67.52498	Hannan-Quinn criter.		2.414403
F-statistic	2.252560	Durbin-Watson stat		1.802040
Prob(F-statistic)	0.061266			

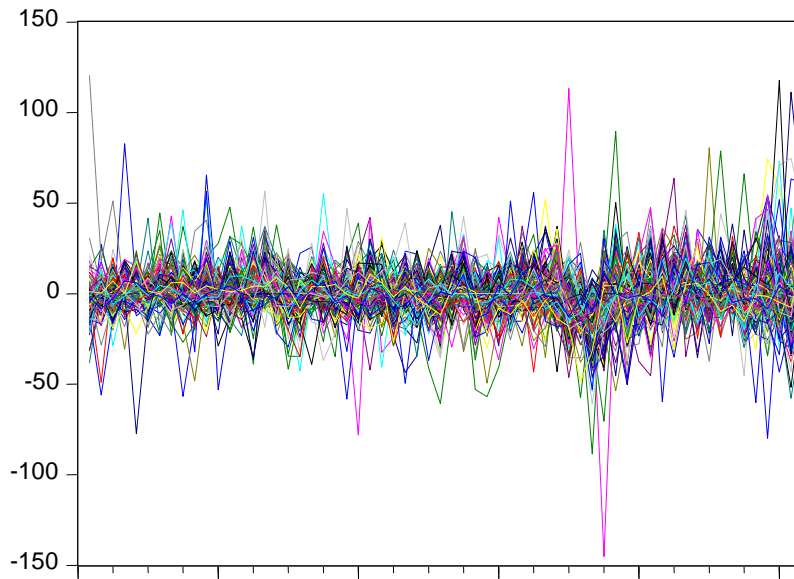
Το **prob** του **Obs *R-squared** είναι $0,0648 > 0,05$ επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, H_0 της ομοσκεδαστικότητας. Επομένως δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας για το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Άρα, εξίσωση που παίρνουμε είναι για την

$$R_{i,T} = a_0 + a_1 \ln(MV_{i,T-1}) + a_2 \ln(MV / BV_{i,T-1}) + \varepsilon_{i,T} \text{ είναι:}$$

$$\text{ALL_R} = -1.24861783407 + 0.109959724413 * \text{LOG(ALL_MV)} + 0.0929909722097 * \text{LOG(ALL_MTBV)}$$

Αποδόσεις όλων των 315 μετοχών σε ένα γράφημα



R1	R10	R100	R101
R102	R103	R104	R105
R106	R107	R108	R109
R11	R110	R111	R112
R113	R114	R115	R116
R117	R118	R119	R12
R120	R121	R122	R123
R124	R125	R126	R127
R128	R129	R13	R130
R131	R132	R133	R134
R135	R136	R137	R138
R139	R14	R140	R141
R142	R143	R144	R145
R146	R147	R148	R149
R15	R150	R151	R152
R153	R154	R155	R156
R157	R158	R159	R16
R160	R161	R162	R163
R164	R165	R166	R167
R168	R169	R17	R170
R171	R172	R173	R174
R175	R176	R177	R178
R179	R18	R180	R181
R182	R183	R184	R185
R186	R187	R188	R189
R19	R190	R191	R192
R193	R194	R195	R196
R197	R198	R199	R2
R20	R200	R201	R202
R203	R204	R205	R206
R207	R208	R209	R21
R210	R211	R212	R213