



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

UNIVERSITY OF PIRAEUS

Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

«Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη»

ΘΕΜΑ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

«Επενδυτικός ορίζοντας και η διαστρωματική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και βήτα»

Ζαιμάκης Νικόλαος

A.M.: ΜΧΑΝ 1409

Επιβλέπων καθηγητής

Καθηγητής Γ. Διακογιάννης

Τριμελής επιτροπή

Καθηγητής Γ. Διακογιάννης

Λέκτορας Ν. Εγγλέζος

Λέκτορας Μ. Ανθρωπέλος

Περίληψη

Κατά το παρελθόν πραγματοποιήθηκαν πολλές έρευνες προκειμένου να διαπιστωθεί η αξιοπιστία του Υποδείγματος Αποτιμής Κεφαλαιακών Στοιχείων. Τα αποτελέσματα που προέκυπταν διαφοροποιούνταν από έρευνα σε έρευνα καθιστώντας ακόμα πιο δύσκολη μια εμπειριστατωμένη άποψη σχετικά με την ισχύ του Υ.Α.Κ.Σ. Στην παρούσα μελέτη διερευνούμε τη σχέση της μέσης απόδοσης και του συντελεστή βήτα σε διαφορετικούς επενδυτικούς ορίζοντες προκειμένου να ελέγξουμε την ισχύ του ανωτέρου υποδείγματος. Χρησιμοποιήσαμε ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες τιμές κλεισίματος μετοχών που διαπραγματεύονται σε τρία μεγάλα Ευρωπαϊκά χρηματιστήρια, Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, για την περίοδο 1999-2014. Η μεθοδολογία μας βασίστηκε στην μελέτη των Fama και Macbeth (1973). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προέκυψαν και για τις τρεις χώρες που μελετήσαμε αναδείχθηκε ότι δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα ενώ το τετράγωνο του συντελεστή βήτα και η τυπική απόκλιση των χαρτοφυλακίων δεν είναι στατιστικά σημαντικοί για την μέση απόδοση.

Abstract

In the past there were several investigations to determine the reliability of the Capital Asset Pricing Model. The results arising differed between surveys making it even more difficult an informed opinion on the validity of the C.A.P.M. On this study we investigate the ratio of average return and beta in different investment horizons in order to check the validity of the model. We used daily, weekly and monthly closing prices traded in three major European stock exchanges, England, France, Germany, for the period 2000- 2015. Our methodology is based on Fama and Macbeth (1973) study. According to the results we obtained from the three countries we studied, it has emerged the conclusion that there isn't a linear relationship between the average yield and beta while the square of the beta coefficient and the standard deviation of the portfolio is not statistically significant for the average performance.

Περιεχόμενα

Περίληψη	2
Abstract	2
Εισαγωγή	7
1.Εισαγωγή στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου	8
1.1 Ορισμός	8
1.2 Θεωρία Χαρτοφυλακίου	8
1.3 Χαρακτηριστικά Περιουσιακών Στοιχείων	8
1.4 Μέθοδοι Επενδύσεων	9
1.5 Υποθέσεις Αποτελεσματικών Αγορών	10
1.5.1 Επίπεδα Αποτελεσματικών Αγορών	11
2. Θεωρία Χαρτοφυλακίου Markowitz	12
2.1 Harry Markowitz	12
2.2 Βασικές Υποθέσεις της Θεωρίας του Markowitz	12
2.3 Ανάλυση Χαρτοφυλακίου	12
2.3.1 Αξιολόγηση Μετοχών	12
2.3.1.1 Ποιοτικά Κριτήρια	13
2.3.1.2 Ποσοτικά Κριτήρια	13
2.3.2 Ανάλυση Μετοχών	15
2.3.2.1 Αναμενόμενη Απόδοση	15
2.3.2.2 Διακύμανση/Κίνδυνος	16
2.3.2.3 Συντελεστής Μεταβλητότητας	16
2.3.2.4 Συνδιακύμανση	17
2.3.2.5 Συντελεστής Συσχέτισης	17
2.3.3 Ανάλυση Χαρτοφυλακίων	19
2.3.3.1 Αναμενόμενη Απόδοση Χαρτοφυλακίου	19
2.3.3.2 Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου	20
2.3.3.3 Συντελεστής Μεταβλητότητας	21
2.3.3.4 Συνεισφορά Μετοχών	21
2.3.4 Αποδοτικό Σύνολο Χαρτοφυλακίων	23
2.4 Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα	25
2.4.1 Μέση Απόδοση	26
2.4.2 Κίνδυνος	26
2.4.3 Συντελεστές a_i , b_i	26
2.4.4 Εμπειρικό Υπόδειγμα	27
2.4.5 Μη Συστηματικός Κίνδυνος	28

2.4.6 Προβλήματα του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος	29
2.5 Περιουσιακά Στοιχεία με Κίνδυνο και χωρίς Κίνδυνο	30
2.6 Θεωρία Κεφαλαιαγοράς	30
2.6.1 Υποθέσεις	30
2.6.2 Εξίσωση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς	31
2.6.3 Αναμενόμενη Απόδοση και Κίνδυνος του Αποδοτικού Χαρτοφυλακίου	32
2.7 Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων	33
2.8 Διαφορές μεταξύ του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος και του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων	34
2.9 Μέτρα Αποτελεσματικότητας Χαρτοφυλακίου	34
2.9.1 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Sharpe	34
2.9.2 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Treynor	35
2.9.3 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Jensen	35
2.9.3.1 Ο Συντελεστής α του Jensen	36
2.9.4 Σύγκριση των Μέτρων Αποτελεσματικότητας	36
3. Επισκόπηση Βιβλιογραφίας	36
3.1 Learning about Beta: Time-varying Factor Loadings, Expected Returns and the Conditional CAPM	37
3.2 Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing	38
3.3 Beta and Return	40
3.4 The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests	42
3.5 A New Look at the Capital Asset Pricing Model	44
3.6 Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect	45
3.7 The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk	48
3.8 An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities	49
3.9 Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns	52
3.10 Efficient Capital Markets	54
3.11 Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests	56
3.12 On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns	57
3.13 The Relation between Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect	59
3.14 Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns	60
3.15 Systemic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns	62
3.16 On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas	64
3.17 On the Estimation of Beta-Pricing Models	67
3.18 Estimating and Testing Beta Pricing Models: Alternative Methods and Their Performance in Simulations	68

3.19 Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk	70
3.20 The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets	72
3.21 Σύνοψη Βιβλιογραφίας	73
3.22 Συγκεντρωτικός Πίνακας Βιβλιογραφίας	77
4. Δεδομένα και Μεθοδολογία	83
4.1 Δεδομένα	83
4.2 Μεθοδολογία	83
4.2.1 Αγγλία	89
4.2.1.1 Ημερήσια δεδομένα	89
4.2.1.2 Εβδομαδιαία δεδομένα	94
4.2.1.3 Μηνιαία δεδομένα	99
4.2.2 Γαλλία	104
4.2.2.1 Ημερήσια δεδομένα	104
4.2.2.2 Εβδομαδιαία δεδομένα	108
4.2.2.3 Μηνιαία δεδομένα	113
4.2.3 Γερμανία	117
4.2.3.1 Ημερήσια δεδομένα	117
4.2.3.2 Εβδομαδιαία δεδομένα	122
4.2.3.3 Μηνιαία δεδομένα	126
4.3 Παλινδρομήσεις	130
4.4 Έλεγχοι	133
4.4.1 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας	133
4.4.2 Έλεγχος Κανονικότητας	134
4.4.3 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης	134
4.4.3.1 Box-Pierce-Ljung	135
4.4.3.2 Πολλαπλασιαστής Lagrange	135
4.4.4 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας	136
4.4.4.1 Box-Pierce	136
4.4.4.2 ARCH-LM	136
5. Αποτελέσματα	137
5.1 Αγγλία	137
5.1.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	137
5.1.2 1 ^η Παλινδρόμηση	138
5.1.3 2 ^η Παλινδρόμηση	140
5.1.4 3 ^η Παλινδρόμηση	142
5.2 Γαλλία	144

5.2.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	144
5.2.2 1 ^η Παλινδρόμηση	144
5.2.3 2 ^η Παλινδρόμηση	147
5.2.4 3 ^η Παλινδρόμηση	149
5.3 Γερμανία	151
5.3.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	151
5.3.2 1 ^η Παλινδρόμηση	152
5.3.3 2 ^η Παλινδρόμηση	154
5.3.4 3 ^η Παλινδρόμηση	156
6. Συμπεράσματα	158
7. Βιβλιογραφία	161

Εισαγωγή

Η σχέση ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο αποτελεί μία από τις θεμελιώδεις έννοιες στον τομέα των χρηματοοικονομικών. Οι επενδυτές καθώς και οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων χρειάζονται ένα αξιόπιστο εργαλείο προκειμένου να εκτιμήσουν τον επενδυτικό κίνδυνο και να προβλέψουν τις αποδόσεις.

Το δημοφιλέστερο εργαλείο το οποίο ερμηνεύει τη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Σύμφωνα με αυτό το υπόδειγμα, ο συντελεστής βήτα είναι το μόνο αποτελεσματικό μέτρο μέτρησης του κινδύνου για επενδύσεις ενώ αναδεικνύει και μία θετική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και στον συντελεστή βήτα. Το Υ.Α.Κ.Σ. αναπτύχθηκε και τροποποιήθηκε, μεταξύ άλλων, από τους Fama, Sharpe και Lintner.

Το υπόδειγμα υποστηρίζει πως υπάρχει μία γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου και του συντελεστή βήτα της αγοράς, ο οποίος ορίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης κάθε περιουσιακού στοιχείου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς προς τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου αγοράς. Το Υ.Α.Κ.Σ. τιμολογεί μόνο τους συντελεστές βήτα της αγοράς, και για αυτό έχει αποδειχθεί ένα από τα πιο σημαντικά μοντέλα στη χρηματοοικονομική.

Στη συγκεκριμένη μελέτη διερευνούμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα για διαφορετικούς επενδυτικούς ορίζοντες. Για δεδομένα χρησιμοποιήσαμε τις αποδόσεις της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Γερμανίας, τριών μεγάλων Ευρωπαϊκών χωρών.

Περιοριστήκαμε σε βάθος δεκαεξαετίας προκειμένου τα δεδομένα μας να είναι επαρκή καθώς και να υπάρχουν επαρκείς εταιρείες προκειμένου να σχηματιστούν τα χαρτοφυλάκια για τις εκτελέσεις των παλινδρομήσεων. Αντλήσαμε ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες τιμές κλεισίματος μετοχών καθώς και αποκλείσαμε από τα δεδομένα μας εταιρείες που ανήκουν στο χρηματοοικονομικό κλάδο, όπως τράπεζες και ασφαλιστικές εταιρείες.

Η δομή της συγκεκριμένης μελέτης αποτελείται από επτά κεφάλαια. Στο πρώτο κεφάλαιο γίνεται εισαγωγή στη Θεωρία χαρτοφυλακίου και αναλύονται βασικές έννοιες που

οδηγούν στη δημιουργία του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Στο δεύτερο κεφάλαιο αναλύεται η Θεωρία του χαρτοφυλακίου του Markowitz και αναλύονται τα βασικότερα υποδείγματα. Στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται επισκόπηση προηγούμενων μελετών. Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται αναλυτικά τα δεδομένα και η μεθοδολογία που ακολουθήσαμε ενώ στο πέμπτο κεφάλαιο αναλύονται τα αποτελέσματα που προέκυψαν. Στο έκτο κεφάλαιο αναφέρουμε τα συμπεράσματα και στο έβδομο παρουσιάζεται η βιβλιογραφία που χρησιμοποιήθηκε.

1. Εισαγωγή στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου

1.1 Ορισμός

Χαρτοφυλάκιο ορίζεται ένας συνδυασμός από αξιόγραφα και περιουσιακά στοιχεία, όπως μετοχές, ομόλογα, δείκτες, αμοιβαία κεφάλαια, έντοκα γραμμάτια δημοσίου, μετρητά κ.α., η δημιουργία του οποίου στοχεύει στην μέγιστη δυνατή απόδοση με το μικρότερο δυνατό επενδυτικό κίνδυνο.

1.2 Θεωρία Χαρτοφυλακίου

Θεωρία χαρτοφυλακίου είναι η επιστήμη που μας παρέχει ένα σύνολο μεθόδων με τη βοήθεια των οποίων μπορούμε να σχηματίσουμε, να αναλύσουμε και να αξιολογήσουμε χαρτοφυλάκια αξιογράφων που πληρούν συγκεκριμένους στόχους.

Ως αξιόγραφο ορίζεται το έγγραφο αυτό που ενσωματώνει ένα δικαίωμα, το οποίο μπορεί να το ασκήσει μόνο ο κάτοχός του. Αξιόγραφο θεωρείται οτιδήποτε έχει αξία, όπως μία μετοχή, ένα ομόλογο.

Το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από έναν άριστο συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου έτσι ώστε να μεγιστοποιείται η χρησιμότητα του επενδυτή. Επομένως η Θεωρία Χαρτοφυλακίου προσπαθεί να προσδιορίσει εναλλακτικά αποδοτικά χαρτοφυλάκια μέσα από την αξιολόγηση και επιλογή των διαθέσιμων αξιογράφων και εν συνεχεία να προσδιορίσει το άριστο χαρτοφυλάκιο. Σαν άριστο χαρτοφυλάκιο ορίζεται το χαρτοφυλάκιο το οποίο είναι τέλεια διαφοροποιημένο, εκείνο το χαρτοφυλάκιο η χρήση του οποίου ελαχιστοποιεί την αβεβαιότητα, ή διαφορετικά τον μη συστηματικό κίνδυνο, που εμπεριέχεται στα χρηματοοικονομικά προϊόντα μέσω της διασποράς του κινδύνου.

1.3 Χαρακτηριστικά Περιουσιακών Στοιχείων

Κάθε χαρτοφυλάκιο αποτελείται από έναν αριθμό διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων. Προκειμένου να δημιουργήσουμε ένα χαρτοφυλάκιο εξετάζουμε κάθε περιουσιακό στοιχείο που μας ενδιαφέρει ως προς την απόδοσή του, τον κίνδυνο και την ρευστότητά του.

Απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου ορίζεται ως το κέρδος ενός επενδυτή για τη χρονική περίοδο από t έως $t+1$, όπου η χρονική περίοδος μπορεί να είναι ημέρα, εβδομάδα, μήνας, έτος κτλ. Πολλές φορές η απόδοση υπολογίζεται ως ποσοστό καθώς είναι πιο εφαρμόσιμο για οποιοδήποτε ποσό επένδυσης αλλά και για λόγους σύγκρισης.

Ο **κίνδυνος** σχετίζεται με την αβεβαιότητα της απόδοσης που η επένδυση μπορεί να αποφέρει. Ως κίνδυνο μπορούμε να ορίσουμε την πιθανότητα η αναμενόμενη απόδοση να απέχει από την πραγματική απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου. Επομένως εάν ένα περιουσιακό στοιχείο είναι υψηλού κινδύνου, τότε η πιθανότητα η αναμενόμενη απόδοση να απέχει κατά πολύ από την πραγματική του απόδοση θα είναι υψηλή. Ως αναμενόμενη απόδοση θεωρούμε τον αριθμητικό μέσο των αποδόσεων για n περιόδους που μελετάμε.

$$E(R_i) = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^n r_i \quad (1.1)$$

Τα μέτρα κινδύνου που χρησιμοποιούνται πιο συχνά είναι η διασπορά ή διακύμανση και η τυπική απόκλιση. Η διασπορά μίας κατανομής είναι ένα μέτρο που μας δείχνει κατά πόσο πολύ μία απόδοση μπορεί να απέχει από τον μέσο όρο. Εάν η κατανομή έχει μεγάλη διασπορά τότε υπάρχει μεγάλη αβεβαιότητα σχετικά με την απόδοση που μπορεί η επένδυση να αποφέρει. Σε αντίθεση μικρή διασπορά σημαίνει ότι η επένδυση είναι λιγότερο αβέβαιη.

$$\sigma^2(R_i) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n} \quad (1.2)$$

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\sigma^2(R_i)} \quad (1.3)$$

Τέλος ένα ακόμα χαρακτηριστικό των περιουσιακών στοιχείων είναι η **ρευστότητα**. Με τον όρο ρευστότητα εννοούμε την ικανότητα ενός περιουσιακού στοιχείου να μεταπωληθεί άμεσα με αμελητέα μεταβολή στην τιμή του. Επομένως το πιο ρευστό στοιχείο που είναι κοινώς αποδεκτό μέσο συναλλαγών είναι το χρήμα. Η ρευστότητα είναι ένα ιδιαίτερα σημαντικό χαρακτηριστικό των περιουσιακών στοιχείων καθώς οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων επιθυμούν αξιόγραφα υψηλής ρευστότητας. Έτσι ώστε να καλύπτουν έκτακτες ανάγκες κεφαλαίων και να μπορούν να ανταποκριθούν άμεσα σε επενδυτικές ευκαιρίες που μπορεί να προκύψουν.

1.4 Μέθοδοι Επενδύσεων

Οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται πιο συχνά στις επενδύσεις σε χρεόγραφα είναι η **τεχνική** και η **θεμελιώδης** ανάλυση. Με τον όρο τεχνική ανάλυση εννοούμε την αξιολόγηση των γραφημάτων που απεικονίζουν τις ιστορικές παρατηρήσεις των τιμών των υπό εξέταση μετοχών, ομολόγων, δεικτών, εμπορευμάτων κλπ., με σκοπό την πρόβλεψη των μελλοντικών τους κινήσεων.

Η θεμελιώδης ανάλυση έχει σαν σκοπό την εξέταση της οικονομικής κατάστασης της επιχείρησης χωρίς να συνυπολογίζονται οι διάφορες μεταβολές των τιμών. Εάν

πρόκειται για μετοχές, οι επενδυτές προσπαθούν να προσδιορίσουν την εσωτερική αξία της μετοχής μέσω της οικονομικής κατάστασης της επιχείρησης, δηλαδή την κερδοφορία, το ενεργητικό, το παθητικό κ.α. Στην περίπτωση που η εσωτερική τιμή είναι υψηλότερη από την τρέχουσα, τότε η μετοχή θεωρείται υποτιμημένη και αυτό αποτελεί σήμα για τον επενδυτή να αγοράσει την συγκεκριμένη μετοχή. Στην αντίθετη περίπτωση όπου η εσωτερική τιμή της μετοχής είναι χαμηλότερη από την τρέχουσα, και άρα η μετοχή θεωρείται υπερτιμημένη, τότε ο επενδυτής πρέπει να πουλήσει την εν λόγω μετοχή. Όσον αφορά την αγορά συναλλάγματος ο επενδυτής χρησιμοποιεί την Θεμελιώδη ανάλυση προκειμένου να εξετάσει την γενική κατάσταση της χώρας (οικονομική, κοινωνική, πολιτική) που τον ενδιαφέρει. Συνεπώς στην ανάλυσή του σημαντικό ρόλο θα παίξουν οι δείκτες του ΑΕΠ, της ανεργίας, του πληθωρισμού, του εμπορικού ισοζυγίου, των επιτοκίων κλπ. Και οι δύο αναλύσεις παρουσιάζουν πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα και γι αυτό θα πρέπει να χρησιμοποιούνται συμπληρωματικά. Η Θεμελιώδης ανάλυση βασίζεται στην οικονομική θεωρία και η επιστημονική της βάση είναι ιδιαίτερα σημαντική, ενώ η Τεχνική ανάλυση στερείται θεωρητικού υπόβαθρου. Ακόμα η Θεμελιώδης ανάλυση είναι ακριβή και χρονοβόρα με αποτέλεσμα να είναι αδύνατο να συμπεριλάβει τις συνεχείς και πολύπλοκες εξελίξεις της αγοράς, ενώ σε αντίθεση η Τεχνική ανάλυση είναι ένα γρήγορα και προσιτό σε όλους εργαλείο, ικανό να δώσει σε κάθε επενδυτή τη δυνατότητα λήψης άμεσων αποφάσεων.

1.5 Υποθέσεις Αποτελεσματικών Αγορών

Ως αποτελεσματική αγορά νοείται εκείνη η αγορά στην οποία όλες οι νέες πληροφορίες για τα χρεώγραφα ενσωματώνονται ταχύτατα και με ακρίβεια στην τρέχουσα τιμή του χρεογράφου. Άρα οι τιμές των χρεογράφων δεν θα πρέπει να αντιδρούν στις παλιές πληροφορίες καθώς θα έχουν αναπροσαρμοστεί ήδη αναλόγως. Οι χρηματιστηριακές τιμές δεν εξαρτώνται από παράγοντες όπως η αισιοδοξία ή απαισιοδοξία των επενδυτών, ψυχοκοινωνικά φαινόμενα ή η μελέτη των διαγραμμάτων. Αντιθέτως οι μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών εξαρτώνται μόνο από την εμφάνιση νέων πληροφοριών.

Προκειμένου μία αγορά να είναι αποτελεσματική θα πρέπει

- Να υπάρχει μεγάλη προσφορά και ζήτηση για κάθε αξιόγραφο. Δηλαδή να υπάρχει μεγάλος αριθμός επενδυτών έτσι ώστε οι τιμές να διαμορφώνονται εύκολα και ομαλά.
- Σκοπός όλων των επενδυτών είναι η μεγιστοποίηση του κεφαλαίου τους με την ανάληψη του μικρότερου δυνατού κινδύνου.
- Να μην υπάρχουν φόροι ή προμήθειες επί των συναλλαγών.
- Οι πληροφορίες θα πρέπει να είναι πανομοιότυπες και δωρεάν, ενώ όλοι οι επενδυτές να τις λαμβάνουν ταυτόχρονα. Επίσης θα πρέπει να φτάνουν στην αγορά με τυχαίο τρόπο και επομένως όλοι οι επενδυτές να είναι πλήρως πληροφορημένοι.

- Οι επενδυτές θα πρέπει να αντιδρούν γρήγορα και με ακρίβεια στην εμφάνιση νέας πληροφορίας προκαλώντας έτσι τις αντίστοιχες προσαρμογές επί των χρηματιστηριακών τιμών.
- Ο πληθωρισμός πρέπει να είναι μηδενικός
- Όλοι οι επενδυτές να μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με το ίδιο επιτόκιο χωρίς κόστος αγοραπωλησίας. Το επιτόκιο αυτό θα πρέπει να ισούται με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου.

1.5.1 Επίπεδα Αποτελεσματικών Αγορών

Το 1970 ο Eugene Fama σε αναθεώρηση του υποδείγματος του τυχαίου περιπάτου (random walk model, 1965) ορίζει ότι η αποτελεσματική αγορά είναι εκείνη η αγορά που οι τιμές των χρεογράφων αντανakλούν κάθε στιγμή όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες που σχετίζονται ή που θα έπρεπε να σχετίζονται με την τιμή του χρεογράφου. Ανάλογα με τα σύνολα των διαθέσιμων πληροφοριών διακρίνει τρεις μορφές αγορών για την πρόβλεψη των χρηματιστηριακών τιμών

- Ασθενής αγορά (Weak form)
Στην ασθενή αγορά οι τρέχουσες τιμές των χρεογράφων αντανakλούν ανά πάσα στιγμή όλες τις πληροφορίες σχετικά με τις **ιστορικές τιμές** των χρεογράφων. Άρα η τεχνική ανάλυση δεν μπορεί να βοηθήσει στην πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών των χρεογράφων.
- Ημι-ισχυρή αγορά (Semi-strong form)
Στην ημι-ισχυρή αγορά υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες χρηματιστηριακές τιμές ενσωματώνουν όλες τις ιστορικές και δημόσιες πληροφορίες που τις αφορούν. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα ούτε η τεχνική ούτε η θεμελιώδης ανάλυση να μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μελλοντικών χρηματιστηριακών τιμών.
- Ισχυρή αγορά (Strong form)
Στην ισχυρή μορφή της οι τιμές των χρεογράφων εμπεριέχουν όλες τις πληροφορίες δηλαδή τις ιστορικές, τις δημόσιες και τις εσωτερικές πληροφορίες. Αυτή η μορφή της αγοράς είναι σπάνιο να συναντηθεί στην πράξη. Ο κάτοχος της εσωτερικής πληροφόρησης μπορεί να αποκομίσει τεράστια κέρδη αλλά σύμφωνα με την νομοθεσία απαγορεύεται αυστηρά η χρήση εσωτερικής πληροφόρησης. Παρόλα αυτά η εμπειρία μας δείχνει ότι η απαγόρευση αυτή δεν τηρείται καθολικά και τότε η αγορά μπορεί να χαρακτηριστεί ως ισχυρή.

2. Θεωρία Χαρτοφυλακίου Markowitz

2.1 Harry Markowitz

Το 1952 ο Harry Markowitz όντας μεταπτυχιακός φοιτητής δημοσιεύει στην εφημερίδα «Journal of Finance» ένα άρθρο με τίτλο «Portfolio Selection». Η πρωτοποριακή αυτή εργασία έβαλε τα θεμέλια για τη Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου. Το 1954 ο Markowitz εκδίδει το βιβλίο του με τίτλο «Portfolio Selection» ενώ το 1990 τιμάται με το βραβείο Nobel στα οικονομικά. Το σκεπτικό πίσω από τη δουλειά του Markowitz ήταν να κατασκευάσει ένα άριστο χαρτοφυλάκιο ώστε ο επενδυτής να απολαμβάνει την μέγιστη δυνατή απόδοση με ταυτόχρονα τον ελάχιστο κίνδυνο.

2.2 Βασικές Υποθέσεις της Θεωρίας του Markowitz

Οι βασικές υποθέσεις για να είναι ικανό να στηριχτεί το μοντέλο του Markowitz είναι:

- Όλοι οι επενδυτές βασίζονται στις αποφάσεις τους σύμφωνα με την αναμενόμενη απόδοση και το ρίσκο που έχουν τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία όπως αυτά υπολογίζονται από τον μέσο όρο και την διακύμανση των αποδόσεών τους.
- Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα. Αποστρέφονται τον κίνδυνο και θέλουν να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη χρησιμότητά τους με βάση τον πλούτο τους στο τέλος της κοινής για όλους χρονικής περιόδου.
- Όλοι οι συμμετέχοντες στην αγορά έχουν ταυτόχρονη και ελεύθερη πρόσβαση στις πληροφορίες που σχετίζονται με την αγορά κατά την λήψη των αποφάσεών τους.
- Τα περιουσιακά στοιχεία είναι απειρά, διαιρετά και εύκολα ρευστοποιήσιμα χωρίς κόστος συναλλαγών.

2.3 Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Η ορθή διαχείριση ενός χαρτοφυλακίου ακολουθεί τρία βήματα. Αρχικά τίθεται ένας ή περισσότεροι στόχοι, οι οποίοι θα πρέπει να είναι συγκεκριμένοι, ρεαλιστικοί, μετρήσιμοι και χρονικά οριοθετημένοι. Προκειμένου αυτοί οι στόχοι να είναι δυνατόν να επιτευχθούν το χαρτοφυλάκιο θα πρέπει να είναι διαφοροποιημένο (δηλαδή για να επιτευχθεί καλύτερη διαφοροποίηση θα πρέπει να συμπεριληφθούν στο χαρτοφυλάκιο και αξιόγραφα μηδενικού κινδύνου), να οριστεί το επίπεδο κινδύνου (επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο, για να αναλάβουν κάποιο κίνδυνο απαιτούν ισοδύναμη αναμενόμενη απόδοση) και να εξεταστεί το επίπεδο του πληθωρισμού (υψηλότερος πληθωρισμός συνεπάγεται χαμηλότερη πραγματική απόδοση). Εν συνεχεία θα πρέπει να εξεταστεί η αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου, εφόσον προηγηθεί η ανάλυση και η επιλογή των αξιογράφων τόσο με ποιοτικά όσο και με ποσοτικά κριτήρια και η ανάλυση και η επιλογή του χαρτοφυλακίου με βάση την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο.

2.3.1 Αξιολόγηση Μετοχών

Η αξιολόγηση των μετοχών πραγματοποιείται με βάση δύο κριτήρια

- Ποιοτικά κριτήρια
- Ποσοτικά κριτήρια

2.3.1.1 Ποιοτικά Κριτήρια

Τα ποιοτικά κριτήρια είναι μη μετρήσιμα μεγέθη, που συνήθως έχουμε τη δυνατότητα να τα αντλήσουμε από τις ιστοσελίδες των εταιρειών. Παραδείγματα τέτοιων χαρακτηριστικών είναι ο κλάδος που δραστηριοποιείται μία εταιρεία, το μέγεθος της, η φήμη της, η ιστορία της, το διοικητικό της συμβούλιο, η οργάνωσή της, η τεχνολογία που χρησιμοποιεί, η ποιότητα των προϊόντων ή υπηρεσιών που διαθέτει, η σχέση των εργαζομένων της, η κοινωνική της ευαισθησία, οι προτιμήσεις των θεσμικών επενδυτών της κ.α. Για να γίνει σωστή ανάλυση μίας εταιρείας, θα πρέπει να αναλυθεί ο κλάδος στον οποίο δραστηριοποιείται, η εγχώρια οικονομία καθώς και η παγκόσμια οικονομία.

2.3.1.2 Ποσοτικά Κριτήρια

Τα ποσοτικά κριτήρια είναι μετρήσιμα μεγέθη σε αντίθεση με τα ποιοτικά κριτήρια και υπολογίζονται από τις οικονομικές καταστάσεις της εταιρείας ή την πορεία της στο χρηματιστήριο. Τα κριτήρια αυτά διακρίνονται σε δύο κατηγορίες

- Δείκτες
 - i. Χρηματοοικονομικοί
 - ii. Χρηματιστηριακοί
- Στατιστικά κριτήρια

Οι χρηματοοικονομικοί δείκτες διακρίνονται σε τέσσερις κατηγορίες

1. Δείκτες ρευστότητας

- i. Δείκτης Κυκλοφοριακής Ρευστότητας = $\frac{\text{Κυκλοφορούν Ενεργητικό}}{\text{Βραχυπρόθεσμες Υποχρεώσεις}}$
- ii. Δείκτης Άμεσης Ρευστότητας = $\frac{\text{Κυκλοφορούν Ενεργητικό} - \text{Αποθέματα}}{\text{Βραχυπρόθεσμες Υποχρεώσεις}}$

2. Δείκτες Μόχλευσης

- i. Δείκτης Συνολικής Δανειακής Επιβάρυνσης = $\frac{\text{Δανειακά Κεφάλαια}}{\text{Σύνολο Ενεργητικού}}$
- ii. Βαθμός Κάλυψης Χρηματοοικονομικών Δαπανών = $\frac{\text{Εισόδημα}}{\text{Τόκοι}}$

3. Δείκτες Δραστηριότητας

- i. Δείκτης Κυκλοφοριακής Ταχύτητας Ενεργητικού = $\frac{\text{Πωλήσεις}}{\text{Σύνολο Ενεργητικού}}$
- ii. Δείκτης Δραστηριότητας Λογαριασμών Εισπρακτέων = $\frac{\text{Πωλήσεις}}{\text{Λογαριασμοί Εισπρακτέοι}}$

4. Δείκτες Αποδοτικότητας

- i. Δείκτης Περιθωρίου Κέρδους = $\frac{\text{Καθαρά Κέρδη}}{\text{Πωλήσεις}}$

- ii. Δείκτης Αποδοτικότητας Συνόλου Ενεργητικού = $\frac{\text{Καθαρά Κέρδη}}{\text{Σύνολο Ενεργητικού}}$
- iii. Δείκτης Αποδοτικότητας Ιδίων Κεφαλαίων = $\frac{\text{Καθαρά Κέρδη}}{\text{Ίδια Κεφάλαια}}$

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες διακρίνονται στις ακόλουθες κατηγορίες

1. Χρηματιστηριακή αξία. Ορίζεται ως το γινόμενο του αριθμού των κοινών μετοχών σε κυκλοφορία επί την τιμή κλεισίματος της μετοχής τη χρονική στιγμή t. Διαφορετικά $ΧΑ_t = (\text{Αριθμός Κοινών Μετοχών}) \cdot (\text{Τιμή Κλεισίματος})$. Η χρηματιστηριακή αξία μετράει το μέγεθος της επιχείρησης. Ως εκ τούτου μεγάλη χρηματιστηριακή αξία συνεπάγεται μικρότερο κίνδυνο για την εταιρεία.
2. Δείκτης P/E. Υπολογίζεται ως το πηλίκο της τρέχουσας τιμής της μετοχής P διά τα κέρδη ανά μετοχή E. Ο δείκτης αυτός μας δείχνει σε πόσα χρόνια ο επενδυτής θα ανακτήσει το αρχικό ποσό που επένδυσε για την αγορά της μετοχής, από τα κέρδη ανά μετοχή. Διαφορετικά μας δείχνει πόσα χρήματα πλήρωσε ο επενδυτής για να αγοράσει ένα ευρώ του κέρδους ανά μετοχή. Προτιμάται μικρός P/E έτσι ώστε τα κέρδη ανά μονάδα αγοράς να είναι μεγάλα. Ένα βασικό μειονέκτημα του συγκεκριμένου δείκτη είναι ότι δεν λαμβάνει υπόψη τον ρυθμό αύξησης των κερδών.
3. Δείκτης PEG. Ο δείκτης αυτός έρχεται για να αντιμετωπίσει το μειονέκτημα του προηγούμενου καθώς συνυπολογίζει και τον ρυθμό αύξησης των κερδών g. Υπολογίζεται σύμφωνα με τον τύπο $PEG = \frac{P/E}{g}$ ή διαφορετικά $PEG = \frac{P}{g \cdot E}$. Το γινόμενο $g \cdot E$ μας δείχνει τον μελλοντικό ρυθμό αύξησης των κερδών. Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει πόσα χρήματα θα πληρώσει ο επενδυτής για να αγοράσει ένα ευρώ της μελλοντικής αύξησης του κέρδους ανά μετοχή. Επιλέγουμε μετοχές με δείκτη μικρότερο της μονάδας γιατί έτσι πληρώνει μικρότερη τιμή για να αγοράσει μιλια αύξηση της τιμής.
4. Μερισματική απόδοση. Ορίζεται ως το πηλίκο του ετήσιου μερίσματος μίας μετοχής διά την τρέχουσα τιμή της. Δηλαδή $MA = \frac{D}{P}$. Ο δείκτης αυτός μας δείχνει το κέρδος που θα έχει ο επενδυτής εάν πληρώσει P για την αγορά της μετοχής και εισπράξει μέρισμα D.
5. $\frac{\text{Πωλήσεις ανά μετοχή}}{\text{Τρέχουσα τιμή μετοχής}}$. Ο δείκτης αυτός χρησιμοποιείται όταν μία εταιρεία εμφανίζει ζημίες. Στην περίπτωση αυτή ο δείκτης P/E δεν έχει νόημα, αφού δε γίνεται να πληρώσει ο επενδυτής για να αγοράσει ζημία.
6. Δείκτης εμπορευσιμότητας. Υπολογίζεται ως το πηλίκο των μετοχών που αλλάζουν χέρια σε μία μέρα διά τον συνολικό αριθμό των κοινών μετοχών σε κυκλοφορία. Όσο μεγαλύτερος είναι ο συγκεκριμένος δείκτης τόσο το καλύτερο αφού η μετοχή μπορεί να πωληθεί πιο εύκολα, άρα έχει μεγάλη εμπορευσιμότητα.
7. $\frac{\text{Χρηματιστηριακή Αξία}}{\text{Λογιστική Αξία}}$. Ο δείκτης αυτός ισούται με την τιμή κλεισίματος της μετοχής διά την λογιστική αξία της μετοχής και μας δείχνει πόσα ευρώ πληρώνει ο

επενδυτής για να αγοράσει ένα ευρώ της λογιστικής αξίας της εταιρείας. Προτιμούμε μικρότερους δείκτες.

Στατιστικά κριτήρια

Θεωρούμε ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν την κανονική κατανομή. Οι δύο συνιστώσες που χαρακτηρίζουν την κατανομή αυτή είναι η αναμενόμενη απόδοση $E(R_i)$ και η διακύμανση ή διασπορά $\sigma^2(R_i)$. Η αναμενόμενη απόδοση $E(R_i)$ μετράει το πιθανό κέρδος που μπορεί να αποκομίσει ένας επενδυτής από μία μετοχή, ενώ η διακύμανση $\sigma^2(R_i)$ υπολογίζει την μεταβλητότητα, δηλαδή τον κίνδυνο, των αποδόσεων γύρω από την μέση τιμή.

Σύμφωνα με τα παραπάνω διακρίνουμε τρεις συνθήκες

1. Οι επενδυτές απεχθάνονται τον κίνδυνο (risk averse). Επενδύουν σε αξιόγραφα που έχουν κίνδυνο αναμένοντας και την ανάλογη μέση απόδοση.
2. Μεταξύ δύο κατανομών με την ίδια μέση απόδοση ο επενδυτής θα επιλέξει αυτή με τον μικρότερο κίνδυνο.
3. Μεταξύ δύο κατανομών με ίδιο κίνδυνο ο επενδυτής θα επιλέξει αυτή με την μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

2.3.2 Ανάλυση Μετοχών

Η απόδοση μίας μετοχής αποτελείται από την κεφαλαιακή απόδοση και την μερισματική σπώδοση. Έτσι η απόδοση μίας μετοχής i τη χρονική στιγμή t θα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} + \frac{D_{it}}{P_{it-1}} \quad (2.1)$$

όπου

R_{it} είναι η ποσοστιαία απόδοση της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

P_{it} είναι η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

P_{it-1} είναι η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t-1$

D_{it} είναι το μέρισμα της μετοχής i τη χρονική στιγμή t .

Το πρώτο κλάσμα αποτελεί την απόδοση του κεφαλαίου και το δεύτερο κλάσμα την μερισματική απόδοση.

Προκειμένου η κατανομή της απόδοσης της μετοχής να προσεγγίσει την κανονική κατανομή μετατρέπουμε την παραπάνω σχέση σε λογαριθμική και έχουμε

$$\ln(1 + R_{it}) = \ln\left(\frac{P_{it} + D_{it}}{P_{it-1}}\right) \quad (2.2)$$

2.3.2.1 Αναμενόμενη Απόδοση

Η αναμενόμενη απόδοση μίας μετοχής υπολογίζεται ως ο σταθμικός μέσος των πιθανών αποδόσεων, με σταθμά τις πιθανότητες που αντιστοιχούν σε αυτές τις πιθανές αποδόσεις. Έτσι έχουμε τον ακόλουθο τύπο υπολογισμού της αναμενόμενης απόδοσης

$$E(R_i) = \sum_{r=1}^N p_r * R_{ir} \quad (2.3)$$

όπου,

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

R_{ir} είναι μία πιθανή τιμή της απόδοσης της μετοχής i

p_r είναι η πιθανότητα να εμφανιστεί η απόδοση R_{ir}

2.3.2.2 Διακύμανση/Κίνδυνος

Ο κίνδυνος μίας μετοχής θα ισούται με το σταθμικό μέσο των τετραγωνικών αποκλίσεων των αποδόσεων από την αναμενόμενη απόδοση, με σταθμά τις πιθανότητες που αντιστοιχούν στις πιθανές αποδόσεις. Επομένως ο κίνδυνος υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο

$$\sigma^2(R_i) = \sum_{r=1}^N p_r * (R_{ir} - E(R_i))^2 \quad (2.4)$$

όπου,

$\sigma^2(R_i)$ είναι ο κίνδυνος της απόδοσης της μετοχής i

R_{ir} είναι μία πιθανή τιμή της απόδοσης της μετοχής i

p_r είναι η πιθανότητα να εμφανιστεί η απόδοση R_{ir}

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

Η διακύμανση εκφράζεται σε ποσοστό υψωμένο στο τετράγωνο. Έτσι προκειμένου να εκφράζεται με το ίδιο μέτρο που εκφράζεται και η απόδοση χρησιμοποιούμε την τυπική απόκλιση για να μετρήσουμε τον κίνδυνο μίας μετοχής, η οποία υπολογίζεται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης. Δηλαδή έχουμε τον εξής τύπο

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\sigma^2(R_i)} \quad (2.5)$$

2.3.2.3 Συντελεστής Μεταβλητότητας

Υπάρχουν περιπτώσεις όπου οι μετοχές δεν έχουν ούτε ίδια απόδοση αλλά ούτε ίδιο κίνδυνο έτσι ώστε να επιλέξουμε την κατάλληλη μετοχή σύμφωνα με όσα ειπώθηκαν

πιο πάνω. Προκειμένου να έχουμε λύση σε τέτοιου είδους προβλήματα χρησιμοποιούμε τον συντελεστή μεταβλητότητας CV. Ο συντελεστής μεταβλητότητας μας δείχνει τον κίνδυνο ανά μονάδα μέσης αναμενόμενης απόδοσης. Οπότε οι επενδυτές θα προτιμούν μετοχές με μικρό CV. Ο συντελεστής μεταβλητότητας υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο

$$CV_i = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)} \quad (2.6)$$

όπου,

CV_i ο συντελεστής μεταβλητότητας της μετοχής i

$\sigma(R_i)$ η τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής i

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

Το πλεονέκτημα του συντελεστή μεταβλητότητας είναι ότι υπολογίζεται σαν ένας καθαρός αριθμός και επομένως να μπορεί να συγκριθεί με άλλους παρόμοιους αριθμούς. Το μειονέκτημα όμως που παρουσιάζει είναι πως στην περίπτωση όπου η αναμενόμενη απόδοση είναι μηδενική ο συντελεστής μεταβλητότητας δεν μπορεί να οριστεί.

2.3.2.4 Συνδιακύμανση

Προκειμένου να δούμε πως επηρεάζονται μεταξύ τους οι μετοχές χρησιμοποιούμε το μέτρο της συνδιακύμανσης. Η συνδιακύμανση μας δείχνει την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις δύο μετοχών. Έτσι προκύπτουν οι εξής περιπτώσεις

- θετική συνδιακύμανση, έχουμε όταν οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση, όπως πχ οι αποδόσεις των μετοχών εισηγμένες στο ίδιο χρηματιστήριο
- αρνητική συνδιακύμανση, έχουμε όταν οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση, όπως πχ οι αποδόσεις μετοχών εισηγμένων σε διαφορετικά χρηματιστήρια
- μηδενική συνδιακύμανση, έχουμε όταν δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών.

Προτιμάται μικρή συνδιακύμανση ή ακόμα καλύτερα αρνητική. Μετοχές που ανήκουν στον ίδιο κλάδο και άρα θα έχουν μεγάλες συνδιακυμάνσεις είναι προτιμητέο να αποφεύγονται να επιλέγονται για το ίδιο χαρτοφυλάκιο, καθώς έτσι αυξάνεται η συνδιακύμανση και άρα ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.

2.3.2.5 Συντελεστής Συσχέτισης

Ο συντελεστής συσχέτισης μας δείχνει την κατεύθυνση στην οποία κινούνται οι αποδόσεις των δύο μετοχών καθώς και την ισχύ της σχέσης μεταξύ αυτών των

αποδόσεων. Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές στο διάστημα $[-1, 1]$ και υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο

$$\rho_{12} = \frac{\text{cov}(R_1, R_2)}{\sigma(R_1) * \sigma(R_2)} = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1 * \sigma_2} \quad (2.7)$$

όπου,

ρ_{12} είναι ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών 1,2

$\text{cov}(R_1, R_2)$ είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών 1,2

$\sigma(R_1)$, $\sigma(R_2)$ είναι οι τυπικές αποκλίσεις των μετοχών 1,2

Ξεχωρίζουμε πέντε περιπτώσεις ανάλογα με την τιμή που παίρνει ο συντελεστής συσχέτισης

1. $\rho_{12}=1$. Θα έχουμε τέλεια θετική συσχέτιση μεταξύ των δύο μετοχών. Οι αποδόσεις των μετοχών ανά ζεύγη βρίσκονται πάνω στην ίδια ευθεία με θετική κλίση. Η ύπαρξη τέλει θετικής συσχέτισης μεταξύ δύο μετοχών μέσα σε ένα χρηματιστήριο δεν είναι δυνατόν να εμφανιστεί καθώς τότε η μία θα ήταν υποκατάστατο της άλλης.
2. $0 < \rho_{12} < 1$. Θετική συσχέτιση, όπου τα ζεύγη των αποδόσεων των μετοχών βρίσκονται γύρω από μία ευθεία που έχει θετική κλίση.
3. $\rho_{12}=0$. Η περίπτωση όπου δεν υπάρχει καμμία γραμμική σχέση μεταξύ των δύο αποδόσεων των μετοχών. Έτσι η μία απόδοση της μετοχής είναι ανεξάρτητη από την άλλη γεγονός πρακτικά αδύνατον.
4. $-1 < \rho_{12} < 0$, έχουμε αρνητική συσχέτιση και οι αποδόσεις των μετοχών ανά ζεύγη βρίσκονται γύρω από μία ευθεία η οποία έχει αρνητική κλίση. Τέτοιες περιπτώσεις συναντάμε στους δείκτες ή σε πολύτιμα μέταλλα ή σε μετοχές διαφορετικών χρηματιστηρίων.
5. $\rho_{12}=-1$ έχουμε τέλεια αρνητική συσχέτιση. Όλα τα ζεύγη των αποδόσεων των μετοχών βρίσκονται πάνω στην ίδια ευθεία η κλίση της οποίας είναι αρνητική.

Όσο πιο κοντά στις ακραίες τιμές βρίσκεται ο συντελεστής συσχέτισης τόσο μικρότερος θα είναι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου. Ο συντελεστής συσχέτισης είτε παίρνει θετικές είτε αρνητικές τιμές αποτελεί κομμάτι του κινδύνου του χαρτοφυλακίου, επομένως ο επενδυτής θα επιλέξει μετοχές με μικρό συντελεστή συσχέτισης. Επίσης αν υψώσουμε στο τετράγωνο το συντελεστή συσχέτισης παίρνουμε το R^2 της παλινδρόμησης. Μέσω της εξίσωσης της παλινδρόμησης $R_1 = a + b * R_2 + e_i$ μας δείχνει σε ποιο ποσοστό της μεταβλητότητας του R_2 εξηγεί τη μεταβλητότητα του R_1 . Έτσι όσο μεγαλύτερο το R^2 τόσο περισσότερο το R_2 εξηγεί το R_1 .

Γενικά οι επενδυτές προκειμένου να συνθέσουν ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο επιλέγουν μετοχές με μικρό συντελεστή μεταβλητότητα CV καθώς και μετοχές με μικρούς συντελεστές συσχέτισης ρ_{12} .

2.3.3 Ανάλυση Χαρτοφυλακίων

Ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών αποτελείται από ένα σύνολο μετοχών όπως ορίζεται από τα σταθμά επένδυσης στις μετοχές του. Αν ο επενδυτής έχει επενδύσει σε ένα μόνο χαρτοφυλάκιο τότε τα σταθμά του χαρτοφυλακίου θα αθροίζονται στην μονάδα. Ο στόχος της επένδυσης σε χαρτοφυλάκια είναι η διαφοροποίηση του κινδύνου, δηλαδή η μείωσή του. Τα οφέλη που προκύπτουν από τη διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων είναι 1) ότι ενώ η απόδοση να μεταβάλλεται, η μεταβλητότητα αυτή να περιορίζεται και 2) ενώ μία μετοχή μπορεί να έχει αρνητική απόδοση, το χαρτοφυλάκιο να εμφανίζει θετικές αποδόσεις. Για να μπορεί να θεωρηθεί ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο θα πρέπει να αποτελείται από τουλάχιστον 30 μετοχές. Η διαφοροποίηση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου σε καμία περίπτωση δεν συνεπάγεται ελαχιστοποίησή του, παρα μόνο μείωση του κινδύνου.

Η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί είτε ως άθροισμα της κεφαλαιακής με την μερισματική απόδοση, είτε ως σταθμικός μέσος των αποδόσεων των μετοχών του χαρτοφυλακίου, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης σε κάθε μετοχή του. Έτσι σύμφωνα με τον δεύτερο τρόπο υπολογισμού της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου θα έχουμε τη δημιουργία μίας κατανομής, έστω ότι ακολουθεί την κανονική κατανομή, για τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου. Επομένως θα υπάρχει η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, $E(R_p)$, όπου θα υπολογίζει το μέσο κέρδος και η διασπορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου, $\sigma^2(R_p)$, όπου θα υπολογίζει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Έστω ότι ένα χαρτοφυλάκιο αποτελείται από δύο μετοχές. Η απόδοση του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου θα δίνεται από τον τύπο

$$R_p = x_1 * R_1 + x_2 * R_2 \quad (2.8)$$

ο οποίος γενικεύεται για περισσότερες από δύο μετοχές, έστω n στο πλήθος, στον ακόλουθο τύπο

$$R_p = \sum_{i=1}^n x_i * R_i \quad (2.9)$$

όπου,

R_p η απόδοση του χαρτοφυλακίου p

R_i η απόδοση της μετοχής i

x_i το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i

2.3.3.1 Αναμενόμενη Απόδοση Χαρτοφυλακίου

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ενός χαρτοφυλακίου αποτελούμενο από δύο μετοχές θα είναι

$$E(R_p) = x_1 * E(R_1) + x_2 * E(R_2) \quad (2.10)$$

Κατα συνέπεια η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από n στο πλήθος μετοχές θα είναι ο σταθμισμένος μέσος όρος των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές του και δίνεται από τον ακόλουθο γενικευμένο τύπο

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i * E(R_i) \quad (2.11)$$

Όπου,

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

x_i το ποσοστό των κεφαλαίων που επενδύονται στο αξιόγραφο i

$E(R_i)$ η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i

n το σύνολο των αξιογράφων που συγκροτούν το χαρτοφυλάκιο

2.3.3.2 Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου

Ο κίνδυνος χαρτοφυλακίου υπολογίζεται με τα στατιστικά μέτρα της διακύμανσης και της τυπικής απόκλισης. Ο τρόπος υπολογισμού των δύο παραπάνω μέτρων ενός χαρτοφυλακίου είναι διαφορετικός σε σχέση με τα μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία διότι εισέρχεται επιπλέον και το στοιχείο της αλληλεπίδρασης του κινδύνου μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο.

Η διασπορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από δύο μετοχές δίνεται από τον παρακάτω τύπο

$$\sigma^2(R_p) = x_1^2 * \sigma^2(R_1) + x_2^2 * \sigma^2(R_2) + 2 * x_1 * x_2 * \sigma_{12} \quad (2.12)$$

όπου,

$\sigma^2(R_p)$ είναι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου p

$\sigma^2(R_1)$, $\sigma^2(R_2)$ είναι ο κίνδυνος των μετοχών 1,2 αντίστοιχα

x_1 , x_2 τα σταθμά επένδυσης των μετοχών 1, 2 αντίστοιχα

και σ_{12} η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών 1 και 2

Ο τύπος του κινδύνου για ένα χαρτοφυλάκιο με n αριθμό μετοχών γενικεύεται στον ακόλουθο

$$\sigma^2(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i^2 * \sigma^2(R_i) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i * x_j * \sigma_{ij} \quad (2.13)$$

όπου,

$\sigma^2(R_p)$ ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου p

$\sigma^2(R_i)$ ο κίνδυνος της μετοχής i

x_i, x_j το ποσοστό επένδυσης στις μετοχές i, j αντίστοιχα

σ_{ij} η συνδιακύμανση των μετοχών i και j

Ο πρώτος όρος της δεξιάς πλευράς της εξίσωσης αποτελεί τον μη συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, ενώ ο δεύτερος όρος αποτελεί τον συστηματικό κίνδυνο. Για ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, ο μη συστηματικός κίνδυνος είναι πολύ μικρός, σχεδόν μηδέν. Σε αντίθεση με τον συστηματικό κίνδυνο που μπορεί να μειωθεί αλλά όχι να εξαλειφθεί καθώς υπάρχουν κοινοί μακροοικονομικοί παράγοντες που ασκούν επιρροή σε όλες τις μετοχές και στους οποίους οφείλονται οι συνδιακυμάνσεις.

Προκειμένου ο κίνδυνος χαρτοφυλακίου να διατηρείται σε χαμηλά επίπεδα θα πρέπει η συνδιακύμανση δύο μετοχών να είναι και αυτή μικρή. Στην περίπτωση που η συνδιακύμανση δύο μετοχών ενός χαρτοφυλακίου είναι αρνητική, ο κίνδυνος χαρτοφυλακίου μειώνεται και έτσι έχουμε διαφοροποίηση. Επομένως κατά τη δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου αποφεύγουμε να επιλέγουμε μετοχές με μεγάλες συνδιακυμάνσεις μεταξύ τους.

Η τυπική απόκλιση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου δίνεται από τον εξής τύπο

$$\sigma(R_p) = \sqrt{\sigma^2(R_p)} \quad (2.14)$$

2.3.3.3 Συντελεστής Μεταβλητότητας

Ο συντελεστής μεταβλητότητας ενός χαρτοφυλακίου δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$CV_p = \frac{\sigma(R_p)}{E(R_p)} \quad (2.15)$$

όπου,

CV_p είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας του χαρτοφυλακίου p

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

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

2.3.3.4 Συνεισφορά Μετοχών

Η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου αποτελούμενο από δύο μετοχές είναι

$$R_p = x_1 * R_1 + x_2 * R_2 \quad (2.16)$$

Επίσης η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου θα είναι

$$E(R_p) = x_1 * E(R_1) + x_2 * E(R_2) \quad (2.17)$$

από όπου προκύπτει ότι η συνεισφορά της μετοχής 1 στην απόδοση του χαρτοφυλακίου θα είναι $x_1 * E(R_1)$ και η συνεισφορά της μετοχής 2 θα είναι $x_2 * E(R_2)$.

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι

$$\sigma^2(R_p) = x_1^2 * \sigma^2(R_1) + x_2^2 * \sigma^2(R_2) + 2 * x_1 * x_2 * \sigma_{12} \quad (2.18)$$

από όπου προκύπτει ότι η συνεισφορά της μετοχής 1 στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου θα είναι

$$x_1 * (x_1 * \sigma^2(R_1) + x_2 * \sigma_{12}) \quad (2.19)$$

και της μετοχής 2 αντιστοίχως θα είναι

$$x_2 * (x_2 * \sigma^2(R_2) + x_1 * \sigma_{12}) \quad (2.20)$$

Έτσι από τα παραπάνω μπορεί να ελεγχθεί αν μία μετοχή έχει μεγάλη συνεισφορά στον κίνδυνο, και αν ναι να αντικατασταθεί με μία άλλη μετοχή με μικρότερη συνεισφορά στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Επί προσθέτως μία μετοχή της οποίας η συνεισφορά της στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου δεν είναι ανάλογη με τη συνεισφορά της στην αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, θα αφαιρείται από το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο.

Ο ολικός κίνδυνος χαρτοφυλακίου θα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$\begin{aligned} \sigma^2(R_p) = & x_1 * (x_1 * \sigma^2(R_1) + x_2 * \sigma_{12}) + x_2 * (x_2 * \sigma^2(R_2) + x_1 * \sigma_{12}) = \\ & x_1 * cov(R_1, R_p) + x_2 * cov(R_2, R_p) \end{aligned} \quad (2.21)$$

όπου,

$cov(R_1, R_p)$ είναι συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής 1 με την απόδοση του χαρτοφυλακίου p ,

$cov(R_2, R_p)$ είναι η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής 2 με την απόδοση του χαρτοφυλακίου p .

Η συνδιακύμανση της απόδοσης μίας μετοχής i με την απόδοση του χαρτοφυλακίου p μετράει τον κίνδυνο της συγκεκριμένης μετοχής i μέσα στο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο.

Επομένως ο τύπος του ολικού κινδύνου σύμφωνα με τα παραπάνω θα είναι

$$\sigma^2(R_p) = x_1 * cov(R_1, R_p) + x_2 * cov(R_2, R_p) \quad (2.22)$$

Διαιρούμε με $\sigma^2(R_p)$ κατά μέλη και παίρνουμε

$$1 = x_1 * \frac{cov(R_1, R_p)}{\sigma^2(R_p)} + x_2 * \frac{cov(R_2, R_p)}{\sigma^2(R_p)} \quad (2.23)$$

από όπου προκύπτει ότι το beta της μετοχής 1 είναι

$$\frac{cov(R_1, R_p)}{\sigma^2(R_p)} \quad (2.24)$$

μέσα στο χαρτοφυλάκιο p και

$$\frac{cov(R_2, R_p)}{\sigma^2(R_p)} \quad (2.25)$$

θα είναι το beta της μετοχής 2 στο χαρτοφυλάκιο p.

Ο συντελεστής βήτα μίας μετοχής i, b_i , μας δείχνει τον κίνδυνο μίας μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο p ως προς τον συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Επομένως ο συντελεστής βήτα είναι ένα σχετικό μέτρο κινδύνου, γιατί μας δείχνει τον κίνδυνο ως προς μία άλλη μεταβλητή, και όχι απόλυτο μέτρο κινδύνου, όπως η τυπική απόκλιση. Ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο:

$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_p)}{\sigma^2(R_p)} \quad (2.26)$$

όπου με αντικατάσταση από τον τύπο της συσχέτισης μπορεί να γραφεί διαφορετικά ως εξής

$$b_i = \frac{\rho_{i,p} * \sigma(R_i)}{\sigma(R_p)} \quad (2.27)$$

b_i το beta της μετοχής i

$Cov(R_i, R_p)$ η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής i με την απόδοση του χαρτοφυλακίου p

$\sigma^2(R_p)$ ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου p

$\rho_{i,p}$ ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου p

$\sigma(R_i)$ η τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής i

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

ο συντελεστής κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου p, b_p , υπολογίζεται ως ο σταθμικός μέσος των συντελεστών βήτα των μετοχών του που το αποτελούν, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές του. Το σύνολο των σταθμών των μετοχών αθροίζουν στην μονάδα. Μία μετοχή με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας θα ονομάζεται αμυντική και ο κίνδυνος της μέσα στο χαρτοφυλάκιο θα είναι μικρότερος του ολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Σε αντίθεση μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας χαρακτηρίζονται ως επιθετικές και ο κίνδυνος τους μέσα στο χαρτοφυλάκιο είναι μεγαλύτερος του ολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας τις προτιμούν επενδυτές που αγαπούν τον κίνδυνο (risk lovers) ενώ μετοχές με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας τις προτιμούν επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse).

2.3.4 Αποδοτικό Σύνολο Χαρτοφυλακίων

Ένα χαρτοφυλάκιο θα ονομάζεται χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου όταν έχει την ελάχιστη διασπορά ή τυπική απόκλιση. Στην περίπτωση όπου εκτός από ελάχιστο κίνδυνο έχει και την μέγιστη απόδοση τότε θα ονομάζεται αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, όπως ένα αμοιβαίο κεφάλαιο δεν σημαίνει ότι είναι χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου. Το σύνολο των χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου αποτελούν το σύνολο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου και το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται αποδοτικό σύνολο.

Προκειμένου να υπολογίσουμε τα χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου θα ελαχιστοποιήσουμε τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου $\sigma^2(R_p)$ υπό τις εξής συνθήκες:

- δεδομένη αναμενομένη απόδοση $E(R_p) = \sum_{i=1}^n E(R_i) = \mu$
- τα σταθμά θα πρέπει να αθροίζουν στην μονάδα $\sum_{i=1}^n x_i = 1$
- τα σταθμά θα πρέπει να είναι μη αρνητικά

Η τελευταία συνθήκη μας επισημαίνει πως ο επενδυτής δεν δανείζεται τις μετοχές με κάποιο κόστος, δεν υπάρχει δηλαδή το φαινόμενο της προπώλησης.

Σχήμα 2.1 Χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου



Στο σχήμα 2.1 η καμπύλη αποτελεί το σύνολο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου. Το τμήμα από το σημείο τομής της καμπύλης με την εφαπτομένη, Κ, αποτελεί το αποδοτικό σύνολο. Το χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται στο σημείο Κ έχει τον ελάχιστο κίνδυνο. Όσο πιο κοντά στο σημείο Κ βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο που έχει επιλέξει ο επενδυτής, τόσο πιο μικρός είναι ο κίνδυνός του. Σε αντίθεση όσο πιο μακριά βρισκόμαστε από το σημείο Κ τόσο περισσότερο αυξάνεται ο κίνδυνος του επενδυτή.

Τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια δεν παραμένουν σταθερά διαχρονικά καθώς οι μέσες αποδόσεις των μετοχών, οι διασπορές και οι διακυμάνσεις τους μεταβάλλονται διαχρονικά. Κατά συνέπεια η χρήση ιστορικών δεδομένων πολλές φορές δεν προβάλλει αποδοτικά χαρτοφυλάκια, εφόσον ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο μια δεδομένη χρονική στιγμή, μπορεί να μην είναι αποδοτικό στο μέλλον.

2.4 Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα εκφράζει την απόδοση μίας μετοχής ως συνάρτηση της απόδοσης ενός χρηματιστηριακού δείκτη, όπως για παράδειγμα του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου. Επομένως η απόδοση της μετοχής παράγεται από την απόδοση του δείκτη. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$R_i = a_i + b_i * R_M + e_i \quad (2.28)$$

όπου,

R_i η απόδοση της μετοχής i

R_M η απόδοση του δείκτη M

e_i το σφάλμα

a_i, b_i σταθερές.

Το σφάλμα μας επισημαίνει ότι δεν υπάρχει τέλεια σχέση μεταξύ της απόδοσης της μετοχής i , R_i , και της απόδοσης του δείκτη R_M . Η σταθερά b_i είναι ο συντελεστής κινδύνου βήτα, που δείχνει την ευαισθησία που παρουσιάζεται στην απόδοση της μετοχής i από τις μεταβολές της απόδοσης του δείκτη M .

Η απόδοση της μετοχής i , R_i , αποτελείται από δύο μέρη

1. $b_i * R_M$ που αποτελεί το συστηματικό μέρος και εξαρτάται από την αγορά. Πιο συγκεκριμένα από το δείκτη M .
2. $a_i + e_i$ που αποτελεί το μη συστηματικό μέρος το οποίο εξαρτάται από την ίδια την εταιρεία που ανήκει η μετοχή i .

Η απόδοση R_i , μπορεί να συνδεθεί γραμμικά με την απόδοση του δείκτη R_M υπό τις συνθήκες

- $E(e_i) = 0$
- $\sigma^2(e_i)$ να είναι διαχρονικά σταθερή
- $Cov(e_i, R_M) = 0$

Η τρίτη συνθήκη δείχνει ότι η απόδοση του δείκτη M , R_M , είναι ο μόνος παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών, διαφορετικά εάν ίσχυε $Cov(e_i, R_M) \neq 0$ θα υπήρχε και άλλος παράγοντας που θα επηρέαζε τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι αποδόσεις που παράγονται από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα υποθέτουμε ότι ακολουθούν κανονική κατανομή. Επομένως θα υπάρχει μέση απόδοση $E(R_i)$ και κίνδυνος $\sigma^2(R_i)$.

2.4.1 Μέση Απόδοση

Με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα η μέση απόδοση θα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$\begin{aligned} E(R_i) &= E(a_i + b_i * R_M + e_i) \\ &= E(a_i) + E(b_i * R_M) + E(e_i) = \\ &= a_i + b_i * E(R_M) + 0 = \\ &= a_i + b_i * E(R_M) \end{aligned} \quad (2.29)$$

όπου,

a_i η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση που οφείλεται στην εταιρεία που ανήκει η μετοχή i

$b_i * E(R_M)$ η συστηματική αναμενόμενη απόδοση που οφείλεται στον δείκτη M

2.4.2 Κίνδυνος

Ο κίνδυνος με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα υπολογίζεται ως εξής

$$\begin{aligned} \sigma^2(R_i) &= \sigma^2(a_i + b_i * R_M + e_i) = \\ &= \sigma^2(a_i) + \sigma^2(b_i * R_M) + \sigma^2(e_i) = \\ &= 0 + b_i^2 * \sigma^2(R_M) + \sigma^2(e_i) = \\ &= b_i^2 * \sigma^2(R_M) + \sigma^2(e_i) \end{aligned} \quad (2.30)$$

όπου,

$b_i * \sigma^2(R_M)$ ο συστηματικός κίνδυνος

$\sigma^2(e_i)$ ο μη συστηματικός κίνδυνος

Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται στις κινήσεις του δείκτη της αγοράς M . Αποτελείται από το συντελεστή κινδύνου b_i της μετοχής i και από τη διασπορά του δείκτη M . Ο μη συστηματικός κίνδυνος αποτελεί τη διασπορά του σφάλματος και οφείλεται στην ίδια την εταιρεία.

2.4.3 Συντελεστές a_i , b_i

Ο συντελεστής a_i δίνεται από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα

$$R_i = a_i + b_i * R_M + e_i \Rightarrow$$

$$\alpha_i = R_i - b_i * R_M \Rightarrow$$
$$\alpha_i = E(R_i) - b_i * E(R_M) \quad (2.31)$$

όπου,

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

b_i ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

$E(R_M)$ η αναμενόμενη απόδοση του δείκτη M .

Ο συντελεστής b_i μας δείχνει την ευαισθησία της διακύμανσης της μετοχής i στις κινήσεις της απόδοσης του δείκτη M . Η συνδιακύμανση, $Cov(R_i, R_M)$, δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στο δείκτη M . Από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα θα έχουμε

$$Cov(R_i, R_M) = Cov(a_i + b_i * R_M + e_i, R_M) \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_M) = Cov(a_i, R_M) + Cov(b_i * R_M, R_M) + Cov(e_i, R_M) \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_M) = 0 + Cov(b_i * R_M, R_M) + 0 \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_M) = b_i * \sigma^2(R_M) \Rightarrow$$
$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \quad (2.32)$$

όπου,

b_i ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

$Cov(R_i, R_M)$ η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής i με την απόδοση του δείκτη M
 $\sigma^2(R_M)$ ο κίνδυνος του δείκτη M .

Ο συντελεστής βήτα μίας μετοχής i , b_i , μας δείχνει τον κίνδυνο i στο δείκτη M ως προς τον ολικό κίνδυνο του M . Άρα το b_i είναι ένα σχετικό μέτρο κινδύνου, καθώς μας δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής i ως προς τον ολικό κίνδυνο του M , σε αντίθεση με τη διασπορά που είναι απόλυτο μέτρο κινδύνου.

Εάν το $b_i < 1$ τότε η μετοχή είναι αμυντική και προτιμάται από επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο, ενώ αν $b_i > 1$ τότε η μετοχή χαρακτηρίζεται ως επιθετική και επιλέγεται από επενδυτές που αγαπούν τον κίνδυνο.

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα δίνει στον επενδυτή χρήσιμες πληροφορίες.

- Αν ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένεται ανοδική τάση της αγοράς, τότε ο επενδυτής προτιμά να αγοράσει μετοχές με $b_i > 1$
- Αν ισχύει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και αναμένεται καθοδική τάση της αγοράς, τότε ο επενδυτής θα προτιμήσει να αγοράσει μετοχές με $b_i < 1$.

Τέλος ο συντελεστής b_i εξ ορισμού είναι καθαρός αριθμός επομένως δεν εξαρτάται από μονάδες.

2.4.4 Εμπειρικό Υπόδειγμα

Στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, στην πράξη, χρησιμοποιούνται ιστορικά δεδομένα. Οπότε προσθέτουμε και την μεταβλητή του χρόνου t και έχουμε την μετατροπή του μονοπαραγοντικού υποδείγματος σε εμπειρικό με την ακόλουθη μορφή

$$R_{it} = a_i + b_i * R_{Mt} + e_{it} \quad (2.33)$$

Έτσι προκύπτει ένα μοντέλο παλινδρόμησης το οποίο χρησιμοποιείται για να διαπιστωθεί πόσο καλά η μεταβλητότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{Mt} εξηγεί τη μεταβλητότητα της εξαρτημένης μεταβλητής R_{it} . Στην συγκεκριμένη περίπτωση και με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων μπορούμε να υπολογίσουμε τα a_i και b_i υπο τις παρακάτω προϋποθέσεις

- Τα a_i, b_i παραμένουν σταθερά διαχρονικά
- Η συνδιακύμανση της απόδοσης του δείκτη και του σφάλματος, $Cov(e_i, R_{Mt})$, θα ισούται με το μηδέν
- Η αναμενόμενη απόδοση του σφάλματος, $E(e_{it})$, θα ισούται με μηδέν
- Η διασπορά του σφάλματος, $\sigma^2(e_{it})$, είναι σταθερή
- Η συνδιακύμανση δύο σφαλμάτων δύο διαδοχικών χρονικών στιγμών της ίδιας μετοχής, $Cov(e_{it}, e_{it-1})$ θα ισούται με μηδέν
- Η συνδιακύμανση δύο σφαλμάτων δύο διαφορετικών μετοχών την ίδια χρονική στιγμή, $Cov(e_{it}, e_{jt})$ θα ισούται με μηδέν.

Σύμφωνα με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, στο εμπειρικό θα έχουμε τις ανάλογες μετατροπές

$$a_i = E(R_{it}) - b_i * E(R_{Mt}) \quad (2.34)$$

$$b_i = \frac{Cov(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})} \quad (2.35)$$

Ο συντελεστής συσχέτισης R^2 μας δείχνει πόσο τοις εκατό της μεταβλητότητας της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{Mt} εξηγεί τη μεταβλητότητα της εξαρτημένης μεταβλητής R_{it} . Ο συντελεστής συσχέτισης της παλινδρόμησης υπολογίζεται ως εξής

$$R^2 = \left(\frac{Cov(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma(R_{it}) * \sigma(R_{Mt})} \right)^2 \quad (2.36)$$

όπου,

R^2 ο συντελεστής συσχέτισης της παλινδρόμησης

$Cov(R_{it}, R_{Mt})$ η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής i με την απόδοση του δείκτη M

$\sigma(R_{it})$ η τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής i

$\sigma(R_{Mt})$ η τυπική απόκλιση της απόδοσης του δείκτη M.

Ο συντελεστής συσχέτισης της παλινδρόμησης, R^2 , έχει όρια το μηδέν και το ένα, δηλαδή $0 \leq R^2 \leq 1$. Στην περίπτωση που $R^2=0$, δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής R_{it} και της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{Mt} , αλλά γραμμική ανεξαρτησία. Σε αντίθετη περίπτωση, όπου $R^2=1$, υπάρχει τέλεια σχέση μεταξύ των δύο απόδοσεων.

2.4.5 Μη Συστηματικός Κίνδυνος

Ακολουθεί η μέθοδος υπολογισμού του μη συστηματικού κινδύνου.

Πρώτα υπολογίζουμε τους συντελεστές a_i και b_i από τους τύπους

$a_i = E(R_{it}) - b_i * E(R_{Mt})$ και $b_i = \frac{Cov(R_{it}, R_{Mt})}{\sigma^2(R_{Mt})}$ αντίστοιχα. Κατόπιν υπολογίζουμε μία

χρονολογική σειρά του σφάλματος χρησιμοποιώντας τον τύπο $e_{it} = R_{it} - a_{it} - b_{it} * R_{Mt}$. Θα πρέπει να ισχύει $\sum_{i=1}^n e_i = 0$. Στη συνέχεια υπολογίζουμε τη διασπορά των σφαλμάτων αυτής της χρονολογικής σειράς, που είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος με τον ακόλουθο τύπο

$$\sigma^2(e_{it}) = \frac{E(e_{it} - E(e_{it}))^2}{n} = \frac{E(e_{it} - 0)^2}{n} = \frac{E(e_{it})^2}{n} \quad (2.37)$$

Ο μη συστηματικός κίνδυνος υπολογίζεται προκειμένου να βρεθεί η συνεισφορά του στον ολικό κίνδυνο. Όσο πιο μικρή είναι η συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό κίνδυνο, τόσο πιο ισχυρή είναι η παλινδρόμηση. Το πηλίκο $\frac{\sigma^2(e_{it})}{\sigma^2(R_{it})}$ δίνει τη συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό κίνδυνο, οπότε το R^2 το οποίο είναι ίσο με $1 - \frac{\sigma^2(e_{it})}{\sigma^2(R_{it})}$ μας δείχνει ότι όσο πιο μικρή είναι η συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό κίνδυνο, τόσο πιο μεγάλο το R^2 και τόσο πιο ισχυρή η παλινδρόμηση.

2.4.6 Προβλήματα του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος

Κάποια από τα προβλήματα που παρουσιάζονται κατά τη χρήση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος είναι

- Πολλές από τις αρχικές υποθέσεις του στην πράξη παραβιάζονται. Για παράδειγμα οι συντελεστές a_i, b_i δεν παραμένουν σταθεροί στην πραγματικότητα
- Υπάρχουν άλλα εμπειρικά υποδείγματα τα οποία έχουν δείξει ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες εκτός του R_M , όπως ο συντελεστής βήτα, που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών
- Η θεωρία του μονοπαραγοντικού υποδείγματος δεν δίνει κάποια στοιχεία για το ποιος δείκτης είναι ο σωστός. Έτσι κάνοντας χρήση διαφορετικών δεικτών προκύπτουν διαφορετικές τιμές στους συντελεστές βήτα χωρίς να υποδεικνύει η θεωρία ποιος είναι ο σωστός.

2.5 Περιουσιακά Στοιχεία με Κίνδυνο και χωρίς Κίνδυνο

Η ύπαρξη αξιογραφών χωρίς κίνδυνο αναγκάζει τον επενδυτή να αποφασίσει πώς θα κατανείμει το διαθέσιμο κεφάλαιό του ανάμεσα στα περιουσιακά στοιχεία με κίνδυνο και σε αυτά χωρίς κίνδυνο. Τα περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου είναι αυτά τα οποία έχουν μηδενική τυπική απόκλιση, δηλαδή να ισχύει $\sigma=0$. Ως περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου μπορούν να θεωρηθούν τα ομόλογα και τα έντοκα γραμμάτια που εκδίδει μία κυβέρνηση καθώς με την νομισματική της πολιτική είναι ικανή να ελέγξει την προσφορά χρήματος. Σχετικά με τα ομόλογα ο μηδενικός κίνδυνος είναι υποαμφισβήτηση καθώς ο χρόνος ωρίμανσής τους μπορεί να είναι ο ίδιος με τον χρονικό ορίζοντα της επένδυσης του ενδιαφερόμενου επενδυτή. Από την άλλη τα έντοκα γραμμάτια θεωρούνται περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου διότι ο βραχυπρόθεσμος χρονικός τους ορίζοντας εξαλείφει την αβεβαιότητα που μπορεί να προκύψει εξαιτίας των μεταβολών των επιτοκίων, του πληθωρισμού, του επιπέδου της φορολογίας κ.α. Επομένως ο επενδυτής θα πρέπει να κατασκευάσει ένα χαρτοφυλάκιο παίρνοντας αποφάσεις για το ποσοστό συμμετοχής τόσο των ακίνδυνων αξιογράφων όσο και αυτών με κίνδυνο που θα αποτελούν το χαρτοφυλάκιο αυτό. Έτσι σύμφωνα με τα παραπάνω ένας επενδυτής μπορεί να επιλέξει ανάμεσα από αξιόγραφα με ρίσκο, όπως οι μετοχές, οι χρηματιστηριακοί δείκτες, τα παράγωγα κ.α. και να συνθέσει ένα χαρτοφυλάκιο κινδύνου και εν συνεχεία να προσθέσει σε αυτό αξιόγραφα μηδενικού κινδύνου, όπως έντοκα γραμμάτια δημοσίου, ομόλογα κ.α.

2.6 Θεωρία Κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία του Markowitz (1952) όπως αναλύθηκε παραπάνω στηρίζεται μόνο σε επισφαλές αξιόγραφο. Δεν λαμβάνει καθόλου υπόψη τα αξιόγραφα μηδενικού κινδύνου. Για τον λόγο αυτό αναπτύχθηκε η θεωρία της κεφαλαιαγοράς η οποία λαμβάνει υπόψη τόσο τα επισφαλές αξιόγραφα, όπως οι μετοχές, όσο και περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου, όπως τα έντοκα γραμμάτια. Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς απαντά σε τρεις βασικές ερωτήσεις

1. Ποιά είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για αποδοτικά χαρτοφυλάκια;
2. Ποιά είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μετοχές ή χαρτοφυλάκια, αποδοτικά ή μη;
3. Ποιά είναι το κατάλληλο μέτρο κινδύνου μετοχών σε χαρτοφυλάκια;

2.6.1 Υποθέσεις

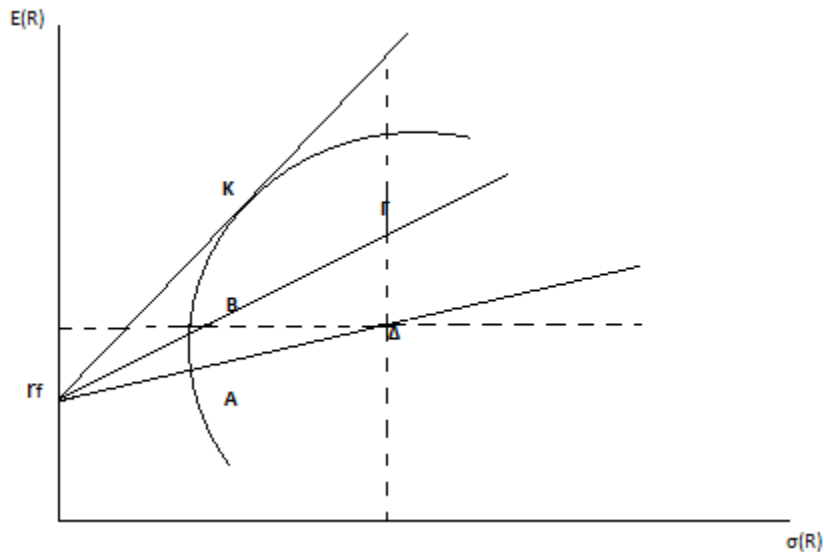
Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς βασίζεται στις εξής υποθέσεις

- οι επενδυτές ακολουθούν τους κανόνες του Markowitz
- υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου όπου οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν ή να δανείσουν χρήματα
- υπάρχει ένας κοινός και μονάδικος επενδυτικός ορίζοντας
- η αγορά είναι τέλεια

- ✓ δεν υπάρχουν φόροι
- ✓ δεν υπάρχει πληθωρισμός
- ✓ δεν υπάρχει επενδυτής που μπορεί από μόνος του να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών
- ✓ οι επενδυτές μπορούν να αγοράσουν οποιοδήποτε αριθμό μετοχών
- ✓ οι πληροφορίες δεν κοστίζουν τίποτα

Η υπόθεση της τέλει αγοράς είναι σε θεωρητικό επίπεδο καθώς δεν υπάρχει στην πράξη, αλλά προσεγγίζεται με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, η οποία λέει ότι δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν πληροφορίες του παρελθόντος προκειμένου να προβλεφθεί το μέλλον. Όλες οι παραπάνω υποθέσεις είναι μη ρεαλιστικές, αλλά το ερώτημα που τίθεται είναι εάν τα υποδείγματα που παράγουν ισχύουν στην πράξη. Εφόσον οι επενδυτές ακολουθούν τους κανόνες του Markowitz, όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα και τις ίδιες πληροφορίες που δεν κοστίζουν τίποτα, όλοι οι επενδυτές έχουν το ίδιο αποδοτικό σύνολο, αυτό του Markowitz.

Σχήμα 1.2 Γραμμή Κεφαλαιαγοράς



Στο σχήμα 1.2 έχουμε ένα περιουσιακό στοιχείο f που βρίσκεται πάνω στην οριζόντια γραμμή της αναμενόμενης απόδοσης και ονομάζεται risk free rate και έχει μέση αναμενόμενη απόδοση r_f . Έστω ένα τυχαίο χαρτοφυλάκιο A , πάνω στο αποδοτικό σύνολο. Μεταξύ των χαρτοφυλακίων Γ, Δ το Γ είναι προτιμότερο καθώς έχει μεγαλύτερο αναμενόμενη απόδοση και ίδιο κίνδυνο με το Δ . Επίσης μεταξύ των B και Δ επιλέγουμε το B γιατί ενώ έχουν ίδια αναμενόμενη απόδοση το B έχει μικρότερο κίνδυνο. Κάθε σημείο πάνω στη γραμμή $r_f B$ θα είναι προτιμότερο από κάθε σημείο της $r_f A$. Η εφαπτομένη $r_f K$ στο αποδοτικό σύνολο του Markowitz περιέχει τα αποδοτικότερα

χαρτοφυλάκια. Πάνω από την εφαπτομένη δεν υπάρχει χαρτοφυλάκιο Markowitz, οπότε η εφαπτομένη είναι το άνω σύνορο. Έτσι η εφαπτομένη είναι το νέο αποδοτικό σύνολο που περιέχει χαρτοφυλάκια Markowitz με ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση. Στην περίπτωση που το r_f υπάρχει το αποδοτικό σύνολο του Markowitz μετασχηματίζεται σε μια ευθεία γραμμή που ξεκινά από το r_f και εφάπτεται στο αποδοτικό σύνολο του Markowitz. Η εφαπτόμενη αυτή ονομάζεται γραμμή κεφαλαιαγοράς και δείχνει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

2.6.2 Εξίσωση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς

Έστω ένα χαρτοφυλάκιο, K , το οποίο ανήκει στη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Η κλίση της ευθείας στο σημείο K θα είναι $\frac{E(R_K) - r_f}{\sigma_K}$ και στο σημείο τομής της εφαπτομένης με το αποδοτικό σύνολο του Markowitz η κλίση της ευθείας θα είναι $\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$. Εφόσον τα σημεία ανηκούν στην ίδια ευθεία τότε θα ισχύει ότι οι κλίσεις τους θα είναι ίδιες. Επομένως θα ισχύει

$$\frac{E(R_K) - r_f}{\sigma_K} = \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \Rightarrow$$

$$E(R_K) = r_f + \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \sigma_K \quad (2.38)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εξίσωση της γραμμής κεφαλαιαγοράς. Η αναμενόμενη απόδοση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου K αποτελείται από δύο μέρη

1. το συντελεστή r_f
2. το $\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$ που αποτελεί την επιπλέον απόδοση που απαιτείται για να επενδύσει ο επενδυτής στο επισφαλές χαρτοφυλάκιο K και το οποίο ονομάζεται πρίμ κινδύνου.

2.6.3 Αναμενόμενη Απόδοση και Κίνδυνος του Αποδοτικού Χαρτοφυλακίου

Η αναμενόμενη απόδοση των αποδοτικών χαρτοφυλακίων θα ισούται

$$E(R_K) = E(x_f * r_f + (1 - x_f) * R_M) = x_f * E(r_f) + (1 - x_f) * E(R_M) \Rightarrow$$

$$E(R_K) = x_f * r_f + (1 - x_f) * E(R_M) \quad (2.39)$$

και ο κίνδυνος θα είναι

$$\sigma^2(R_K) = (1 - x_f)^2 * \sigma^2(R_M) \Rightarrow$$

$$\sigma(R_K) = (1 - x_f) * \sigma(R_M) \quad (2.40)$$

όπου,

R_K η ποσοστιαία απόδοση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου K

r_f η μέση αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου f

R_M η ποσοστιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου M

x_i το ποσοστό επένδυσης στο περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου

x_M το ποσοστό επένδυσης στο χαρτοφυλάκιο M.

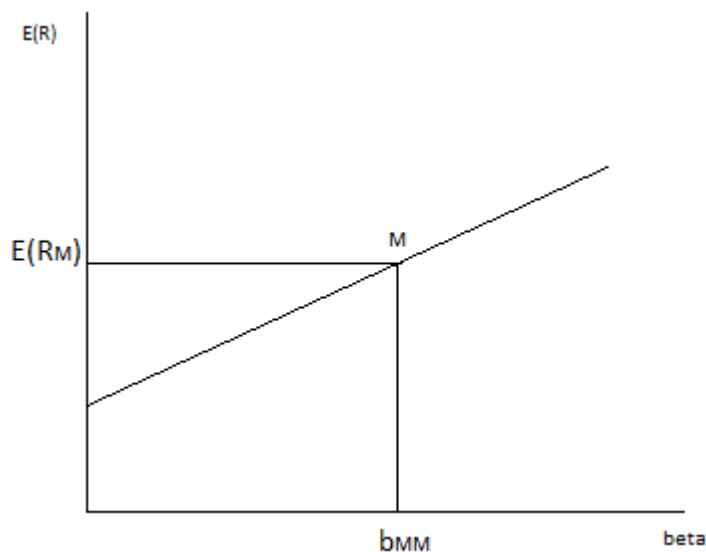
Η γραμμή κεφαλαιαγοράς έχει δύο χαρακτηριστικά

- Ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια
- Μετράει τον κίνδυνο κάνοντας χρήση της τυπικής απόκλισης.

2.7 Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (στο εξής θα αναφέρεται ως ΥΑΚΣ) δείχνει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μεμονωμένες μετοχές ή χαρτοφυλάκια, αποδοτικά και μη.

Σχήμα 1.3 Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων



Στο σχήμα 1.3 το M είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, ενώ το i μπορεί να είναι είτε μεμονωμένη μετοχή είτε χαρτοφυλάκιο, αποδοτικό ή όχι. Οι κλίσεις αυτών των δύο σημείων είναι ίσες εφόσον βρίσκονται στην ίδια ευθεία. Άρα

$$\frac{E(R_i) - r_f}{b_i} = E(R_M) - r_f \Rightarrow$$

$$E(R_i) = r_f + (E(R_M) - r_f) * b_i \quad (2.41)$$

Ο όρος $(E(R_M) - r_f) * b_i$ είναι το πρίμ κινδύνου και μας δείχνει την επιπλέον απόδοση από το r_f που ζητάει για να επενδύσει ο επενδυτής στην επικινδυνότητα του στοιχείου i . Απαραίτητη προϋπόθεση για να ισχύει το ΥΑΚΣ είναι η αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου M . Το συγκεκριμένο υπόδειγμα απορρέει από την αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου M . Έτσι εάν το χαρτοφυλάκιο δεν είναι αποδοτικό δεν θα ισχύει το ΥΑΚΣ.

2.8 Διαφορές μεταξύ του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος και του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων

Οι κυριότερες διαφορές των παραπάνω υποδειγμάτων συνοψίζονται παρακάτω

- το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι ένα ιστορικό υπόδειγμα, ενώ το ΥΑΚΣ είναι ένα υπόδειγμα ισορροπίας
- Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι ένα υπόδειγμα μεταξύ αποδόσεων ενώ το ΥΑΚΣ είναι ένα υπόδειγμα μεταξύ απόδοσης και κινδύνου.

2.9 Μέτρα Αποτελεσματικότητας Χαρτοφυλακίου

Η αποτελεσματικότητα χαρτοφυλακίου παρέχει μεθόδους αξιολόγησης των χαρτοφυλακίων τόσο μεταξύ τους όσο και με έναν δείκτη. Εάν το χαρτοφυλάκιο δεν έχει θετική αξιολόγηση πρέπει να αναθεωρηθεί

- είτε αλλάζοντας τα σταθμά των αξιογράφων που το αποτελούν
- είτε αλλάζοντά τα ίδια τα αξιόγραφα που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο

Ένα σημαντικό μειονέκτημα της αναθεώρησης ενός χαρτοφυλακίου είναι ότι αυξάνονται τα κόστη συναλλαγών.

Υπάρχουν τρία βασικά μέτρα υπολογισμού της αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου

1. το μέτρο αποτελεσματικότητας του Sharpe, που στηρίζεται στη γραμμή κεφαλαιαγοράς
2. το μέτρο αποτελεσματικότητας του Treynor, που βασίζεται στο ΥΑΚΣ
3. το μέτρο αποτελεσματικότητας του Jensen, που βασίζεται στο ΥΑΚΣ

2.9.1 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Sharpe

Το μέτρο του Sharpe χρησιμοποιείται προκειμένου να υπολογίσουμε την αποτελεσματικότητα χαρτοφυλακίων p , όπως αμοιβαία κεφάλαια, και δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$Sharpe = \frac{E(R_p) - r_f}{\sigma_p} \quad (2.42)$$

Το συγκεκριμένο μέτρο μας δείχνει την επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου από το r_f ανά μονάδα κινδύνου. Οι επενδυτές επιλέγουν αυτά τα χαρτοφυλάκια με τον μεγαλύτερο δείκτη του Sharpe. Το μέτρο αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί με δύο τρόπους

1. Υπολογισμός του μέτρου του Sharpe για μία ομάδα χαρτοφυλακίων και ταξινόμησή τους από το μικρότερο στο μεγαλύτερο. Εν συνεχεία επιλογή αυτών των χαρτοφυλακίων με τον μεγαλύτερο δείκτη
2. Σύγκριση αυτού του μέτρου με το αντίστοιχο μέτρο ενός δείκτη της αγοράς για να διαπιστωθεί εάν το χαρτοφυλάκιο πήγε καλύτερα από το δείκτη

Ένα χαρτοφυλάκιο είναι πολύ δύσκολο να τα πάει καλύτερα από το γενικό δείκτη. Ο επενδυτής ανά τακτά χρονικά διαστήματα θα πρέπει να ελέγχει το δείκτη Sharpe και στις περιπτώσεις που είναι μικρό; θα πρέπει να αναδιαρθρώνει το χαρτοφυλάκιο του. Το μειονέκτημα του συγκεκριμένου μέτρου είναι ότι βασίζεται στην κανονικότητα των κατανομών και δεν λαμβάνει υπόψη την ασυμμετρία ή την κυρτότητα.

2.9.2 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Treynor

Το μέτρο αποτελεσματικότητας του Treynor για ένα χαρτοφυλάκιο p θα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$Treynor = \frac{E(R_i) - r_f}{b_i} \quad (2.43)$$

και μας δίνει την επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου από το r_f ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου. Το συγκεκριμένο μέτρο χρησιμοποιείται προκειμένου

- την ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων ή των μετοχών σύμφωνα με αυτό το μέτρο και επιλογή αυτών με τις υψηλότερες τιμές
- την σύγκριση αυτού του μέτρου με τον αντίστοιχο δείκτη της αγοράς, $\frac{E(R_M) - r_f}{1}$

Το μέτρο του Treynor χρησιμοποιείται τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια.

2.9.3 Μέτρο Αποτελεσματικότητας Jensen

Το μέτρο αποτελεσματικότητας του Jensen κάνει τις εξής υποθέσεις

1. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων ισχύουν ταυτόχρονα
2. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων ισχύουν για κάθε χρονική περίοδο

Έτσι από την πρώτη υπόθεση θα ισχύει $R_p = a_p + b_p * R_M + e_p$ και $E(R_p) = r_f + (E(R_M) - r_f) * b_p$ τα οποία μας δίνουν την ακόλουθη εξίσωση

$$R_p - r_f = (R_M - r_f) * b_p \quad (2.44)$$

όπου αν της προσθέσουμε και τον χρόνο t , έναν συντελεστή a και το σφάλμα e θα έχουμε την ακόλουθη διαχρονική παλινδρομική σχέση

$$R_{pt} - r_f = a_p + (R_{Mt} - r_f) * b_p + e_{pt} \quad (2.45)$$

Η τελευταία εξίσωση αποτελεί την εμπειρική μορφή στην οποία μετατρέπουν το ΥΑΚΣ για ένα χαρτοφυλάκιο η δεύτερη υπόθεση που κάνουμε. όπου αντί για μέσες αποδόσεις χρησιμοποιούνται οι απλές.

2.9.3.1 Ο Συντελεστής a του Jensen

Ο συντελεστής a_p που χρησιμοποιείται ως σταθερά στην παραπάνω παλινδρόμηση μετράει την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων. Έτσι

- εάν $a_p > 0$, το χαρτοφυλάκιο είναι αποτελεσματικό και ο επενδυτής θα το επιλέξει
- εάν $a_p = 0$, δεν μπορεί να υπολογιστεί η αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου και ο επενδυτής είναι αδιάφορος
- εάν $a_p < 0$, το χαρτοφυλάκιο δεν είναι αποτελεσματικό και ο επενδυτής το απορρίπτει ή το αναδιαμορφώνει είτε αλλάζοντας τα σταθμά των αξιογράφων που το αποτελούν είτε αλλάζοντας τα αξιόγραφα τα ίδια.

Το μέτρο του Jensen χρησιμοποιείται με δύο τρόπους

1. Υπολογισμός του μέτρου του Jensen για μία ομάδα χαρτοφυλακίων και κατάταξη τους από το μικρότερο στο μεγαλύτερο. Επιλογή αυτών των χαρτοφυλακίων με το μεγαλύτερο δείκτη.
2. Σύγκριση αυτού του μέτρου με το αντίστοιχο μέτρο ενός δείκτη της αγοράς προκειμένου να διαπιστωθεί αν πήγε καλύτερο από ή όχι από το δείκτη.

2.9.4 Σύγκριση των Μέτρων Αποτελεσματικότητας

Όπως προκύπτει από την ανωτέρω ανάλυση πιο αξιόπιστο θεωρείται το μέτρο του Sharpe, καθώς στηρίζεται στη γραμμή κεφαλαιαγοράς, ενώ τα άλλα δύο στηρίζονται στο ΥΑΚΣ, το οποίο στην πράξη δεν ισχύει. Ακόμα, στην περίπτωση που ο δείκτης είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο και τα τρία μέτρα είναι ακατάλληλα για την μέτρηση της αποτελεσματικότητας του χαρτοφυλακίου. Τέλος έχει παρατηρηθεί πως η κατάταξη με τη βοήθεια και των τριών μέτρων δεν παραμένει σταθερή διαχρονικά.

3. Επισκόπηση Βιβλιογραφίας

3.1 Learning about Beta: Time-varying Factor Loadings, Expected Returns and the Conditional CAPM

Adrian T. and Franzoni F. (2009)

Στο συγκεκριμένο άρθρο οι συγγραφείς του χρησιμοποιούν ένα τροποποιημένο υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων με σκοπό την ενσωμάτωση σε αυτό μακροπρόθεσμων, μη παρατηρήσιμων αλλαγών στους συντελεστές του συστηματικού κινδύνου. Έτσι οι ορθολογικά δρώντες επενδυτές συνηθίζουν το μακροχρόνιο επίπεδο του παράγοντα ανεξάρτητα από τις παρατηρήσεις των πραγματοποιηθέντων αποδόσεων. Προκειμένου να υποστηρίξουν την συγκεκριμένη υπόθεση οι συγγραφείς κάνουν χρήση υποθετικών συντελεστών βήτα χρησιμοποιώντας το φίλτρο Kalman. Το μοντέλο Kalman επικεντρώνεται στη χαμηλή συχνότητα μεταβολής των συντελεστών βήτα, ως αποτέλεσμα αυτού είναι η προσέγγιση που επιχειρείται να παρακάμψει οποιοσδήποτε πρόσφατες επικρίσεις του υποδείγματος CAPM. Πιο ειδικά όταν χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο σε χαρτοφυλάκια τα οποία είχαν ταξινομηθεί με βάση το μέγεθός τους και τον δείκτη Book-to-Market, το υπόδειγμα CAPM πέρασε επιτυχώς τις προδιαγραφές των tests.

Στο συγκεκριμένο άρθρο ο στόχος των συγγραφέων είναι να μελετήσουν τις επιπτώσεις των μεταβολών στις επιβαρύνσεις των παραγόντων για τις δοκιμές των υποθετικών μοντέλων. Οι Tobias Andrian και Francesco Frazoni (2009) αναμένουν πως το αποτέλεσμα των δοκιμών τους θα είναι εξαιρετικά σημαντικό για τα περιουσιακά στοιχεία που έχουν δείξει σημαντικές διακυμάνσεις στους συντελεστές βήτα για χαρτοφυλάκια τα οποία ταξινομούνται σύμφωνα με το μέγεθός τους και τον δείκτη B/M. Στα πλαίσια ενός τυποποιημένου μοντέλου στο οποίο το υποθετικό CAPM επιβεβαιώνεται και ευσταθεί, οι συγγραφείς θέτουν την άποψη πως η επιβάρυνση του ρίσκου θα καθορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις, είναι δηλαδή μια προσδοκία σχετικά με την διαχρονική εξέλιξη των συντελεστών βήτα μέσα από την διαδικασία εκμάθησης και μελέτης της πορείας τους. Με την εφαρμογή του φίλτρου Kalman μοντελοποιούν αυτήν την προσδοκία έτσι ώστε οι επιβαρύνσεις των παραγόντων να αντιμετωπίζονται ως μια λανθάνουσα μεταβλητή, ενώ σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου οι συντελεστές βήτα πρέπει να υπολογίζονται σύμφωνα με την εμπειρική τους εφαρμογή.

Στα πλαίσια της έρευνας αυτής χρησιμοποιούνται βήτα τα οποία φιλτράρονται με φίλτρα Kalman για να εξηγήσουν τις αποδόσεις εικοσιπέντε (25) χαρτοφυλακίων τα οποία ταξινομούνται με κριτήρια το μέγεθος τους και τον δείκτη Book-to-Market. Τα πρώτα αποτελέσματα της έρευνας αφορούν το υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων χωρίς όμως να έχουν συμπεριληφθεί οι δεσμευμένες μεταβλητές. Όταν γίνεται χρήση ενός μέτρου στρεβλής τιμολόγησης δανεισμένο από τους Campbell και Vuolteenaho (2004), η συνολική συνεισφορά της εμπειρικής εφαρμογής συνεπάγεται την μείωση των στρεβλώσεων κατά 45%. Επίσης παρατηρήθηκε το γεγονός πως όταν η συχνότητα των βήτα κινείται σε χαμηλά επίπεδα επηρεάζεται άμεσα η παραπάνω διαδικασία.

Οι επενδυτές παρατήρησαν ότι οι συντελεστές βήτα σε μακροχρόνιο επίπεδο μπορούν να προκαλέσουν σημαντική διαφορά μεταξύ του εκ των προτέρων αναμενόμενου κινδύνου και των εκ των υστέρων εκτιμήσεων από την παλινδρόμηση OLS. Ο μηχανισμός αυτός έχει ιδιαίτερη σημασία σε χαρτοφυλάκια αξίας τα οποία έχουν αντιμετωπίσει μακροπρόθεσμα σημαντική μεταβλητότητα. Η απόκλιση που παρατηρήται μεταξύ των προσδοκιών των επενδυτών και των εκτιμήσεων όπως προκύπτουν από την εφαρμογή της OLS παλινδρόμησης φαίνεται πως μπορεί να ευθύνεται ως ένα σημαντικό μεγάλο ποσοστό των περιβλημάτων που προκύπτουν σε επίπεδο προσδοκιών και σε επίπεδο πραγματικότητας. Συνεπώς η μη συνεπής εκτίμηση των προσδοκιών σε σχέση με τους συντελεστές βήτα θα έχει σαν αποτέλεσμα την λανθασμένη εκτίμηση της ισορροπίας των αναμενόμενων αποδόσεων και ακριβώς εκεί εστιάζεται η πηγή του προβλήματος.

Σε μεταγενέστερη μελέτη τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τις δοκιμές στο μοντέλο CAPM του άρθρου έχουν να κάνουν με τη χρήση δεσμευμένων μεταβλητών. Στο πλαίσιο των δοκιμών επιβεβαιώθηκαν τα αποτελέσματα των Lewellen και Nagel (2006), οι οποίοι έκαναν την διαπίστωση ότι οι δεσμευμένες μεταβλητές δεν μπορούν μεμονωμένα μέσα από τη χρήση τους να βελτιώσουν την απόδοση του υποδείγματος CAPM. Όμως το υπόδειγμα CAPM με την εισαγωγή της μάθησης βελτιώνεται σημαντικά και τα συνολικά λάθη στην εκτίμηση μειώνονται σημαντικά, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα που έδωσε το κλασικό υπόδειγμα CAPM.

Τέλος έγιναν κάποιες απλουστευτικές υποθέσεις οι οποίες θα μπορούσαν να χαλαρώσουν σε μεταγενέστερες έρευνες. Κατά τη διάρκεια της συγκεκριμένης μελέτης οι συγγραφείς υπέθεσαν ότι οι συντελεστές βήτα εξελίσσονται σαν γραμμικές, αυτοπαλινδρομες διαδικασίες με ομοσκεδαστικές καινοτομίες. Μη γραμμική Μπαυενσιανές μέθοδοι, όπως η Monte-Carlo, θα επιτρέψουν την παραδοχή της γραμμικότητας και των σταθερών διακυμάνσεων των καινοτομιών των συντελεστών βήτα να χαλαρώσουν.

Επίσης οι συγγραφείς του άρθρου απλοποίησαν την μέθοδο με την παραδοχή ότι υπάρχει μόνο ένας τιμολογημένος παράγοντας. Είναι εύκολη η προέκταση της μεθοδολογίας για ένα μοντέλο με πολλαπλούς παράγοντες. Ένα από τα χαρακτηριστικά της συγκεκριμένης μελέτης είναι να δείξει ότι ένα υπό όρους μοντέλο με έναν παράγοντα είναι ικανό σε μεγάλο βαθμό να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών όταν εισαχθεί η γνώση για τον συστηματικό κίνδυνο.

3.2 Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing

Black F. (1972)

Στο συγκεκριμένο άρθρο παρουσιάζεται το παραδοσιακό υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων για την δημιουργία του οποίου συνέβαλαν αρκετοί ερευνητές. Το υπόδειγμα CAPM περιγράφει την τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων υπό την συνθήκη της ισορροπίας της αγοράς. Επομένως σύμφωνα με το υπόδειγμα η

αναμενόμενη απόδοση θα ικανοποιεί την παρακάτω σχέση υπό το καθεστώς να ισχύουν ορισμένες υποθέσεις:

$$E(R_i) = R_f + b_i[E(R_M) - R_f] \quad (3.1)$$

Όπου R είναι η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου i για ορισμένη χρονική περίοδο και είναι ίσο με την αλλαγή στην τιμή του περιουσιακού στοιχείου, επιπλέον κάθε μερίσματος και επιτοκίου, διαιρούμενο με την τιμή του περιουσιακού στοιχείου στην αρχή της περιόδου, R_f είναι η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο (riskless asset), R_m είναι η απόδοση όλων των στοιχείων που αποτελείται το χαρτοφυλάκιο, b_i είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου και αποτελεί την ευαισθησία της αγοράς και είναι ίσο με την κλίση της γραμμής παλινδρόμησης η οποία συσχετίζει τα R_i και R_m .

Αλγεβρικά το b_i ορίζεται από την παρακάτω σχέση:

$$b_i = \frac{cov(R_i, R_m)}{var(R_m)} \quad (3.2)$$

Οι παραδοχές που χρησιμοποιούνται κατά τον υπολογισμό της εξίσωσης $E(R_i) = R_f + b_i[E(R_m) - R_f]$ είναι

- 1) Υπάρχει μία μόνο κατανομή πιθανότητας για τις αποδόσεις των διαθέσιμων περιουσιακών στοιχείων του ενεργητικού, κοινή για όλους τους επενδυτές,
- 2) Η κοινή αυτή κατανομή ακολουθεί την κανονική κατανομή
- 3) Οι επενδυτές επιλέγουν τα χαρτοφυλάκια αυτά με τα οποία μεγιστοποιούν το αναμενόμενο κέρδος τους και όλοι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse).
- 4) Κάθε επενδυτής μπορεί να πάρει θέση αγοράς ή πώλησης οποιουδήποτε μεγέθους και για κάθε περιουσιακό στοιχείο, συμπεριλαμβανομένων και των περιουσιακών στοιχείων που δεν εμπεριέχουν κίνδυνο.
- 5) Τέλος κάθε επενδυτής μπορεί να δανείσει και να δανειστεί οποιοδήποτε ποσό που επιθυμεί στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς (risk free rate).

Παρόλα αυτά η περίοδος για την οποία το μοντέλο έχει ισχύ δεν είναι συγκεκριμένη και δεν έχει αποσαφηνιστεί. Στο συγκεκριμένο άρθρο ο Black F. υποστηρίζει ότι οι ανωτέρω παραδοχές του μοντέλου έχουν νόημα μόνο για απειροελάχιστες χρονικές περιόδους. Για κάθε πεπερασμένο χρονικό διάστημα η κατανομή πιθανότητας των αποδόσεων για κάθε περιουσιακό στοιχείο ακολουθεί την λογαριθμική κατανομή παρά την κανονική κατανομή πιθανότητας. Πιο συγκεκριμένα αν η κατανομή πιθανότητας των αποδόσεων ακολουθούσε την κανονική κατανομή στο τέλος της περιόδου θα υπήρχε μια δεδομένη πιθανότητα ότι η τιμή του περιουσιακού στοιχείου θα ήταν αρνητική. Σύμφωνα με τον Lintner η παράλειψη της 1^{ης} παραδοχής δεν θα έχει σημαντική επιρροή στην τιμή του περιουσιακού στοιχείου, καθώς και η 2^η και 3^η παραδοχή γίνεται αποδεκτό πως προσεγγίζουν σε σημαντικό βαθμό την

πραγματικότητα της αγοράς. Σε αντίθεση η 4^η παραδοχή είναι η πιο δεσμευτική. Στην συγκεκριμένη παραδοχή πολλοί επενδυτές πιστεύουν ότι δεν έχει πραγματική βάση και θεωρούν πως με την παράλειψή της το μοντέλο θα διαφοροποιούνταν σημαντικά.

Αρκέτες μελέτες σε βάθος χρόνου έδειξαν πως οι αποδόσεις πολλών χρεογράφων δεν συμπεριφέρονται όπως προβλέπει το παραδοσιακό Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαικών Στοιχείων. Ως παράδειγμα στο άρθρο παρατίθεται η μελέτη του Pratt που δείχνει τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης σε κοινές μετοχές για την περίοδο 1926-1960, όπου τα συμπεράσματα που προκύπτουν μας δείχνουν ότι οι μετοχές με υψηλό ρίσκο δεν αποδίδουν υψηλότερες αποδόσεις όπως προβλέπει η θεωρία.

Σύμφωνα με τον συγγραφέα του άρθρου μία ενδεχόμενη εξήγηση για το πως συμπεριφέρονται οι μετοχές είναι πως η 4^η παραδοχή δεν ευσταθεί. Ο στόχος του άρθρου είναι να δείξει πως με την «χαλάρωση» αυτής της παραδοχής από μέρους των επενδυτών μπορούμε να οδηγηθούμε σε μοντέλο τα οποία είναι πιο συνεπή με τα εμπειρικά δεδομένα.

Στο συγκεκριμένο άρθρο ο Black F. με την πραγματοποίηση δοκιμών προσπαθεί να διερευνήσει τη φύση της ισορροπίας στην αγορά κεφαλαίων. Για την έκβαση όμως των αποτελεσμάτων κάνει χρήση δύο υποθέσεων οι οποίες είναι πιο περιοριστικές συγκριτικά με προηγούμενες μελέτες πάνω στο υπόδειγμα CAPM. Η πρώτη υπόθεση αναφέρεται στην μη ύπαρξη περιουσιακών στοιχείων χωρίς κίνδυνο, ενώ επίσης δεν επιτρέπεται ο δανεισμός να γίνεται στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς. Η δεύτερη υπόθεση αναφέρεται στο ότι υπάρχει ένα μοναδικό στοιχείο μηδενικού κινδύνου και πως ο επενδυτής μπορεί να πάρει μόνο θέση αγοράς και όχι πώλησης. Και στις δύο υποθέσεις ο συγγραφέας του άρθρου θεωρεί πως ο επενδυτής έχει τη δυνατότητα να πάρει απεριόριστες θέσεις είτε αγοράς είτε πώλησης μόνο όταν πρόκειται για περιουσιακό στοιχείο υψηλού κινδύνου. Και στις δύο περιπτώσεις η έρευνα έδειξε πως η αναμενόμενη απόδοση σε ένα οποιοδήποτε υψηλού κινδύνου περιουσιακό στοιχείο αποτελεί μια γραμμική συνάρτηση του συντελεστή βήτα χωρίς να υπάρχουν περαιτέρω περιορισμοί στον δανεισμό. Η κλίση της γραμμής ενός στοιχείου υψηλού κινδύνου η οποία συσχετίζει την αναμενόμενη απόδοση με το συντελεστή βήτα θα είναι μικρότερη από την κλίση που έχει όταν δεν υπάρχουν περιορισμοί στο δανεισμό.

3.3 Beta and Return

Black F. (1993)

Στο άρθρο αυτό αναλύεται η άποψη που θέλει τους συντελεστές βήτα να θεωρούνται από τους αναλυτές ως ο μοναδικός παράγοντας για την επεξήγηση των αποδόσεων. Εν συνεχεία γίνεται προσπάθεια έτσι ώστε να καταριφθεί η συγκεκριμένη κριτική.

Σε έρευνες που διεξήχθησαν στις Η.Π.Α. από τους Black, Jensen και Scholes (1972) καθώς και από τους Scholes και Miller (1972) για την περίοδο 1931-1965, τα αποτελέσματα έδειξαν πως μετοχές με χαμηλό συντελεστή βήτα είχαν μεγαλύτερες αποδόσεις από αυτές που είχαν υπολογιστεί από τις προβλέψεις του μοντέλου καθώς

και μετοχές με υψηλό συντελεστή βήτα κυμάνθηκαν σε χαμηλότερα επίπεδα από τις προβλέψεις του μοντέλου. Μεταγενέστερες έρευνες και μέχρι το 1990 τουλάχιστον κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα και διαπίστωσαν ότι η εκτιμώμενη κλίση της γραμμής η οποία μας δείχνει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης μέσης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης βρίσκεται χαμηλότερα από την κλίση του υποδείγματος CAPM. Με βάση τα παραπάνω αν επιλέξουμε ένα συγκεκριμένο σημείο έναρξης καθώς και ένα συγκεκριμένο σημείο τερματισμού θα προκύψει μία χρονική περίοδος όπου η γραμμή θα είναι επίπεδη (παράλληλη στον άξονα κινδύνου).

Σύμφωνα με το Black F. οι ερμηνείες που κατα καιρούς έχουν επιχειρηθεί να δοθούν για την επίπεδη γραμμή είναι λανθασμένες καθώς ακόμα και σε αυτήν την περίπτωση η υπόθεση για την θετική κλίση της γραμμής δεν μπορεί να αποκλειστεί με βεβαιότητα. Τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν και τα οποία είναι σύμφωνα με το μοντέλο Sharpe-Lintner-Black μας υποδεικνύουν πως ακόμα και όταν η γραμμή είναι επίπεδη δημιουργούνται σημαντικές επενδυτικές ευκαιρίες. Σε περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο ενός επενδυτή αποτελείται από μετοχές και ομόλογα ή μετοχές και ρευστό κεφάλαιο μπορεί να το διαφοροποιήσει για βελτιστοποίηση του εντάσσοντας μετοχές με χαμηλό βήτα έτσι ώστε να κινηθεί σε ένα χαρτοφυλάκιο με παρόμοιο κίνδυνο αλλά μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση. Επομένως οι συντελεστές βήτα είναι ένα πολύτιμο εργαλείο όταν η γραμμή έχει κλίση, όπως μας παρουσιάζει το CAPM, καθώς επίσης και όταν η γραμμή είναι επίπεδη.

Ένα ακόμη πρόβλημα που παρουσιάζει στο συγκεκριμένο άρθρο ο συγγραφέας του είναι το λεγόμενο data mining (εξόρυξη δεδομένων). Το πρόβλημα αυτό προκύπτει στη διεξαγωγή μίας μελέτης από διάφορους ερευνητές οι οποίοι χρησιμοποιούν διαφορετικές μεθόδους και διαφορετικές χρονικές περιόδους συλλογής και ανάλυσης δεδομένων επεξεργάσμενα πολλές φορές ακόμα και σε διαφορετικά μοντέλα. Συνέπεια των παραπάνω είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται από πολλούς ερευνητές να μην είναι αντιπροσωπευτικά παρα μόνο να τείνουν προς την εξόρυξη διάφορων δεδομένων από διαφορετικές πηγές. Οι ασάφειες που δημιουργούνται από το data mining έχει ως συνέπεια τη δυσκολία στην κατανόηση της διαδικασίας που ακολουθήθηκε καθώς και στην στατιστική της ανάλυση. Η πρακτική της εξόρυξης δεδομένων έχει δημιουργήσει την ανησυχία ότι πολλοί ερευνητές προκειμένου να επιβεβαιώσουν τις αρχικές υποθέσεις τους επιλέγουν τα δεδομένα αυτά καθώς και τα μοντέλα που απλά τις επιβεβαιώνουν (τις αρχικές υποθέσεις) αγνοώντας το γεγονός ότι το αποτέλεσμα να είναι κάθε άλλο παρα σημαντικό ή ακόμα και απολύτως τυχαίο τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο που διεξάγεται.

Ο Black F. με τις μελέτες που διεξάγει για την περίοδο 1926-1991 για τις τιμές διάφορων αξιογράφων συμπεραίνει πως τα βήτα διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο. Πιο ειδικά η χρησιμότητα των βήτα αναδεικνύεται μέσα από τον παράγοντα της μόχλευσης. Στα επιχειρήματα που θέλουν μία επιχείρηση να αξιολογεί μία επένδυση βάση του προεξοφλητικού επιτοκίου και συνεπώς να στραφεί σε περιουσιακά στοιχεία υψηλότερου κινδύνου ο Black απαντά με τη χρήση των συντελεστών βήτα.

Σύμφωνα με τον συγγραφέα μία επιχείρηση εφόσον είναι ορθολογική μπορεί να προσφύγει σε δανεισμό και να δώσει έμφαση σε περιουσιακά στοιχεία χαμηλού κινδύνου. Σε αυτήν την περίπτωση ο συντελεστής βήτα είναι ένα απαραίτητο εργαλείο για την αξιολόγηση και λήψη επενδυτικών αποφάσεων. Επομένως για τον Black ο συντελεστής βήτα είναι σημαντικός ακόμα και όταν η γραμμή του CAPM είναι επίπεδη εφόσον μια επιχείρηση που είναι ορθολογική θα αξιολογήσει μία πιθανή επένδυση χρησιμοποιώντας τα βήτα των ταμειακών της ροών.

Κλείνοντας το άρθρο του ο Black ανάφερε πως ανακοινώσεις περί «θανάτου» του συντελεστή βήτα είναι πολύ πρώιμες για να γίνουν. Εφόσον υπάρχουν ορθολογικοί επενδυτές και έχουν τη δυνατότητα να δανείζονται ελεύθερα, είτε πρόκειται για ιδιώτες είτε για επιχειρήσεις, η χρήση του υποδείγματος CAPM καθώς και ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα για την αξιολόγηση επενδυτικών ευκαιριών, κρίνεται απαραίτητη προκειμένου να επιλέξουν την κατάλληλη στρατηγική για τη διαχείριση του χαρτοφυλακίου τους.

3.4 The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests

Black F., Jensen M. and Scholes M. (1972)

Στο συγκεκριμένο άρθρο αναλύονται τα γενικά μοντέλα ισορροπίας των οποίων σκοπός τους είναι η αποτίμηση περιουσιακών κεφαλαιακών στοιχείων. Ανάμεσα στο μοντέλο αυτά είναι και τα υποδείγματα για τη σχέση μεταξύ μέσου και διακύμανσης, όπως αυτά είχαν αναπτυχθεί αρχικά από τους Sharpe (1964) και Treynor (1961), και εν συνεχεία επεκτάθηκαν με τις έρευνες των Lintner (1965a, 1965b), Mossin (1966), Fama (1968a, 1968b) και Long (1972). Οι Treynor (1965), Sharpe (1966) και Jensen (1968-1969) ανέπτυξαν μοντέλα αποτίμησης χαρτοφυλακίων τα οποία χρησιμοποιούν αυτό το συγκεκριμένο μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ή άλλα μοντέλα που έχουν σε μεγάλο βαθμό κοινά χαρακτηριστικά με αυτό. Οι υποθέσεις που δεχόμαστε προκειμένου να αναπτύξουμε το μοντέλο τιμολόγησης χαρτοφυλακίου είναι οι εξής:

- 1) Όλοι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και μπορούν να επιλέξουν ανάμεσα σε διάφορα χαρτοφυλάκια αποκλειστικά με κριτήριο την μέση τιμή και τη διασπορά
- 2) Δεν υπάρχουν φόροι καθώς και έξοδα συναλλαγών
- 3) Όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προτιμήσεις σχετικά με τις παραμέτρους της κοινής κατανομής πιθανοτήτων των αποδόσεων των χρεογράφων
- 4) Όλοι οι επενδυτές για μία δεδομένη χρονική περίοδο μπορούν να δανείζονται και να δανείζουν στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι συγγραφείς του άρθρου είναι ότι υπάρχει μια πολύ σημαντική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων ασφαλιστρών κινδύνου για μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία και του συστηματικού κινδύνου.Κύριος σκοπός των μελετητών είναι να παρουσιάσουν περαιτέρω δοκιμές του συγκεκριμένου υποδείγματος αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων οι οποίες όμως έχουν το πλεονέκτημα να αποφύγουν προβλήματα προηγούμενων μελετών και να συνεισφέρουν επιπλέον γνώσεις όσον αφορά τη φύση της δομής των αποδόσεων των διάφορων χρεογράφων.

Στο δεύτερο μέρος του άρθρου γίνεται παρουσίαση των στοιχείων και μας δείχνουν πως η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου δεν είναι αυστηρώς ανάλογη με τον αντίστοιχο συντελεστή βήτα του.Οι ερευνητές υποστηρίζουν πως αυτά τα στοιχεία σε συνδυασμό με τα στοιχεία που παρουσιάζονται στο 4^ο μέρος του άρθρου είναι ικανά για να απορρίψουν το παραδοσιακό μοντέλο του υποδείγματος.

Στο τρίτο μέρος του άρθρου προσπαθούν να εξάγουν μία λύση στο πρόβλημα των σφαλμάτων μετρήσεων στις διατμηματικές δοκιμές εφαρμόζοντας μία διαδικασία ομαδοποίησης,έτσι ώστε να δείξουν πως οι διατμηματικές μέθοδοι μπορούν να είναι αποτελεσματικές για τη δοκιμή του διευρυμένου υποδείγματος δύο παραγόντων.

Στο τέταρτο τμήμα της μελέτης αποδεικνύεται πως η μέση τιμή του συντελεστή βήτα κυμαίνονταν από 1% έως και 1,3% ανά μήνα για τα δύο δείγματα που εξετάστηκαν κατά την περίοδο 1948-1965.Το αποτέλεσμα αυτό μας δείχνει ότι είναι σημαντικά διαφορετικό από το μέσο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και πιο συγκεκριμένα είναι περίπου ίσο με την μέση απόδοση της αγοράς των 1,3% και 1,2% ανά μήνα των δύο δειγμάτων κατά την συγκεκριμένη περίοδο.Οι μελέτες καταλήγουν στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής βήτα φαίνεται να είναι ένας σημαντικός παράγοντας στον καθορισμό των αποδόσεων των μετοχών.

Στο συγκεκριμένο άρθρο για δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν όλα τα αξιόγραφα τα οποία είναι εισηγμένα στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το χρονικό διάστημα 1926-1966.Το πρόβλημα που προσπάθησαν να αντιμετωπίσουν οι συγγραφείς του άρθρου αυτού ήταν πως θα επιτύχουν τις πιο αποτελεσματικές εκτιμήσεις για τον μέσο συντελεστή βήτα καθώς και για την διακύμανσή του.Σύμφωνα με τους συγγραφείς μια εναλλακτική προσπάθεια δοκιμής του παραδοσιακού υποδείγματος θα ήταν να δοκιμάσουν κάθε άλλη εναλλακτική υπόθεση επιλέγοντας τυχαία κάθε φορά ένα αξιόγραφο καθώς και την εκτίμηση του συντελεστή βήτα του αντίστοιχου χρεογράφου,και να διαπιστωθεί κατα πόσο η μέση απόδοση είναι σημαντικά διαφορετική από αυτή που προβλέπει η παραδοσιακή μορφή του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.Παρ'όλα αυτά δεν έγινε χρήση αυτής της μεθόδου καθώς κρίθηκε αναποτελεσματική.

Προκειμένου να αυξηθεί η αποδοτικότητα του μοντέλου οι τίτλοι που χρησιμοποιήσαν ομαδοποιήθηκαν σε δέκα χαρτοφυλάκια έτσι ώστε τα χαρτοφυλάκια μεταξύ τους να έχουν μεγάλη διασπορά στους συντελεστές βήτα.Οι μελετητές με την ομαδοποίηση

αυτή των τίτλων γνώριζαν πως δεν θα τους έδινε αμερόληπτες εκτιμήσεις για το συνολικό συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου, δεδομένου ότι τα επιμέρους βήτα που θα χρησιμοποιούνταν για την επιλογή των χαρτοφυλακίων θα εμπειρεύσαν σφάλμα μέτρησης και επομένως μια τέτοια διαδικασία θα εισήγαγε μια μεροληψία στις δοκιμές. Για την αντιμετώπιση του προαναφερθέντος προβλήματος κρίθηκε σκόπιμη η χρήση του εκτιμώμενου βήτα της προηγούμενης περιόδου, έτσι ώστε να επιλεγεί ο τρόπος με τον οποίο θα γίνονταν η ομαδοποίηση των χρεογράφων ενός χαρτοφυλακίου για το επόμενο έτος. Έτσι χρησιμοποιώντας αυτές τις μεθόδους κατασκεύασαν δέκα χαρτοφυλάκια όπου η εκτίμηση των βήτα ήταν αμερόληπτη.

3.5 A New Look at the Capital Asset Pricing Model

Blume M. and Friend I. (1973)

Το συγκεκριμένο άρθρο έρχεται να συμπληρώσει ένα δημοσίευμα των ερευνητών στο American Economic Review στο οποίο έγινε η παρουσίαση κάποιων εμπειρικών στοιχείων που αποδείκνυαν πως οι διαφοροποιήσεις στις αποδόσεις στο χρηματιστήριο δεν μπορούν να ερμηνευτούν από τη σχέση που υπάρχει μεταξύ του ρυθμού απόδοσης και του κινδύνου ως συνέπεια της θεωρίας της αγοράς. Σαν αποτέλεσμα των παραπάνω οι μετρήσεις της απόδοσης του χαρτοφυλακίου στις οποίες βασίζονται, προσαρμοσμένες στον κίνδυνο, εμπριέχουν μεροληπτικές εκτιμήσεις των χαρτοφυλακίων. Σε προγενέστερες μελέτες οι έρευνες απόδοσαν σε σημαντικό βαθμό παρόλα αυτά οι ερευνητές δεν κατόρθωσαν να εντοπίσουν τις αιτίες που οδηγούν σε αυτά τα μεροληπτικά αποτελέσματα, όπως για παράδειγμα την αδυναμία των επενδυτών να δανείζονται ή/και να δανείζουν μεγάλα ποσά στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς.

Σε παρουσιάσεις δημοσιεύσεων από τους Black F. και Ross S. αναδείχτηκαν μοντέλα μέσω των οποίων αποδεικνύεται ότι η ανάλυση του μηχανισμού δανεισμού οδηγεί σε μεροληπτικά αποτελέσματα αλλά όχι για τους προαναφερθέντες λόγους. Απώτερος σκοπός του συγκεκριμένου άρθρου είναι να αναλύσει τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό επίπεδο τους λόγους τους οποίους η θεωρία της γραμμής αγοράς αδυνατεί να εξηγήσει τις διαφοροποιήσεις στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που αποτελούν ένα χαρτοφυλάκιο.

Στο πρώτο μέρος του άρθρου γίνεται ανάλυση της θεωρίας της τροποποιημένης γραμμής της αγοράς και αναλύονται οι επιπτώσεις της. Εν συνέχεια στο δεύτερο μέρος εκτιμώνται διάφοροι τύποι της σχέσης μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου που συνάγεται από τις μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για τρεις διαφορετικές περιόδους μετά τον Β' Παγκόσμιο Πόλεμο και καταλήγει πως τα εμπειρικά αποτελέσματα οδηγούν σε αξιοσημάντες αμφιβολίες όσο έχει να κάνει με την εγκυρότητα της θεωρίας της γραμμής αγοράς, είτε κατα τον αρχικό σχηματισμό της είτε στην τροποποιημένη μορφή της. Σε αντίθεση οι μετοχές που είναι εισηγμένες στον

NYSE έρχονται να επιβεβαιώσουν τα αποτελέσματα σχετικά με την γραμμικότητα της σχέσης.

Στο τρίτο μέρος του άρθρου γίνεται αναφορά στην αγορά μετοχών στον NYSE η οποία είναι κατακερματισμένη από την αγορά ομολόγων, εκτός αν η διαδικασία δημιουργίας των αποδόσεων είναι διαφορετική από αυτές που έχουν αναλυθεί έως σήμερα. Σαν αποτέλεσμα θα έχει τρομερές επιπτώσεις στην μέτρηση και τον καθορισμό των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου καθώς και στον προσδιορισμό της βέλτιστης εταιρικής χρηματοδότησης. Σύμφωνα με τα παραπάνω κρίνεται απαραίτητο να απορριφθεί η κλασική θεωρία του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων ως ένας τρόπος εκτίμησης της απόδοσης των χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων.

Οι ερευνητές παρουσίασαν τον παρακάτω τύπο για την εκτίμηση της απόδοσης:

$$R_i = E(R_i) + \delta_1 + \beta * (\delta_2 - \delta_1) + \epsilon_i \quad (3.3)$$

Στη θεωρία αυτή καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν στηρίζονται οι εκτιμήσεις σχετικά με τους συντελεστές των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων μηδενικού κινδύνου. Η θεωρία αυτή αποτυγχανεί γεγονός που οφείλεται στην υπόθεση ύπαρξης τέλει μηχανισμού δανεισμού, καθώς στον πραγματικό κόσμο ο δανειστής δεν έχει τη δυνατότητα να χρησιμοποιήσει τα κέρδη του για την αγορά άλλων αξιογράφων.

Το άρθρο καταλήγει ότι ο ρόλος της τμηματοποίησης είναι εξαιρετικά σημαντικός όσον αφορά τις υπάρχουσες μεθόδους υπολογισμού των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Οι μελετητές οδηγούνται στο συμπέρασμα πως παρα τις αδυναμίες του υποδείγματος αποτίμησης της απόδοσης στοιχείων υψηλού κινδύνου, καθώς και την αδυναμία του παραδοσιακού μοντέλου αποτίμησης CAPM, μπορεί να εξηγούν καλύτερα τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις δοκιμές αν και είναι ακόμα δύσκολο να βρεθεί ένα αποτελεσματικό μοντέλο. Επομένως όσο επικρατεί η τμηματοποίηση και δεν ανακαλυφθεί ένα αποτελεσματικότερο υπόδειγμα αποτίμησης ο καλύτερος τρόπος υπολογισμού της σχέσης απόδοσης-κινδύνου θα είναι η ανάλυση των εμπειρικών δεδομένων.

3.6 Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect

Blume M. and R.F. Stambaugh, (1983)

Προηγούμενες μελέτες σχετικά με το φαινόμενο του μεγέθους με βάση τα δεδομένα των καθημερινών αποδόσεων είναι προκατειλημμένες. Η χρήση των χρηματιστηριακών τιμών κλεισίματος κατά τον υπολογισμό της απόδοσης των μεμονωμένων μετοχών προσδίδει ανοδική τάση. Οι αποδόσεις που υπολογίζονται για τα buy-and-hold χαρτοφυλάκια αποφεύγουν σε μεγάλο βαθμό την προκατάληψη που προκαλείται από το κλείσιμο των τιμών. Με βάση αυτές τις αποδόσεις, η επίδραση του μεγέθους για

ολόκληρο το έτος είναι στο μισό όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, και ολόκληρη η επίδραση κατά μέσο όρο οφείλεται λόγω του μήνα Ιανουαρίου.

Πρόσφατες εμπειρικές μελέτες σε οικονομικά άρθρα αναφέρουν ότι η μέση σταθμισμένη κατα τον κίνδυνο απόδοση των μετοχών μικρών επιχειρήσεων υπερβαίνει αυτή των μεγάλων επιχειρήσεων, όπου το μέγεθος μετράται από την αγοραία αξία των σε κυκλοφορία κοινών μετοχών. Χρησιμοποιώντας σαν δεδομένα τις ημερήσιες αποδόσεις για τις μετοχές τόσο του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης όσο και του American Stock Exchange, ο Reinganum (1982) διαπιστώνει ότι κατά την περίοδο 1964-1978, η μέση απόδοση για τις επιχειρήσεις στο κατώτερο δεκατημόριο της αξίας της αγοράς υπερβαίνει την απόδοση των επιχειρήσεων στο υψηλότερο δεκατημόριο της αξίας της αγοράς κατά περισσότερο από 0,1% ημερησίως και πάνω από 30% σε ετήσια βάση. Βρίσκει επίσης ότι διαφορετικές μέθοδοι προσαρμογής του κινδύνου συμβάλλουν λίγο προς την εξήγηση τόσο εντυπωσιακών διαφορών. Ο Keim (1983) αναφέρει ότι σχεδόν το ήμισυ της ετήσιας διαφοράς μεταξύ των αποδόσεων των μικρών και των μεγάλων επιχειρήσεων εμφανίζεται τον Ιανουάριο.

Η επίδραση του μεγέθους είναι ιδιαίτερα έντονη σε μελέτες που χρησιμοποιούν για δεδομένα καθημερινές αποδόσεις, αλλά όπως έχουμε δείξει, λόγω στατιστικού σφάλματος, οι μελέτες αυτές έχουν την τάση να υπερεκτιμούν σημαντικά τον όγκο της επίδρασης του μεγέθους. Παρόλο που εμπειρικά έγινε ανάλυση της προκατάληψης στο πλαίσιο της επίδρασης του μεγέθους, η ίδια η προκατάληψη θα μπορούσε ενδεχομένως να εμφανιστεί σε οποιαδήποτε έρευνα η οποία χρησιμοποιούσε τιμές κλεισίματος για τον υπολογισμό των αποδόσεων, ιδιαίτερα αν χρησιμοποιούσε ημερήσιες αποδόσεις.

Χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις μετοχών από το NYSE και το AMEX βρίσκουμε ότι α) η μέση επίδραση του μεγέθους για ολόκληρο το έτος είναι περίπου 0,05% ανά ημέρα, μόνο το μισό απ' ό,τι παρατηρήθηκε από τις έρευνες των Reinganum και Keim και β) σχεδόν το σύνολο της ετήσιας μέσης απόδοσης αναλογεί στον μήνα Ιανουάριο. Με άλλα λόγια, οι μέσοι όροι της επίδρασης του μεγέθους κυμαίνονται μεταξύ 0,6% ημερησίως τον Ιανουάριο και κοντά στο μηδέν για το υπόλοιπο έτος. Το δείγμα περιλαμβάνει όλες τις επιχειρήσεις που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και στο AMEX για το χρονικό διάστημα 1963-1980. Επομένως η μελέτη χρησιμοποιεί δεδομένα ίδια με αυτά προηγούμενων μελετών.

Η διαφορά στα αποτελέσματα έγκειται στη μέθοδο που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του μέσου όρου των αποδόσεων. Στο δεύτερο μέρος του άρθρου παρουσιάζονται οι αποδόσεις μίας περιόδου για κάθε μία μεμονομένη μετοχή υπολογισμένες με τις καταγραφούσες τιμές κλεισίματος και παρατηρείται μια ανοδική τάση λόγω της προκατάληψης. Αυτή η μεροληψία προκύπτει από τη διαφορά μεταξύ τιμών bid και ask στις τιμές κλεισίματος και μπορεί να είναι μη τετριμμένο για τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών των μικρών επιχειρήσεων. Οι Reinganum και Keim χρησιμοποίησαν αριθμητικούς μέσους των καθημερινών αποδόσεων για να εκτιμήσουν την επίδραση του μεγέθους. Δεδομένου πως ο αριθμητικός μέσος των υπολογισθέντων

αποδόσεων περιλαμβάνει ένα κομμάτι μεροληψίας για κάθε μεμονωμένη μετοχή, οι εκτιμήσεις τους για την επίδραση του μεγέθους έδειχναν ανοδική τάση λόγω αυτής της μεροληψίας.

Η στρατηγική του χαρτοφυλακίου υπονοεί την καθημερινή εξισορρόπηση του αριθμητικού μέσου σε ίσα βάρη. Το συγκεκριμένο άρθρο μας δείχνει ότι οι αποδόσεις σε μια εναλλακτική στρατηγική buy-and-hold είναι σχεδόν αμερόληπτες. Τα χαρτοφυλάκια που ακολουθούν τη στρατηγική buy-and-hold εμπεριέχουν μία διαφοροποίηση, η οποία δεν υπάρχει σε άλλα εξισορροπημένα χαρτοφυλάκια. Αυτή η διαφοροποίηση αφαιρεί εικονικά όλη την μεροληψία από τις υπολογισμένες αποδόσεις ενός buy-and-hold χαρτοφυλακίου.

Στην τρίτη ενότητα παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα τόσο για τα εξισορροπημένα χαρτοφυλάκια όσο και για τα buy-and-hold χαρτοφυλάκια. Οι διαφορές μεταξύ των αποδόσεων των δύο στρατηγικών είναι αμελητέες για χαρτοφυλάκια μεγάλων επιχειρήσεων. Σε αντίθεση για τις μικρότερες επιχειρήσεις η απόδοση των εξισορροπημένων χαρτοφυλακίων υπερβαίνει την απόδοση των buy-and-hold χαρτοφυλακίων κατά μέσο όρο 0,05% ημερησίως, το οποίο είναι το μίσο του μέσου όρου της επίδρασης του μεγέθους όπως έχει αναφερθεί σε προηγούμενες μελέτες. Η ανάλυση στο τέταρτο μέρος του άρθρου διαπιστώνει πως η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των εξισορροπημένων χαρτοφυλακίων και των buy-and-hold χαρτοφυλακίων μεταβάλλεται αντιστρόφως ανάλογα με την τιμή της μετοχής της και δεν έχει σημαντική σχέση με την αγοραία αξία, κρατώντας σταθερή την τιμή της μετοχής. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με την ανάλυση μεροληψίας όπως παρουσιάστηκε στο δεύτερο τμήμα.

Οι μεμονωμένες αποδόσεις των μετοχών που υπολογίστηκαν με τις τιμές κλεισίματος είναι θετικά μεροληπτικές, κυρίως λόγω του φαινομένου προσφοράς και ζήτησης (bid-ask effect). Η υπολογισμένη απόδοση του εξισορροπημένου χαρτοφυλακίου είναι επίσης ανοδικά προκατειλημμένη, δεδομένου ότι μια τέτοια απόδοση είναι απλά ο αριθμητικός μέσος των αποδόσεων κάθε μεμονωμένης μετοχής. Η υπολογισμένη απόδοση σε ένα buy-and-hold χαρτοφυλάκιο αποφεύγει σε σημαντικά μεγάλο βαθμό να κριθεί μεροληπτική εξαιτίας του φαινομένου της διαφοροποίησης (diversification). Το μέγεθος της μεροληψίας σε ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών για τις μικρές επιχειρήσεις είναι αρκετή έτσι ώστε να μεταβάλλει ουσιαστικά τα συμπεράσματα σχετικά με την επίδραση του μεγέθους. Βασισμένο στη στρατηγική buy-and-hold των ημερησίων αποδόσεων, η επίδραση του μεγέθους στο σύνολο του έτους είναι κατά το ήμισυ μεγαλύτερη όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, στις εξισορροπημένες αποδόσεις, και κατά μέσο όρο το σύνολο του αποτελέσματος του μεγέθους οφείλεται στον μήνα Ιανουάριο.

Οι επιπτώσεις αυτού του άρθρου φτάνουν πέρα από την εξέταση της επίδρασης του μεγέθους. Οι μεροληψίες που αναλύονται εδώ, οι οποίες μερικές φορές είναι σημαντικές, μπορεί να προκύψουν σε οποιαδήποτε έρευνα που αποτελείται από ισοβαρή εξισορροπημένα χαρτοφυλάκια ή για χαρτοφυλάκια που τα βάρη τους δεν είναι συσχετισμένα με τις υπολογισμένες αποδόσεις. Αυτές οι μεροληψίες μπορούν να

μειωθούν σημαντικά με τη χρήση αποδόσεων που συνεπάγονται στρατηγικές buy-and-hold.

3.7 The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk

Brailsford T. and Josev T.(1997)

Στο συγκεκριμένο άρθρο παρουσιάζεται ο υπολογισμός του συστηματικού κινδύνου, ο οποίος αποτελεί μια βασική προϋπόθεση για την εφαρμογή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Σύμφωνα με το άρθρο διαφορετικά βήτα μπορούν να οδηγήσουν σε μία μετοχή η τιμή της οποίας να εξαρτάται από πολυάριθμους παράγοντες, όπως ο υπολογισμός των κερδών, η επιλογή του δείκτη αγοράς, της περιόδου καταγραφής των τιμών των μετοχών και κυρίως το βάθος της περιόδου αυτής.

Στην παρούσα έρευνα οι συγγραφείς ασχολούνται με έναν από αυτούς τους κρίσιμους παράγοντες, ο οποίος είναι το χρονικό διάστημα για το οποίο μετρούνται τα κέρδη. Ο αντίκτυπος του διαστήματος επιστροφής στην εκτίμηση του βήτα είναι γνωστό ως διάστημα αποτελέσματος (interval effect). Όπως υποστηρίζουν οι συγγραφείς υπάρχουν ελάχιστες αποδείξεις πως το διάστημα αποτελέσματος επηρεάζει και άλλες αγορές μετοχών πέρα από την αμερικανική. Για τον σκοπό αυτό η συγκεκριμένη μελέτη ασχολείται με την αυστραλιανή αγορά μετοχών για να αποδειχθεί εάν τελικά το διάστημα αποτελέσματος επιδρά και σε άλλες αγορές.

Τα αρχικά αποτελέσματα σύμφωνα με του συγγραφείς του άρθρου υποδεικνύουν πως οι εκτιμήσεις για τη διακύμανση των συντελεστών βήτα για τις υψηλής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις τείνουν να αυξάνονται όσο το διάστημα αποτελέσματος αυξάνει. Το συγκεκριμένο άρθρο προσπαθεί να αναλύσει τις συνέπειες του παραπάνω φαινομένου, μέσα από την δοκιμή του μοντέλου που πρότεινε ο Hawawini στο άρθρο του 'Why beta shifts as the return interval changes' (Financial Analysts Journal 39, 1983). Η ουσία του μοντέλου του Hawawini είναι αρχικά ο υπολογισμός ενός συντελεστή βήτα για αποδόσεις οι οποίες θα μετρηθούν για ένα μικρό χρονικό διάστημα και στη συνέχεια να πραγματοποιηθούν μετατροπές στο μοντέλο οι οποίες θα βασιστούν στους σχετικούς συντελεστές πολλαπλής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων για την ασφάλεια όπως και στις αναμενόμενες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς. Το μοντέλο προσπαθεί να προβλέψει το μέγεθος και την κατεύθυνση των αλλαγών στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, ως το αποτέλεσμα από την πρόκληση των αλλαγών στο διάστημα αποτελέσματος. Ωστόσο τα εμπειρικά αποτελέσματα υποστηρίζουν τις προβλέψεις. Τα ευρήματα αυτά έχουν σημαντικές επιπτώσεις όπως προκύπτει από την ανάλυση του άρθρου, για την χρήση των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα, όταν πρόκειται για την εκτίμηση των χαρτοφυλακίων και τη διαχείριση κινδύνου, τη μέτρηση των έκτακτων αποδόσεων και τη δοκιμή των μοντέλων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Σύμφωνα με την μελέτη μπορεί να υποστηριχθεί ότι ο πλήρης αντίκτυπος των πληροφοριών δεν αντικατοπτρίζεται πάντοτε στις τιμές όταν το διάστημα αποτελέσματος μετρείται σε καθημερινή βάση λόγω των καθυστερήσεων στην προσαρμογή των τιμών. Ωστόσο καθώς το διάστημα αποτελέσματος αυξάνεται η επίδραση των καθυστερήσεων στην προσαρμογή των τιμών μειώνεται και οι τιμές ενσωματώνουν ένα μεγαλύτερο μέρος των σχετικών πληροφοριών. Από αυτό συνεπάγεται και το συμπέρασμα πως με αυτό τον τρόπο υπάρχει περιορισμένη μεροληψία κατά την μέτρηση των συντελεστών βήτα όταν χρησιμοποιούνται μεγαλύτερα διαστήματα επιστροφής. Όπως προκύπτει, οι σειριακές συσχετίσεις στις αποδόσεις διαλύονται όταν το διάστημα αποτελέσματος επιμηκυνθεί.

Βασική διαπίστωση της μελέτης σχετικά με τις αρχικές υποθέσεις είναι πως σύμφωνα με την εμπειρική εφαρμογή των δεδομένων και του μοντέλου, ο μέσος συντελεστής βήτα των επιχειρήσεων με χαμηλό δείκτη κεφαλαιοποίησης τείνει να αυξάνεται σε αντίθεση με τον μέσο συντελεστή βήτα των επιχειρήσεων υψηλής κεφαλαιοποίησης ο οποίος τείνει να μειώνεται. Το στοιχείο αυτό είναι σύμφωνο με τα στοιχεία των ΗΠΑ για το συγκεκριμένο θέμα. Η εμπειρική εφαρμογή του παραπάνω μοντέλου και τα στοιχεία που παρουσιάστηκαν σύμφωνα με τις δοκιμές των ερευνητών αποδείχθηκαν πως ήταν συνεπή με τα αξιώματα του μοντέλου. Το μοντέλο παρείχε έναν αποτελεσματικό μηχανισμό για την πρόβλεψη του μεγέθους και την κατεύθυνση της μεταβολής των συντελεστών βήτα καθώς και των αλλαγών στο διάστημα αποτελέσματος.

Συμπερασματικά τα εμπειρικά στοιχεία που προκύπτουν σύμφωνα με το άρθρο είναι ενθαρρυντικά για αυτές τις προβλέψεις. Το φαινόμενο που μελετήθηκε, κατά το οποίο οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα αλλάζουν ανάλογα με τις μεταβολές του διαστήματος επιστροφής δείχνει να έχει σημαντικές επιπτώσεις για τα χαρτοφυλάκια όπως και για τη διαχείριση κινδύνων, για την μέτρηση των έκτακτων αποδόσεων, για την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων, καθώς και για οποιαδήποτε άλλη εφαρμογή που στηρίζεται στη χρήση των συντελεστών βήτα προκειμένου να καθορίσει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

3.8 An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities

Breeden D.T.(1979)

Το συγκεκριμένο άρθρο ορίζει ένα μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων με μοναδικό συντελεστή βήτα σε ένα πολλαπλών αγαθών και συνεχούς χρόνου υπόδειγμα με αβέβαιες τιμές καταναλωτικών αγαθών και αβέβαιες επενδυτικές ευκαιρίες. Όταν δεν υπάρχει περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου, μπορεί να προκύψει ένα μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων με μηδενικό συντελεστή βήτα. Οι συντελεστές βήτα των περιουσιακών στοιχείων υπολογίζονται σε σχέση με τις μεταβολές στο συνολικό πραγματικό ποσοστό κατανάλωσης, παρά σε σχέση με την αγορά. Σε ένα υπόδειγμα με ένα μοναδικό αγαθό, ένα μεμονωμένο στοιχείο του χαρτοφυλακίου οδηγεί

σε έναν ιδανικό ρυθμό κατανάλωσης όπου έχει τη μέγιστη δυνατή συσχέτιση με τις μεταβολές στη συνολική κατανάλωση.

Έαν οι κεφαλαιαγορές είναι βέλτιστες κατα Pareto, τότε αλλαγές στα βέλτιστα ποσοστά κατανάλωσης κάθε μεμονομένου ατόμου φαίνονται να έχουν τέλεια συσχέτιση.

Το υπόδειγμα αποτιμής περιουσιακών στοιχείων των Sharpe(1964) και Lintner(1965) είναι μια σημαντική θεωρία της δομής της ισορροπίας της αναμενόμενης απόδοσης των τίτλων στις αγορές κεφαλαίων. Εμπειρικές δοκιμές του μοντέλου είχαν ανάμεικτα αποτελέσματα, το γεγονός ότι η απόδοση των τίτλων φαίνεται να σχετίζεται θετικά με τους αντίστοιχους συντελεστές βήτα των αγορών, αλλά όχι με τον επακριβή τρόπο που συνάγεται από το CAPM. Με τη χαλάρωση των παραδοχών που εμπλέκονται στην παραγωγή του CAPM, το μοντέλο έχει επεκταθεί σε πιο γενικές οικονομίες, συνήθως εις βάρος της απλότητας στη δομή της ισορροπίας των αναμενόμενων αποδόσεων.

Το συγκεκριμένο άρθρο αναπτύσσει περαιτέρω την διαχρονική επέκταση του υποδείγματος CAPM που ξεκίνησε ο Merton(1973) σε ένα μοντέλο συνεχούς χρόνου. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα με στοχαστικές επενδυτικές ευκαιρίες, αναφέρει ότι η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση σε οποιοδήποτε περιουσιακό στοιχείο δίνεται από μια έκδοση του CAPM που βασίζεται σε πολλαπλούς συντελεστές βήτα, με τον αριθμό των βήτα να είναι ίσος με το ένα συν τον αριθμό των μεταβλητών που απαιτούνται για να περιγράψουν τα σχετικά χαρακτηριστικά μιας επενδυτικής ευκαιρίας. Από τη στιγμή που το σύνολο αυτών των μεταβλητών δεν είναι εύκολα αναγνωρίσιμες, αυτή η διαχρονική επέκταση, αν και αρκετά σημαντική από θεωρητικής μεριάς, δεν είναι πολύ προσιτή για εμπειρικό έλεγχο, αλλά ούτε και πολύ χρήσιμη για την λήψη οικονομικών αποφάσεων.

Το άρθρο αυτό χρησιμοποιεί το ίδιο οικονομικό πλαίσιο συνεχούς χρόνου, όπως αυτό του Merton, επιτρέποντας στοχαστικές επενδυτικές ευκαιρίες. Ωστόσο αποδεικνύεται ότι η εξίσωση τιμολόγησης με πολλαπλά βήτα του Merton μπορεί να καταρρεύσει σε μία εξίσωση με ένα μοναδικό συντελεστή βήτα, όπου η στιγμιαία αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση κάθε τίτλου είναι ανάλογη προς το βήτα της ή την συνδιακύμανσή της, σε σχέση με την συνολική κατανάλωση. Στην μελέτη αυτή παρουσιάζεται πως το αποτέλεσμα μπορεί να επεκταθεί και σε έναν κόσμο πολλαπλών αγαθών, με το συντελεστή βήτα κάθε περιουσιακού στοιχείου να μετράται σε σχέση με την συνολική πραγματική κατανάλωση. Το γεγονός ότι το συγκεκριμένο υπόδειγμα περιλαμβάνει έναν μοναδικό συντελεστή βήτα σε σχέση με μια συγκεκριμένη μεταβλητή, σε αντίθεση με πολλά βήτα να υπολογίζονται σε σχέση με απροσδιόριστες μεταβλητές, μπορεί να καταστήσει ευκολότερη για τον έλεγχο και την εφαρμογή, υπό ορισμένες παραδοχές στασιμότητα στις κοινές κατανομές των ποσοστών απόδοσης και συνολικής κατανάλωσης.

Στο δεύτερο μέρος του άρθρου παρουσιάζεται το συνεχούς χρόνου οικονομικό μοντέλο με στοχαστικές επενδυτικές ευκαιρίες. Γενικές εκδόσεις του θεωρήματος του Merton

(1973) και του Long(1974) και του πολλαπλών βήτα υποδείγματος CAPM παρουσιάζονται συνοπτικά.

Στο τρίτο μέρος παρουσιάζεται το διαχρονικό υπόδειγμα CAPM με μοναδικό συντελεστή βήτα και ένα μοναδικό αγαθό. Αυτή η παρουσίαση γενικεύεται σε ένα παρόμοιο υπόδειγμα με μοναδικό συντελεστή βήτα πολλαπλών περιόδων από τους Breeden και Litzenberger(1978). Οι τελευταίοι παρουσίασαν την ίδια εξίσωση τιμολόγησης, αλλά μόνο για περιουσιακά στοιχεία με ταμειακές ροές που από κοινού ακολουθούν την λογαριθμική κανονική κατανομή με την συνολική κατανάλωση. Ότε η κατανάλωση αλλά ούτε οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων χρειάζεται να ακολουθούν την λογαριθμική κανονική κατανομή, αλλά υποτίθεται ότι ακολουθούν διαδικασίες διάχυσης.

Στο τέταρτο μέρος του άρθρου παρουσιάζεται ένα παράδειγμα για να τονίσει το σημείο εκείνο στο οποίο η σχέση της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου με την συνολική κατανάλωση μετρά με ακρίβεια το σχετικό κίνδυνο, ενώ όσον αφορά τη σχέση μεταξύ της απόδοσης και του συνολικού πλούτου δεν είναι κατάλληλο μέτρο του κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου.

Στο πέμπτο μέρος καταδεικνύεται ότι υπάρχουν διαχρονικά ανάλογα με τα αποτελέσματα της μονής περιόδου που δηλώνουν ότι ο πλούτος όλων των ατόμων θα συσχετίζονται τέλεια και ότι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου κάθε ατόμου είναι ανάλογη με το μέτρο σχετικής ανοχής κινδύνου των Pratt(1964) και Arrow(1965). Πιο συγκεκριμένα, έχει αποδειχθεί ότι μεταβολές στα βέλτιστα ποσοστά κατανάλωσης όλων των ατόμων έχουν τέλεια συσχέτιση κάθε χρονική στιγμή, και η βέλτιστη στιγμιαία τυπική απόκλιση των μεταβολών της κατανάλωσης κάθε ατόμου είναι ανάλογη με τη σχετική ανοχή κινδύνου του συγκεκριμένου ατόμου, εάν οι αγορές κεφαλαίων επιτρέπουν την χωρίς περιορισμούς κατά Pareto βέλτιστη κατανομή της κατανάλωσης. Για γενικές αγορές κεφαλαίων, φαίνεται ότι το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο κάθε ατόμου είναι τέτοιο ώστε μεταβολές στο βέλτιστο ρυθμό κατανάλωσης του ατόμου να έχει την μέγιστη δυνατή συσχέτιση με τις αλλαγές στο συνολικό ποσοστό κατανάλωσης.

Στο έκτο μέρος του άρθρου παρουσιάζεται ένα διαχρονικό μοντέλο μηδενικού βήτα CAPM για μια οικονομία χωρίς ακίνδυνα περιουσιακά στοιχεία. Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου με μηδενικό βήτα λαμβάνεται από ένα χαρτοφυλάκιο με τις αποδόσεις του να είναι ασυσχέτιστες με τις αλλαγές στην συνολική κατανάλωση. Αυτό το μοντέλο τιμολόγησης είναι ένα διαχρονικά ανάλογο με το υπόδειγμα της απλής περιόδου, μηδενικού βήτα των Lintner(1969), Black(1972) και Vasicek(1971).

Στο τελευταίο μέρος γίνεται μια παρουσίαση της διαχρονικής CAPM πολλών αγαθών. Ο Long(1974) επέκτεινε το πολλαπλών βήτα μοντέλο του Merton σε ένα πολλαπλών αγαθών σε μία οικονομία διακριτού χρόνου, αλλά αυτή η επέκταση οδήγησε σε μία εξίσωση των τιμών με ακόμη περισσότερους όρους. Το τμήμα αυτό του άρθρου εστιάζει στην παραγωγή ενός υποδείγματος CAPM μοναδικού βήτα σε έναν κόσμο πολλαπλών

αγαθών. Έχει αποδειχθεί ότι η ισορροπία στην αναμενόμενη υπερβάλλουσα πραγματική απόδοση των περιουσιακών στοιχείων είναι ανάλογες με του συντελεστές βήτα του ενεργητικού σε σχέση με τη συνολική πραγματική κατανάλωση, όταν το σύνολο της πραγματικής κατανάλωσης υπολογίζεται για ένα στιγμιαίο πρόσθετο δείκτη τιμών με συνολικό κλάσμα των δαπανών των διάφορων αγαθών σαν βάρη. Αυτό το αποτέλεσμα παρατείνει επίσης την απλού ρίσκου αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων της εξίσωσης Grauer και Litzenberger (1979) από μία οικονομία πολλαπλών αγαθών με ισχυρούς ομοθετικούς περιορισμούς στις προτιμήσεις κατανάλωσης σε μια οικονομία με γενικές και ποικίλες προτιμήσεις κατανάλωσης. Το πλαίσιο συνεχούς χρόνου επιτρέπει την συνδιακυμάνση της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου και της οριακής χρησιμότητας της συνολικής κατανάλωσης να γραφτούν ως συνάρτηση του συντελεστή βήτα της κατανάλωσης του περιουσιακού στοιχείου.

Η χρήση της συνολικής κατανάλωσης σε εμπειρικές δοκιμές, παρά το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που έχει χρησιμοποιηθεί, έχει αρετές αλλά και δυσκολίες. Δυσκολίες με τους αριθμούς κατανάλωσης που είναι διαθέσιμοι περιλαμβάνουν 1) Οι στιγμιαίες τιμές κατανάλωσης δεν μετρώνται, σε αντίθεση με εβδομαδιαία, μηνιαία, τριμηνιαία ή ετήσια ολοκληρώματα αυτών των ποσοστών μπορούν να μετρηθούν, 2) Μόνο το μέρος της μετρούμενης κατανάλωσης των εμπορευμάτων που δίνει την τρέχουσα χρησιμότητα θα πρέπει να συμπεριλαμβάνεται, το οποίο εξαιρεί ένα μεγάλο μέρος των σημερινών αγορών διαρκών αγαθών και 3) τα πραγματικά δεδομένα που είναι διαθέσιμα περιέχουν σημαντικά σφάλματα μέτρησης, ενώ οι τιμές και ο αριθμός των μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν στους υπολογισμούς του χαρτοφυλακίου της αγοράς μετρούνται με πολύ μικρό σφάλμα. Η κύρια αρετή των συνολικών μέτρων της κατανάλωσης, σε σύγκριση με τα πληρεξούσια αγοράς που χρησιμοποιούνται, είναι ότι τα διαθέσιμα μέτρα της κατανάλωσης καλύπτουν ένα μεγαλύτερο ποσοστό της πραγματικής κατανάλωσης απ' ότι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Επίσης τα προτεινόμενα έργα κεφαλαιακών δαπανών έχουν συνήθως ταμειακές ροές που είναι πιο σημαντικά συσχετισμένες με της συνολική κατανάλωση, απ' ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αυτό μπορεί να κάνει τη διάκριση των έργων με διαφορετικά επίπεδα κινδύνου πιο ακριβή, διευκολύνοντας έτσι τη χρήση της θεωρίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων του προϋπολογισμού του κεφαλαίου.

3.9 Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns

Daniel K. and S. Titman (1997)

Τα μεγέθη των εταιρειών και ο δείκτης book-to-market συσχετίζονται ισχυρά με την μέση απόδοση των κοινών μετοχών. Οι Fama και French (1993) υποστηρίζουν ότι η σχέση μεταξύ αυτών των χαρακτηριστικών και των αποδόσεων οφείλεται στο γεγονός ότι τα χαρακτηριστικά αυτά είναι πληρεξούσια για μη διαφοροποιήσιμους παράγοντες κινδύνου. Σε αντίθεση το συγκεκριμένο άρθρο υποστηρίζει πως οι αποδόσεις των μικρών κεφαλαιοποιήσεων και των μετοχών με υψηλό δείκτη book-to-market δεν προκύπτουν εξαιτίας των μεταβολών αυτών των μετοχών με διάχυτους

παράγοντες. Είναι τα χαρακτηριστικά αυτά παρά η δομή της συνδιακύμανσης των αποδόσεων που φαίνεται να εξηγεί την μεταβολή της διατομής στις αποδόσεις των μετοχών.

Το συγκεκριμένο άρθρο δεν αμφισβητεί άμεσα την υπόθεση ότι οι αποδόσεις των υψηλών δεικτών book-to-market και του χαμηλού μεγέθους των μετοχών μπορεί να επεξηγηθεί από ένα υπόδειγμα παραγόντων, παρόλα αυτά εστιάζει στο εάν οι παράγοντες μπορούν να αντικατοπτρίσουν οικονομικά σχετικό συνολικό κίνδυνο. Σε αντίθεση, το άρθρο αυτό διατυπώνει την πιο ουσιώδη ερώτηση, εάν τα πρότυπα αποδόσεων των σύμφωνα με τα χαρακτηριστικά τους ταξινομημένα χαρτοφυλάκια είναι πραγματικά συνεπή με ένα μοντέλο παραγόντων. Το άρθρο μελετά την ύπαρξη διαβρωτικών παραγόντων οι οποίοι έχουν άμεση σχέση με το μέγεθος και τον δείκτη book-to-market των εταιρειών, καθώς και αν υπάρχουν αποδόσεις κινδύνου σχετικά με τους συγκεκριμένους παράγοντες.

Τα αποτελέσματα της έρευνα καταδεικνύουν πως δεν υπάρχει κανένας ξεχωριστός παράγοντας κινδύνου που να σχετίζεται με εταιρείες με υψηλό ή χαμηλό δείκτη book-to-market, και δεύτερον δεν υπάρχει απόδοση κινδύνου που να σχετίζεται με τους τρεις παράγοντες που διαπίστευσαν οι Fama και French(1993), προτείνοντας πως οι υψηλές αποδόσεις που σχετίζονται με αυτά τα χαρτοφυλάκια δεν μπορούν να θεωρηθούν σαν αποζημιώσεις για τον παράγοντα του κινδύνου. Πιο συγκεκριμένα στο άρθρο διαφαίνεται πως παρόλο μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market συνδιακυμαίνονται μεταξύ τους, οι συνδιακυμάνσεις τους ήταν εξίσου ισχυρές προτού οι εταιρείες γίνουν αναξιοπαθούντες.

Προκειμένου να καθοριστεί εάν τα χαρακτηριστικά ή οι συνδιακυμάνσεις καθορίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις, ερευνάτε εάν χαρτοφυλάκια με κοινά χαρακτηριστικά, αλλά με διαφορετικά φορτία στους παραγόντες απ ότι οι Fama και French(1993), έχουν διαφορετικές αποδόσεις. Η απάντηση που δίνεται είναι αρνητική. Μόλις αποκτηθεί ο έλεγχος των χαρακτηριστικών της εταιρείας, οι αναμενόμενες αποδόσεις δεν φαίνονται να συσχετίζονται θετικά με τα φορτία της αγοράς. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν δεν είναι ικανοποιητικά επειδή αναδεικνύουν ότι παραδοσιακοί υπολογισμοί του κινδύνου δεν καθορίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Σε ισορροπία στα υποδείγματα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων η δομή της συνδιακύμανσης των αποδόσεων καθορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Το άρθρο καταλήγει πως μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market και μετοχές με χαμηλή κεφαλαιοποίηση έχουν υψηλές μέσες αποδόσεις είτε έχουν είτε δεν έχουν τα πρότυπα των αποδόσεων άλλων μετοχών με χαμηλούς ή υψηλούς δείκτες book-to-market. Επίσης μία κοινή μετοχή που συμπεριφέρεται σαν μια ομολογία, έχει δηλαδή μικρό συντελεστή βήτα τη αγοράς, έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με άλλες κοινές μετοχές με υψηλούς συντελεστές βήτα στην αγορά.

Επι προσθέτως, εάν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των προβληματικών μετοχών που προκύψουν εξαιτίας της ευαισθησίας τους σε έναν απαραίτητο παράγοντα, θα πρέπει να είναι η υπόθεση πως τα χαρτοφυλάκια με τους παράγοντες αυτούς έχουν σημαντικά υψηλότερους δείκτες Sharpe απ' ό,τι τα χαρτοφυλάκια, όχι μόνο αυτά που ορίστηκαν από τους Fama και French, αλλά και από τα ακόμα περισσότερο αποδοτικά χαρτοφυλάκια των Cohen και Polk καθώς και των Frankel και Lee. Με άλλα λόγια, η πληρωμή που συνδέεται με τον κίνδυνο που φέρουν αυτοί οι αναξιοπαθούμενοι παράγοντες πρέπει να είναι σημαντικά μεγαλύτερη απ' ό,τι η πληρωμή από την εκμετάλλευση των χαρτοφυλακίων με παράγοντες το μέγεθος και τον δείκτη book-to-market.

Εάν οι αναμενόμενες αποδόσεις βασίζονται στα χαρακτηριστικά και όχι στον κίνδυνο, οι επιπτώσεις στην ανάλυση χαρτοφυλακίου, στην αξιολόγηση των επιδόσεων και στην εταιρική χρηματοδότηση είναι εντυπωσιακές. Όπως αναλύεται στο άρθρο, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι χαρτοφυλάκια μπορούν να κατασκευαστούν κερδίζοντας την απόδοση από το δείκτη book-to-market χωρίς να επιφορτίζουν κοινούς παράγοντες. Αυτό σημαίνει ότι υψηλότεροι δείκτες Sharpe είναι εφικτοί απ' ό,τι υποδεικνύεται από προηγούμενες μελέτες. Σε όρους αξιολόγησης επιδόσεων, τα αποτελέσματα αναδεικνύουν πως συγκρίνοντας τις αξιολογηθέντες αποδόσεις με αντίστοιχα δείγματα που σχηματίζονται με βάση την κεφαλαιοποίηση, τους δείκτες book-to-market και ιστορικές αποδόσεις, θα ήταν προτιμητέο να χρησιμοποιούν παρατηρήσεις από παλινδρομήσεις των παραγόντων των χαρτοφυλακίων.

Το άρθρο καταλήγει πως οι δείκτες book-to-market φαίνεται να μην είναι ιδιαίτερα καλό μέτρο του συστηματικού κινδύνου αυτού του είδους. Παρόλα αυτά θεωρούν οι συγγραφείς ότι είναι αρκετά εύλογο πως οι επενδυτές τις δεκαετίες 1960 και 1970, με περιορισμένη δυνατότητα στην πρόσβαση και χειραγώγηση των αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνα, θα είχαν εσφαλμένα αυτές τις πεποιθήσεις. Σε αυτήν την περίπτωση, τα πρότυπα που παρατηρήθηκαν στα δεδομένα δεν θα επαναληφθούν στο μέλλον.

3.10 Efficient Capital Markets

Fama E. (1991)

Πρωτεύον ρόλος της κεφαλαιαγοράς είναι η κατανομή της κυριότητας του μετοχικού κεφαλαίου της οικονομίας. Το ιδανικό είναι μία αγορά όπου οι τιμές της αντανακλούν ακριβή σήματα για την κατανομή των πόρων, δηλαδή την ύπαρξη μίας αγοράς όπου οι εταιρείες μπορούν να πάρουν παραγωγικές-επενδυτικές αποφάσεις και οι επενδυτές μπορούν να επιλέξουν ανάμεσα από τίτλους που αποτελούν ιδιοκτησία των δραστηριοτήτων της επιχείρησης υπό την προϋπόθεση ότι οι τιμές των τίτλων αυτών σε κάθε χρονική στιγμή αντιπροσωπεύουν πλήρως κάθε διαθέσιμη πληροφορία. Μια αγορά όπου οι τιμές έχουν τα παραπάνω χαρακτηριστικά ονομάζεται αποτελεσματική.

Το άρθρο αυτό αναθεωρεί την θεωρητική και εμπειρική βιβλιογραφία για το υπόδειγμα της αποτελεσματικής αγοράς. Το εμπειρικό κομμάτι εστιάζει στην προσαρμογή των τιμών των τίτλων σε τρία σχετικά πληροφοριακά υποσύνολα. Το πρώτο, η αδύναμη μορφή του, στο οποίο το σύνολο των πληροφοριών είναι οι ιστορικές τιμές. Το δεύτερο, η ημι-ισχυρή της μορφή, όπου οι τιμές προσαρμόζονται έτσι ώστε να αντανακλούν κάθε δημοσίως διαθέσιμη πληροφορία. Τέλος η ισχυρή της μορφή ασχολείται με το αν δεδομένοι επενδυτές ή ομάδες έχουν μονοπωλιακή πρόσβαση σε οποιαδήποτε πληροφορία σχετική με τη διαμόρφωση των τιμών.

Το άρθρο καθώς μεταβαίνει από το θεωρητικό στο εμπειρικό κομμάτι, προκειμένου να διατηρηθεί η σωστή ιστορική προοπτική, θα πρέπει να σημειωθεί ότι σε μεγάλο βαθμό το εμπειρικό κομμάτι προηγήθηκε της ανάπτυξης της θεωρίας. Στο άρθρο πρώτα παρουσιάζεται το θεωρητικό κομμάτι έτσι ώστε να μπορεί να κριθεί ορθότερα ποιό από τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι πιο σχετικό από την οπτική της θεωρίας. Άλλα αποδεικτικά στοιχεία που δείχνουν την εξάρτηση των αποδόσεων, προσφέρουν μία διορατική ματιά για την τιμολόγηση των μετοχών, αλλά δεν είναι σχετική για δοκιμές με τα αποτελεσματικά μοντέλα των αγορών.

Η συγγραφέας του άρθρου στη συνέχεια αναφέρεται στο εύρημα των Niederhoffer και Osborne, σχετικά με μία τάση για υπερβολικές ανατροπές των τιμών των κοινών μετοχών από συναλλαγή σε συναλλαγή. Παρόλα αυτά δεν υπάρχει κάποιος τρόπος που μπορεί να χρησιμοποιηθεί η παράπανω τάση σαν βάση για έναν κερδοφόρο κανόνα συναλλαγών. Στα αποτελέσματά τους ισχυρίζονται πως είναι μία ισχυρή διάψευση της θεωρίας του τυχαίου περιπάτου (random walk theory), τουλάχιστον έτσι όπως εφαρμόζεται στις μεταβολές των τιμών από συναλλαγή σε συναλλαγή, αλλά δεν αποτελούν διάψευση για το οικονομικό μοντέλο του δίκαιου παιχνιδιού των αποτελεσματικών αγορών.

Το μοντέλο της ισχυρής μορφής των αποτελεσματικών αγορών, στο οποίο αντανακλούνται όλες οι διαθέσιμες πληροφορίες στις τιμές των μετοχών, μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν σημείο αναφοράς έναντι των διακυμάνσεων της αποτελεσματικής αγοράς. Δεν υπάρχουν όμως περαιτέρω στοιχεία που να αποδεικνύουν ότι αποκλίσεις από το μοντέλο της ισχυρής μορφής των αποτελεσματικών αγορών μπορεί να διαπεράσει προς τα κάτω την επενδυτική κοινότητα. Για τους σκοπούς των περισσότερων επενδυτών το μοντέλο των αποτελεσματικών αγορών αποτελεί μία καλή προσέγγιση της πραγματικότητας.

Το άρθρο κλείνει αναφέροντας την ανάγκη για περισσότερη έρευνα για την ανάπτυξη και δοκιμή μοντέλων ισορροπίας της αγοράς υπό συνθήκες αβεβαιότητας. Όταν η διαδικασία παραγωγής ισορροπίας τις αναμενόμενες αποδόσεις κατανοηθεί σε μεγαλύτερο βαθμό, θα υπάρξει πιο ουσιαστικό πλαίσιο για περισσότερο εξελιγμένες δοκιμές της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

3.11 Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests

Fama E. and Macbeth J. (1973)

Το συγκεκριμένο άρθρο εξετάζει τη σχέση ανάμεσα στην μέση απόδοση και στον κίνδυνο για κοινές μετοχές που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Οι δοκιμές που πραγματοποιούνται στο εμπειρικό κομμάτι του άρθρου βασίζονται στο μοντέλο των δύο παραμέτρων και στα μοντέλα ισορροπίας που προέρχονται από το υπόδειγμα χαρτοφυλακίου δύο παραμέτρων. Τα δεδομένα που αντλεί είναι μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις συμπεριλαμβανομένων των μερισμάτων και τα κέρδη κεφαλαίου για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1926 έως και τον Ιούνιο 1968.

Οι ερευνητές στο άρθρο υποστηρίζουν πως η βασική υπόθεση των μοντέλων αυτών, δηλαδή ότι η αποτίμηση των κοινών μετοχών αντανακλά τις προτιμήσεις των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο να διακρατούν χαρτοφυλάκια τα οποία είναι αποτελεσματικά όσον αφορά την αναμενόμενη απόδοσή τους και την διασπορά των αποδόσεων.

Στην συνέχεια γίνεται αναφορά του χαρτοφυλακίου των δύο παραγοντών των Tobin (1958), Markowitz (1959) και Fama (1965). Στο συγκεκριμένο μοντέλο η αγορά του κεφαλαίου θεωρείται ότι είναι τέλεια ύπο τους περιορισμούς όμως ότι οι επενδυτές είναι αποδέκτες των τιμών και ότι υπάρχουν μηδενικά κόστη συναλλαγών καθώς και ότι δεν υπάρχει κόστος στην πρόσβαση των πληροφοριών. Οι διασπορές των ποσοστιαίων αποδόσεων για μία περίοδο σε όλα τα περιουσιακά στοιχεία των χαρτοφυλακίων υποτίθεται ότι ακολουθούν την κανονική κατανομή ή να ακολουθούν κάποιο άλλο μέλος του υποδείγματος των δύο παραγόντων της συμμετρικής σταθερής κατηγορίας.

Οι επενδυτές υποτίθεται ότι αποστρέφονται τον κίνδυνο και συμπεριφέρονται σαν να διαλέγουν ανάμεσα από αυτά τα χαρτοφυλάκια εκείνα τα οποία εμφανίζουν την μέγιστη αναμενόμενη ωφέλεια. Μια αποτελεσματική αγορά κεφαλαίου, επενδυτές που να αποστρέφονται τον κίνδυνο δηλαδή, και η κατανομή των αποδόσεων των δύο παραμέτρων συνεπάγονται το σημαντικό θεώρημα του αποτελεσματικού συνόλου. Το ιδανικό χαρτοφυλάκιο για κάθε επενδυτή πρέπει να είναι αποτελεσματικό υπό την έννοια ότι κανέναν άλλο υπάρχον χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση έχει χαμηλότερη διασπορά επιστροφής.

Δεδομένου ότι το χαρτοφυλάκιο αγοράς είναι αποτελεσματικό, πιο συγκεκριμένα δηλαδή ότι δεδομένης της προσέγγισης των ερευνητών ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι τουλάχιστον σχεδόν αποτελεσματικό, δεν μπορεί να καταρριφθεί η υπόθεση πως οι αναμενόμενες αποδόσεις των κοινών μετοχών αντανακλούν τις προσπάθειες των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο να διακρατούν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια.

Πιο συγκεκριμένα, κατά μέσο όρο φαίνεται από την μελέτη να υπάρχει μία θετική συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου, με τον κίνδυνο να υπολογίζεται από την οπτική του χαρτοφυλακίου. Επί προσθέτως, παρά την ύπαρξη στοχαστικών μη γραμμικοτήτων από περίοδο σε περίοδο, μπορεί να γίνει η υπόθεση ότι κατά μέσο όρο έχουν μηδενικές επιδράσεις και απρόβλεπτα διάφορες του μηδενός από την μία περίοδο στην αμέσως επόμενη. Επίσης οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι εξαιτίας του παραπάνω κάθε επενδυτής που παίρνει αποφάσεις για το χαρτοφυλάκιό του, μπορεί να υποθέσει την ύπαρξη μίας γραμμικής σχέσης μεταξύ των τίτλων που αποτελούν το χαρτοφυλάκιό του και της αναμενόμενης απόδοσης, όπως περιγράφεται και στο μοντέλο των δύο παραμέτρων.

Τέλος το άρθρο κλείνει αναφέροντας πως το μοντέλο των δύο παραμέτρων μπορεί να εξηγήσει σε σημαντικό βαθμό πως κανένα μέτρο του κινδύνου, εκτός του κινδύνου του χαρτοφυλακίου, μπορεί να επηρεάσει συστηματικά τις μέσες αποδόσεις. Συμπερασματικά, οι ερευνητές του άρθρου διαπίστωσαν πως οι παρατηρούμενες ιδιότητες του “δικαιού παιχνιδιού” των συντελεστών και των υπολειμμάτων των παλινδρομήσεων κινδύνου-απόδοσης είναι συνεπείς με μία αποτελεσματική αγορά κεφαλαίου.

3.12 On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns

Fletcher J. (2000)

Στο συγκεκριμένο άρθρο εξετάζεται η σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα και της απόδοσης των διεθνών μετοχών για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο 1970 μέχρι και τον Ιούλιο 1998. Το μοντέλο που χρησιμοποιούν για την εύρεση των αποτελεσμάτων είναι αυτό των Pettengill, Sundaram και των Mathur-Pettengill et al. (1995). Σύμφωνα με το παραπάνω μοντέλο κρίνεται απαραίτητη η ανάγκη για αναθεώρηση και αναπροσαρμογή της στατιστικής μεθοδολογίας που ακολουθείται προκειμένου να γίνει η αξιολόγηση της σχέσης μεταξύ των συντελεστών βήτα και της απόδοσης. Σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου αυτό κρίνεται σημαντικό για τον λόγο ότι οι αποδόσεις που χρησιμοποιούνται στο εμπειρικό μέρος είναι οι πραγματικές τιμές και όχι οι αναμενόμενες. Για να αντιμετωπίσουν το παραπάνω πρόβλημα οι ερευνητές ανέπτυξαν μία δεσμευμένη εξίσωση η οποία εξαρτάται από την υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη της αγοράς ανάλογα με τις τιμές που θα παίρνει αυτός, αρνητικές ή θετικές. Επομένως όταν η τιμή του δείκτη της αγοράς παίρνει αρνητικές τιμές έδειξαν πως υπάρχει μία αρνητική σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα και της αναμενόμενης

απόδοσης. Αντιθέτως όταν ο δείκτης κυμαίνεται σε θετικά επίπεδα τότε η σχέση μεταξύ της απόδοσης και του συντελεστή βήτα είναι θετική.

Το μοντέλο που πρότειναν οι συγγραφείς του άρθρου, το Pettengill et al (1995), στηρίζει σημαντικά τα αποτελέσματα που εξευρέθηκαν. Έτσι κατά το χρονικό διάστημα που στην αγορά παρατηρούνταν ανοδικές τάσεις, υπήρχε μία θετική συνήθως σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων. Επίσης παρατηρήθηκε πως σε χρονικά διαστήματα που η αγορά ακολουθούσε πτωτική πορεία η σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των συντελεστών βήτα ήταν αρνητική.

Παλαιότερες μελέτες έχουν υποστηρίξει την γραμμικότητα μεταξύ της απόδοσης και του συντελεστή βήτα. Στη συνέχεια του άρθρου τα δεδομένα χωρίζονται σε δύο ομάδες. Στην πρώτη ομάδα συγκεντρώνονται οι μήνες αυτοί στους οποίους παρατηρείται ότι η αγορά είχε ανοδική πορεία ενώ αντιθέτως στη δεύτερη ομαδοποιούνται οι μήνες αυτοί όπου η αγορά σημείωνε καθοδική πορεία. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν κατεδείκνυαν παρόμοια σχέση με αυτή που παρουσιάστηκε στο υπόδειγμα Pettengill et al. (1995) ανάμεσα στην απόδοση και τον συντελεστή βήτα. Τα δεδομένα που παρουσιάζονται από τους συγγραφείς του άρθρου τείνουν να υποστηρίξουν ισχύρα την ύπαρξη μίας δεσμευμένης σχέσης μεταξύ συντελεστών βήτα και απόδοσης.

Στη συνέχεια του άρθρου γίνεται αναφορά και στο μοντέλο των Grundy και Malkiel (1996). Οι συγκεκριμένοι ερευνητές υποστηρίζουν στη θεωρία τους πως οι επενδυτές απαιτούν την ύπαρξη ενός μέτρου επικινδυνότητας προκειμένου να υπάρχει η δυνατότητα να μπορεί να ποσοτικοποιηθεί η έκθεση μίας επένδυσης στον κίνδυνο στην περίπτωση μίας αποτυχίας της αγοράς. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τις έρευνες καταδεικνύουν πως σε περιόδους όπου η αγορά κινείται καθοδικά, τότε χώρες με υψηλούς συντελεστές βήτα, και άρα υψηλή έκθεση στον κίνδυνο ενός περιουσιακού στοιχείου, έχουν κατά μέσο όρο χαμηλότερες αποδόσεις.

Τέλος γίνεται αναφορά στα αποτελέσματα των δοκιμών που προκύπτουν. Έτσι οι συγγραφείς του άρθρου επισημαίνουν ότι δεν υπάρχουν αρκετές ενδείξεις προκειμένου να υποστηρίξουν τη θετική σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου, παρά μόνο στην περίπτωση όπου η εκτίμηση των αποτελεσμάτων πραγματοποιηθεί με την υπό όρους σχέση των συντελεστών βήτα και των αποδόσεων, οπότε και μόνο αναδεικνύεται η ορθότητα του παραπάνω μοντέλου.

Κλείνοντας οι συγγραφείς του άρθρου καταλήγουν πως υπάρχει μια αμελητέα θετική σχέση μεταξύ των μηνών που η αγορά παρουσιάζει ανοδική τάση και των μηνών που η αγορά κινείται πτωτικά. Επίσης καταδεικνύεται μία συμμετρική σχέση καθώς επίσης και μία θετική υπερβάλλουσα μέση απόδοση στον παγκόσμιο δείκτη, στοιχείο το οποίο αναδύκεται και από τα αποτελέσματα του υποδείγματος των Pettengill και Marthur (1995).

3.13 The Relation between Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect

Handa P, Kothari S. and Walsey C. (1989)

Στο συγκεκριμένο άρθρο αναλύεται η σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου. Από προηγούμενες μελέτες που έχουν προσπαθήσει να αναδείξουν τη δυνατότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) να εξηγήσει τις διατμηματικές διαφορές των αποδόσεων, έχει αναδεικνυθεί άλλος ένας σημαντικός παράγοντας που έχει εξίσου σημαντικό ρόλο προς την προσπάθεια αυτή και είναι το μέγεθος της επιχείρησης (size effect).

Σύμφωνα την μελέτη η επίδραση του μεγέθους μίας επιχείρησης έχει άμεση σχέση με το διάστημα επιστροφής με την χρήση του οποίου οδηγούμαστε στον υπολογισμό των συντελεστών βήτα. Πιο συγκεκριμένα οι μεταβολές των συντελεστών βήτα εξαρτώνται αναλόγως από τα διαστήματα επιστροφής που χρησιμοποιούνται, καθώς η συνδιακύμανση ενός περιουσιακού στοιχείου με την αγορά και την διακύμανση της αγοράς δεν μεταβάλλονται αναλογικά στις περιπτώσεις όπου έχουμε μεταβολές στο διάστημα επιστροφής.

Εν συνεχεία οι συγγραφείς του άρθρου αναλύουν την ευαισθησία των συντελεστών βήτα ως προς το διάστημα επιστροφής με την χρήση του κατάλληλου μοντέλου αποτίμησης. Στο άρθρο επισημαίνεται η επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης στον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου. Το διάστημα επιστροφής, αναλόγως αν μετράται σε μέρες, μήνες ή έτη, ασκεί διαφορετικές επιδράσεις και σε συνδυασμό με την επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης επηρεάζουν τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου.

Προγενέστερες μελέτες προσπαθούν κατά καιρούς να αποσαφηνίσουν την ιδιαιτερότητα του συγκεκριμένου παράγοντα, του μεγέθους της επιχείρησης, όπου όμως οδηγούνται σε σημαντικές δυσκολίες κατά την προσπάθεια της μελέτης της σχέσης ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Παρά τη σημαντικότητα της επίδρασης του μεγέθους της επιχείρησης, ερευνητές υποστηρίζουν ότι για μικρές επιχειρήσεις ο παράγοντας του μεγέθους μπορεί να παραλείπεται χωρίς να δημιουργεί μεγάλα σφάλματα στον υπολογισμό του κινδύνου. Πιο συγκεκριμένα γίνεται αναφορά στον Reinganum (1982), ο οποίος μέσα από τη θεωρία του υποστηρίζει πως η επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης επιδεινώνεται από τον υποτιμημένο κίνδυνο, ιδιαίτερα μάλιστα όταν για την εκτίμηση του κινδύνου χρησιμοποιούνται σαν δεδομένα αποδόσεις για μικρά χρονικά διαστήματα.

Οι συγγραφείς του άρθρου επισημαίνουν επίσης πως η σημαντικότητα της επίδρασης του μεγέθους της επιχείρησης αποδίδεται ακόμα και από τις υπερεκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων από την μεριά των επενδυτών.

Το άρθρο εν συνεχεία αναλύει τον συστηματικό κίνδυνο σαν μία συνάρτηση της απόδοσης. Τα αποτελέσματα που αναδεικνύονται δείχνουν την ευαισθησία των συντελεστών βήτα ως προς το διάστημα επιστροφής, το οποίο προσδιορίζεται από τον ερευνητή. Πιο συγκεκριμένα οι ερευνητές παρατηρούν και καταγράφουν τις μεταβολές στους συντελεστές βήτα όταν μεταβάλεται το διάστημα επιστροφής από ημερήσιες τιμές σε εβδομαδιαίες ή σε μηνιαίες.

Στο συγκεκριμένο άρθρο οι ερευνητές επικεντρώνονται για μεταβολές του διαστήματος επιστροφής πάνω από ένα μήνα και τον τρόπο με τον οποίο επηρεάζει αυτή η μεταβολή τους συντελεστές βήτα, υπό την προϋπόθεση όμως ότι οι μεταβολές αυτές δεν επηρεάζονται από ασύγχρονες συναλλαγές ή τριβές καθώς σε προγενέστερες μελέτες είχαν αγνοήσει τον παράγοντα αυτόν. Οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα αλλάζουν σημαντικά όταν το διάστημα επιστροφής αλλάζει από μία ημέρα σε ένα έτος. Τέλος η επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης είναι ευαίσθητη στην επιλογή των εκτιμήσεων για τα βήτα.

Σύμφωνα με τα συμπεράσματα των ερευνητών όσον αφορά τους συντελεστές βήτα διαπιστώνουν την ισχυρή συσχέτισή τους με τις μεταβολές του διαστήματος επιστροφής. Πιο συγκεκριμένα η μεταβολή των συντελεστών βήτα οφείλεται στην συνδιακύμανση ενός περιουσιακού στοιχείου με το διάστημα επιστροφής καθώς και με την διακύμανση της απόδοσης της αγοράς.

Οι ερευνητές καταλήγουν στους παράγοντες που οφείλεται η μεταβολή των συντελεστών βήτα. Όπως αναφέρεται στο άρθρο οι αλλαγές στους συντελεστές έχει συσχέτιση με το τυπικό σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα, το οποίο αυξάνεται όσο αυξάνεται το διάστημα επιστροφής. Επομένως συντελεστές βήτα που υπολογίζονται βάση αποδόσεων μεγαλύτερων χρονικών διαστημάτων υπολείπονται στατιστικής ακρίβειας, γεγονός που έχει ως αποτέλεσμα την χαμηλή προβλεπτική ικανότητα για την απόκλιση της απόδοσης. Στην συγκεκριμένη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν για τις παλινδρομήσεις συντελεστές βήτα σε μηνιαία και ετήσια βάση και με τις μεθόδους OLS και GLS αποδείχτηκε ότι τα αποτελέσματα δεν είναι συνεπή ως προς την πρόβλεψη πως οι μεταβολές στους συντελεστές βήτα προέρχεται από την ύπαρξη σημαντικών τυπικών σφαλμάτων. Επομένως οι ερευνητές έκαναν χρήση και του μεγέθους της επιχείρησης σε συνδυασμό με τις μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις των συντελεστών βήτα για να καταλήξουν πως η απόκλιση των αποδόσεων μπορεί να προβλεφθεί σε σημαντικό βαθμό μόνο από τα ετήσια δεδομένα.

3.14 Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns

Kothari S.,Shanken J.and Sloan R.(1995)

Το συγκεκριμένο άρθρο παρέχει στοιχεία σχετικά με την διαστρωματική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα. Στην μελέτη της εμπειρικής έρευνας αναλύονται οι λόγοι που οφείλονται οι αποκλίσεις από το γραμμικό Υπόδειγμα

Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων σχετικά με τις αποδόσεις και των συντελεστών βήτα. Σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου οι αποκλίσεις αυτές προέρχονται από το μέγεθος των επιχειρήσεων, Banz(1981), τα κέρδη, Basu(1977,1983), και τη μόχλευση, Bhandari(1988).

Οι συγγραφείς του άρθρου αναφέρουν την μελέτη των Fama και French και τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουν οι τελευταίοι και που εμφανώς επηρεάζουν και την μεθοδολογία της παρούσας μελέτης. Στο άρθρο των Fama και French αναλύουν μία περίοδο από το 1943 έως το 1990 και παρατηρούν δύο σημεία. Για την περίοδο 1943-1990 σημειώνουν πως υπάρχει μία αδύναμη θετική σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και των συντελεστών βήτα και καμμία άλλη σχέση για το μεσοδιάστημα 1963-1990. Το δεύτερο σημείο που καταγράφεται στην μελέτη τους είναι πως το μέγεθος της επιχείρησης και ο δείκτης book-to-market έχουν αρκετά σημαντική προβλεπτική ικανότητα σχετικά με τη διαστρωματική απόκλιση των μέσων αποδόσεων για το χρονικό διάστημα 1963-1990.

Στη συνέχεια του άρθρου επαναξετάζονται οι επεξηγηματικές ικανότητες των συντελεστών βήτα σχετικά με τις μεταβολές των μέσων αποδόσεων και παρουσιάζουν τα συμπεράσματά τους σε σχέση με τα αποτελέσματα της μελέτης των Fama και French. Έτσι οι συγγραφείς του άρθρου ισχυρίζονται πως τα στοιχεία που χρησιμοποιούν στις δοκιμές του οι Fama και French παρέχουν ελάχιστη βάση για την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης εξαιτίας της ανεπαρκούς ισχύος της μελέτης για τον υπολογισμό ενός θετικού ασφάλιστρου κινδύνου. Επίσης παρατήρησαν πως όταν χρησιμοποιούνται ετήσιες αποδόσεις προκειμένου να εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα, υπάρχει σημαντικά υψηλότερη αποζημίωση κινδύνου που παρατηρείται για το χρονικό διάστημα 1941 έως 1990. Όταν το χρονικό διάστημα επιμηκύνεται ακόμα περισσότερο τότε παρατηρείται ακόμα μεγαλύτερη αποζημίωση κινδύνου όπως ισχύει για την περίοδο 1927-1990. Επομένως το μέγεθος του χρονικού διαστήματος επηρεάζει άμεσα τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων.

Οι συγγραφείς του άρθρου αναφέρουν πως τα αποτελέσματα των Fama και French είναι πιθανό να έχουν επηρεαστεί από έναν μεροληπτικό παράγοντα και σε συνδυασμό με τη χρήση του στη βάση COMPUSTAT να οδηγούνται σε υπερεκτιμημένες αποδόσεις των μετοχών με υψηλό δείκτη book-to-market. Προκειμένου να ενισχύσουν τη άποψή τους αυτή οι συγγραφείς κάνουν αναφορά στην Standard & Poor's. Ο συγκεκριμένος οργανισμός κάνει χρήση διαφορετικών δεικτών και δεδομένων για την περίοδο 1947 έως 1987 και τα αποτελέσματα που προκύπτουν αναφέρουν πως ο δείκτης book-to-market συσχετίζεται ελάχιστα με την μέση απόδοση των μετοχών. Αυτό έρχεται να το επιβεβαιώσει και τα στοιχεία των 500 μεγαλύτερων επιχειρήσεων του COMPUSTAT και μάλιστα από το 1963 και μετά η σχέση αυτή είναι στατιστικά σημαντική.

Το άρθρο καταλήγει στο συμπέρασμα πως για μέσες αποδόσεις οι οποίες εκτιμώνται σε ετήσιο επίπεδο υπάρχει υψηλή επεξηματική δυνατότητα των αποδόσεων αυτών σε σχέση με τους συντελεστές βήτα. Επίσης οι συγγραφείς παρατηρούν, και σύμφωνα με

τις υποθέσεις του CAPM, ότι το παραπάνω συμπέρασμα δεν είναι αρκετό από μόνο του να εξηγήσει ότι οι συντελεστές βήτα είναι ικανοί να εξηγήσουν τις αποκλίσεις που παρουσιάζονται στις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Άλλη μία διαπίστωση που κάνουν οι ερευνητές του άρθρου είναι πως το μέγεθος της επιχείρησης επηρεάζει σε σημαντικότερο βαθμό τις αποκλίσεις που παρατηρούνται στις αναμενόμενες αποδόσεις παρά ο δείκτης book-to-market όπως είχε δειχθεί σε προγενέστερες μελέτες.

Σύμφωνα με το άρθρο η ύπαρξη των αποκλίσεων που παρατηρούνται δεν είναι δυνατόν να εντοπιστεί μόνο στους παράγοντες που αναφέρθηκαν προηγουμένως. Για τον σκοπό αυτό απαιτείται μια αναλυτικότερη μελέτη η οποία να είναι σε θέση να καταδείξει και άλλους παράγοντες που επηρεάζουν την εκροή των αποτελεσμάτων. Επιπροσθέτως τα συμπεράσματα στα οποία προκύπτει η συγκεκριμένη έρευνα κρίνονται ανεπαρκή καθώς είναι πιθανό οι αποκλίσεις που παρατηρούνται να μην οφείλονται αποκλειστικά στη χρήση λάθος δεικτών ή μεταβλητών. Προκειμένου να εκτιμηθεί σε μεγαλύτερο βαθμό η μεταβλητότητα των αποτελεσμάτων οι συγγραφείς του άρθρου εισάγουν περαιτέρω μεταβλητές προς μελέτη όπως οι τριβές και ο χρονικός ορίζοντας των επενδύσεων. Όπως προκύπτει από τη βάση δεδομένων COMPUSTAT και μετά από ανάλυση των στοιχείων καταδεικνύεται ο ευμετάβλητος χαρακτήρας της αξίας των μετοχών, η οποία σε αυξήσεις των κερδών μίας επιχείρησης ακολουθούσε ανοδική πορεία, ενώ αντιθέτως σε μειώσεις των κερδών ακολουθούσε καθοδική πορεία, γεγονός το οποίο συσχετίζεται και με τον δείκτη book-to-market.

3.15 Systemic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns

Lakonishok J. and Shapiro A. (1986)

Το συγκεκριμένο άρθρο διεξάγει μελέτη σχετικά με την ιστορική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών της χρηματιστηριακής αγοράς και των ακόλουθων μεταβλητών, του συντελεστή βήτα, την υπολειμματική τυπική απόκλιση ή συνολική διακύμανση και του μεγέθους. Στο συμπέρασμα το οποίο καταλήγουν είναι πως ούτε το παραδοσιακό μέτρο κινδύνου αλλά ούτε και τα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου, δηλαδή η διακύμανση ή η υπολειμματική τυπική απόκλιση, είναι ικανά να εξηγήσουν την διατηρηματική διακύμανση των αποδόσεων. Φαίνεται πως μόνο το μέγεθος μπορεί να έχει σημασία παρόλο που όταν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου εξαλειφθούν ακόμα και αυτό (το μέγεθος) μπορεί να χάσει την στατιστική του σημαντικότητα.

Σε πρόσφατες έρευνες από τους Banz (1981) και Reinganum (1981) έχει αποδειχθεί πως τα δεδομένα του μεγέθους μίας επιχείρησης μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την κατασκευή χαρτοφυλακίων που κερδίζουν μη φυσιολογικές αποδόσεις της τάξεως του 40% σε ετήσια βάση. Πιο συγκεκριμένα μία εταιρεία με μικρή κεφαλαιοποίηση, τόσο περισσότερο εμφανείς θα είναι έκτακτες αποδόσεις. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε

αντίθεση με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων απλής περιόδου των Sharpe-Lintner, το οποίο θεμελιώνει μία συγκεκριμένη σχέση ανάμεσα στον συστηματικό κίνδυνο και τις απαιτούμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων.

Σκοπός του άρθρου αυτού είναι να ελέγξει την υπόθεση ότι μία μερική εξήγηση για την επίδραση του μεγέθους μία μικρής επιχείρησης είναι πως λόγω των κόστων συναλλαγής και άλλων εμπορικών φραγμών που περιορίζουν τη διαφοροποίηση των επενδυτών, το υπόδειγμα των Sharpe-Lintner υποθέτει την πλήρη διαφοροποίηση όλων των επενδυτών, είναι λανθασμένα ορισμένο με αποτέλεσμα να χρησιμοποιείται ένα ακατάλληλο μέτρο κινδύνου για να υπολογιστούν οι σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις. Πιο συγκεκριμένα οι συγγραφείς του άρθρου διερευνούν την υπόθεση ότι οι μετοχές μικρών επιχειρήσεων, οι οποίες δεν είναι ευρέως διαδεδομένες επηρεάζονται περισσότερο από τις δικές τους διακυμάνσεις σε αντίθεση με τις μετοχές μεγαλύτερων εταιρειών που είναι περισσότερο γνωστές στο ευρύ κοινό.

Οι ερευνητές στη συνέχεια προσπαθούν να εξηγήσουν τις ανωμαλίες που προκύπτουν στα αποτελέσματα των Banz και Reinganum(1981) όπως αναφέρθηκαν προηγουμένως. Έτσι εστιάζουν στο γεγονός πως είναι πιθανόν να έχουν τιμολογήσει διαφορετικά στοιχεία του κινδύνου, εκτός των δεδομένων. Πιο συγκεκριμένα, εξετάζουν εάν λόγω της περιορισμένης διαφοροποίησης, ο υπολειμματικός ή μη συστηματικός κίνδυνος έχει τιμολογηθεί επι προσθέτως του συστηματικού κινδύνου. Από τη στιγμή που ο υπολειμματικός κίνδυνος φαίνεται να είναι αντιστρόφως ανάλογος με το μέγεθος της επιχείρησης, γεγονός που θα μπορούσε να εξηγήσει κάποιες από τις παρατηρούμενες διαφορές στις αποδόσεις. Επιπλέον η αποζημίωση για τον υπολειμματικό κίνδυνο μπορεί να είναι μεγαλύτερη για τις επιχειρήσεις μικρότερου μεγέθους εξαιτίας του μικρότερου βαθμού διαφοροποίησης των μετόχων της.

Οι ερευνητές του άρθρου χρησιμοποιούν σαν δείγμα όλες τις μετοχές που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης σε βάθος οκταετίας μεταξύ Ιανουαρίου 1954 και Δεκεμβρίου 1981 και για τις οποίες υπάρχουν επαρκή στοιχεία αποδόσεων και κεφαλαιοποίησης της αγοράς. Τα μηνιαία στοιχεία αποδόσεων (μερίσματα και κεφαλαιουχικά κέρδη) προέρχονται από τα μηνιαία αρχεία αποδόσεων του Κέντρου Έρευνα Τιμών Τίτλων (CRSP) του πανεπιστημίου του Σικάγου ενώ από την COMPUSTAT προήλθαν οι αξίες της κεφαλαιοποίησης της αγοράς.

Το άρθρο αναφέρεται στην έρευνα των Banz και Reinganum(1981), οι οποίοι παρουσίασαν ισχυρές ενδείξεις για μικρές επιχειρήσεις ότι κερδίζουν αφύσικα υψηλές αποδόσεις σταθμισμένου κινδύνου σε σύγκριση με μεγαλύτερου μεγέθους επιχειρήσεις. Η εξήγηση που δόθηκε ήταν πως τα κόστη συναλλαγών για τις μικρές επιχειρήσεις έχει ως αποτέλεσμα οι μετοχές που διακρατούνται στα χαρτοφυλάκια είναι κατά μέσο όρο μη διαφοροποιημένες. Η έλλειψη αυτή της διαφοροποίησης απαιτεί από τους επενδυτές των μικρών επιχειρήσεων να αποζημιωθούν για τον συνολικό κίνδυνο που υπάγονται παρά για τον συστηματικό κίνδυνο. Παρόλα αυτά η θεωρία που

αναλύεται στο παρόν άρθρο αποτυγχάνει να υπολογίσει την πιθανότητα διεξαγωγής arbitrage από την μερία του οριακού επενδυτή.

Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για την περίοδο 1962 έως 1981 και μία ποικιλία από διαδικασίες για την εξέταση της σχέσης μεταξύ της απόδοσης και των διάφορων μέτρων κινδύνου, οι συγγραφείς του άρθρου εξετάζουν την υπόθεση των Levy και Mayshar η οποία βρίσκεται σε πλήρη αντίθεση με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων των Sharpe και Lintner. Στο συγκεκριμένο άρθρο χρησιμοποιούνται περίοδοι τεσσάρων και δύο ετών προκειμένου να εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα, οι τυπικές αποκλίσεις των υπολειμμάτων και οι συνολικές διακυμάνσεις. Επίσης κάνουν χρήση του συνολικού κινδύνου, τόσο του συστηματικού αλλά και του μη συστηματικού μέρους του, για τις διαμηματικές παλινδρομήσεις. Αυτές οι παλινδρομήσεις περιείχαν τρεις επεξηγηματικές μεταβλητές, τον συντελεστή βήτα, και είτε τον υπολειμματικό είτε τον συνολικό κίνδυνο, σε κάθε ομάδα μεγέθους, καθώς και μία ερμηνευτική μεταβλητή, είτε το βήτα είτε τον μη συστηματικό κίνδυνο, για εντός της κάθε ομάδας. Στην συνέχεια παραθέτουν όλους τους πιθανούς συνδιασμούς χαρτοφυλακίων, κατατάσσοντάς τα σύμφωνα με το μέγεθος, τον συντελεστή βήτα και τον υπολειμματικό ή συνολικό κίνδυνο. Συγκεντρώνοντας τα αποτελέσματα με την πάροδο του χρόνου, οι συγγραφείς υποθέτουν και ομοσκεδαστικά καθώς και ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Εν συνεχεία αθροίζουν τους συντελεστές, δίνοντας ίσα βάρη που σχετίζονται με τις διαδικασίες εκτίμησης.

Το άρθρο κλείνει με τους συγγραφείς του άρθρου να απορρίπτουν την υπόθεση των Levy-Mayshar, πως ο συνολικός κίνδυνος, σε αντίθεση με τον συστηματικό κίνδυνο, είναι περισσότερο σημαντικές για τις μικρές επιχειρήσεις. Για τη σύγχρονη θεωρία κεφαλαιαγοράς, τα αποτελέσματα απορρίπτουν, σε τυπικά επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, την θεμελιώδη αρχή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, τον ρόλο δηλαδή των συντελεστών βήτα.

Οι συγγραφείς του άρθρου καταλήγουν πως ούτε το παραδοσιακό μέτρο κινδύνου, αλλά ούτε τα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου (διακύμανση ή η υπολειμματική τυπική απόκλιση), μπορούν να εξηγήσουν την διαμηματική διακύμανση των αποδόσεων. Φαίνεται πως το μέγεθος επηρεάζει σε σημαντικό βαθμό την παραπάνω διαπίστευση, χωρίς όμως να θεωρείται ότι το μέγεθος των μικρών επιχειρήσεων είναι ικανό να εξηγήσει σε σημαντικό βαθμό τις μεταβολές των αποδόσεων όταν πρόκειται για ένα σχετικά μικρό χρονικό διάστημα όπως το διάστημα που χρησιμοποιείται στην συγκεκριμένη μελέτη.

3.16 On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas

Roll R. and Ross S. (1994)

Το άρθρο αναφέρει ότι υπάρχει μία ακριβής γραμμική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των πραγματικών συντελεστών βήτα όταν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς

είναι εκ των προτέρων μέσος-διακύμανση του αποτελεσματικού συνόλου. Εμπειρικές μελέτες που ακολούθησαν βρήκαν ελάχιστη συσχέτιση μεταξύ των μέσων αποδόσεων του δείγματος και την εκτιμηθέντων συντελεστών κινδύνου. Μια πιθανή εξήγηση που προσάπτουν στην παραπάνω παρατήρηση οι συγγραφείς του άρθρου είναι πως οι προσεγγίσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς είναι ανεπαρκούς μέσου-διακύμανσης. Στη συνέχεια κατηγοριοποιούν προσεγγίσεις οι οποίες παράγουν ιδιαίτερες σχέσεις μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα. Έπειτα ειδικεύουν στην περίπτωση μίας μηδενικής συσχέτισης, όπου η προσέγγιση ενός χαρτοφυλακίου αγοράς πρέπει να κείται στο εσωτερικό του αποτελεσματικού συνόλου αλλά πολύ κοντά στις τμές των συνόρων του.

Σε προγενέστερες μελέτες των Sharpe, Lintner και Black εμπειρικές δοκιμές που διεξήχθησαν αναδείχθηκαν μικρά ποσοστά συσχέτισης της διατμηματικής σχέσης ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις και τους συντελεστές βήτα. Ωστόσο οι Roll, Ross (1977) ανέπτυξαν ένα υπόδειγμα αποτίμησης το οποίο έδειχνε ότι πρέπει να υπάρχει θετική και ακριβή διατμηματική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των βήτα, εάν ο δείκτης της αγοράς, βάση του οποίου υπολογίζονται τα αντίστοιχα βήτα, κείται στην θετική κλίση του τμήματος του αποτελεσματικού συνόλου του μέσου-διακύμανσης. Η ύπαρξη μη θετικής διατμηματικής σχέσης υποθέτει πως ο δείκτης προσέγγισης που χρησιμοποιείται στα εμπειρικά τέστ δεν ανήκει στο αποδοτικό σύνολο (efficient frontier).

Το άρθρο στη συνέχεια του αναφέρει πως σε άλλες μελέτες έχει διαπιστωθεί πως μεταβλητές πέραν του συντελεστή βήτα είναι ικανές να εξηγήσουν την διατμηματική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και κινδύνου. Στην περίπτωση όμως που ο δείκτης ανήκει στο αποτελεσματικό σύνολο, η μόνη μεταβλητή που μπορεί να εξηγήσει αυτήν την διατμηματική σχέση είναι ο συντελεστής βήτα και μόνον. Στην περίπτωση όμως που ο δείκτης δεν ανήκει στο αποτελεσματικό σύνολο τότε κάθε μεταβλητή που τυγχάνει να συσχετίζεται με τις αναμενόμενες αποδόσεις θα μπορούσε να έχει διακριτή εμπειρική δύναμη.

Οι συγγραφείς του άρθρου εστιάζουν στο αξιοπερίεργο γεγονός πως στις εμπειρικές εργασίες η διατμηματική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και βήτα φαίνεται εικονικά να είναι μηδέν. Μη μηδενικές τιμές στην διατμηματική σχέση θα μπορούσαν να εμφανιστούν όσο ο δείκτης βρίσκεται κοντά στο αποτελεσματικό σύνολο, ακόμα και όταν είναι στατιστικά αξιόπιστα μέσα στο σύνολο αυτό.

Στο πρώτο μέρος του άρθρου περιγράφεται ο αναλυτικός χαρακτηρισμός των δεικτών που παράγουν μία συνθήκη arbitrage για την διατμηματική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και των συντελεστών βήτα. Στο δεύτερο μέρος παρουσιάζονται κάποιοι υπολογισμοί των εύλογων θέσεων για του ευρέως διαδεδομένους δείκτες αγοράς. Επίσης γίνεται μία συζήτηση για τις επιπτώσεις των εμπειρικών αποτελεσμάτων που προκύπτουν από το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων τόσο ως επιστημονική θεωρία, όσο και σαν ένα πρακτικό εργαλείο για την οικονομική

ανάλυση.Εν συνεχεί γίνεται αναφορά στο δειγματοληπτικό σφάλμα, το οποίο αποτελεί μείζονα πιθανή εξήγηση των εμπειρικών πορισμάτων.

Η εμπειρική απουσία μιας ανιχνεύσιμης σχέσης μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα είναι ένα κατηγορητήριο του μοντέλου SLB, όσον αφορά τουλάχιστον τις προσεγγίσεις των ευρέως διαδεδομένων δεικτών της αγοράς.Οι συγγραφείς του άρθρου αναφέρονται στην περίπτωση της αδυναμίας του παραπάνω μοντέλου να ερμηνεύσει την μέση απόδοση, τότε δεν έχει πρακτική αξία για μία ποικιλία εφαρμογών, συμπεριλαμβανομένου και του υπολογισμού του κόστους του κεφαλαίου και την κατασκευή επενδυτικών χαρτοφυλακίων.

Η διατμηματική σχέση του μοντέλου OLS είναι πολύ ευαίσθητη στην επιλογή ενός δείκτη, και οι δείκτες μπορεί να βρίσκονται πολύ κοντά μεταξύ τους καθώς και στα σύνορα του διαγράμματος μέσης απόδοσης-κινδύνου και παρόλα αυτά να παράγουν σημαντικά διαφορετικές διατμηματικές κλίσεις, θετικές, αρνητικές, ακόμα και μηδενικές.Οι συγγραφείς του άρθρου προχωρούν στην διαπίστευση πως όταν ένας προσεγγιστικός δείκτης της αγοράς δεν μπορεί να εξηγήσει τις διατμηματικές αποδόσεις είναι συνεπείς με μία ακόμα αλήθεια, ότι ο δείκτης της αγοράς δεν είναι αρκετά αποτελεσματικός.

Εν συνεχεία στο άρθρο αναφέρεται η παθολογική φύση της διατμηματικής σχέσης της αναμενόμενης απόδοσης και του συντελεστή βήτα, όπως προκύπτει από το υπόδειγμα OLS, όπου και μη υπολογισμένου του σφάλματος μετρήσεως, είναι μία ασταθής βάση για τη σύγχρονη χρηματοδότηση.Η ύπαρξη μιας αντίστροφης σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου είναι έγκυρη και οποιοδήποτε μοντέλο χρησιμοποιηθεί έτσι ώστε να εφαρμοστεί και να ποσοτικοποιηθεί η παραπάνω ιδέα θα πρέπει να είναι περισσότερο εύρωστη.

Όπως αναφέρεται και στις μελέτες των Wheatley(1992) και Kandel και Stambaugh(1993),χρησιμοποιώντας μία διατμηματική σχέση με το μοντέλο GLS μεταξύ των πραγματικών αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα, καθιστά τη σχέση λιγότερο εκτεθειμένη στις παραπάνω ιδιότητες.Όσο η αναμενόμενη απόδοση του δείκτη υπερβαίνει την αναμενόμενη απόδοση του παγκόσμιου χαρτοφυλακίου ελάχιστης διακύμανσης τόσο η κλίση της GLS είναι θετική.Αυτό σημαίνει πως κάθε προσέγγιση του δείκτη αγοράς που δεν είναι αναποτελεσματική θα παράγει μία θετική διατμηματική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των βήτα για μεγάλα δείγματα.Ωστόσο μία εμπειρική διαπίστωση θετικής κλίσης από μόνη της δεν συνεπάγεται πολλά για το εάν η προσέγγιση είναι εκ των προτέρων αποτελεσματική.

Το σφάλμα λάθους εντείνει τα παραπάνω προβλήματα.Από τη στιγμή που οι εκτιμήσεις για το αποτελεσματικό σύνολο και του δείκτη προσέγγισης του μέσου και της διακύμανσης υπόκεινται σε σοβαρό σφάλμα δειγματοληψίας, η ίδια η προσέγγιση μπορεί να έχει θετική διατμηματική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου η οποία δεν μπορεί να ανιχνευθεί από τον δειγματικό μέσο της απόδοσης και

του εκτιμημένου συντελεστή βήτα. Για το μοντέλο GLS, κρίνεται απαραίτητη η ανίχνευση της διαφοράς μεταξύ της διασποράς της δειγματοληψίας και την εκ των προτέρων διασπορά για την πραγματική διατμηματική σχέση. Και πάλι διαφαίνεται ότι οι διατμηματικές δοκιμές της σχέσης μέσου-βήτα υστερούν συγκριτικά με τα άμεσα τέστ για την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου.

Το άρθρο κλείνει αναφέροντας πως παρά τα διάφορα προβλήματα του μοντέλου SLB που παρουσιάστηκαν παραπάνω, οι προσεγγίσεις των σταθμισμένων με την αξία της αγοράς δεικτών παρουσιάζουν εξαιρετικό ενδιαφέρον καθώς αντανακλούν κατά μέσο όρο τις εκμεταλλεύσεις των επενδυτών. Ακόμα και όταν τέτοιοι δείκτες παράγουν συντελεστές βήτα που έχουν διατμηματική σχέση με τις μέσες αποδόσεις, οι ίδιες τους οι αποδόσεις λειτουργούν σαν σημείο αναφοράς για επενδυτικές συγκρίσεις. Η πάταξη ή η ιχνηλάτηση ενός σταθμισμένου με την αξία δείκτη έχει γίνει το πίο διαδεδομένο κριτήριο για την απόδοση των επενδύσεων. Αποτελεί ένα κατάλληλο κριτήριο συγκριτικά με τον σταθμισμένο με τον πλούτο μέσο των αποδόσεων άλλων επενδυτών.

3.17 On the Estimation of Beta-Pricing Models

Shanken J.(1992)

Στο άρθρο αυτό γίνεται παρουσίαση μίας ολοκληρωμένης ανάλυσης οικονομετρικών μεθόδων μέγιστης πιθανοφάνειας καθώς και των πιο παραδοσιακών προσεγγίσεων για τα υποδείγματα αποτίμησης των συντελεστών βήτα. Κατά την ανάπτυξη του άρθρου ο συγγραφέας κάνει συχνή αναφορά για το ζήτημα της ένταξης εσφαλμένων μεταβλητών ενώ παράλληλα προβαίνει και σε μία σύντομη αξιολόγηση προγενέστερης μελέτης και παρουσιάζει τα πλεονεκτήματα της παράλληλης εκτίμησης των συντελεστών βήτα και του κινδύνου. Στο συγκεκριμένο άρθρο ανακαλύπτεται μία διαδικασία η οποία θεμελιώνεται με αναγνωρισμένα συμπεράσματα, έτσι ώστε να επισημανθεί η ακρίβεια της εκτίμησης του κινδύνου, από την οποία παράγεται μία ασυμπτωτικά έγκυρη διόρθωση.

Ο συγγραφέας του άρθρου εν συνεχεία αναλύει τις τροποποιήσεις του μοντέλου των Sharpe(1964) και Lintner(1965) με σκοπό να φιλοξενήσει τη σειριακή συσχέτιση των παραγόντων της αγοράς σε κατάσταση ισορροπίας, και να αναδείξει πως στην συγκεκριμένη κατάσταση η αναμενόμενη απόδοση ενός χρηματοοικονομικού στοιχείου πρέπει να έχει θετική και γραμμική σχέση με τον συντελεστή βήτα του, το μέτρο του συστηματικού κινδύνου ή με την απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς.

Το άρθρο συνεχίζει κάνοντας μία εκτενέστερη παρουσίαση των οικονομετρικών μοντέλων μέγιστης πιθανότητας και των δύο-περασμάτων(two-pass) προσεγγίσεων για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα και της απόδοσης. Ο συγγραφέας επεκτείνει το πλαίσιο ανάλυσης σε μία απλούστερη μεθοδολογική προσέγγιση για να επιτρέψει με αυτόν τον τρόπο την αυτοσυσχέτιση των παραγόντων της αγοράς, μεταβάλλοντας τον τρόπο εργασίας.

Στη συνέχεια ο συγγραφέας του άρθρου κάνει αναφορά στο πρόβλημα της εισαγωγής λάθος μεταβλητών εξετάζοντας δύο πλευρές του προβλήματος. Η πρώτη έχει να κάνει με μία ολοένα μειούμενη προκατάληψη, η οποία έχει να κάνει με τη χρήση τυπικών σφαλμάτων για την εκτίμηση της αξίας του κινδύνου καθώς και την εκτίμηση του μηδενικού συντελεστή βήτα. Η δεύτερη πλευρά αναφέρει το κλασικό πρόβλημα του EIV, το οποίο έχει να κάνει με την μικρή μεροληψία του δείγματος η οποία και οφείλεται στη λάθος δειγματοληψία και υπολογισμό των συντελεστών επηρεάζοντας τη στατιστική ανάλυση. Όσον αφορά την παραπάνω μεροληψία, τα αποτελέσματα της προσομοίωσης του άρθρου παρέχουν κάποια υποστήριξη στην εφαρμογή των τροποποιημένων μεθόδων δύο-περασμάτων (two-pass), καθώς και στη χρήση της μεθόδου της μέγιστης πιθανοφάνειας (MLE), ως δύο εναλλακτικές λύσεις έναντι των παραδοσιακών εκτιμήσεων τα αποτελέσματα των οποίων εξαρτώνται από την ομαδοποίηση του χαρτοφυλακίου.

Το άρθρο στη συνέχεια παρουσιάζει την τροποποιημένη έκδοση του εκτιμητή second-pass, ο οποίος ενσωματώνει μία αμερόληπτη εκτίμηση μίας συγκεκριμένης και θετικά ορισμένης μήτρας. Η εκτίμηση του προσήμου της μήτρας δεν είναι πάντοτε θετική, έτσι ώστε τα διαγώνια στοιχεία να μπορούν να είναι αρνητικά για ένα δεδομένο δείγμα. Σε αυτήν την περίπτωση είναι πολύ πιθανό να υπάρξει ένα θέμα εμπιστοσύνης ως προς τη χρησιμότητα αυτής της μετατροπής. Το συγκεκριμένο πρόβλημα το αντιμετώπισαν και οι Shanken και Weinstein (1990) στις προσομοιώσεις που έτρεξαν, αποφασίζοντας να το αντιμετωπίσουν σε ένα πολυπαραγοντικό πλαίσιο. Σε αντίθεση ο Banz (1981) κάνει αναφορά σχετικά με την ύπαρξη σοβαρών προβλημάτων του εκτιμητή των Litzenberger-Ramaswamy για την ανάλυση για την επίδραση του μεγέθους.

Οι Amsler και Schmidt (1985) ανέδειξαν και άλλα προβλήματα της μεθόδου MLE. Ειδικότερα αναφέρουν στις μελέτες τους πως η συγκεκριμένη μέθοδος συχνά δεν λειτουργούσε σωστά όταν αντιμετώπιζε μεγάλα ποσά σε προσομοιώσεις με γνωστές αξίες. Έτσι σύμφωνα με τις παρατηρήσεις αυτές και σε συνδυασμό με τους έμφυτους περιορισμούς που υπάρχουν σε κάθε ασυμπτωτική στατιστική ανάλυση όπως αναφέρει και ο συγγραφέας του άρθρου, τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγει δεν παρέχουν σαφή εικόνα. Επομένως για τον λόγο αυτό τα αποτελέσματα αυτά θα πρέπει να θεωρούνται ως απόλυτα και καθοριστικά.

Το άρθρο κλείνει αναφέροντας πως με τις διαδικασίες που αναπτύχθηκαν και παρουσιάστηκαν θα πρέπει να παρέχει πολύτιμες πληροφορίες για να υποστηρίξουν τα αποτελέσματα που προήλθαν από τις συνήθεις μεθόδους. Ο συγγραφέας αναφέρει την ανάγκη για χρήση περισσότερο εκτεταμένων προσομοιώσεων έτσι ώστε να κάλυφθούν κενά σε διάφορα ερωτήματα που προκύπτουν.

3.18 Estimating and Testing Beta Pricing Models: Alternative Methods and Their Performance in Simulations

Shanken J. and Zhou G. (2007)

Στο παρόν άρθρο γίνεται μία σύγκριση στις επιδόσεις του παραδοσιακού OLS των Fama-MacBeth και των WLS και GLS υποδειγμάτων που έχουν χρησιμοποιηθεί κατά καιρούς στην βιβλιογραφία.Επι προσθέτως της προσέγγισης των δύο περασμάτων(two-pass), το άρθρο διερευνεί εναλλακτικές διαδικασίες με βάση τη μέγιστη πιθανότητα εκτίμησης (ML) και της γενικευμένης μεθόδου των ροπών(GMM) του Hansen(1982).Η μέθοδος ML είναι σημαντική λόγω της ασυμπτωτικής αποτελεσματικότητάς της υπό την κλασική υπόθεση IID(Independent Identically Distributed) πολυμεταβλητών κανονικών αποδόσεων.Η προσέγγιση GMM έχει περισσότερο ενδιαφέρον από τη σειριακή συσχέτιση και την υπό όρους ετεροσκεδαστικότητα στην από κοινού κατανομή των αποδόσεων και των παραγόντων και μπορεί εύκολα να ενταχθεί στη λήψη ασυμπτωτικά έγκυρων συμπερασμάτων.Τα συγκεκριμένα χαρακτηριστικά των δεδομένων συνήθως αγνοούνται στην εμπειρική βιβλιογραφία, αλλά μέσω των υπολογιστικών απλουστεύσεων που εισάγονται στην συγκεκριμένη ανάλυση προσομείωσης γίνεται πιο προσιτή στους ερευνητές.Επίσης παρουσιάζεται μία ισοδυναμία μεταξύ των εκτιμήσεων της μεθόδου εκτίμησης ML και μίας μορφής του εκτιμητή GMM υπό της κλασικές υποθέσεις.

Η εφαρμογή των μεθόδων εκτίμησης που παρουσιάζεται στο παρόν άρθρο υποθέτει ότι η σχέση της αναμενόμενης απόδοσης είναι σωστά ορισμένη. Μία προσέγγιση για την δοκιμή αυτού του χαρακτηριστικού είναι να συμπεριλιφθούν επιπρόσθετες διατμηματικές παλινδρομήσεις στη παραπάνω σχέση και να εξεταστεί κατά πόσο αυτές οι μεταβλητές σχετίζονται με τις αποδόσεις.Οι συγγραφείς του άρθρου ορίζουν την ασυμπτωτική κατανομή του εκτιμητή των Fama-MacBeth παρέχοντας έτσι την διορατικότητα στο βαθμό στον οποίο μη ορθή εξειδίκευση μπορεί να επηρεάσει τα συμπεράσματα για τον παράγοντα των ασφαλίσεων κινδύνου.

Το άρθρο κάνει αναφορά στην μέθοδο εκτίμησης δύο περασμάτων των Fama-MacBeth για τις δοκιμές τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων και την ανάλυση της διατμηματικής σχέσης των αναμενόμενων αποδόσεων.Παρόλα αυτά προκαλεί έκπληξη η μικρή ανάλυση του δείγματος κατανομής και τις επιδόσεις που σχετίζονται με άλλες διαδικασίες εκτίμησης που κατά καιρούς έχουν χρησιμοποιηθεί.Αυτές οι διαδικασίες περιλαμβάνουν εκτιμήσεις μέγιστης πιθανοφάνειας και διάφορες μορφές της γενικευμένης μεθόδου των ροπών.Οι συγγραφείς παρέχουν αναλυτικά αποτελέσματα που απλοποιούν τον υπολογισμό των εναλλακτικών εκτιμητών και εξερευνούν τις ιδιότητές τους, μαζί με αυτές που προκύπτουν από την διαδικασία των δύο περασμάτων με εκτενείς προσομοιώσεις.

Σε πρόσφατη ανάλυση των Chen και Kan(2005) αποκαλύπτεται η αλλοπρόσαλη συμπεριφορά του εκτιμητή ML.Πιο συγκεκριμένα δείχνουν ότι ο μέσος του δεν υπάρχει.Με αυτή την διαπίστευση οι συγγραφείς του άρθρου ερευνούν τις ιδιότητες ενός συμπυκνωμένου εκτιμητή ML, ο οποίος περιλαμβάνει την μετάβαση στην μέθοδο GLS του εκτιμητή της διατμηματικής παλινδρόμησης όταν το μέγεθος του εκτιμητή ML για κάθε ασφάλιστρο κινδύνου γίνεται πολύ μεγάλο, περισσότερο από το διπλάσιο του εκτιμητή της μεθόδου του GLS.Ένα εντυπωσιακό αποτέλεσμα που παρουσιάζεται στο

συγκεκριμένο άρθρο είναι πως για δείγματα τριάντα χρονών και άνω, οι εκτιμητές ασφαλίστρων κινδύνου ML είναι σχεδόν αμερόληπτες στις προσομοιώσεις μας. Η ακρίβεια του εκτιμητή ML, που μετράται σαν τον μέσο του τυπικού σφάλματος, βρίσκεται κοντά στις εκτιμήσεις από το υπόδειγμα GLS, και πολύ πιο ακριβής απ' ό,τι η μέθοδος OLS. Οι διαφορές στις εκτιμήσεις μεταξύ των μεθόδων είναι ήσσονος σημασίας για το μέγεθος και του δείκτη book-to-market για τα ασφαλίστρα κινδύνου.

Οι συγγραφείς κατά την σύγκριση των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τις μεθόδους OLS και GLS μπορούν να εξυπηρετήσουν σαν βάση για την επίσημη δοκιμή των προδιαγραφών ενός υποδείγματος. Στη διατμηματική εκτίμηση του μοντέλου των Fama και French, συνεπάγονται ένας υψηλού ρυθμού μηδενικός συντελεστής βήτα και ένα σημαντικό αρνητικό ασφαλίστρο κινδύνου αγοράς, ανεξαρτήτου της μεθόδου που χρησιμοποιείται.

Το άρθρο κλείνει αναφέροντας τις περιορισμένες προσομοιώσεις με βάση την κατανομή πολλών μεταβλητών που ακολουθείται και επιτρέπει την υπολειμματική απόδοση ετεροσκεδαστικότητα να εξαρτάται από τους παράγοντες. Δεδομένου ότι ο εκτιμητής ML τείνει να αποδίδει καλά, όσον αφορά την προκατάληψη και την ακρίβεια, θα ήταν ενδιαφέρον εάν ακριβή τυπικά σφάλματα και συμπεράσματα μπορούν να ληφθούν από κάποιο είδος διαδικασίας εκκίνησης. Οι υπολογιστικές διευκολύνσεις που παρουσιάστηκαν στο συγκεκριμένο άρθρο είναι πολύτιμες σε αυτό το πλαίσιο, και παρόλα τα υπολογιστικά σφάλματα που δημιουργούνται στις προσομοιώσεις, σκοπός τους είναι να εξετάσουν τα πλεονεκτήματα της ενσωμάτωσης ενός μεγάλου αριθμού χαρτοφυλακίων δοκιμής ή μεμονωμένων τίτλων στην διατμηματική ανάλυση. Αν και αυτό γίνεται στην πράξη μερικές φορές, ελάχιστα είναι γνωστά για τις ιδιότητες σε μικρό δείγμα των εκτιμητών, με εξαίρεση την μελέτη του Petersen (2005), ο οποίος θεωρεί την σειριακή συσχέτιση που προκύπτει σε πολλές εφαρμογές εταιρικής χρηματοδότησης.

3.19 Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk

Sharpe W. (1964)

Ένα από τα πιο κοινά προβλήματα που απασχολούν όσους έχουν προσπαθήσει να προβλέψουν τη συμπεριφορά των αγορών κεφαλαίου είναι η απουσία μίας συνολικής θεωρίας προερχόμενη από την μικροοικονομία, η οποία θα αναλύει τον επενδυτικό κίνδυνο. Υπάρχει ένας αρκετά μεγάλος αριθμός χρήσιμων θεωριών και μελέτες που ακολουθούν τα παραδοσιακά μοντέλα των επενδύσεων, ιδιαίτερα υπό το καθεστώς της αβεβαιότητας, όπου είναι διάχυτη η επιρροή του κινδύνου στις χρηματοπιστωτικές συναλλαγές και έχει αναγκάσει όσους εργάζονται στον συγκεκριμένο τομέα να υιοθετήσουν πρότυπα συμπεριφοράς που να σχετίζονται με την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων και των τιμών τους.

Μια εξήγηση την οποία παρουσιάζει το συγκεκριμένο άρθρο για τον καθορισμό των τιμών των περιουσιακών στοιχείων του κεφαλαίου, είναι μια προσεκτική και σχετικά

αυστηρή περιγραφή της διαδικασίας μέσω της οποίας οι ατομικές προτιμήσεις και οι φυσικές σχέσεις αλληλεπιδρούν προκειμένου να καθοριστεί μία ισορροπία του επιτοκίου. Αυτό γενικά ισχύει για μία αγορά ασφαλιστρών κινδύνου όπου καθορίζεται από τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων οι οποίες προσαρμόζονται για να συμφωνούν με τις διαφορές στον κίνδυνό τους. Στην περίπτωση που υπάρχει ισορροπία, οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων του κεφαλαίου έχουν ρυθμιστεί έτσι ώστε ο επενδυτής, εφόσον είναι ορθολογικός ως προς τη διαφοροποίηση, να είναι στη θέση να επιτύχει οποιοδήποτε επιθυμητό σημείο που ανήκει πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς.

Σε αυτήν την περίπτωση ο επενδυτής έχει τη δυνατότητα να λάβει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση μόνο στην περίπτωση που είναι διατεθειμένος να αναλάβει υψηλότερο κίνδυνο. Έτσι η αγορά στην συγκεκριμένη περίπτωση θα του παρουσιάσει δύο τιμές. Η πρώτη θα είναι η τιμή του χρόνου ή το καθαρό επιτόκιο και η δεύτερη θα είναι η τιμή του αναλαμβανόμενου κινδύνου, η οποία αναφέρεται στην πρόσθετη αναμενόμενη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου που αναλαμβάνει.

Στη συνέχεια του άρθρου ο συγγραφέας αναφέρει πως δεν υφίσταται μία ολοκληρωμένη θεωρία η οποία να περιγράφει με επαρκή τρόπο πως προκύπτει η τιμή του κινδύνου και πως αυτή διαμορφώνεται από παράγοντες όπως οι προτιμήσεις των επενδυτών. Η έλλειψη μίας αντίστοιχης θεωρίας κάνει ακόμα πιο δύσκολο τον ορισμό του περιεχομένου της σχέσης μεταξύ της τιμής ενός περιουσιακού στοιχείου και του συντέλεστη κινδύνου του. Μέσα από τη χρήση της διαφοροποίησης, ένα μέρος αυτού του κινδύνου είναι δυνατόν να αποφευχθεί, έτσι ώστε ο συνολικός κίνδυνος του στοιχείου να μην επηρεάσει την αξία του.

Στο συγκεκριμένο άρθρο εξετάζεται επίσης ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων κεφαλαίου, το οποίο όπως προτείνει και ο συγγραφέας του άρθρου μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να προβλέψει τη συμπεριφορά της αγοράς με τον κίνδυνο ως έναν βασικό παράγοντα ανάλυσης. Στο άρθρο απεικονίζεται ένα γράφημα το οποίο δείχνει πως ο κίνδυνος που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν οι επενδυτές μπορεί να επηρεάσει την αναμενόμενη απόδοση, με στόχο να αυξήσουν τον προσωπικό τους πλούτο μέσα από τη χρήση της τυπικής απόκλισης.

Το άρθρο κλείνει καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές θα συμβιβαστούν τελικά με ένα μέτριο ποσοστό απόδοσης αμυντικών επενδυτικών τίτλων, σε αντίθεση με την προσδοκία ότι θα επέλεγε ένα περισσότερο επιθετικό είδος επένδυσης. Η βασική θέση που αναλύεται στο άρθρο είναι πως με δεδομένη την ομοιογένεια ως προς τις πιθανές προβλέψεις της από κοινού κατανομής των αποδόσεων, οι τιμές των κεφαλαιακών στοιχείων θα οδηγηθούν σε ισορροπία, έτσι ώστε να αναμένονται επιστροφές οι οποίες θα σχετίζονται γραμμικά με τα ασφάλιστρα κινδύνου.

Σε αυτήν την περίπτωση ο κίνδυνος που θα εμπεριέχεται σε κάθε μετοχή θα υπολογίζεται από την αξία του συντελεστή βήτα, καταδεικνύοντας με αυτόν τον τρόπο

την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στις μεταβολές της απόδοσης ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου.

3.20 The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets

Tang G. and Shum W. (2003)

Το συγκεκριμένο άρθρο έχει σαν βασικό αντικείμενο ανάλυσης το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) και την υπό όρους σχέση ανάμεσα στους συντελεστές βήτα και τις αποδόσεις. Έτσι σύμφωνα με το CAPM η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου αποτελεί την θετική λειτουργία τριών παραγόντων, του συντελεστή βήτα, του επιτοκίου αγοράς χωρίς κίνδυνο και της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων εστιάζει κυρίως στο να ερευνηθεί εάν οι αποδόσεις συνδέονται στατικά και με θετικό τρόπο με τον συντελεστή κινδύνου. Στην πραγματικότητα μόνο οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις είναι διαθέσιμες και γνωστές, οι μέσες πραγματοποιηθείσες αποδόσεις χρησιμοποιούνται για να προσεγγίσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Εμπειρικές μελέτες που διεξήχθησαν κατά τη δεκαετία του 1970, υποστήριξαν την εγκυρότητα του CAPM, ωστόσο μεταγενέστερες εμπειρικές μελέτες όπως αυτές των Fama και French (1992, 1996) και Jegadeesh (1992), δείχνουν ότι οι συντελεστές βήτα δεν σχετίζονται στατιστικά με τις αποδόσεις και για αυτόν τον λόγο πολλοί επενδυτές υποστηρίζουν τη θέση πως η θεωρία περί συντελεστών βήτα πρέπει να περάσει στο περιθώριο και πως τα βήτα αποτελούν ένα εργαλείο το οποίο έχει ολοκληρώσει τον κύκλο του.

Σε αντίθεση με τις παραπάνω θέσεις υπάρχουν άλλες έρευνες που υποστηρίζουν τη σημαντικότητα της χρήσης των συντελεστών βήτα. Ανάμεσα σε αυτές είναι και η θέση του Isakov (1999), ο οποίος υποστηρίζει πως η μεθοδολογία η οποία χρησιμοποιείται προκειμένου να καταλήξουμε στο συμπέρασμα ότι οι συντελεστές βήτα δεν αποτελούν αποτελεσματικό εργαλείο, δεν αφήνει το απαραίτητο περιθώριο για να αποδειχθεί ο ρόλος τους. Οι λόγοι για τους οποίους γίνεται αυτό είναι ότι το υπόδειγμα που χρησιμοποιείται εκφράζεται σε όρους αναμενόμενων αποδόσεων, ενώ οι δοκιμές μπορούν να γίνουν μόνο με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις. Επίσης οι πραγματοποιηθείσες υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς δεν συμπεριφέρονται πάντοτε όπως αναμένουν οι ερευνητές και οι επενδυτές.

Σε πρόσφατες μελέτες έχει προταθεί μία εναλλακτική προσέγγιση για την εκτίμηση του κινδύνου ως ένα μέτρο εκτίμησης του κινδύνου. Η εναλλακτική αυτή προσέγγιση υποστηρίζει πως όταν οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις της αγοράς υπερβούν το επιτοκίο χωρίς κίνδυνο της αγοράς, τότε οι συντελεστές βήτα και οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις θα πρέπει να χαρακτηρίζονται από μία θετική σχέση. Αντιστοίχως, όταν οι

πραγματοποιηθείσες αποδόσεις της αγοράς είναι αρνητικές τότε τα βήτα και οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις θα πρέπει να συνδέονται από μία αρνητική σχέση.

Το άρθρο μέσα από το εμπειρικό κομμάτι επεκτείνει αυτήν την προσέγγιση και την εφαρμόζει σε δεκατριές μετοχές της διεθνούς αγοράς. Σύμφωνα με τα συμπεράσματα των ερευνητών οι συντελεστές βήτα εξακολουθούν να παραμένουν ως ο βασικός τρόπος υπολογισμού του κινδύνου και συνδέονται άμεσα με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις τόσο σε ανοδικές όσο και σε καθοδικές τάσεις της αγοράς. Πιο συγκεκριμένα οι συγγραφείς υποστηρίζουν πως οι συντελεστές βήτα αποτελούν ένα χρήσιμο εργαλείο για τους επενδυτές που θέλουν να πετύχουν μία βέλτιστη επενδυτική απόφαση.

Στο εμπειρικό κομμάτι του άρθρου εξετάζεται η σχέση δεκατριών μετοχών για την περίοδο από 1991 έως 2000. Βασικό αποτέλεσμα που προκύπτει είναι ότι υπάρχει μία θετική σχέση των αποδόσεων και τον κίνδυνο με τις ανοδικές κινήσεις της αγοράς και αντίστοιχα μία αρνητική σχέση με καθοδικές κινήσεις της αγοράς και οι οποίες παραμένουν σταθερές για όλους τους μήνες του έτους.

Τέλος στο άρθρο αναφέρεται πως τόσο οι μηνιαίες όσο και οι εβδομαδιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι κατά μέσο όρο θετικές. Ωστόσο αποδεικνύεται πως η συμμετρία της σχέσης κινδύνου-αποδόσεων σε ανοδικές και καθοδικές κινήσεις της αγοράς είναι αδύναμη, κάτι το οποίο έρχεται να ενισχύσει προηγούμενα ευρήματα σχετικά με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων.

3.21 Σύνοψη Βιβλιογραφίας

Ο Sharpe W. (1964) ανέπτυξε μία θεωρία σχετικά με την ύπαρξη ενός μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων το οποίο μπορεί να προβλέψει τη συμπεριφορά της αγοράς σε αναλογία με τον κίνδυνο. Στην μελέτη του έγινε μία προσπάθεια για μία γραφική απεικόνιση του πώς ο κίνδυνος επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση και τις επενδυτικές αποφάσεις των επενδυτών για μεγιστοποίηση του πλούτου τους. Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε αναδεικνύουν τον συμβιβασμό των επενδυτών με ένα μέτριο ποσοστό απόδοσης με επενδύσεις μικρού κινδύνου.

Ο Black F. (1972) έκανε χρήση του υποδείγματος CAPM για την τιμολόγηση των αξιογράφων υπό συνθήκες περιορισμένων δυνατοτήτων δανεισμού. Στην μελέτη του έκανε χρήση δύο υποθέσεων, την μη ύπαρξη περιουσιακών στοιχείων μηδενικού κινδύνου και αδυναμία δανεισμού στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς. Στο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ήταν πως η αναμενόμενη απόδοση σε ένα οποιοδήποτε υψηλού κινδύνου περιουσιακό στοιχείο αποτελεί μια γραμμική συνάρτηση του συντελεστή βήτα χωρίς να υπάρχουν περαιτέρω περιορισμοί στον δανεισμό.

Οι Black F., Jensen M. και Scholes M. (1972) παρουσίασαν, επιπλέον των δοκιμών του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, και την συνεισφορά επιπλέον πληροφοριών σχετικά με τη φύση των χαρακτηριστικών των αποδόσεων των αξιογράφων. Κάνοντας χρήση όλων των αξιογράφων τα οποία είναι εισηγμένα στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1926 έως 1966 στο παραδοσιακό

μοντέλο αποτίμησης κατέληξαν στο συμπέρασμα πως η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου δεν είναι αυστηρά ανάλογη με το συντελεστή βήτα του. Έτσι έκανα μία συλλογή στοιχείων τα οποία απέρριπταν την παραδοσιακή μορφή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Οι μελετητές προχώρησαν στην ενσωμάτωση των μακροπρόθεσμα μη παρατηρήσιμων μεταβολών των συντελεστών βήτα στο υπόδειγμα CAPM προκειμένου να μελετήσουν την ισχύ του.

Οι Fama E. και Macbeth J.(1973) στην μελέτη τους προσπαθούν να αναδείξουν τη σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για κοινές μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Κάνοντας χρήση του μοντέλου δύο παραμέτρων και τα μοντέλα ισορροπίας της αγοράς που προέρχονται από το παραπάνω μοντέλο κατέληξαν στο συμπέρασμα της μη απόρριψης της βασικής υπόθεσης πως η αποτίμηση των κοινών μετοχών αντανακλά τις προσπάθειες των επενδυτών να κατέχουν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια.

Οι Blume M. και Friend I.(1973) στην έρευνα τους κάνουν χρήση μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για τρεις διαφορετικές περιόδους μετά τον Β' Παγκόσμιο Πόλεμο, προσπάθησαν να ερμηνεύσουν τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό σημείο τον λόγο που η θεωρία της γραμμής κεφαλαιαγοράς δεν ερμηνεύει επαρκώς τις διαφοροποιήσεις στις αποδόσεις των χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων. Παρά το συμπέρασμα της αδυναμίας του υποδείγματος για την αποτίμηση της απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου, σύμφωνα με τους ερευνητές είναι δύσκολο να βρεθεί ένα αποτελεσματικότερο μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Ο Breeden D.T.(1979) έκανε χρήση ενός υποδείγματος με ένα μοναδικό αγαθό. Ένα μεμονωμένο στοιχείο του χαρτοφυλακίου οδηγεί σε έναν ιδανικό ρυθμό κατανάλωσης όπου έχει τη μέγιστη δυνατή συσχέτιση με τις μεταβολές στη συνολική κατανάλωση. Στη συνέχεια κάνοντας χρήση ενός τροποποιημένου υποδείγματος με μοναδικό συντελεστή βήτα πολλαπλών περιόδων των Breeden και Litzenberger(1978) έδειξε πως η εξίσωση τιμολόγησης με πολλαπλά βήτα του Merton μπορεί να καταρρεύσει σε μία εξίσωση με ένα μοναδικό συντελεστή βήτα, όπου η στιγμιαία αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση κάθε τίτλου είναι ανάλογη προς το βήτα της ή την συνδιακύμανσή της, σε σχέση με την συνολική κατανάλωση.

Οι Blume M. και R.F.Stambaugh,(1983) κάνοντας χρήση ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης θέλησαν να δείξουν πως χρησιμοποιώντας ως δεδομένα καθημερινές αποδόσεις έχουν την τάση να υπερεκτιμούν σημαντικά τον όγκο της επίδρασης του μεγέθους. Κατέληξαν στο συμπέρασμα πως το μέγεθος της μεροληψίας σε ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών για τις μικρές επιχειρήσεις είναι αρκετό έτσι ώστε να μεταβάλλει ουσιαστικά τα συμπεράσματα σχετικά με την επίδραση του μεγέθους.

Οι Lakonishok J. και Shapiro A.(1986) στην έρευνά τους μελέτησαν τη σχέση των αποδόσεων των χρηματιστηριακών αγορών και των συντελεστών βήτα, της τυπικής

απόκλισης και του μεγέθους. Έκανα χρήση μηνιαίων δεδομένων για την περίοδο 1962 έως 1981 και σε συνδυασμό με την υπόθεση των Levy και Mayshar απέρριψαν την επεξηματική ισχύ του παραδοσιακού μέτρου να εξηγήσει τη μεταβολή της διατομής στις αποδόσεις.

Οι Handa P, Kothari S. και Walsey C. (1989) μελέτησαν τη σχέση μεταξύ της απόδοσης και του συντελεστή κινδύνου. Στην μελέτη τους γίνεται ανάλυση του συστηματικού κινδύνου σαν μία συνάρτηση της απόδοσης και κατέληξαν στο συμπέρασμα πως η ευαισθησία των συντελεστών βήτα εξαρτάται από το διάστημα επιστροφής που επιλέγεται από τον ερευνητή.

Ο Fama E. (1991) στην μελέτη του αναφέρεται στην ύπαρξη μίας αγοράς όπου οι τιμές των χρηματοοικονομικών τίτλων σε κάθε χρονική στιγμή αντιπροσωπεύουν πλήρως κάθε διαθέσιμη πληροφορία. Κάνοντας χρήση του μοντέλου των Niederhoffer και Osborne σε συνδυασμό με το θεώρημα του τυχαίου περιπάτου (random walk theorem) κατέληξε στο συμπέρασμα πως υπάρχει ανάγκη για περισσότερη έρευνα για την ανάπτυξη και δοκιμή μοντέλων ισορροπίας της αγοράς υπό συνθήκες αβεβαιότητας

Ο Shanken J. (1992) παρουσίασε στην έρευνά του την ανάλυση των οικονομετρικών μεθόδων μέγιστης πιθανοφάνειας καθώς και των παραδοσιακών προσεγγίσεων για τα μοντέλα αποτίμησης κινδύνου. Σύμφωνα με την μελέτη έγινε προσπάθεια αυτοσυσχέτισης των παραγόντων της αγοράς εξετάζοντας δύο παραμέτρους, τα τυπικά σφάλματα και το πρόβλημα της μεροληψίας των δειγμάτων. Τα συμπεράσματα τα οποία προέκυψαν είναι πως υπάρχει ασαφή εικόνα αποτελεσμάτων εξαιτίας έμφυτων περιορισμών των παρατηρήσεων της ασυμπτωτικής στατιστικής ανάλυσης

Ο Black F. (1993) στο άρθρο του κάνει προσπάθεια να καταρρίψει τις κριτικές που έχουν ασκηθεί εναντίον των συντελεστών βήτα. Έτσι μελετά τις τιμές των αξιογράφων για την περίοδο από 1926 έως 1991 με την χρήση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγει η συγκεκριμένη μελέτη είναι πως οι συντελεστές βήτα κρίνονται ακόμα αποτελεσματικοί παρά τις ανακοινώσεις πρόωρου θανάτου τους.

Οι Roll R. και Ross S. (1994) άσκησαν κριτική σχετικά με την αποτελεσματικότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων καθώς και στην κλασική προσέγγιση της σχέσης μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι ερευνητές κάνοντας χρήση του μοντέλου GLS των Wheatley (1992), Kandel και Stambaugh (1993) προχώρησαν στην εκτίμηση των πραγματικών αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα. Στα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν είναι πως η ύπαρξη θετικής κλίσης στην OLS δεν αποτελεί αξιόπιστο παράγοντα για την μελέτη της σχέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα. Σαν λύση πρότειναν την επιλογή ενός σταθμισμένου δείκτη.

Οι Kothari S., Shanken J. και Sloan R. (1995) χρησιμοποίησαν στην μελέτη τους δεδομένα από τη βάση COMPUSTAT για την περίοδο 1947-1987 προκειμένου να εξηγήσουν την μεταβολή της διατομής των αποδόσεων μέσω των συντελεστών βήτα για συγκεκριμένες περιόδους. Στο συμπέρασμα που κατέληξαν είναι πως υπήρχαν

ανεπαρκή στοιχεία προκειμένου να υποστηριχθούν οι αρχικές υποθέσεις, ότι οι συντελεστές βήτα ευθύνονται για τις αποκλίσεις που παρατηρούνται στις αναμενόμενες αποδόσεις.

Οι Daniel K. και S.Titman(1997) μελέτησαν την ύπαρξη διαβρωτικών παραγόντων οι οποίοι έχουν άμμεση σχέση με το μέγεθος και τον δείκτη book-to-market των εταιρειών.Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι πως μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market και μετοχές με χαμηλή κεφαλαιοποίηση θα έχουν υψηλές μέσες αποδόσεις.Παρόλα αυτά οι δείκτες book-to-market φαίνεται να μην είναι ιδιαίτερα καλό μέτρο του συστηματικού κινδύνου.

Οι Brailsford T. και Josev T.(1997) στην έρευνά τους μελέτησαν την επίδραση του Interval Effect.Προχώρησαν στην δημιουργία ενός μοντέλου το οποίο θα υπολογίζει τις μεταβολές στο συντελεστή βήτα καθώς μεταβάλλεται το διάστημα μελέτης των μετοχών.Στο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι πως οι συντελεστές βήτα αλλάζουν ανάλογα με τις μεταβολές του διαστήματος και έχουν επιπτώσεις στα χαρτοφυλάκια και στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων.

Οι Tang G. και Shum W.(2003) μελέτησαν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων καθώς και της σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές κινδύνου βήτα.Χρησιμοποίησαν ως δεδομένα μετοχές από τις διεθνείς χρηματαγορές για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο 1991 έως και τον Δεκέμβριο 2000.Έτσι κατέληξαν στο συμπέρασμα πως οι συντελεστές βήτα αποτελούν ένα βασικό τρόπο μέτρησης του κινδύνου και συνδέονται άμεσα με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις.

Ο Fletcher J.(2000) στο άρθρο του μελετά την υπό όρων σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές βήτα.Κάνοντας χρήση του μοντέλου Pettengill-Sundaran-Mathur(1995) για συγκεκριμένες τιμές μετοχών την περίοδο Ιανουαρίου 1970 έως Ιουλίου 1998 κατέληξε στο συμπέρασμα πως υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των συντελεστών βήτα σε ανοδικές πορείες της αγοράς και αρνητική σχέση σε καθοδικές πορείες της αγοράς.

Οι Shanken J. και Zhou G.(2007) προσπάθησαν να επεξηγήσουν τις διαστρωματικές διαφορές στις αναμενόμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων.Στην μεθοδολογία τους έκαναν χρήση της διαδικασίας των Fama-MacBeth για την ανάλυση των δεδομένων και εκτενείς προσομοιώσεις για να διαπιστώσουν την ύπαρξη αναγκαιότητας για περαιτέρω ανάλυση σε μία σειρά από διαφορετικά σενάρια στα οποία μπορεί να οδηγηθούν εξαιτίας της μεταβολής των διαφορετικών παραγόντων και των χαρτοφυλακίων

Οι Adrian T. και Franzoni F.(2009) στην μελέτη τους θέλησαν να ενσωματώσουν στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων τις μακροπρόθεσμες μη παρατηρήσιμες μεταβολές των συντελεστών βήτα.Για να το επιτύχουν αυτό στην μεθοδολογία τους έκαναν χρήση των φίλτρων Kalman έτσι ώστε να τροποποιηθεί το Υ.Α.Κ.Σ. με σκοπό να υπολογίζει τις μη παρατηρήσιμες μεταβολές των βήτα μακροπρόθεσμα.Στα συμπεράσματα που κατέληξαν είναι πως τα αποτελέσματα που

προκύπτουν από τις δοκιμές επαληθεύουν τις αρχικές υποθέσεις των Lewellen και Nagel (2006), οι οποίοι έκαναν την διαπίστωση ότι οι δεσμευμένες μεταβλητές δεν μπορούν μεμονωμένα μέσα από τη χρήση τους να βελτιώσουν την απόδοση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουν οι παραπάνω μελέτες είναι πως η αναμενόμενη απόδοση δεν έχει ισχυρή γραμμική σχέση με τον συντελεστή βήτα λόγω των περιορισμών που γίνονται στις αρχικές υποθέσεις του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Κατά το πέρασμα των χρόνων πολλοί ερευνητές και με διαφορετικές μεθοδολογίες προσπάθησαν να αποδείξουν την ύπαρξη γραμμικής σχέσης μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Στα συμπεράσματα στα οποία κατέληγαν δεν αποδεικνύονταν η παραπάνω σχέση με τη χρήση δεδομένων από τις χρηματιστηριακές αγορές για διαφορετικούς επενδυτικούς ορίζοντες. Το Υ.Α.Κ.Σ. στηρίζεται σε αποδοτικές αγορές γεγονός το οποίο αντικρούεται με την πραγματικότητα. Έτσι αν και αποτελεί ένα σπουδαίο εργαλείο σε θεωρητικό επίπεδο, σε πρακτικό επίπεδο φαίνεται να μην μπορεί να επιβεβαιώσει τις αρχικές υπόθεσεις.

3.22 Συγκεντρωτικός Πίνακας Βιβλιογραφίας

Πίνακας 3.1 Συγκεντρωτικός πίνακας βιβλιογραφίας

Τίτλος Άρθρου/Συγγραφείς	Σκοπός	Δεδομένα-Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
Learning about Beta: Time Varying Factor Loadings, Expected Returns and the Conditional CAPM Adrian T. and Franzoni F. (2009)	Η ενσωμάτωση των μακροπρόθεσμων μη παρατηρήσιμων μεταβολών των συντελεστών βήτα στο υπόδειγμα CAPM	Η χρήση των φίλτρων Kalman έτσι ώστε να τροποποιηθεί το μοντέλο CAPM με σκοπό να υπολογίζει τις μη παρατηρήσιμες μεταβολές των βήτα μακροπρόθεσμα	Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις δοκιμές επαληθεύουν τις αρχικές υποθέσεις
Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing	Χρήση του υποδείγματος CAPM για την τιμολόγηση των	Χρήση δύο υποθέσεων, μη ύπαρξη περιουσιακών	Η αναμενόμενη απόδοση σε ένα οποιοδήποτε υψηλού κινδύνου

Black F.(1972)	αξιογράφων υπό συνθήκες περιορισμένων δυνατοτήτων δανεισμού	στοιχείων μηδενικού κινδύνου και αδυναμία δανεισμού στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου της αγοράς	περιουσιακό στοιχείο αποτελεί μια γραμμική συνάρτηση του συντελεστή βήτα χωρίς να υπάρχουν περαιτέρω περιορισμοί στον δανεισμό
Beta and Return Black F.(1993)	Προσπάθεια του άρθρου να καταρρίψει τις κριτικές που έχουν ασκηθεί εναντίον των συντελεστών βήτα	Μελέτη των τιμών των αξιογράφων για την περίοδο από 1926 έως 1991 με χρήση του υποδείγματος CAPM	Οι συντελεστές βήτα κρίνονται ακόμα αποτελεσματικοί παρά τις ανακοινώσεις πρόωρου θανάτου τους.
The Capital Asset Pricing Model:Some Empirical Tests Black F.,Jensen M.and Scholes M.(1972)	Παρουσίαση επιπλέον δοκιμών του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και συνεισφορά επιπλέον πληροφοριών σχετικά με τη φύση των χαρακτηριστικών των αποδόσεων των αξιογράφων	Χρήση όλων των αξιογράφων τα οποία είναι εισηγμένα στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1926 έως 1966 στο παραδοσιακό μοντέλο αποτίμησης.	Η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου δεν είναι αυστηρά ανάλογη με το συντελεστή βήτα του.Συλλογή στοιχείων απόρριψης της παραδοσιακής μορφής του υποδείγματος αποτίμησης
A new Look at the Capital Asset Pricing Model Blume M.and Friend I.(1973)	Προσπάθεια ερμηνείας τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό σημείο των λόγων που η θεωρία της γραμμής κεφαλαιαγοράς δεν ερμηνεύει επαρκώς τις διαφοροποιήσεις στις αποδόσεις των χρηματοοικονομικών	Χρήση μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για τρεις διαφορετικές περιόδους μετά τον Β' Παγκόσμιο Πόλεμο	Παρά το συμπέρασμα της αδυναμίας του υποδείγματος για την αποτίμηση της απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου είναι δύσκολο να βρεθεί ένα πιο αποτελεσματικό μοντέλο

	ν περιουσιακών στοιχείων		
<p>Biases in computed returns:an application to the size-effect</p> <p>Blume M.and R.F.Stambaugh,(1983)</p>	<p>Οι μελέτες που χρησιμοποιούν ως δεδομένα καθημερινές αποδόσεις έχουν την τάση να υπερεκτιμούν σημαντικά τον όγκο της επίδρασης του μεγέθους</p>	<p>Χρήση ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης</p>	<p>Το μέγεθος της μεροληψίας σε ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών για τις μικρές επιχειρήσεις είναι αρκετή έτσι ώστε να μεταβάλλει ουσιαστικά τα συμπεράσματα σχετικά με την επίδραση του μεγέθους</p>
<p>The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk</p> <p>Brailsford T. and Josev T.(1997)</p>	<p>Η μελέτη της επίδρασης του Interval Effect</p>	<p>Η δημιουργία ενός μοντέλου το οποίο θα υπολογίζει τις μεταβολές στο συντελεστή βήτα καθώς μεταβάλλεται το διάστημα μελέτης των μετοχών</p>	<p>Οι συντελεστές βήτα αλλάζουν ανάλογα με τις μεταβολές του διαστήματος και έχουν επιπτώσεις στα χαρτοφυλάκια και στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων</p>
<p>An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities</p> <p>Breeden D.T.(1979)</p>	<p>Χρήση ενός υποδείγματος με ένα μοναδικό αγαθό,ένα μεμονωμένο στοιχείο του χαρτοφυλακίου οδηγεί σε έναν ιδανικό ρυθμό κατανάλωσης όπου έχει τη μέγιστη δυνατή συσχέτιση με τις μεταβολές στη συνολική κατανάλωση</p>	<p>Χρήση ενός τροποποιημένου υποδείγματος με μοναδικό συντελεστή βήτα πολλαπλών περιόδων των Breeden και Litzenberger(1978).</p>	<p>Η εξίσωση τιμολόγησης με πολλαπλά βήτα του Merton μπορεί να καταρρεύσει σε μία εξίσωση με ένα μοναδικό συντελεστή βήτα,όπου η στιγμιαία αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση κάθε τίτλου είναι ανάλογη προς το βήτα της ή την συνδιακύμανσή της,σε σχέση με</p>

			την συνολική κατανάλωση
Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns Daniel K.and S.Titman(1997)	Ύπαρξη διαβρωτικών παραγόντων οι οποίοι έχουν άμεση σχέση με το μέγεθος και τον δείκτη book-to-market των εταιρειών	Μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market και μετοχές με χαμηλή κεφαλαιοποίηση που έχουν υψηλές μέσες αποδόσεις	Οι δείκτες book-to-market φαίνεται να μην είναι ιδιαίτερα καλό μέτρο του συστηματικού κινδύνου
Efficient capital markets Fama E.(1991)	Ύπαρξη μίας αγοράς όπου οι τιμές των χρηματοοικονομικών τίτλων σε κάθε χρονική στιγμή αντιπροσωπεύουν πλήρως κάθε διαθέσιμη πληροφορία	Χρήση του μοντέλου των Niederhoffer και Osborne σε συνδυασμό με το θεώρημα του τυχαίου περιπάτου(random walk theorem)	Ανάγκη για περισσότερη έρευνα για την ανάπτυξη και δοκιμή μοντέλων ισορροπίας της αγοράς υπό συνθήκες αβεβαιότητας
Risk,Return and Equilibrium:Empirical Tests Fama E.and Macbeth J.(1973)	Η μελέτη της σχέσης μεταξύ της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για κοινές μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης	Χρήση του μοντέλου δύο παραμέτρων και τα μοντέλα ισορροπίας της αγοράς που προέρχονται από το παραπάνω μοντέλο	Μη απόρριψη της βασικής υπόθεσης πως η αποτίμηση των κοινών μετοχών αντανάκλα τις προσπάθειες των επενδυτών να κατέχουν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια
On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns Fletcher J.(2000)	Η μελέτη της υπό όρων σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές βήτα	Χρήση του μοντέλου Pettengill-Sundaran-Mathur(1995) συγκεκριμένων μετοχών την περίοδο Ιανουαρίου 1970 έως Ιουλίου 1998	Θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των βήτα σε ανοδικές πορείες της αγοράς και αρνητική σχέση σε καθοδικές πορείες της αγοράς

<p>The Relation between the Return,Interval and Betas,Implications for the Size Effect</p> <p>Handa P,Kothari S. and Walsey C.(1989)</p>	<p>Μελέτη της σχέσης μεταξύ της απόδοσης και του συντελεστή κινδύνου</p>	<p>Ανάλυση του συστηματικού κινδύνου σαν μία συνάρτηση της απόδοσης</p>	<p>Ευαισθησία των συντελεστών βήτα ως προς το διάστημα επιστροφής που επιλέγεται από τον ερευνητή</p>
<p>Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns</p> <p>Kothari S.,Shanken J.and Sloan R.(1995)</p>	<p>Επεξήγηση της μεταβολής της διατομής των αποδόσεων μέσω των συντελεστών βήτα για συγκεκριμένες περιόδους</p>	<p>Χρήση δεδομένων από τη βάση COMPUSTAT για την περίοδο 1947 έως 1987</p>	<p>Ανεπαρκή στοιχεία προκειμένου να υποστηριχθούν οι αρχικές υποθέσεις ότι τα βήτα ευθύνονται για τις αποκλίσεις που παρατηρούνται στις αναμενόμενες αποδόσεις</p>
<p>Systematic Risk,Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns</p> <p>Lakonishok J.and Shapiro A.(1986)</p>	<p>Μελέτη της σχέση των αποδόσεων των χρηματιστηριακών αγορών και των βήτα,της τυπικής απόκλισης και του μεγέθους</p>	<p>Χρήση μηνιαίων δεδομένων για την περίοδο 1962 έως 1981 σε συνδυασμό με την υπόθεση των Levy και Mayshar</p>	<p>Απόρριψη του παραδοσιακού μέτρου να εξηγήσει τη μεταβολή της διατομής στις αποδόσεις</p>
<p>On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas</p> <p>Roll R. and Ross S.(1994)</p>	<p>Άσκηση κριτικής στην αποτελεσματικότητα του CAPM και στην κλασσική προσέγγιση της σχέσης μεταξύ απόδοσης και κινδύνου</p>	<p>Χρήση του μοντέλου GLS των Wheatley(1992) και Kandel και Stambaugh(1993) για την εκτίμηση των πραγματικών αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα</p>	<p>Η ύπαρξη θετικής κλίσης στην OLS δεν αποτελεί αξιόπιστο παράγοντα για την μελέτη της σχέσης απόδοση-βήτα.Αποδεκτή λύση η επιλογή ενός σταθμισμένου δείκτη</p>
<p>On the Estimation of Beta-Pricing Models</p> <p>Shanken J.(1992)</p>	<p>Παρουσίαση της ανάλυσης των οικονομετρικών μεθόδων μέγιστης</p>	<p>Προσπάθεια αυτοσυσχέτισης των παραγόντων της αγοράς</p>	<p>Ασαφής εικόνα αποτελεσμάτων εξαιτίας έμφυτων περιορισμών των</p>

	πιθανοφάνειας καθώς και των παραδοσιακών προσεγγίσεων για τα μοντέλα αποτίμησης κινδύνου	εξετάζοντας δύο παραμέτρους, τα τυπικά σφάλματα και το πρόβλημα της μεροληψίας των δειγμάτων	παρατηρήσεων της ασυμπτωτικής στατιστικής ανάλυσης
Estimating and Testing Beta Pricing Models: Alternative Methods and their Performance in Simulations Shanken J. and Zhou G. (2007)	Επεξήγηση των διαστρωματικών διαφορών στις αναμενόμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων	Χρήση της διαδικασίας των Fama-MacBeth για την ανάλυση των δεδομένων και εκτενείς προσομοιώσεις	Ύπαρξη αναγκαιότητας για περαιτέρω ανάλυση σε μία σειρά από διαφορετικά σενάρια στα οποία μπορεί να οδηγηθούν εξαιτίας της μεταβολής των διαφορετικών παραγόντων και των χαρτοφυλακίων
Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk Sharpe W. (1964)	Ύπαρξη ενός μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων το οποίο μπορεί να προβλέψει τη συμπεριφορά της αγοράς σε αναλογία με τον κίνδυνο	Γίνεται γραφική απεικόνιση του πώς ο κίνδυνος επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση και τις επενδυτικές αποφάσεις των επενδυτών για μεγιστοποίηση του πλούτου τους	Συμβιβασμός των επενδυτών με ένα μέτριο ποσοστό απόδοσης με επενδύσεις μικρού κινδύνου
The Conditional Relationship between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets Tang G. and Shum W. (2003)	Μελέτη του υποδείγματος CAPM και της σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές κινδύνου βήτα	Δεδομένα από τις διεθνείς χρηματαγορές για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο 1991 έως και τον Δεκέμβριο 2000	Οι συντελεστές βήτα αποτελούν ένα βασικό τρόπο μέτρησης του κινδύνου και συνδέονται άμεσα με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις

4. Δεδομένα και Μεθοδολογία

4.1 Δεδομένα

Στη συγκεκριμένη εργασία τα δεδομένα αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Datastream. Χρησιμοποιήσαμε ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες τιμές κλεισίματος σε βάθος δεκαέξι ετών, τριών μεγάλων Ευρωπαϊκών χωρών, της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Γερμανίας, καθώς και των αντίστοιχων χρηματιστηριακών δεικτών τους. Κατά τη διαδικασία επιλογής των χωρών απορρίψαμε άλλες χώρες λόγω έλλειψης ιστορικών δεδομένων καθώς και από τις χώρες που επιλέξαμε απορρίψαμε μετοχές που δεν είχαν στοιχεία για διάρκεια άνω του ενός έτους. Επίσης προκειμένου τα δεδομένα μας να είναι επαρκή περιοριστίκαμε σε βάθος χρόνου δεκαέξι ετών. Από τα δεδομένα αποκλείσαμε εταιρείες του χρηματοοικονομικού κλάδου, όπως τράπεζες και ασφαλιστικούς οργανισμούς, καθώς ήταν απαραίτητο να γίνει εφόσον η μόχλευση όλων των κλάδων εκτός του Χρηματοοικονομικού αποτελεί ένδειξη πιστωτικού κινδύνου, γεγονός που συνεπάγεται υψηλότερη απόδοση για τον επενδυτή. Επίσης αξίζει να σημειωθεί ότι η συγκεκριμένη εργασία είναι προδιαθετημένη ως προς τις μακράς διάρκειας εταιρείες.

Συγκεκριμένα για την Αγγλία χρησιμοποιήσαμε τις τιμές κλεισίματος 216 μετοχών του χρηματιστηριακού δείκτη FTSE 350 του Λονδίνου, τις οποίες εν συνεχεία τις μετατρέψαμε σε ευρώ. Για την Γαλλία χρησιμοποιήσαμε τις τιμές κλεισίματος 232 μετοχών του χρηματιστηριακού δείκτη SBF 250 του χρηματιστηρίου του Παρισίου. Για την Γερμανία χρησιμοποιήσαμε τις τιμές κλεισίματος 250 μετοχών του χρηματιστηριακού δείκτη PRIME ALL-SHARE του χρηματιστηρίου της Φρανκφούρτης. Τέλος ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και για τις τρεις χώρες χρησιμοποιήσαμε τα δεκαετή κρατικά ομόλογα.

4.2 Μεθοδολογία

Η μεθοδολογία μας θα βασιστεί στην μελέτη των Fama-Macbeth (1973). Αρχικά υπολογίζουμε τις αποδόσεις των τιμών κλεισίματος. Χρησιμοποιούμε τη διαφορά των λογαρίθμων των τιμών κλεισίματος καθώς έτσι επιτυγχάνουμε η απόδοση να είναι πιο συνεχής και να πλησιάζει την κανονική κατανομή. Έτσι ο τύπος που χρησιμοποιήθηκε για να προκύψουν οι αποδόσεις είναι ο εξής

$$R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \quad (4.1)$$

όπου ,

R_{it} η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο t

P_{it} η τιμή κλεισίματος της μετοχής i τη χρονική περίοδο t

P_{it-1} η τιμή κλεισίματος της μετοχής i τη χρονική περίοδο $t-1$

Στη συνέχεια υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις, την διακύμανση, την τυπική απόκλιση και τον συντελεστή μεταβλητότητας για κάθε χρονικό ορίζοντα και για κάθε χώρα ξεχωριστά.

Με παρόμοιο τρόπο υπολογίσαμε τις αποδόσεις των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών. Ο τύπος που χρησιμοποιήθηκε είναι ο ακόλουθος

$$R_{Mt} = \ln P_{Mt} - \ln P_{Mt-1} \quad (4.2)$$

όπου,

R_{Mt} η απόδοση του δείκτη M τη χρονική περίοδο t

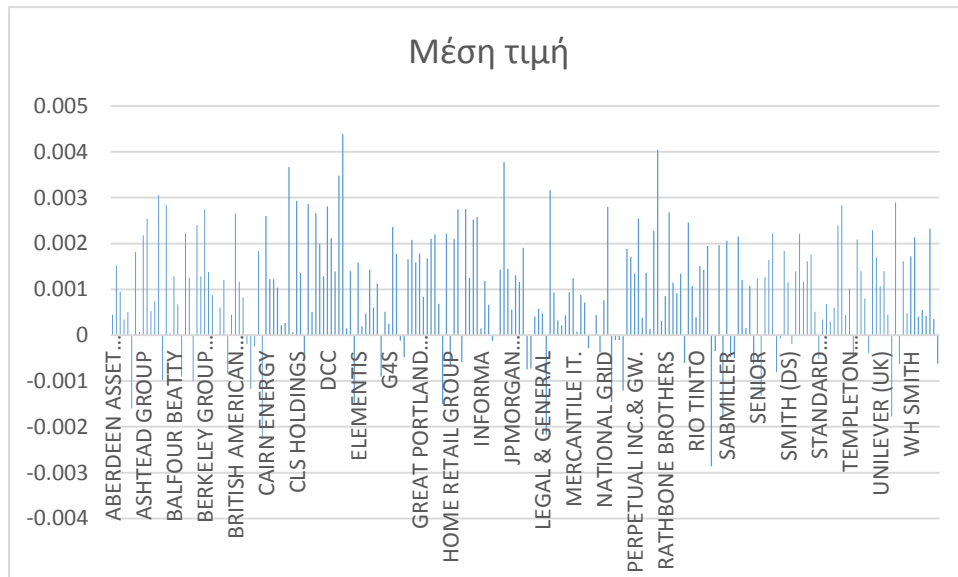
P_{Mt} η τιμή κλεισίματος του δείκτη M τη χρονική περίοδο t

P_{Mt-1} η τιμή κλεισίματος του δείκτη M τη χρονική περίοδο t

Αγγλία

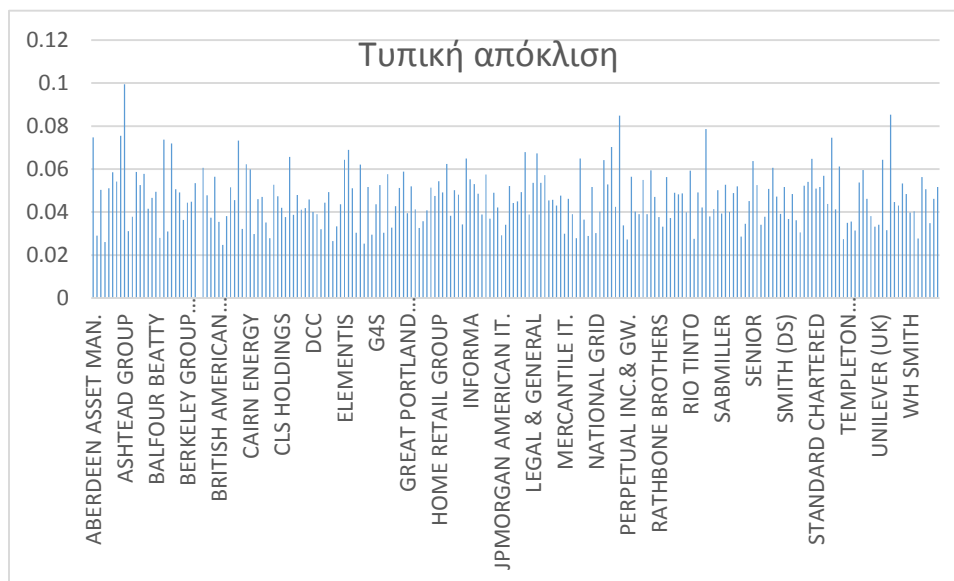
Στο διάγραμμα 4.1 παρουσιάζεται η μέση τιμή για κάθε εταιρεία που συμπεριλάβαμε προκειμένου να διαμορφώσουμε τα χαρτοφυλάκια για την Αγγλία την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014.

Διάγραμμα 4.1 Μέση τιμή μετοχών Αγγλίας 1999-2014



Στο διάγραμμα 4.2 απεικονίζεται η τυπική απόκλιση κάθε μετοχής που συμπεριλάβαμε στην μελέτη για την Αγγλία για την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014.

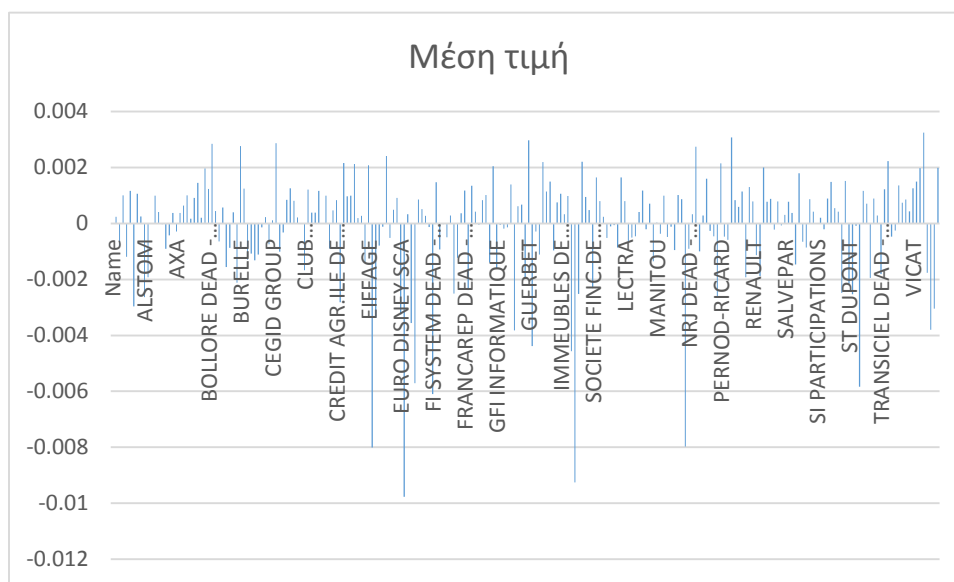
Διάγραμμα 4.2 Τυπική απόκλιση μετοχών Αγγλίας 1999-2014



Γαλλία

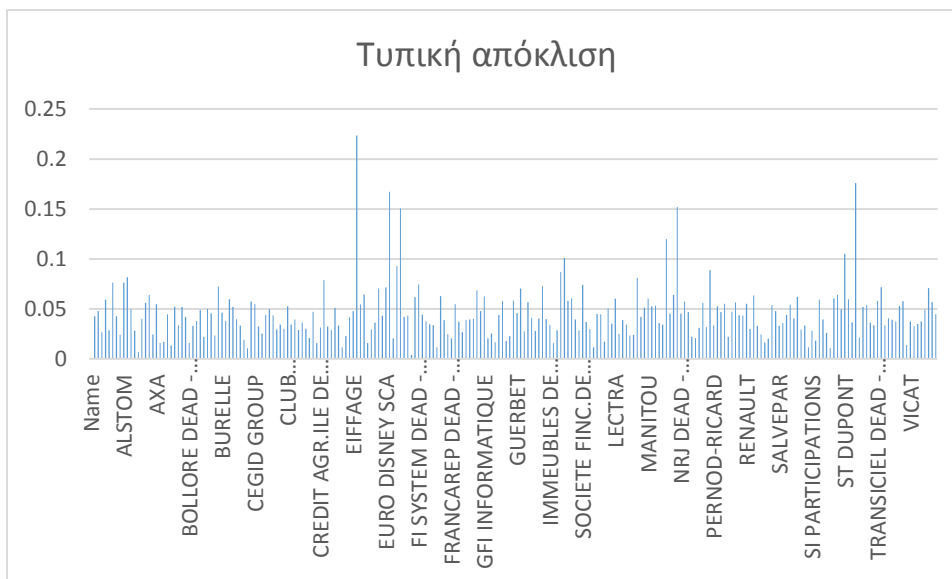
Στο διάγραμμα 4.3 παρουσιάζεται η μέση τιμή για κάθε εταιρεία που συμπεριλάβαμε προκειμένου να διαμορφώσουμε τα χαρτοφυλάκια για την Γαλλία την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014.

Διάγραμμα 4.3 Μέση τιμή μετοχών Γαλλίας 1999-2014



Στο διάγραμμα 4.4 απεικονίζεται η τυπική απόκλιση κάθε μετοχής που συμπεριλάβαμε στην μελέτη για την Γαλλία για την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014.

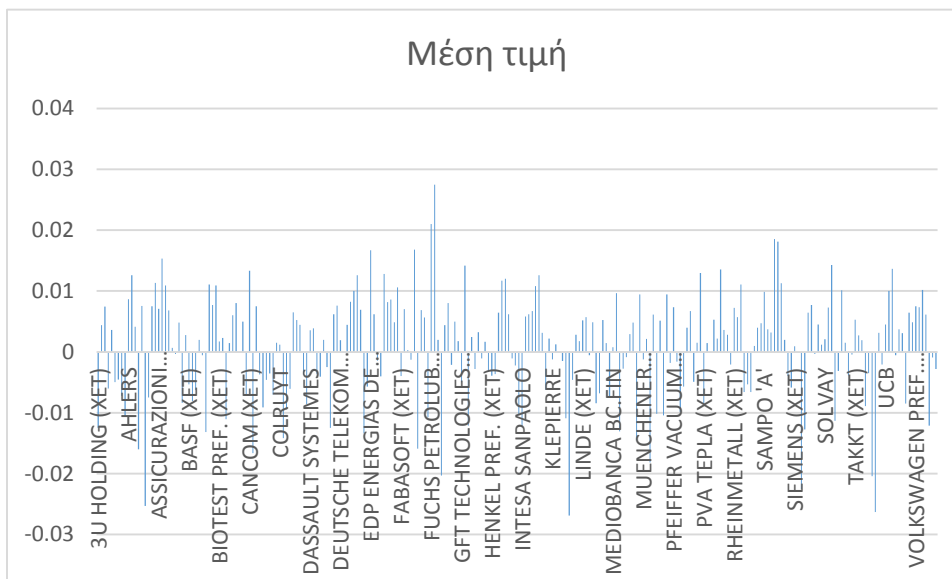
Διάγραμμα 4.4 Τυπική απόκλιση μετοχών Γαλλίας 1999-2014



Γερμανία

Στο διάγραμμα 4.5 παρουσιάζεται η μέση τιμή για κάθε εταιρεία που συμπεριλάβαμε προκειμένου να διαμορφώσουμε τα χαρτοφυλάκια για την Γερμανία την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014

Διάγραμμα 4.5 Μέση τιμή μετοχών Γερμανίας 1999-2014



Στο διάγραμμα 4.6 απεικονίζεται η τυπική απόκλιση κάθε μετοχής που συμπεριλάβαμε στην μελέτη για την Γερμανία για την χρονική περίοδο 31/12/1998-31/12/2014.

Διάγραμμα 4.6 Τυπική απόκλιση μετοχών Γερμανίας 1999-2014



Η συγκεκριμένη εργασία αντλεί δεδομένα την περίοδο 31/12/1998-31/12/2014. Προκειμένου να διαμορφώσουμε τα χαρτοφυλάκια σχηματίσαμε τρεις υποπεριόδους, έξι χρόνια η πρώτη υποπερίοδος και από πέντε χρόνια οι επόμενες δύο (1999-2004, 2005-2009, 2010-2014). Ο διαχωρισμός αυτός έγινε τόσο για τα ημερήσια δεδομένα όσο και για τα εβδομαδιαία και τα μηνιαία. Έτσι για την πρώτη υποπερίοδο, 1999-2004, χρησιμοποιήσαμε 1564 ημερήσιες παρατηρήσεις, 312 εβδομαδιαίες και 71 μηνιαίες. Για την δεύτερη και τρίτη υποπερίοδο, 2005-2009 και 2010-2014 αντίστοιχα, χρησιμοποιήσαμε 1304 ημερήσιες, 260 εβδομαδιαίες και 59 μηνιαίες παρατηρήσεις και για τις τρεις χώρες που μελετήθηκαν.

Ακολουθεί η διαδικασία σχηματισμού των χαρτοφυλακίων η οποία έγινε με τέτοιο τρόπο έτσι ώστε να περιορίσει μεροληψίες που προκύπτουν από τις ασύγχρονες συναλλαγές και άλλες τριβές που προκύπτουν από τις συναλλαγές.

Για την πρώτη υποπερίοδο, 1999-2004, εκτιμάται ο συντελεστής βήτα για την κάθε μετοχή με τη βοήθεια του ακόλουθου μονοπαραγοντικού υποδείγματος

$$R_{it} = a_i + b_i * R_{Mt} + e_{it} \quad (4.3)$$

όπου,

R_{it} η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο t

R_{Mt} η απόδοση του δείκτη M τη χρονική περίοδο t

a_i ο σταθερός συντελεστής που δίνει την απόδοση της μετοχής i όταν η απόδοση του δείκτη M είναι ίση με μηδέν

b_i ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

e_{it} το σφάλμα παλινδρόμησης.

Εν συνεχεία ταξινομούνται οι μετοχές με βάση τον συντελεστή βήτα που υπολογίστηκε παραπάνω σε αύξουσα σειρά προκειμένου να δημιουργήσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα μελετήσουμε. Για την Αγγλία σχηματίσαμε 30 χαρτοφυλάκια, 6 χαρτοφυλάκια με 8 μετοχές το καθένα και 24 χαρτοφυλάκια με 7 μετοχές το καθένα. Για τη Γαλλία σχηματίστηκαν 29 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 8 μετοχές το καθένα. Για τη Γερμανία σχηματίσαμε συνολικά 30 χαρτοφυλάκια, 10 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 9 μετοχές το καθένα και 20 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 8 μετοχές το καθένα. Έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα περιλαμβάνει τις μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα περιλαμβάνει τις μετοχές αυτές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα.

Για την δεύτερη υποπερίοδο, 2005-2009, υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των μετοχών που αποτελούν κάθε χαρτοφυλάκιο και εν συνεχεία υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και την τυπική απόκλιση των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη υποπερίοδο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται ως ο σταθμικός μέσος των βήτα των μετοχών τους, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές τους. Υποθέτουμε ίσα σταθμά για τις μετοχές που αποτελούν κάθε χαρτοφυλάκιο (Fama και Macbeth 1973). Έτσι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου θα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$b_p = \sum_{i=1}^n x_i * b_i \quad (4.4)$$

όπου,

b_p είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p

x_i είναι το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i

b_i είναι ο συντελεστής βήτα της μετοχής i .

Αναλόγως υπολογίζουμε τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων για τη δεύτερη υποπερίοδο ως τον σταθμικό μέσο των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών τους με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές τους με τον ακόλουθο τύπο

$$\sigma_p = \sum_{i=1}^n x_i * \sigma_i \quad (4.5)$$

όπου,

σ_p είναι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου p

x_i είναι το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i

σ_i είναι η τυπική απόκλιση της μετοχής i .

Για την τρίτη και τελευταία υποπερίοδο, 2010-2014, υπολογίζουμε τις μέσες αποδόσεις των μετοχών καθώς και των χαρτοφυλακίων, όπως σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, χρησιμοποιώντας τα στοιχεία της τρίτης υποπεριόδου. Οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται ως ο σταθμικός μέσος των αποδόσεων των μετοχών τους, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές τους. Ο τύπος που μας δίνει τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων θα είναι

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^n x_i * \bar{R}_i \quad (4.6)$$

όπου,

\bar{R}_p είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p

x_i είναι το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i

\bar{R}_i είναι η μέση απόδοση της μετοχής i .

Ακολουθεί αναλυτικά η παραπάνω διαδικασία για κάθε χώρα και για κάθε επενδυτικό ορίζοντα.

4.2.1 Αγγλία

4.2.1.1 Ημερήσια δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

Υπολογίζουμε τα βήτα των μετοχών και τις κατατάσσουμε σε αύξουσα σειρά. Κατόπιν σχηματίζουμε 30 χαρτοφυλάκια. Τα πρώτα 6 χαρτοφυλάκια αποτελούνται από 8 μετοχές και τα υπόλοιπα 24 αποτελούνται από 7 μετοχές το καθένα. Τα χαρτοφυλάκια με τους αντίστοιχους συντελεστές βήτα παρουσιάζονται στον πίνακα 4.1.

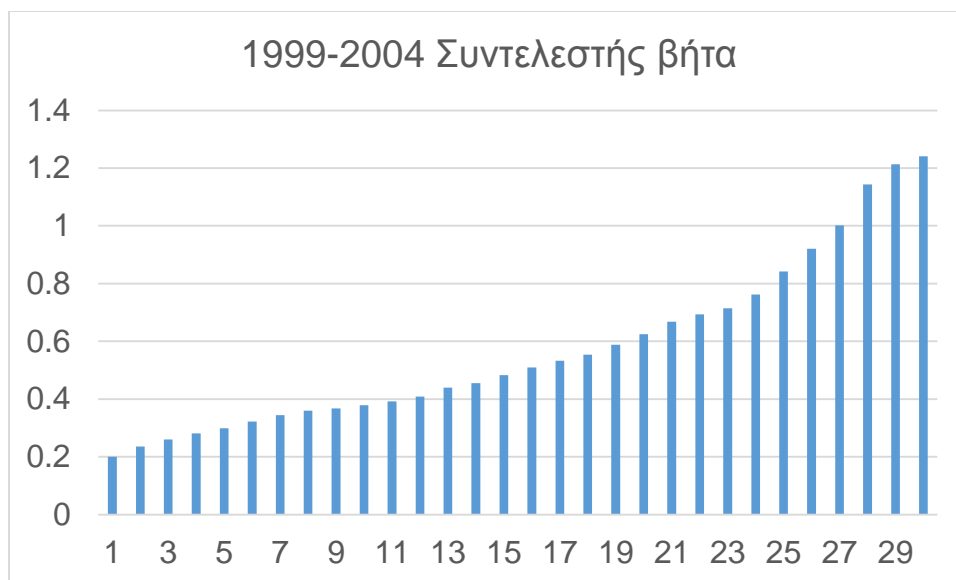
Πίνακας 4.1 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	0.200223
2	0.235982

3	0.260656
4	0.280987
5	0.298867
6	0.322057
7	0.344765
8	0.359682
9	0.368162
10	0.379257
11	0.391697
12	0.408334
13	0.439507
14	0.455453
15	0.482992
16	0.5093
17	0.533102
18	0.553537
19	0.588618
20	0.624499
21	0.668011
22	0.692944
23	0.714538
24	0.761853
25	0.841791
26	0.921148
27	1.00146
28	1.143445
29	1.213194
30	1.240878

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.1, το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες έξι μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.1 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.1 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 4.2.

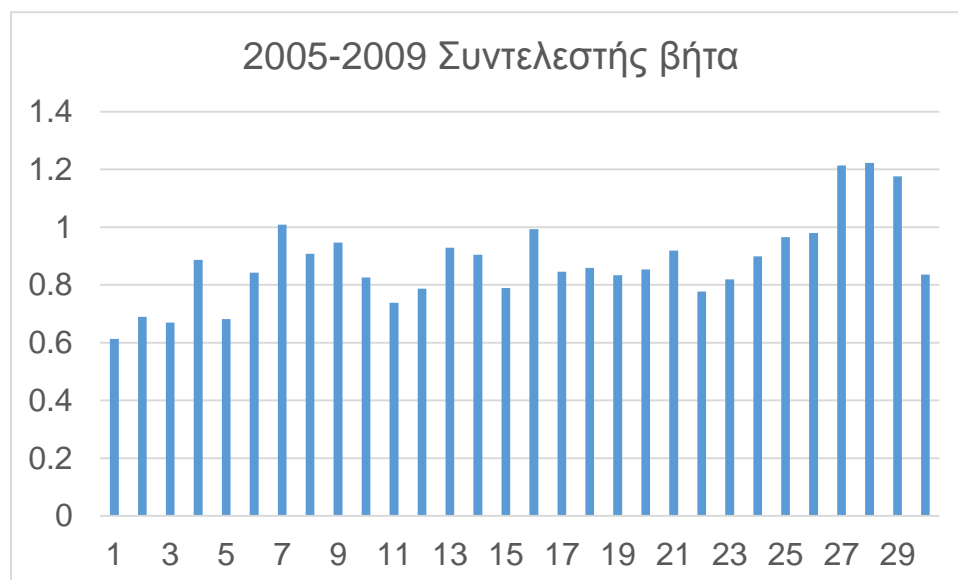
Πίνακας 4.2 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλακιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.612387	0.002472
2	0.688872	0.023768
3	0.66955	0.025965
4	0.887178	0.031426
5	0.682049	0.0239
6	0.84244	0.02483
7	1.009116	0.031149
8	0.907477	0.028163
9	0.946033	0.028294
10	0.825607	0.024912
11	0.738294	0.024378
12	0.786917	0.023247
13	0.928675	0.029695
14	0.904324	0.025001
15	0.789429	0.023951

16	0.993395	0.029703
17	0.846031	0.023477
18	0.858731	0.020847
19	0.833113	0.020699
20	0.853272	0.022821
21	0.918314	0.024856
22	0.777466	0.021688
23	0.819087	0.018106
24	0.898559	0.019932
25	0.964949	0.023372
26	0.979388	0.022958
27	1.213615	0.027883
28	1.22238	0.033662
29	1.176014	0.02739
30	0.835633	0.020373

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.2, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.2 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.2 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

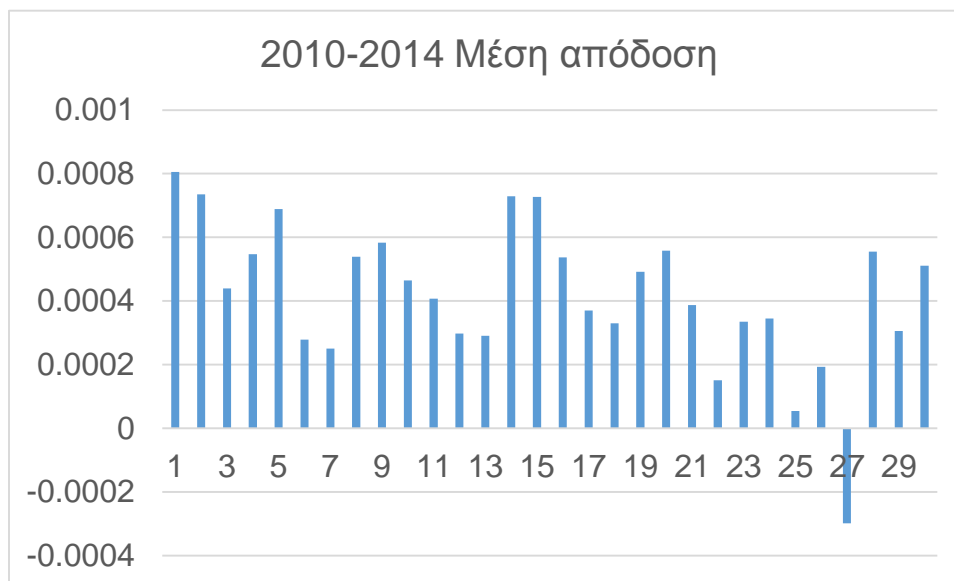
Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

Πίνακας 4.3 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.000805025
2	0.000735246
3	0.00043943
4	0.000546595
5	0.000688581
6	0.000278857
7	0.000250202
8	0.000538741
9	0.000583498
10	0.000464738
11	0.000407133
12	0.000297389
13	0.000290395
14	0.000729528
15	0.000726918
16	0.000536883
17	0.000370028
18	0.000329475
19	0.000491936
20	0.00055827
21	0.000386807
22	0.000150747
23	0.000334516
24	0.000344815
25	5.42264E-05
26	0.000193283
27	-0.00029925
28	0.00055488
29	0.000306105
30	0.000510621

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.3, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.3 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά. Παρατηρούμε πως το 27^ο χαρτοφυλάκιο εμφανίζει αρνητική μέση απόδοση.

Διάγραμμα 4.3 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 2010-2014



4.2.1.2 Εβδομαδιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

Υπολογίζουμε τα βήτα των μετοχών και τις κατατάσσουμε σε αύξουσα σειρά. Κατόπιν σχηματίζουμε 30 χαρτοφυλάκια. Τα πρώτα 6 χαρτοφυλάκια αποτελούνται από 8 μετοχές και τα υπόλοιπα 24 αποτελούνται από 7 μετοχές το καθένα.

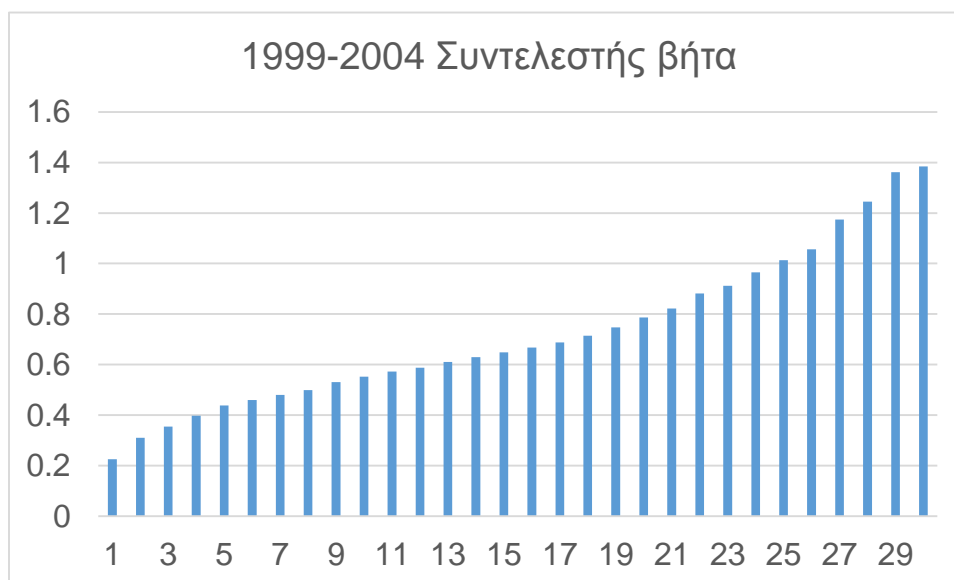
Πίνακας 4.4 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	0.226027
2	0.309731
3	0.354601
4	0.397487
5	0.437691
6	0.46002
7	0.480524
8	0.498758
9	0.530464
10	0.552118
11	0.572154
12	0.587276
13	0.610162
14	0.629936
15	0.648675

16	0.667476
17	0.687971
18	0.714502
19	0.747659
20	0.785977
21	0.822011
22	0.881265
23	0.91238
24	0.96525
25	1.013745
26	1.056227
27	1.174623
28	1.244439
29	1.360951
30	1.384177

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.4, το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες έξι μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.4 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.4 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

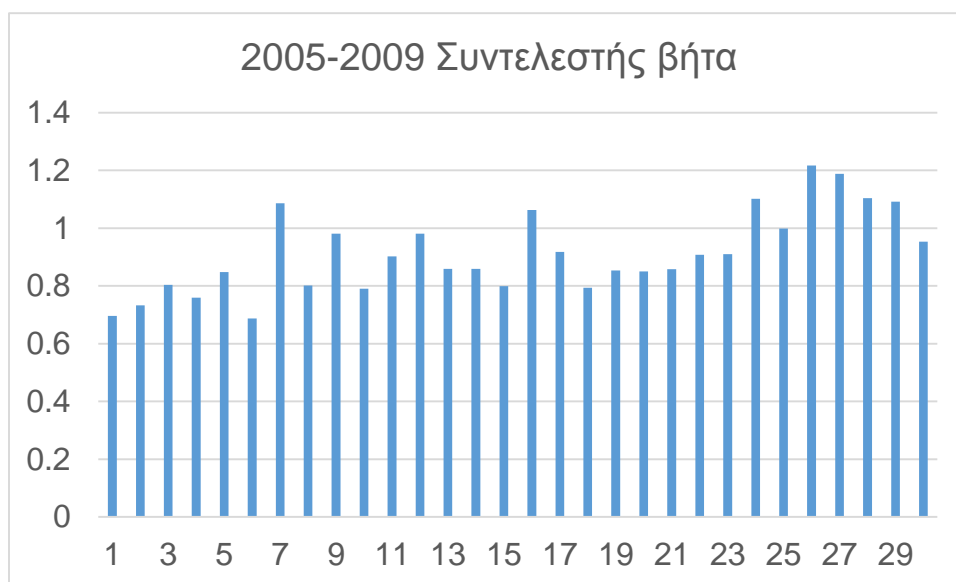
Πίνακας 4.5 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.696008	0.004921
2	0.732975	0.051586
3	0.803115	0.055782
4	0.759705	0.050785
5	0.847486	0.061014
6	0.687191	0.054345
7	1.085861	0.062964
8	0.800857	0.045754
9	0.980834	0.057594
10	0.790035	0.058137
11	0.902559	0.060577
12	0.980361	0.053386
13	0.858775	0.054688
14	0.858465	0.055682
15	0.799196	0.053576
16	1.062539	0.072395
17	0.917981	0.046734
18	0.793757	0.047312
19	0.853792	0.046377
20	0.850574	0.043813
21	0.858084	0.056306
22	0.907334	0.048334
23	0.90972	0.041571
24	1.101996	0.061197
25	0.998921	0.055367
26	1.216932	0.066557
27	1.188206	0.06705
28	1.104287	0.055157
29	1.091513	0.055317
30	0.953425	0.051372

Πίνακας 4.5 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2006-2010

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.5, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.5 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.5 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

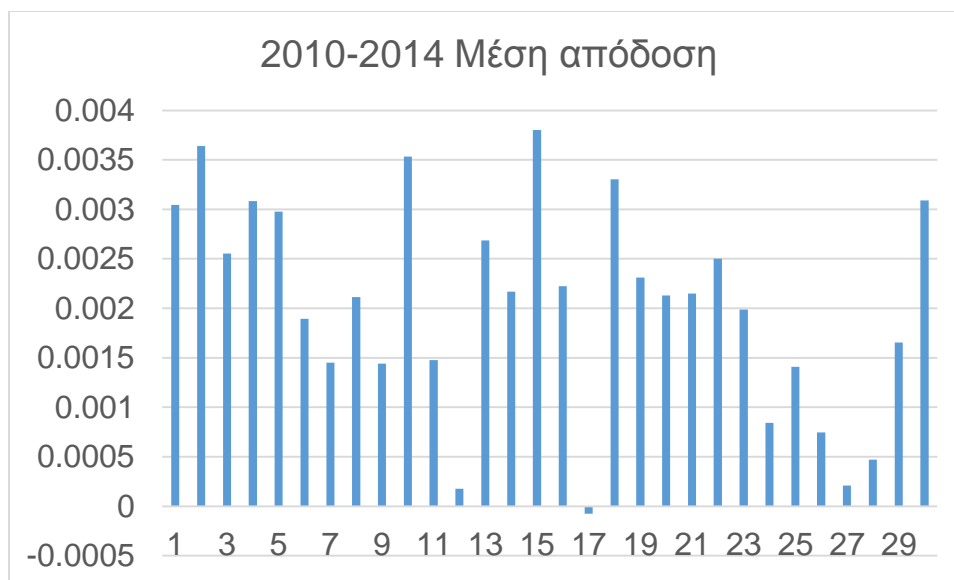
Πίνακας 4.6 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.003046
2	0.003638
3	0.002555
4	0.003085
5	0.002978
6	0.001894
7	0.00145
8	0.002112

9	0.001442
10	0.003534
11	0.001475
12	0.000179
13	0.002685
14	0.002168
15	0.003802
16	0.002225
17	-0.000076
18	0.003303
19	0.002311
20	0.002129
21	0.00215
22	0.0025
23	0.001987
24	0.000844
25	0.001408
26	0.000746
27	0.000211
28	0.000472
29	0.001653
30	0.003089

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.6, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.6 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.6 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2010-2014



4.2.1.3 Μηνιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

Υπολογίζουμε τα βήτα των μετοχών και τις κατατάσσουμε σε αύξουσα σειρά. Κατόπιν σχηματίζουμε 30 χαρτοφυλάκια. Τα πρώτα 6 χαρτοφυλάκια αποτελούνται από 8 μετοχές και τα υπόλοιπα 24 αποτελούνται από 7 μετοχές το καθένα.

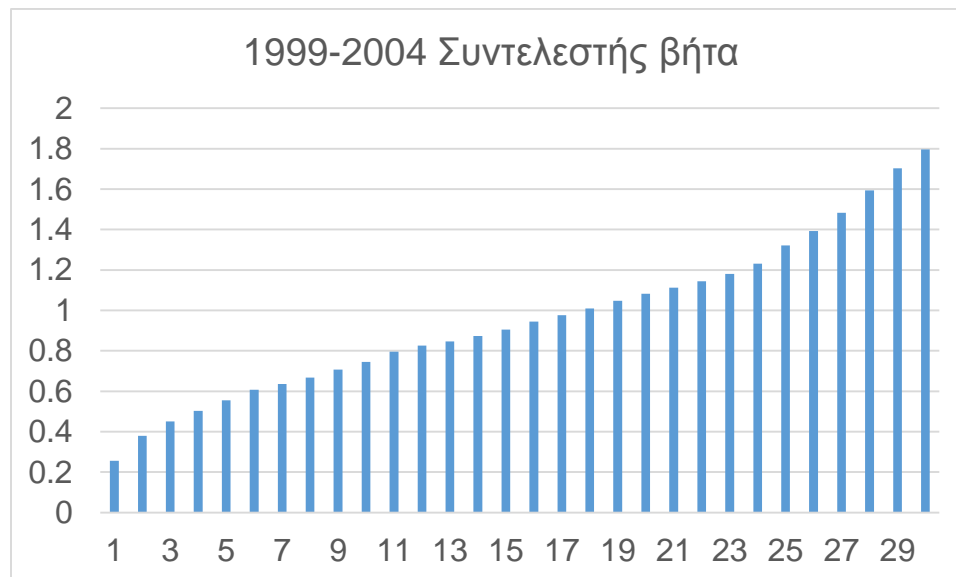
Πίνακας 4.7 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλακιο	beta
1	0.256129
2	0.378679
3	0.450331
4	0.502352
5	0.554784
6	0.606778
7	0.636462
8	0.667323
9	0.707297
10	0.745593
11	0.795889
12	0.825854
13	0.846024
14	0.873821
15	0.905176
16	0.944415
17	0.97621

18	1.008828
19	1.047414
20	1.081792
21	1.111769
22	1.143695
23	1.179841
24	1.231248
25	1.321093
26	1.391967
27	1.482741
28	1.594006
29	1.703431
30	1.796478

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.7, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες έξι μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.7 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.7 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

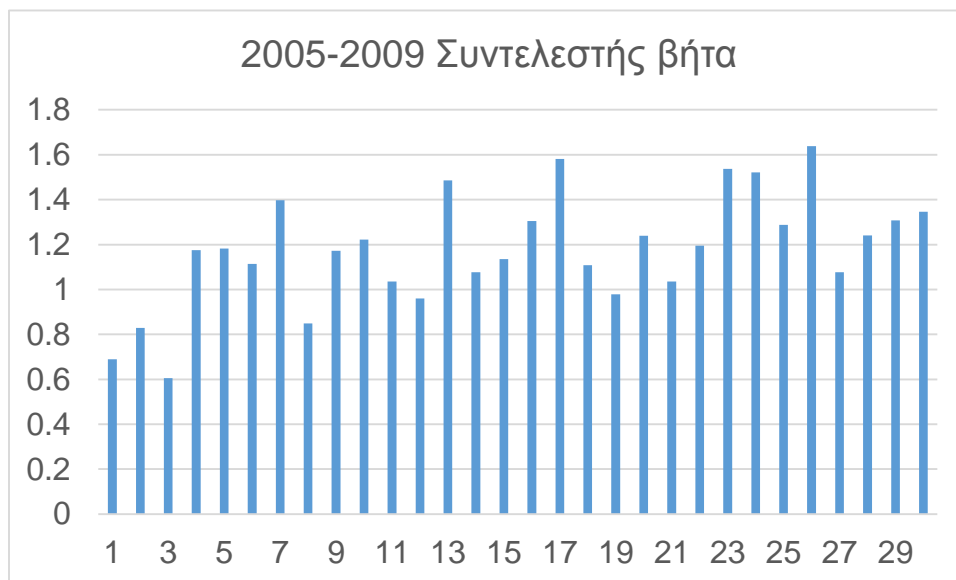
Πίνακας 4.8 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	τυπική απόκλιση
1	0.688874	0.006747
2	0.828281	0.098427
3	0.604453	0.073383
4	1.175636	0.105852
5	1.182258	0.10087
6	1.114165	0.097871
7	1.397659	0.119348
8	0.849404	0.083575
9	1.172599	0.092811
10	1.222249	0.102896
11	1.035072	0.095654
12	0.960376	0.087081
13	1.485864	0.131283
14	1.076428	0.097883
15	1.13543	0.117047
16	1.305413	0.10297
17	1.581515	0.131229
18	1.10831	0.102605
19	0.978488	0.076371
20	1.239295	0.115366
21	1.036098	0.068888
22	1.195565	0.087721
23	1.536661	0.108018
24	1.52142	0.108763
25	1.28739	0.097495
26	1.637754	0.130338
27	1.076142	0.092348
28	1.241254	0.104275
29	1.307387	0.104581
30	1.345465	0.100186

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.8, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο

διάγραμμα 4.8 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.8 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

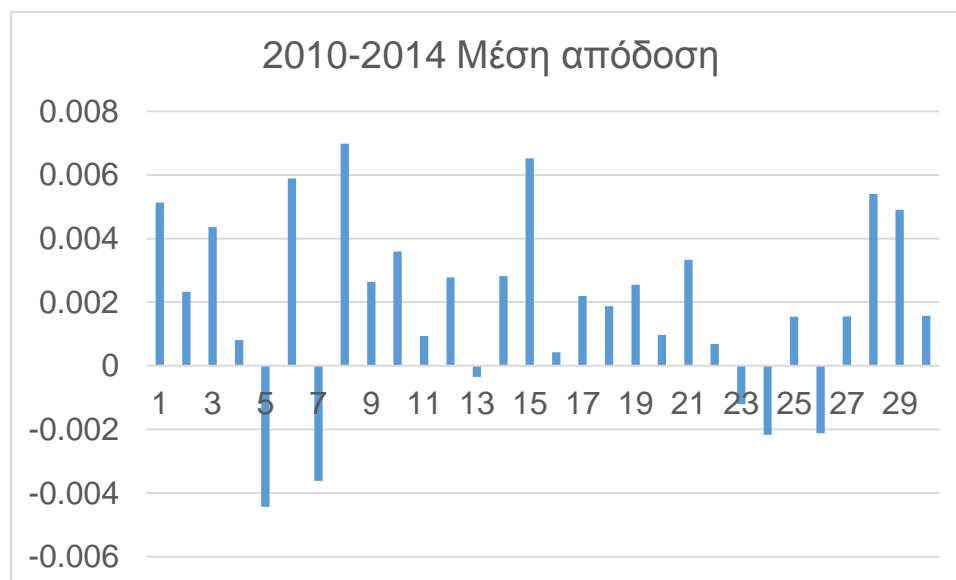
Πίνακας 4.9 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2010-2014

Χαρτοφυλακιο	μέση απόδοση
1	0.005135
2	0.002322
3	0.004362
4	0.000812
5	-0.00443
6	0.005884
7	-0.00362
8	0.006988
9	0.002641
10	0.003595
11	0.00094
12	0.002778
13	-0.00035
14	0.002816

15	0.006517
16	0.000427
17	0.002194
18	0.001878
19	0.002551
20	0.000968
21	0.003335
22	0.000692
23	-0.0012
24	-0.00217
25	0.001545
26	-0.00212
27	0.001549
28	0.005406
29	0.004901
30	0.001569

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.9, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.9 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.9 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Αγγλίας υποπεριόδου 2010-2014



4.2.2 Γαλλία

4.2.2.1 Ημερήσια δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

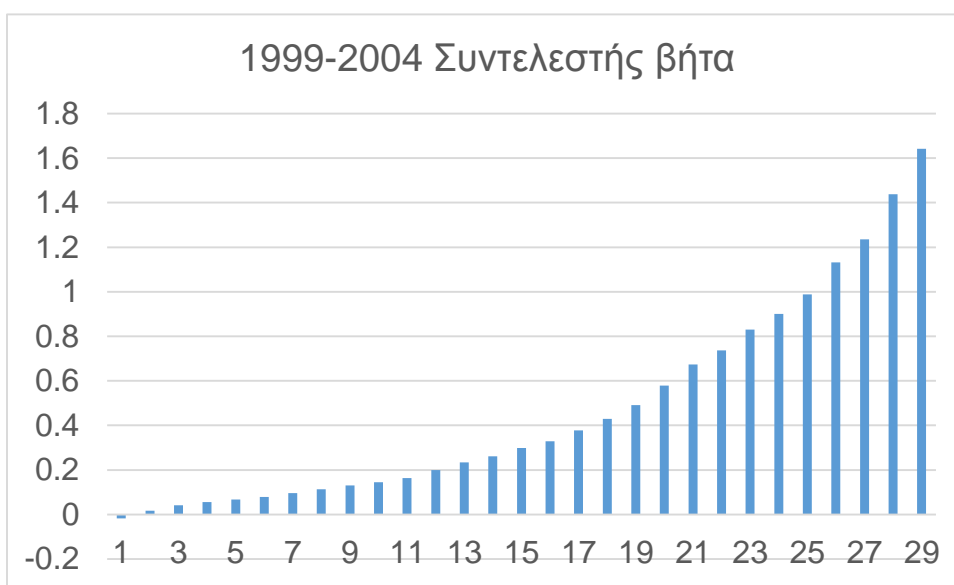
Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 29 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 8 μετοχές το καθένα.

Πίνακας 4.10 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	-0.01776
2	0.017154
3	0.04072
4	0.055914
5	0.067204
6	0.079462
7	0.09539
8	0.112651
9	0.130728
10	0.144531
11	0.164223
12	0.199028
13	0.234072
14	0.260953
15	0.298355
16	0.329215
17	0.37802
18	0.428963
19	0.490962
20	0.579152
21	0.673181
22	0.736842
23	0.830245
24	0.901082
25	0.98846
26	1.131374
27	1.235327
28	1.438086
29	1.641541

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.10, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.10 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.10 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Πίνακας 4.11 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.058438	0.006638
2	0.065079	0.010162
3	0.042138	0.007929
4	0.084361	0.005368
5	0.29398	0.01323
6	0.101368	0.007077
7	0.218641	0.019094
8	0.080836	0.009761
9	0.298584	0.014124
10	0.074458	0.005259

11	0.303583	0.012044
12	0.348491	0.017245
13	0.188353	0.015699
14	0.341474	0.015991
15	0.597289	0.017694
16	0.750776	0.030221
17	0.296086	0.018804
18	0.512241	0.017514
19	0.546105	0.046609
20	0.422329	0.010656
21	0.682172	0.016712
22	0.904034	0.0227
23	0.815398	0.022513
24	1.008524	0.024408
25	0.823181	0.022234
26	0.970343	0.021702
27	0.760141	0.021562
28	0.742755	0.020059
29	0.820166	0.024288

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.11, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.8 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.11 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

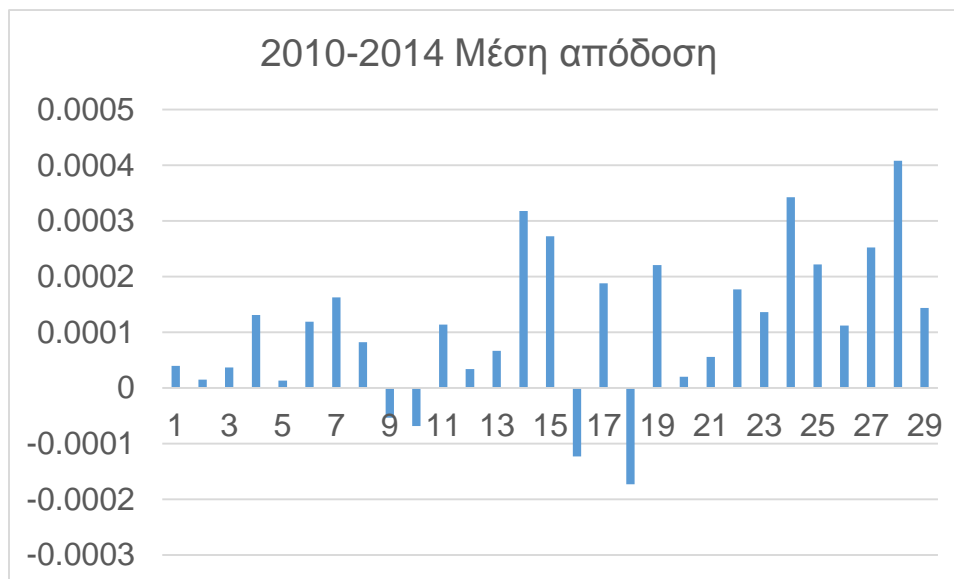
Πίνακας 4.12 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.0000396501
2	0.0000149427
3	0.0000366356
4	0.000130867
5	0.0000129382
6	0.000118747
7	0.000162632
8	0.00008.2259
9	-0.000053516
10	-0.000068479
11	0.0000113762
12	0.0000337071
13	0.0000665411
14	0.0003174
15	0.000272424
16	-0.00012327
17	0.000187536
18	-0.00017327
19	0.000220689
20	0.0000197533
21	0.0000558866
22	0.000177021
23	0.000135838
24	0.00034244
25	0.000221487
26	0.000112171
27	0.000252376
28	0.000407985
29	0.000143827

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.12, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την

πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.12 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.12 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2010-2014



4.2.2.2 Εβδομαδιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 29 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 8 μετοχές το καθένα.

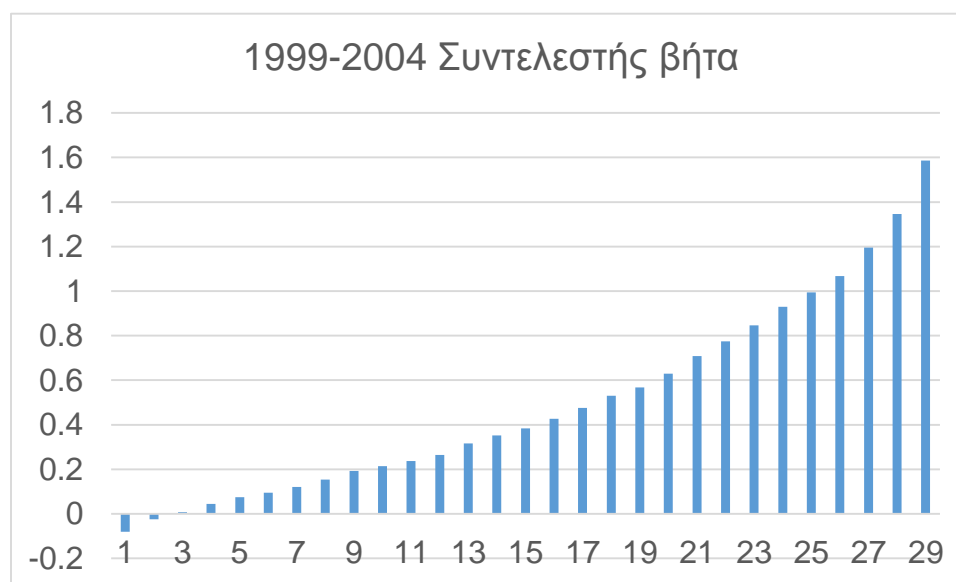
Πίνακας 4.13 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	-0.08034
2	-0.02434
3	0.007439
4	0.045064
5	0.075011
6	0.094488
7	0.120969
8	0.154133
9	0.192244
10	0.213495
11	0.236554

12	0.264814
13	0.316565
14	0.352571
15	0.384249
16	0.426808
17	0.475822
18	0.530262
19	0.567153
20	0.629228
21	0.708642
22	0.774083
23	0.84589
24	0.929688
25	0.993831
26	1.066896
27	1.195905
28	1.346374
29	1.585985

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.13, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.13 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.13 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Πίνακας 4.14 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.13571	0.022338
2	0.159687	0.023385
3	0.206753	0.025292
4	0.135728	0.010813
5	0.180886	0.017338
6	0.176556	0.030062
7	0.140535	0.030479
8	0.133698	0.01685
9	0.200939	0.022631
10	0.337809	0.035181
11	0.112179	0.029145
12	0.459292	0.035668
13	0.189791	0.026612
14	0.268146	0.033911
15	0.361567	0.044493
16	0.433085	0.061274
17	0.413216	0.05454
18	0.530316	0.049758
19	0.428321	0.037766
20	0.254387	0.017517
21	0.465504	0.037324
22	0.474313	0.030594
23	0.577984	0.064852
24	0.92989	0.057316
25	0.620987	0.045666
26	0.496942	0.037048
27	0.603897	0.043113
28	0.59724	0.040606
29	0.617562	0.057898

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.14, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών

που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.14 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.14 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπεριόδου 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

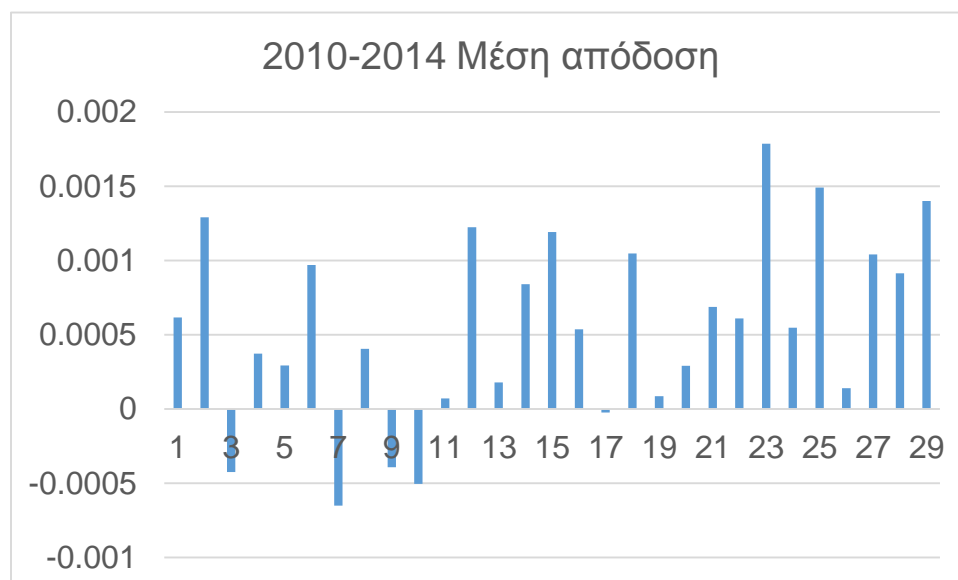
Πίνακας 4.15 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπεριόδου 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.000616
2	0.001291
3	-0.00042
4	0.000372
5	0.000293
6	0.00097
7	-0.00065
8	0.000405
9	-0.00039
10	-0.0005
11	0.0000706
12	0.001223
13	0.000178
14	0.000839

15	0.00119
16	0.000536
17	-0.000025
18	0.001046
19	0.0000863
20	0.000291
21	0.000688
22	0.000609
23	0.001787
24	0.000546
25	0.001491
26	0.00014
27	0.001041
28	0.000913
29	0.0014

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.15, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.9 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.15 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2010-2014



4.2.2.3 Μηνιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

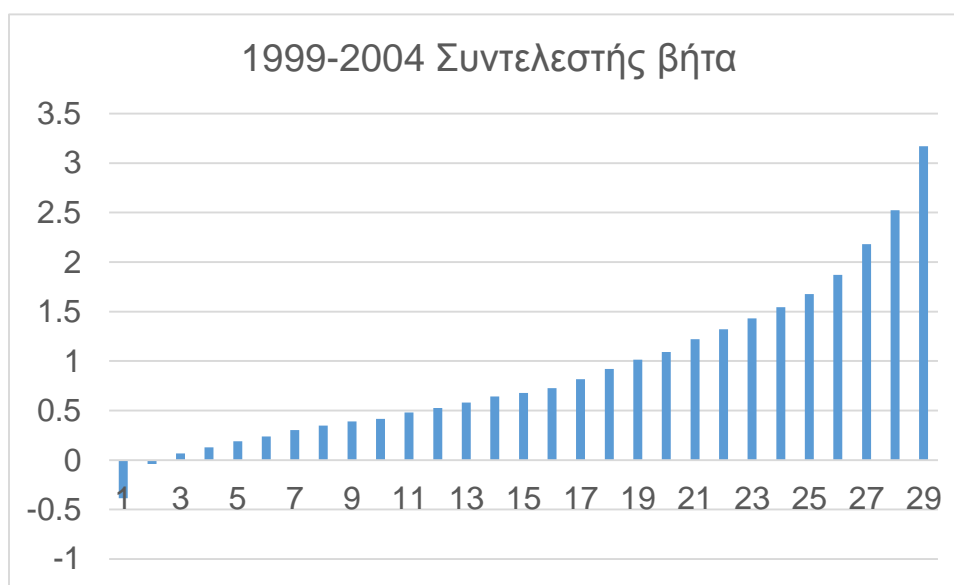
Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 29 χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από 8 μετοχές το καθένα.

Πίνακας 4.16 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	-0.38603
2	-0.04039
3	0.067105
4	0.127489
5	0.191116
6	0.236681
7	0.301315
8	0.34951
9	0.389556
10	0.417544
11	0.481495
12	0.526735
13	0.580644
14	0.642416
15	0.677065
16	0.725399
17	0.817102
18	0.92162
19	1.013279
20	1.093023
21	1.22192
22	1.32185
23	1.430412
24	1.543505
25	1.676508
26	1.871699
27	2.182369
28	2.523458
29	3.169638

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.16, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες οκτώ μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.16 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.16 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Πίνακας 4.17 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.098097	0.015322
2	0.171067	0.018043
3	0.271147	0.027868
4	0.113743	0.018833
5	0.213707	0.027438
6	0.489285	0.049623
7	0.506039	0.060516
8	0.514477	0.063774
9	0.642505	0.056255
10	0.486777	0.05974

11	0.734174	0.064469
12	0.917526	0.12072
13	0.556047	0.05739
14	0.547512	0.068674
15	0.540626	0.052834
16	0.67353	0.080471
17	1.185356	0.108605
18	0.91739	0.083699
19	1.078646	0.109184
20	1.430287	0.114593
21	0.338547	0.036115
22	1.271939	0.114262
23	1.537007	0.110971
24	1.242909	0.092431
25	0.853704	0.081149
26	0.896669	0.104582
27	1.419345	0.107308
28	0.691905	0.077195
29	1.291562	0.123266

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.17, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.17 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.17 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

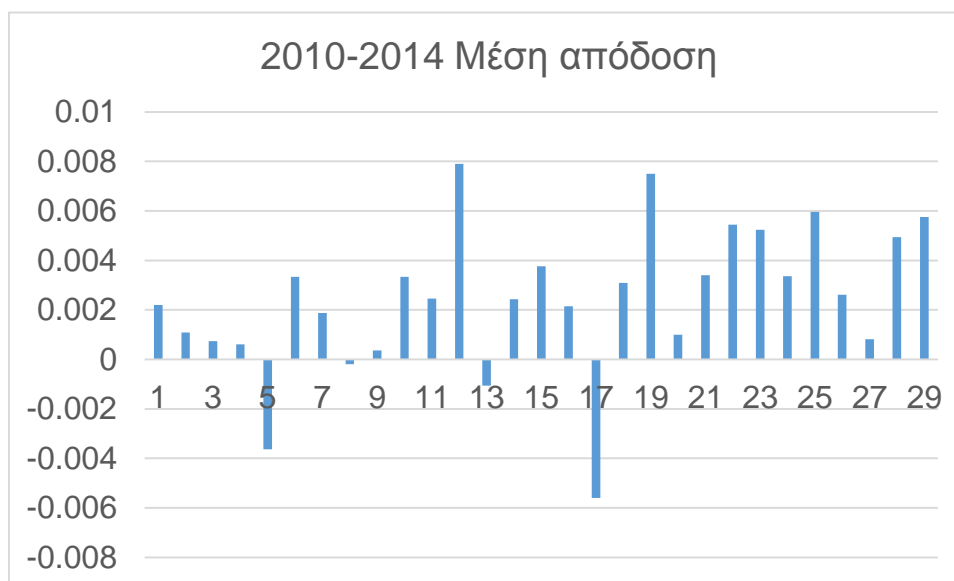
Πίνακας 4.18 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπερίοδος 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.002193
2	0.001085
3	0.000736
4	0.000602
5	-0.00363
6	0.003331
7	0.001877
8	-0.00019
9	0.000368
10	0.003341
11	0.002462
12	0.007903
13	-0.00106
14	0.002427
15	0.003758
16	0.002151
17	-0.0056
18	0.003095
19	0.007502
20	0.001002

21	0.003401
22	0.00545
23	0.00524
24	0.003361
25	0.005958
26	0.002607
27	0.000819
28	0.004936
29	0.00575

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.18, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.18 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.18 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γαλλίας υποπεριόδου 2010-2014



4.2.3 Γερμανία

4.2.3.1 Ημερήσια δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

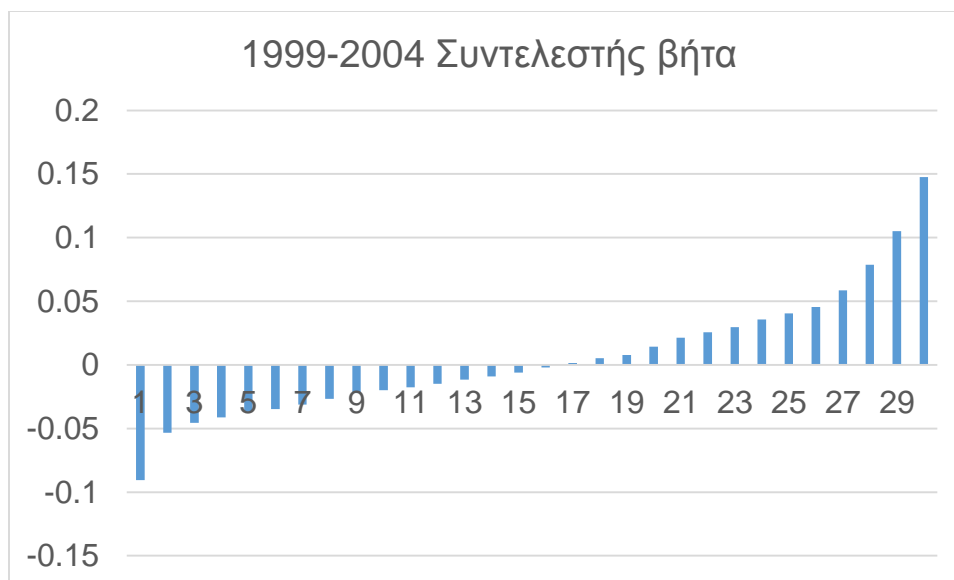
Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 30 χαρτοφυλάκια συνολικά. Τα 10 πρώτα αποτελούνται από 9 μετοχές και τα επόμενα 20 από 8 μετοχές το καθένα.

Πίνακας 4.19 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	-0.09066
2	-0.05335
3	-0.04551
4	-0.04123
5	-0.03702
6	-0.03462
7	-0.03118
8	-0.02671
9	-0.02224
10	-0.01985
11	-0.01751
12	-0.01482
13	-0.01153
14	-0.00896
15	-0.006
16	-0.00203
17	0.001555
18	0.005195
19	0.007795
20	0.014187
21	0.021323
22	0.025538
23	0.029711
24	0.035656
25	0.040467
26	0.045541
27	0.058624
28	0.078727
29	0.1051
30	0.147673

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.19, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες εννιά μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.19 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.19 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

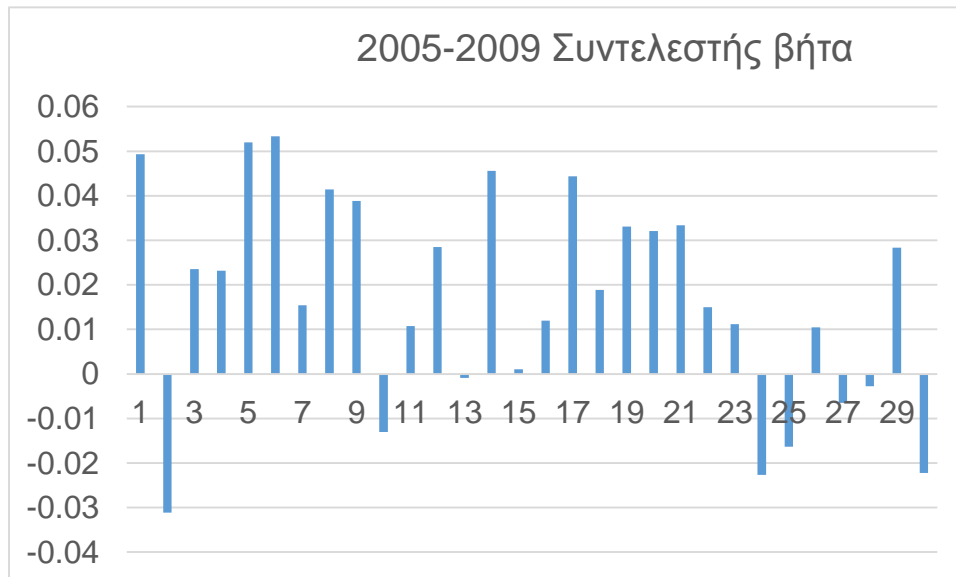
Πίνακας 4.20 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	Τυπική απόκλιση
1	0.049299	0.026723
2	-0.03113	0.028558
3	0.023541	0.024686
4	0.02318	0.023526
5	0.051972	0.030128
6	0.053364	0.023442
7	0.015439	0.028655
8	0.041445	0.026552
9	0.038796	0.023687
10	-0.01303	0.026264
11	0.010725	0.022057
12	0.028519	0.024683
13	-0.00087	0.024334
14	0.04558	0.027264
15	0.001007	0.023378
16	0.01194	0.025911
17	0.044398	0.022909
18	0.018848	0.028196

19	0.033087	0.026131
20	0.032092	0.024651
21	0.033357	0.022445
22	0.015009	0.024481
23	0.011197	0.024102
24	-0.02268	0.026374
25	-0.01635	0.024846
26	0.010425	0.024952
27	-0.00649	0.022741
28	-0.00275	0.032413
29	0.028328	0.030194
30	-0.0222	0.02704

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.20, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.20 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.20 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπεριόδου 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

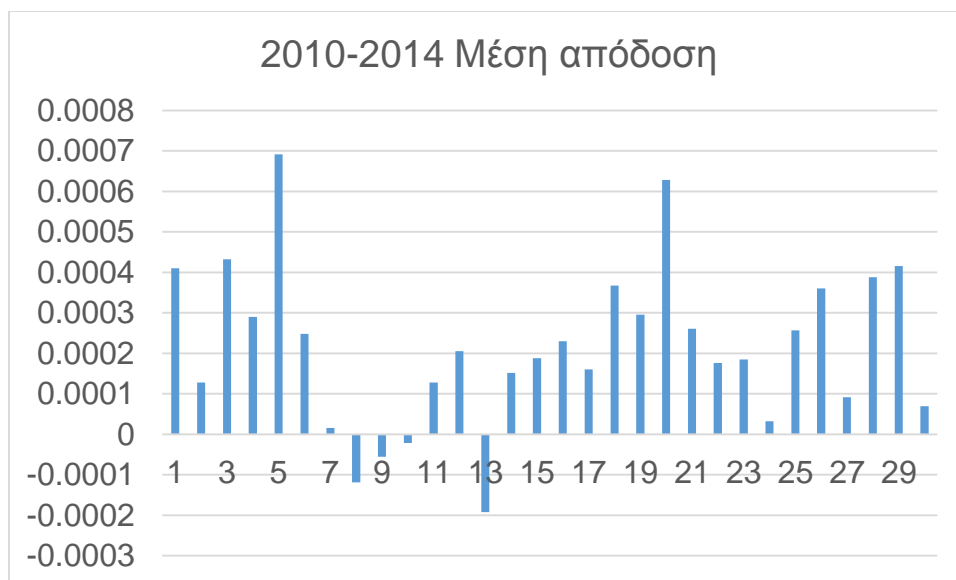
Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

Πίνακας 4.21 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπεριόδου 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.00041
2	0.000128
3	0.000432
4	0.00029
5	0.000691
6	0.000248
7	1.53E-05
8	-0.00012
9	-5.5E-05
10	-2.2E-05
11	0.000128
12	0.000205
13	-0.00019
14	0.000152
15	0.000188
16	0.00023
17	0.000161
18	0.000367
19	0.000296
20	0.000628
21	0.000261
22	0.000176
23	0.000185
24	3.2E-05
25	0.000256
26	0.00036
27	9.17E-05
28	0.000388
29	0.000415
30	6.98E-05

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.21, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.21 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.21 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2010-2014



4.2.3.2 Εβδομαδιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 30 χαρτοφυλάκια συνολικά. Τα 10 πρώτα αποτελούνται από 9 μετοχές και τα επόμενα 20 από 8 μετοχές το καθένα.

Πίνακας 4.22 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφύλακιο	beta
1	-0.21903
2	-0.12697
3	-0.09534
4	-0.07816
5	-0.06057
6	-0.04546
7	-0.03459
8	-0.03006
9	-0.02069
10	-0.01485
11	-0.00874
12	-0.00246
13	0.007896
14	0.012454
15	0.021228
16	0.027404

17	0.033058
18	0.038431
19	0.044293
20	0.051481
21	0.061734
22	0.08248
23	0.097895
24	0.118486
25	0.1249
26	0.148255
27	0.178923
28	0.207989
29	0.273301
30	0.376192

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.22, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες εννιά μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.22 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.22 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

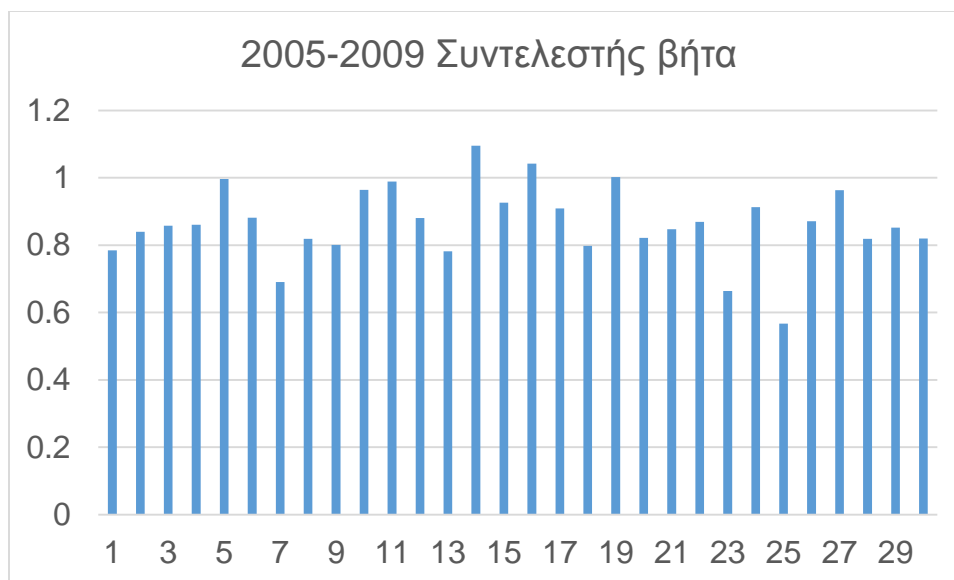
Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Πίνακας 4.23 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφύλακιο	beta	τυπική απόκλιση
1	0.783931	0.058106
2	0.839263	0.064059
3	0.857934	0.050774
4	0.860362	0.056053
5	0.995769	0.053917
6	0.881077	0.050656
7	0.690694	0.052426
8	0.81819	0.053753
9	0.800581	0.057864
10	0.963895	0.05649
11	0.988466	0.061749
12	0.879972	0.054782
13	0.781212	0.052032
14	1.095253	0.06277
15	0.92595	0.056325
16	1.042147	0.056218
17	0.908668	0.051777
18	0.797346	0.060909
19	1.001805	0.064543
20	0.821269	0.048159
21	0.84752	0.052183
22	0.869092	0.051204
23	0.663614	0.055932
24	0.912614	0.057094
25	0.567255	0.046736
26	0.870702	0.050495
27	0.96337	0.062799
28	0.818414	0.056528
29	0.852309	0.05738
30	0.819266	0.067888

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.23, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.23 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.23 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

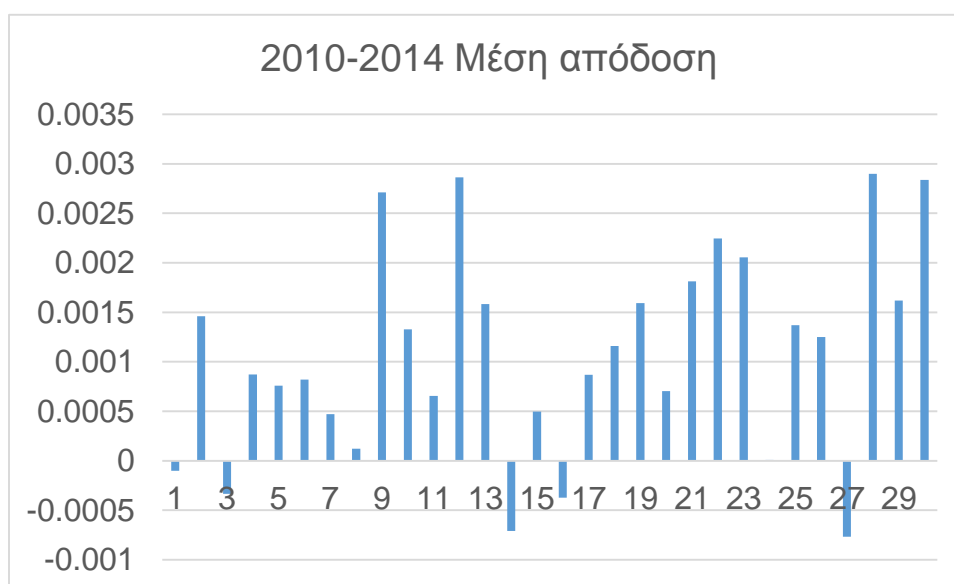
Πίνακας 4.24 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2001-2014

Χαρτοφύλακιο	Μέση τιμή
1	-0.0001
2	0.00146
3	-0.00033
4	0.000871
5	0.000757
6	0.000819
7	0.000471
8	0.000122
9	0.00271
10	0.001328
11	0.000654
12	0.002862
13	0.001582
14	-0.00071
15	0.000496
16	-0.00037
17	0.000869
18	0.001158
19	0.001594
20	0.000705

21	0.001813
22	0.002245
23	0.002055
24	8.3E-06
25	0.001369
26	0.001251
27	-0.00077
28	0.0029
29	0.001618
30	0.002838

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.24, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.24 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.24 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2010-2014



4.2.3.3 Μηνιαία δεδομένα

Περίοδος 1999-2004

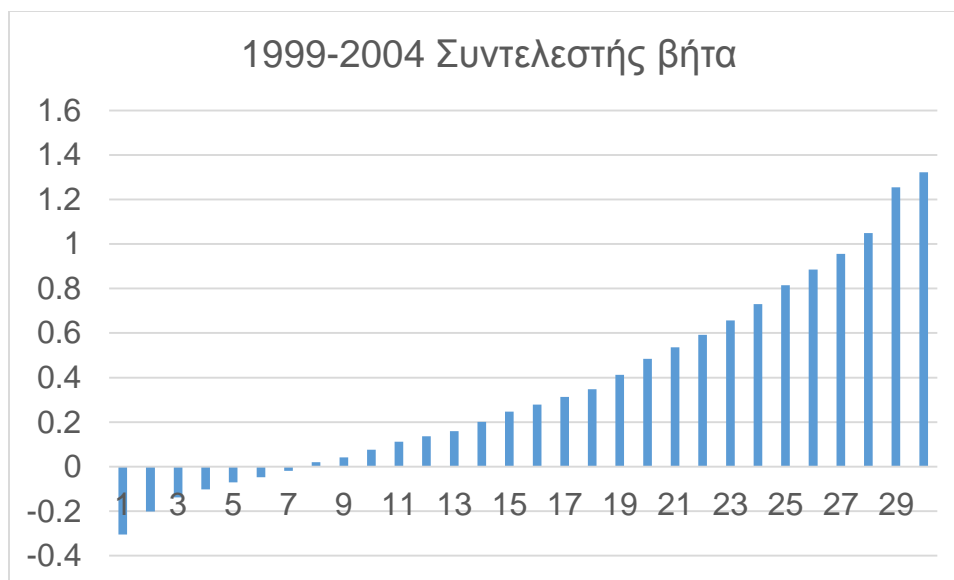
Υπολογίσαμε τους συντελεστές βήτα των μετοχών με τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου και τις ταξινομήσαμε με αύξουσα σειρά προκειμένου να σχηματίσουμε τα χαρτοφυλάκια που θα εξετάσουμε. Σχηματίσαμε 30 χαρτοφυλάκια συνολικά. Τα 10 πρώτα αποτελούνται από 9 μετοχές και τα επόμενα 20 από 8 μετοχές το καθένα.

Πινάκας 4.25 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004

Χαρτοφυλάκιο	beta
1	-0.305
2	-0.20163
3	-0.13792
4	-0.10168
5	-0.06968
6	-0.04789
7	-0.01875
8	0.020507
9	0.041087
10	0.076509
11	0.111581
12	0.137073
13	0.158959
14	0.201425
15	0.247456
16	0.278209
17	0.313424
18	0.348111
19	0.413101
20	0.484105
21	0.535468
22	0.592378
23	0.657032
24	0.729451
25	0.815453
26	0.885421
27	0.955077
28	1.048428
29	1.253994
30	1.322605

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.25, έτσι το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις πρώτες εννιά μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο θα αποτελείται από τις τελευταίες οκτώ μετοχές με τους μεγαλύτερους συντελεστές βήτα. Στο διάγραμμα 4.25 απεικονίζεται γραφικά η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων κατά αύξουσα σειρά.

Διάγραμμα 4.25 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 1999-2004



Περίοδος 2005-2009

Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζουμε τους συντελεστές βήτα και τις τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν την πρώτη υποπερίοδο, αλλά με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου.

Πίνακας 4.26 Συντελεστής βήτα και τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2005-2009

Χαρτοφυλάκιο	beta	τυπική απόκλιση
1	0.291601	0.145589
2	0.316492	0.098254
3	0.24092	0.098644
4	0.484	0.109763
5	0.23741	0.096116
6	0.257607	0.104983
7	0.269036	0.120512
8	0.479776	0.121066
9	0.247824	0.087936
10	0.301869	0.088688
11	0.422099	0.100685
12	0.252003	0.102911
13	0.253055	0.107372
14	0.314324	0.103866
15	0.616986	0.098314
16	0.602801	0.10825
17	0.649859	0.119916
18	0.714858	0.091859

19	0.490232	0.106358
20	1.113169	0.115469
21	0.982627	0.142305
22	0.777017	0.101027
23	0.748089	0.094389
24	1.063859	0.111233
25	1.377392	0.137022
26	0.716616	0.083352
27	0.918577	0.106024
28	1.147765	0.104568
29	1.256966	0.102131
30	1.001841	0.096272

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.26, οι συντελεστές βήτα καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου υπολογίζονται ως οι σταθμισμένοι μέσοι των συντελεστών βήτα και των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που αποτελούν κάθε ένα χαρτοφυλάκιο με τα δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Στο διάγραμμα 4.26 απεικονίζονται γραφικά οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο.

Διάγραμμα 4.26 Συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπεριόδου 2005-2009



Περίοδος 2010-2014

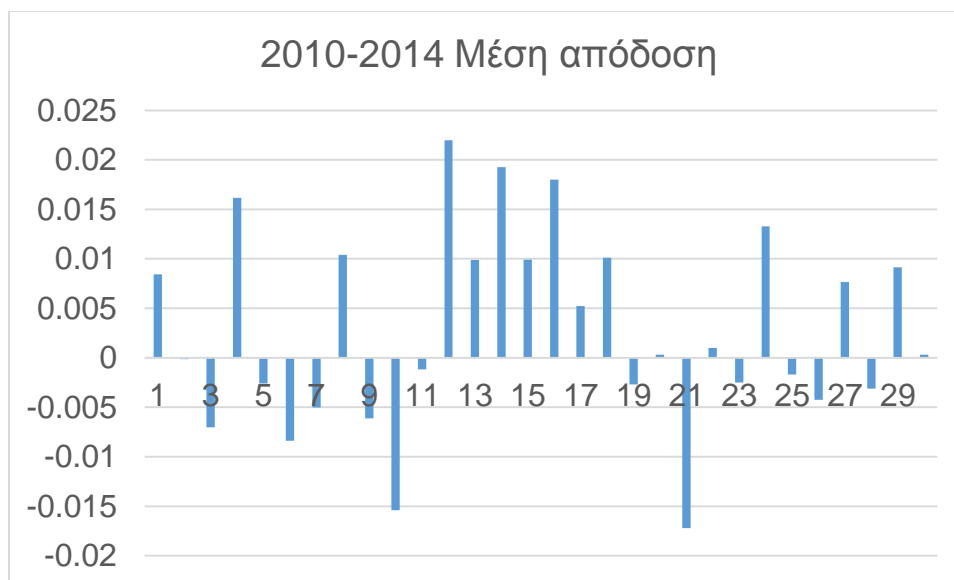
Για την τρίτη περίοδο υπολογίσαμε τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε την πρώτη περίοδο.

Πίνακας 4.27 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπεριόδου 2010-2014

Χαρτοφυλάκιο	Μέση απόδοση
1	0.008448
2	-0.00014
3	-0.00701
4	0.016167
5	-0.00259
6	-0.00837
7	-0.00503
8	0.01041
9	-0.00611
10	-0.0154
11	-0.00116
12	0.021967
13	0.009875
14	0.019265
15	0.009914
16	0.018009
17	0.005218
18	0.010106
19	-0.00269
20	0.000311
21	-0.01721
22	0.00099
23	-0.0025
24	0.013276
25	-0.00169
26	-0.00426
27	0.007649
28	-0.00311
29	0.009141
30	0.000323

Όπως παρουσιάζεται στον πίνακα 4.27, η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου υπολογίστηκε ως ο σταθμισμένος μέσος των μέσων αποδόσεων των μετοχών που αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο, όπως αυτά διαμορφώθηκαν την πρώτη υποπερίοδο. Στο διάγραμμα 4.27 παρουσιάζονται γραφικά τα χαρτοφυλάκια και η μέση απόδοση για κάθε ένα από αυτά.

Διάγραμμα 4.27 Μέση απόδοση χαρτοφυλακίων Γερμανίας υποπερίοδος 2010-2014



4.3 Παλινδρομήσεις

Για τις παλινδρομήσεις και τους ελέγχους χρησιμοποιήθηκε το πρόγραμμα Eviews. Προκειμένου να διαπιστώσουμε την ύπαρξη γραμμικής σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα τρέχουμε τη διαστρωματική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων όπως υπολογίστηκαν στην τρίτη περίοδο και με ανεξάρτητη μεταβλητή τον αντίστοιχο συντελεστή βήτα όπως υπολογίστηκε στη δεύτερη περίοδο. Έτσι ο τύπος της πρώτης παλινδρόμησης θα είναι ο ακόλουθος

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + e_{pt} \quad (4.7)$$

όπου,

\bar{R}_{pt} είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p την τρίτη χρονική υποπερίοδο

γ_{0t} είναι ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης

γ_{1t} είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου p την τρίτη υποπερίοδο

b_{pt-1} είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p τη δεύτερη υποπερίοδο

e_{pt} είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Στη συνέχεια προκειμένου να προσδιορίσουμε εάν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου και του συντελεστή βήτα εξετάζουμε αν ισχύουν οι παρακάτω συνθήκες

$$\gamma_{0t} \approx r_f \quad (4.8)$$

$$\gamma_{1t} \approx E(R_M) - r_f \quad (4.9)$$

όπου,

γ_{0t} ο εκτιμητής του σταθερού όρου της παλινδρόμησης

γ_{1t} ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα της παλινδρόμησης

r_f η απόδοση του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου

$(R_M) - r_f$ το πρίμ κινδύνου.

Στη συνέχεια για να εξετάσουμε κατά πόσο ο συντελεστής βήτα και το τετράγωνο του συντελεστή βήτα είναι στατιστικά σημαντικά τρέχουμε την ακόλουθη διαστρωματική παλινδρόμηση

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * b_{pt-1}^2 + e_{pt} \quad (4.10)$$

όπου

\bar{R}_{pt} είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p την τρίτη χρονική υποπερίοδο

γ_{0t} είναι ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης

γ_{1t} είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου p την τρίτη υποπερίοδο

b_{pt-1} είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p τη δεύτερη υποπερίοδο

γ_{2t} είναι η εκτίμηση του τετραγώνου του συντελεστή βήτα την τρίτη υποπερίοδο

b_{pt-1}^2 είναι το τετράγωνο του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου p την δεύτερη υποπερίοδο

e_{pt} είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης

Τέλος τρέχουμε και μία τρίτη παλινδρόμηση για να διαπίστωσουμε εάν υπάρχει σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίου και τυπικής απόκλισης. Έτσι σαν εξαρτημένη μεταβλητή έχουμε την μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p την τρίτη υποπερίοδο και σαν ανεξάρτητες μεταβλητές έχουμε τον συντελεστή βήτα και την τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου p τη δεύτερη υποπερίοδο. Έτσι η τελευταία παλινδρόμηση δίνεται από τον ακόλουθο τύπο

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * \sigma_{pt-1} + e_{pt} \quad (4.11)$$

όπου

\bar{R}_{pt} είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p την τρίτη χρονική υποπερίοδο

γ_{0t} είναι ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης

γ_{1t} είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου p την τρίτη υποπερίοδο

b_{pt-1} είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p τη δεύτερη υποπερίοδο

γ_{2t} είναι η εκτίμηση της τυπικής απόκλισης του χαρτοφυλακίου p τη τρίτη υποπερίοδο

σ_{pt-1} είναι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου p τη δεύτερη υποπερίοδο

e_{pt} είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης.

Με τις παραπάνω τρεις διαστρωματικές παλινδρομήσεις, όπως τις περιγράψαμε, εξετάζουμε αν είναι στατιστικά σημαντικοί για την αναμενόμενη απόδοση ο συντελεστής βήτα, το τετράγωνο του συντελεστή βήτα και η τυπική απόκλιση των χαρτοφυλακίων.

4.4 Έλεγχοι

4.4.1 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας

Πριν προχωρήσουμε θα πρέπει να ελεγχθούν οι αποδόσεις για την ύπαρξη ή όχι στασιμότητας. Μία σειρά θα λέμε ότι είναι στάσιμη με σταθερό μέσο $E(R_t) = E(R_{t+dt}) = \mu$ και σταθερή διακύμανση $Var(R_t) = Var(R_{t+dt}) = \sigma^2$ και η συνδιακύμανση δύο τιμών της σειράς είναι συνάρτηση της απόστασης μεταξύ αυτών των δύο τιμών, όταν όλες οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσής της βρίσκονται μέσα στον μοναδιαίο κύκλο. Στην περίπτωση όπου έστω και μία ρίζα της εξίσωσης μίας σειράς βρίσκεται πάνω στον μοναδιαίο κύκλο, δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα, τότε θα είναι μη στάσιμη. Σε περίπτωση όπου έχει μοναδιαία ρίζα δεν θα ισχύουν οι κλασσικοί οικονομετρικοί έλεγχοι και θα πρέπει να μετατραπεί σε στάσιμη παίρνοντας τις πρώτες διαφορές.

Για τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο Dickey-Fuller GLS. Ας υποθέσουμε ότι οι αποδόσεις μοντελοποιούνται με το ακόλουθο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο

$$Y_t = a_0 + a_1 * Y_{t-1} + u_t \quad (4.12)$$

όπου το u_t ακολουθεί διαδικασία λευκού θορύβου με μέσο 0 και διακύμανση σ . Έχουμε τις εξής υποθέσεις

H_0 : $a_1 = 1$ και άρα έχει μοναδιαία ρίζα, και η εναλλακτική

H_1 : $|a_1| < 1$ και άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Αφαιρώντας τον όρο Y_{t-1} και από τα δύο μέλη της εξίσωσης του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου θα έχουμε

$$\Delta Y_t = a_0 + (a_1 - 1) * Y_{t-1} + u_t = a_0 + \rho * Y_{t-1} + u_t \quad (4.13)$$

Έτσι οι παραπάνω υποθέσεις μετασχηματίζονται στις εξής

H₀: ρ₁=0

H₁: ρ₁<0

Η ελεγχουσυνάρτηση $t = \frac{\rho-0}{SE(\rho)}$ δεν ακολουθεί κάποια γνωστή κατανομή και για αυτό οι Dickey-Fuller με προσομοιώσεις υπολογίσαν τις κριτικές τιμές αυτής της κατανομής. Ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι ένας μονόπλευρος έλεγχος κατά Newman-Pearson. Έτσι θα πρέπει να συγκριθεί η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης με την κριτική τιμή για την αποδοχή ή όχι της H₀.

4.4.2 Έλεγχος Κανονικότητας

Προκειμένου να μπορούμε να εφαρμόσουμε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων θα πρέπει να ελέγξουμε την κανονικότητα των αποδόσεων. Υπό αυτήν την έννοια θα πρέπει να κάνουμε έλεγχο κανονικότητας στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Σε αυτήν την περίπτωση δεν ελέγχονται ο μέσος και η διακύμανση αλλά ο συντελεστής ασυμμετρίας (α₃) και ο συντελεστής κύρτωσης (α₄). Ο έλεγχος γίνεται μέσω του μοντέλου των Jarque-Bera με την ακόλουθη ελεγχουσυνάρτηση

$$JB = n * \left(\frac{a_3}{6} + \frac{(a_4 - 3)^2}{24} \right) \quad (4.14)$$

όπου n ο αριθμός των παρατηρήσεων. Η συγκεκριμένη ελεγχουσυνάρτηση υπό την μηδενική υπόθεση, H₀, ακολουθεί ασυμπτωτικά τη χ² κατανομή με δύο βαθμούς ελευθερίας (α₃, α₄). Η μηδενική υπόθεση θα είναι ότι ισχύει η κανονικότητα, α₃=0 και α₄=3, ενώ η εναλλακτική υπόθεση θα είναι ότι δεν ισχύει η κανονικότητα, α₃≠0 και/ή α₄≠3.

4.4.3 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης εμφανίζεται όταν δεν ισχύει η υπόθεση της μη συσχέτισης των όρων σφάλματος. Με άλλα λόγια όταν παραβιάζεται η υπόθεση $Cov(u_i, u_j) = 0$. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα να χάνουν οι εκτιμητές κάποιες από τις ιδιότητες τους, όπως προκύπτουν από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Θα είναι ακόμα αμερόληπτοι και συνεπής αλλά σταματούν να είναι αποτελεσματικοί. Σε περίπτωση που το εξεταζόμενο μοντέλο παρουσιάζει και χρονικές υστερήσεις, οι εκτιμητές χάνουν και την ιδιότητα της συνέπειας με αποτέλεσμα να μην μπορεί να γίνει η εκτίμηση. Ακόμα τα τυπικά σφάλματα δεν εκτιμώνται σωστά το οποίο αποτελεί πρόβλημα της μοντελοποίησης του ελέγχου υποθέσεων και όχι στο στάδιο της

εκτίμησης. Προκειμένου να αντιμετωπίσουμε το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης αλλάζουμε την συνάρτηση που χρησιμοποιούμε. Παρακάτω παρουσιάζονται συνοπτικά κάποιοι βασικοί έλεγχοι αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

4.4.3.1 Box-Pierce-Ljung

Ο έλεγχος γίνεται με χρήση της ακόλουθης ελεγχοσυνάρτησης

$$Q = T * \sum_{j=1}^k \rho_j^2 \quad (4.15)$$

όπου

T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων

ρ_j είναι η αυτοσυσχέτιση μεταξύ δύο παρατηρήσεων ($\rho_j = \text{corr}(u_t, u_{t-1})$).

Η ελεγχοσυνάρτηση Q ακολουθεί τη χ^2 κατανομή με $k-p$ βαθμούς ελευθερίας, όπου k είναι ο αριθμός των αυτοσυσχετίσεων και p ο αριθμός των παραμέτρων στη δεξιά μεριά της παλινδρόμησης.

4.4.3.2 Πολλαπλασιαστής Lagrange

Έστω ότι η μορφή της αρχικής παλινδρόμησης είναι η εξής

$$Y_t = a_0 + a_1 * Y_{t-1} + \dots + a_n * Y_{t-n} + u_t \quad (4.16)$$

και επίσης ισχύει για τον όρο σφάλματος $u_t = \gamma_0 + \gamma_1 * u_{t-1} + \dots + \gamma_k * u_{t-k} + e_t$.

Με τις παραπάνω δύο παλινδρομήσεις κατασκευάζουμε την εξής βοηθητική παλινδρόμηση

$$Y_t = a_0 + a_1 * Y_{t-1} + \dots + a_n * Y_{t-n} + \gamma_1 * u_{t-1} + \dots + \gamma_k * u_{t-k} + e_t \quad (4.17)$$

Η ελεγχοσυνάρτηση θα είναι η εξής

$$LM \cong T * R^2 \quad (4.18)$$

όπου

T ο αριθμός των παρατηρήσεων

R^2 ο συντελεστής προσδιορισμού της βοηθητικής παλινδρόμησης.

Η ελεγχουσυνάρτηση LM υπό τη μηδενική υπόθεση H_0 ακολουθεί τη χ^2 κατανομή με k βαθμούς ελευθερίας. Για να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση η μηδενική υπόθεση θα είναι $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$, και η εναλλακτική $H_1: \gamma_i \neq 0$ για τουλάχιστον ένα $i = 1, 2, \dots, k$.

4.4.4 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας

Το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας εμφανίζεται όταν δεν αληθεύει η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης στον όρο σφάλματος. Δηλαδή όταν δεν ισχύει η υπόθεση $Var(u_i) = E(u_i^2) = \sigma^2$ αλλά ισχύει $Var(u_i) = E(u_i^2) = \sigma_i^2$. Εξαιτίας του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας οι εκτιμητές που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, ενώ εξακολουθούν να είναι αμερόληπτοι και συνεπείς, χάνουν την αποτελεσματικότητά τους. Ο πρώτος τρόπος για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας είναι να μοντελοποιηθεί η διακύμανση και ο δεύτερος είναι να υπολογιστούν τα τυπικά σφάλματα των παραμέτρων με κάποιον άλλο τρόπο έτσι ώστε να βγαίνουν σωστά η ελεγχουσυνάρτηση και το p -value στον έλεγχο υποθέσεων. Στη συνέχεια παρουσιάζουμε συνοπτικά δύο μεθόδους ελέγχου ετεροσκεδαστικότητας

4.4.4.1 Box-Pierce

Ο συγκεκριμένος έλεγχος γίνεται με βάση την ακόλουθη ελεγχουσυνάρτηση

$$Q = T * \sum_{j=1}^k \rho_j^2 \quad (4.19)$$

όπου T ο αριθμός των παρατηρήσεων

ρ_j η αυτοσυσχέτιση μεταξύ δύο παρατηρήσεων.

Η ελεγχουσυνάρτηση Q ακολουθεί τη χ^2 κατανομή με $k-p$ βαθμούς ελευθερίας (είναι ο αριθμός των αυτοσυσχετίσεων και p ο αριθμός των παραμέτρων στη δεξιά μεριά της παλινδρόμησης).

4.4.4.2 ARCH-LM

Αρχικά κάνουμε την υπόθεση ότι τα κατάλοιπα μοντελοποιούνται στο ακόλουθο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο

$$u_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 * u_{t-1}^2 + \dots + \gamma_k * u_{t-k}^2 + e_t \quad (4.17).$$

Η ελεγχουσυνάρτηση βάση της οποίας γίνεται ο έλεγχος θα είναι

$$LM \cong T * R^2 \quad (4.20)$$

όπου

T ο αριθμός των παρατηρήσεων

R² ο συντελεστής προσδιορισμού της βοηθητικής παλινδρόμησης

Η ελεγχουσυνάρτηση LM υπό τη μηδενική υπόθεση H₀ ακολουθεί τη χ² κατανομή με κ βαθμούς ελευθερίας. Για να μην υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα η μηδενική υπόθεση θα είναι H₀: γ₁=γ₂=...=γ_k=0, και η εναλλακτική H₁: γ_i≠0 για τουλάχιστον ένα i=1,2,...,k.

5. Αποτελέσματα

5.1 Αγγλία

5.1.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Προκείμενου να εκτελέσουμε παλινδρομήσεις θα πρέπει να διασφαλίσουμε τη στασιμότητα των σειρών. Αρχικά εκτελούμε έλεγχο στασιμότητας των αποδόσεων προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν οι αποδόσεις παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα ή όχι. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.1.

Πίνακας 5.1 Αγγλία-Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

	t-statistic	επίπεδο σημαντικότητας	κριτική τιμή	H ₀ : Έχει μοναδιαία ρίζα
Ημερήσια	-3.2343	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη
		10%	-1.610011	Απόρριψη
	t-statistic	επίπεδο σημαντικότητας	κριτική τιμή	
Εβδομαδιαία	-3.79281	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη
		10%	-1.610011	Απόρριψη
	t-statistic	επίπεδο σημαντικότητας	κριτική τιμή	
Μηνιαία	-5.76505	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη
		10%	-1.610011	Απόρριψη

Από τα αποτελέσματα που προκύπτουν στον πίνακα 5.1 παρατηρούμε πως για κάθε χρονικό ορίζοντα (ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία δεδομένα) και για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (1%, 5%, 10%), η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης t-statistic είναι μικρότερη από την κριτική τιμή. Επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε την εναλλακτική, πως οι αποδόσεις δεν έχουν μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμες.

5.1.2 1^η Παλινδρόμηση

Εφόσον διασφαλίσουμε πως οι αποδόσεις είναι στάσιμες, προκειμένου να εξετάσουμε εάν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα, τρέχουμε την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + e_{pt}$$

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.2.

Πίνακας 5.2 Αγγλία-Πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.001099	4.803162	0.00%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	0.006899	7.447054	0.00%	Απόρριψη
	Μηνιαία	0.009472	4.430439	0.01%	Απόρριψη
beta	Ημερήσια	-0.000771	-3.006737	0.55%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	-0.005329	-5.313337	0.00%	Απόρριψη
	Μηνιαία	-0.006404	-3.603237	0.12%	Απόρριψη
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.24407	0.502059	0.316795	
Adjusted R-squared		0.217073	0.484275	0.292395	
F-statistic		9.040468	28.23155	12.98332	
Prob(F-statistic)		0.005525	0.000012	0.001204	

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε ότι το 24.41% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 75.59% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου, $\gamma_{0t}=0.001099$, είναι στατιστικά σημαντικός, αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ισχύει πως $p\text{-value}=0.00\% < 5\%$, απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι ίση με, $\gamma_{1t}=-0.000771$, και είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=0.55\% < 5\%$. Προκειμένου να υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα θα πρέπει να ισχύει ότι, $\gamma_{0t}=r_f$ και $\gamma_{1t}=E(R_M)-r_f$. Όμως κάτι τέτοιο δεν ισχύει καθώς $\gamma_{0t}=0.001099$ το οποίο είναι διάφορο του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου της Αγγλίας ($r_f=0.0035$) και $E(R_M)-r_f=-0.003528$, το οποίο είναι διαφορετικό από το εκτιμηθέν $\gamma_{1t}=-0.000771$. Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα.

Αντίστοιχα, για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 50.26% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 49.74% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επομένως τα

εβδομαδιαία δεδομένα μας δίνουν καλύτερη πληροφόρηση από ότι τα ημερήσια. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου είναι θετικός και ίσος με $\gamma_{0t}=0.006899$ καθώς και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι στατιστικά σημαντικός εφόσον $p\text{-value}=0.00\%<5\%$, απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση. Επίσης παρατηρούμε ότι η εκτίμησή μας αυτή απέχει σημαντικά από την τιμή του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου ($\gamma_{0t}=0.006899 \neq -0.00147$). Ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα προκύπτει αρνητικός ($\gamma_{1t}=-0.005329$) και στατιστικά σημαντικός για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=0.00\%<5\%$. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα απέχει σημαντικά από το $E(R_M)-r_f$ ($=0.001304$) και επομένως συμπεραίνουμε πως ούτε για τα εβδομαδιαία δεδομένα ισχύει το Υ.Α.Κ.Σ.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 31.68% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 68.32% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου προκύπτει θετικός και ίσος με $\gamma_{0t} = 0.009472$ καθώς και στατιστικά σημαντικός εφόσον για $p\text{-value}=0.01\%<5\%$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση. Στατιστικά σημαντικός είναι και ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα, $\gamma_{1t} = -0.006404$, με $p\text{-value}=0.12\%$ καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση. Επίσης η εκτίμηση του σταθερού όρου, $\gamma_{0t} = 0.009472$, διαφέρει σημαντικά από την μέση απόδοση του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου ($=-0.00644$), όπως και η τιμή του εκτιμητή του συντελεστή βήτα, $\gamma_{1t} = -0.006404$, διαφέρει σημαντικά από την τιμή του $E(R_M)-r_f=0.005929$. Επομένως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίου και συντελεστή βήτα.

Στη συνέχεια εκτελείτε έλεγχο καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης. Οι έλεγχοι που πραγματοποιούμε είναι έλεγχος κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Ο έλεγχος κανονικότητας πραγματοποιήθηκε με την μέθοδο Jarque-Bera, της αυτοσυσχέτισης με τον πολλαπλασιαστή Lagrange και της ετεροσκεδαστικότητας με την μέθοδο ARCH-LM. Για τον έλεγχο κανονικότητας ως μηδενική υπόθεση δεχόμαστε πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ για τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας ως μηδενική υπόθεση έχουμε πως τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.3.

Πίνακας 5.3 Αγγλία-Έλεγχοι καταλοίπων πρώτης παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	85.68%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	17.32%	Αποδοχή
Μηνιαία	75.47%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	55.21%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	9.05%	Αποδοχή
Μηνιαία	15.60%	Αποδοχή

Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	29.31%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	67.46%	Αποδοχή
Μηνιαία	42.24%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας, όπως προκύπτει από τον πίνακα 5.3 και για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή. Στους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας προκύπτει ομοίως p-value > 5% για κάθε επενδυτικό ορίζοντα. Επομένως τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.1.3 2^η Παλινδρόμηση

Στη συνέχεια, προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν το τετράγωνο του συντελεστή βήτα είναι στατιστικά σημαντικό, τρέχουμε την ακόλουθη διαστρωματική παλινδρόμηση

$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * b_{pt-1}^2 + e_{pt}$. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.4.

Πίνακας 5.4 Αγγλία-Δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.001563	1.438635	16.17%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.007092	1.168209	25.29%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.005629	0.783209	44.03%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	-0.0018	-0.760488	45.36%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.005746	-0.441203	66.26%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.000618	0.048863	96.14%	Αποδοχή
beta^2	Ημερήσια	0.000555	0.437281	66.54%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.00022	-0.032104	97.46%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.00306	-0.560677	57.96%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.249386	0.502078	0.324658	
Adjusted R-squared		0.193785	0.465195	0.274633	
F-statistic		4.485274	13.61267	6.489876	
Prob(F-statistic)		0.020803	0.000082	0.004995	

Για τα ημερήσια δεδομένα, όπως προκύπτει, το 24.94% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το υπόλοιπο 75.06% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Με την προσθήκη της μεταβλητής του τετραγώνου του συντελεστή βήτα παρατηρούμε πως οι εκτιμητές του σταθερού όρου γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} , καθώς και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικά καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value των εκτιμητών είναι μεγαλύτερο από 5% αποδεχόμενοι την μηδενική υπόθεση.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 50.21% της μεταβλητότητας της μέση απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 49.79% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο εκτιμητής του σταθερού όρου γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί αφού το p-value και για τους τρεις εκτιμητές είναι μεγαλύτερο από το 5% και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 32.46% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 67.54% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% οι εκτιμητές του σταθερού όρου του γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το 5%.

Στη συνέχεια εκτελούμε ελέγχους για τα κατάλοιπα της δεύτερης παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.5.

Πίνακας 5.5 Αγγλία-Έλεγχος καταλοίπων δεύτερης διαστρωματικής παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	75.65%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	17.72%	Αποδοχή
Μηνιαία	56.92%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	65.07%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	9.86%	Αποδοχή
Μηνιαία	14.78%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	44.34%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	67.34%	Αποδοχή
Μηνιαία	48.15%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας, όπως προκύπτει από τον πίνακα 5.5 και για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής

σημαντικότητας 5%.Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή.Στους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας προκύπτει ομοίως p-value > 5% για κάθε επενδυτικό ορίζοντα.Επομένως τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.1.4 3^η Παλινδρόμηση

Η τρίτη παλινδρόμηση προκειμένου να αξιολογήσουμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης του χαρτοφυλακίου θα είναι της μορφής

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * \sigma_{pt-1} + e_{pt}.$$

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.6.

Πίνακας 5.6 Άγγλια- Τρίτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.001074	4.582077	0.01%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	0.006728	7.138431	0.00%	Απόρριψη
	Μηνιαία	0.009393	4.230415	0.02%	Απόρριψη
beta	Ημερήσια	-0.0009	-2.784267	0.97%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	-0.006003	-4.954647	0.00%	Απόρριψη
	Μηνιαία	-0.006788	-2.428112	2.21%	Απόρριψη
st. dev.	Ημερήσια	0.005709	0.665604	51.13%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.014784	0.992201	32.99%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.005412	0.179825	85.86%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.256273	0.519576	0.317612	
Adjusted R-squared		0.201183	0.483989	0.267065	
F-statistic		4.651833	14.60017	6.28348	
Prob(F-statistic)		0.018369	0.00005	0.005747	

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε πως το 25.63% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από τον συντελεστή βήτα και την τυπική απόκλιση ενώ το 74.37% οφείλεται σε άλλους παράγοντες.Ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα είναι αρνητικός, $\gamma_{1t} = -0.0009$ ενώ ο εκτιμητής της τυπικής απόκλισης είναι $\gamma_{2t} = 0.005709$.Επίσης παρατηρούμε ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value του εκτιμητή του συντελεστή βήτα είναι μικρότερο από 5% (p-value=0.97%) και επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και είναι στατιστικά σημαντικός.Το p-value=51.13% της τυπικής απόκλισης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι

μεγαλύτερο και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικό.Επομένως δεν προκύπτει ισχυρή σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 51.96% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το υπόλοιπο 48.04% οφείλεται σε άλλους παράγοντες.Για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο συντελεστής βήτα είναι στατιστικά σημαντικός καθώς απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ($p\text{-value}=0.00\%<5\%$) ενώ η τυπική απόκλιση όπως προκύπτει δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση αφού $p\text{-value}=32.99\%>5\%$.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 31.76% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου μπορεί να εξηγηθεί από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το 68.24% οφείλεται σε άλλους παράγοντες.Ο εκτιμητής γ_{1t} του συντελεστή βήτα ,για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, είναι στατιστικά σημαντικός αφού για $p\text{-value}=2.21\%<5\%$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ενώ η τυπική απόκλιση δεν είναι στατιστικά σημαντική αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ($p\text{-value}=85.86\%>5\%$).

Στη συνέχεια για τα κατάλοιπα της τρίτης παλινδρόμησης εκτελούμε έλεγχο κανονικότητας, έλεγχο αυτοσυσχέτισης και έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας.Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.7.

Πίνακας 5.7 Αγγλία-Έλεγχος καταλοίπων τρίτης παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	84.65%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	13.26%	Αποδοχή
Μηνιαία	73.89%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	50.14%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	20.04%	Αποδοχή
Μηνιαία	17.11%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	38.30%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	88.49%	Αποδοχή
Μηνιαία	41.23%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας, όπως προκύπτει από τον πίνακα 5.7 και για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το $p\text{-value}$ είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή.Στους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας προκύπτει ομοίως $p\text{-value} > 5\%$ για κάθε

επενδυτικό ορίζοντα.Επομένως τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.2 Γαλλία

5.2.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Αρχικά εκτελούμε έλεγχο στασιμότητας των αποδόσεων προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν οι αποδόσεις παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα ή όχι.Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.8.

Πίνακας 5.8 Γαλλία-Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

	t-statistic	επίπεδο σημαντικότητας	κριτική τιμή	H ₀ : Έχει μοναδιαία ρίζα
Ημερήσια	-4.739285	1%	-2.650145	Απόρριψη
		5%	-1.953381	Απόρριψη
		10%	-1.609798	Απόρριψη
Εβδομαδιαία	-5.045199	1%	-2.650145	Απόρριψη
		5%	-1.953381	Απόρριψη
		10%	-1.609798	Απόρριψη
Μηνιαία	-4.853662	1%	-2.650145	Απόρριψη
		5%	-1.953381	Απόρριψη
		10%	-1.609798	Απόρριψη

Από τα αποτελέσματα που προκύπτουν βλέπουμε ότι για κάθε χρονικό ορίζοντα (ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία δεδομένα) και για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητα (1%, 5%, 10%), η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης t-statistic είναι μικρότερη από την κριτική τιμή.Επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε την εναλλακτική, πως οι αποδόσεις δεν έχουν μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμες.

5.2.2 1^η Παλινδρόμηση

Εν συνεχεία, προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα, τρέχουμε την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + e_{pt}$$

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.9.

Πίνακας 5.9 Γαλλία- Πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.0000375	0.885291	38.38%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.0000431	0.195610	84.64%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.000925	0.837088	40.99%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	0.000166	2.187360	3.76%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	0.001388	2.63011	1.37%	Απόρριψη
	Μηνιαία	0.002036	1.572319	12.75%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.150531	0.204679	0.083882	
Adjusted R-squared		0.119069	0.175223	0.049952	
F-statistic		4.784545	6.948554	2.472186	
Prob(F-statistic)		0.037553	0.013734	0.127523	

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε ότι το 15.05% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 84.95% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου, $\gamma_{0t}=0.0000375$ δεν, είναι στατιστικά σημαντικός, αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ισχύει πως $p\text{-value}=38.38\%>5\%$, αποδέχοντας την μηδενική υπόθεση. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι ίση με, $\gamma_{1t}=0.000166$, και είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=3.76\%<5\%$. Προκειμένου να υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα θα πρέπει να ισχύει ότι $\gamma_{0t}=r_f$ και $\gamma_{1t}=E(R_M)-r_f$. Όμως κάτι τέτοιο δεν ισχύει καθώς γ_{0t} δεν είναι στατιστικά σημαντικό και $E(R_M)-r_f=0.0006968$, το οποίο είναι διαφορετικό από το εκτιμηθέν $\gamma_{1t}=0.000166$. Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα.

Αντίστοιχα, για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 20.47% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 79.53% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επομένως τα

εβδομαδιαία δεδομένα μας δίνουν καλύτερη πληροφόρηση από ότι τα ημερήσια. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου είναι θετικός και ίσος με $\gamma_{0t}=0.0000431$ καθώς και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% δεν είναι στατιστικά σημαντικός εφόσον $p\text{-value}=84.64\%>5\%$, αποδέχοντας την μηδενική υπόθεση. Ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα προκύπτει θετικός, $\gamma_{1t}=0.001388$, και στατιστικά σημαντικός για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=1.37\%<5\%$. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα απέχει σημαντικά από το $E(R_M)-r_f (=0.001951)$ και επομένως συμπεραίνουμε πως ούτε για τα εβδομαδιαία δεδομένα ισχύει το Υ.Α.Κ.Σ.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 8.39% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 91.61% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου προκύπτει θετικός και ίσος με $\gamma_{0t} = 0.000925$. Για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας δεν είναι στατιστικά σημαντικός εφόσον για $p\text{-value}=40.99\%>5\%$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Επίσης δεν είναι στατιστικά σημαντικός και ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα, $\gamma_{1t} = 0.002036$, με $p\text{-value}=12.75\%$ καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Επομένως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίου και συντελεστή βήτα.

Στη συνέχεια εκτελείτε έλεγχο καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης. Οι έλεγχοι που πραγματοποιούμε είναι έλεγχος κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Ο έλεγχος κανονικότητας πραγματοποιήθηκε με την μέθοδο Jarque-Bera, της αυτοσυσχέτισης με τον πολλαπλασιαστή Lagrange και της ετεροσκεδαστικότητας με την μέθοδο ARCH-LM. Για τον έλεγχο κανονικότητας ως μηδενική υπόθεση δεχόμαστε πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ για τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας ως μηδενική υπόθεση έχουμε πως τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.10.

Πίνακας 5.10 Γαλλία-Έλεγχος καταλοίπων πρώτης διαστρωματικής παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	H ₀ : Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	63.44%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	59.60%	Αποδοχή
Μηνιαία	1.02%	Απόρριψη
Αυτοσυσχέτιση	LM	H ₀ : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	60.20%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	33.69%	Αποδοχή
Μηνιαία	17.43%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	H ₀ : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	82.91%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	85.77%	Αποδοχή
Μηνιαία	39.92%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας παρατηρούμε ότι για ημερήσια και εβδομαδιαία δεδομένα αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και επομένως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Σε αντίθεση με τα μηνιαία δεδομένα όπου το p-value (=1.02%) είναι μικρότερο από το 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και αποδεχόμαστε την εναλλακτική ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Προκειμένου να επιλύσουμε αυτό το πρόβλημα μπορούμε να πάρουμε λογαρίθμους προκειμένου τα κατάλοιπα να ακολουθούν κανονική κατανομή.

Όπως προκύπτει από τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας, για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης ότι δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.2.3 2^η Παλινδρόμηση

Στη συνέχεια προκειμένου να ελέγξουμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης, συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα, τρέχουμε την ακόλουθη διαστρωματική παλινδρόμηση

$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * b_{pt-1}^2 + e_{pt}$. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.11.

Πίνακας 5.11 Γαλλία-Δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.0000546	0.878003	38.80%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.000187	-0.50100	62.06%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.000781	-0.418859	67.88%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	0.0000452	0.140334	88.95%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.002799	1.461132	15.60%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.007868	1.482824	15.01%	Αποδοχή
beta^2	Ημερήσια	0.000124	0.387277	70.17%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.001636	-0.766325	45.04%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.003633	-1.132961	26.76%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.155403	0.222246	0.126982	
Adjusted R-squared		0.090434	0.162419	0.059827	
F-statistic		2.39195	3.714794	1.890876	

Prob(F-statistic)	0.111287	0.038102	0.17112
--------------------------	----------	----------	---------

Για τα ημερήσια δεδομένα, όπως προκύπτει, το 15.54% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το υπόλοιπο 84.46% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Με την προσθήκη της μεταβλητής του τετραγώνου του συντελεστή βήτα παρατηρούμε πως οι εκτιμητές του σταθερού όρου γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} , καθώς και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικά καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value των εκτιμητών είναι μεγαλύτερο από 5% αποδεχόμενοι την μηδενική υπόθεση.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 22.22% της μεταβλητότητας της μέση απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 77.78% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο εκτιμητής του σταθερού όρου γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί αφού το p-value και για τους τρεις εκτιμητές είναι μεγαλύτερο από το 5% και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 12.69% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 87.31% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% οι εκτιμητές του σταθερού όρου του γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το 5%.

Στη συνέχεια εκτελούμε ελέγχους για τα κατάλοιπα της δεύτερης παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.12.

Πίνακας 5.12 Γαλλία-Έλεγχος καταλοίπων δεύτερης διαστρωματικής παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	79.04%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	66.02%	Αποδοχή
Μηνιαία	0.25%	Απόρριψη
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	55.19%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	48.57%	Αποδοχή
Μηνιαία	46.11%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	95.19%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	86.25%	Αποδοχή
Μηνιαία	44.53%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας παρατηρούμε ότι για ημερήσια και εβδομαδιαία δεδομένα αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και επομένως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Σε αντίθεση με τα μηνιαία δεδομένα όπου το p-value (=0.25%) είναι μικρότερο από το 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και αποδεχόμαστε την εναλλακτική ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Προκειμένου να επιλύσουμε αυτό το πρόβλημα μπορούμε να πάρουμε λογαρίθμους προκειμένου τα κατάλοιπα να ακολουθούν κανονική κατανομή.

Όπως προκύπτει από τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας, για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για τα κατάλοιπα της δεύτερης παλινδρόμησης ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.2.4 3^η Παλινδρόμηση

Η τρίτη παλινδρόμηση που τρέχουμε για να εξετάσουμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης θα είναι της μορφής $\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * \sigma_{pt-1} + e_{pt}$.

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.13.

Πίνακας 5.13 Γαλλία-Τρίτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.0000237	0.434848	66.73%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.0000928	-0.314292	75.58%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.000394	-0.305243	76.26%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	0.000138	1.307071	20.26%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.000912	1.058310	29.96%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.003795	-1.090970	28.53%	Αποδοχή
st. dev.	Ημερήσια	0.001523	0.391093	69.89%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.008665	0.701040	48.95%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.078081	1.795369	8.42%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.155499	0.219433	0.184930	
Adjusted R-squared		0.090537	0.15939	0.122233	
F-statistic		2.393698	3.654568	2.949555	

Prob(F-statistic)	0.111123	0.039933	0.070070
--------------------------	----------	----------	----------

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε πως το 15.55% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από τον συντελεστή βήτα και την τυπική απόκλιση ενώ το 84.45% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα είναι θετικός, $\gamma_{1t} = 0.000138$ ενώ ο εκτιμητής της τυπικής απόκλισης είναι $\gamma_{2t} = 0.001523$. Επίσης παρατηρούμε ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value του εκτιμητή του συντελεστή βήτα είναι μεγαλύτερο από 5% (p-value=20.26%) και επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Το p-value=69.89% της τυπικής απόκλισης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι μεγαλύτερο και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Επομένως δεν προκύπτει ισχυρή σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 21.94% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το υπόλοιπο 78.06% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο συντελεστής βήτα δεν είναι στατιστικά σημαντικός καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση (p-value=29.96%>5%) ενώ η τυπική απόκλιση όπως προκύπτει δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση αφού p-value=48.95%>5%.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 18.49% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου μπορεί να εξηγηθεί από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το 81.51% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής γ_{1t} του συντελεστή βήτα, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, δεν είναι στατιστικά σημαντικός αφού για p-value=28.53%>5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ενώ η τυπική απόκλιση δεν είναι στατιστικά σημαντική αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση (p-value=8.42%>5%).

Στη συνέχεια για τα κατάλοιπα της τρίτης παλινδρόμησης εκτελούμε έλεγχο κανονικότητας, έλεγχο αυτοσυσχέτισης και έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.14.

Πίνακας 5.14 Γαλλία-Έλεγχος καταλοίπων τρίτης διαστρωματικής παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	52.29%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	52.95%	Αποδοχή
Μηνιαία	0.00%	Απόρριψη
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	68.19%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	41.43%	Αποδοχή
Μηνιαία	33.37%	Αποδοχή

Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	73.59%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	99.94%	Αποδοχή
Μηνιαία	49.55%	Αποδοχή

Στον έλεγχο κανονικότητας παρατηρούμε ότι για ημερήσια και εβδομαδιαία δεδομένα αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και επομένως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Σε αντίθεση με τα μηνιαία δεδομένα όπου το p-value (=0.00%) είναι μικρότερο από το 5% και απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και αποδεχόμαστε την εναλλακτική ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Προκειμένου να επιλύσουμε αυτό το πρόβλημα μπορούμε να πάρουμε λογαρίθμους προκειμένου τα κατάλοιπα να ακολουθούν κανονική κατανομή.

Στη συνέχεια εκτελούμε ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Όπως προκύπτει από τους ελέγχους, για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

5.3 Γερμανία

5.3.1 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Αρχικά εκτελούμε έλεγχο στασιμότητας των αποδόσεων προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν οι αποδόσεις παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα ή όχι. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.15.

Πίνακας 5.15 Γερμανία-Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

	t-statistic	επίπεδο σημαντικότητας	κριτική τιμή	Ho: Έχει μοναδιαία ρίζα
Ημερήσια	-3.724786	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη
		10%	-1.610011	Απόρριψη
Εβδομαδιαία	-4.995681	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη
		10%	-1.610011	Απόρριψη
Μηνιαία	-4.47671	1%	-2.64712	Απόρριψη
		5%	-1.95291	Απόρριψη

		10%	-1.610011	Απόρριψη
--	--	-----	-----------	----------

Από τα αποτελέσματα που προκύπτουν βλέπουμε ότι για κάθε χρονικό ορίζοντα (ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία δεδομένα) και για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (1%, 5%, 10%), η τιμή της ελεγκοσυνάρτησης t-statistic είναι μικρότερη από την κριτική τιμή. Επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε την εναλλακτική, πως οι αποδόσεις δεν έχουν μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμες.

5.3.2 1^η Παλινδρόμηση

Εν συνεχεία για να εξετάσουμε την ύπαρξη γραμμικής σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα τρέχουμε την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής

$$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + e_{pt}$$

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.16.

Πίνακας 5.16 Γερμανία-Πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.000163	3.822332	0.07%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	0.004178	2.904683	0.71%	Απόρριψη
	Μηνιαία	0.003198	0.853854	40.04%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	-0.001479	-2.038564	5.00%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	-0.003592	-2.173971	3.83%	Απόρριψη
	Μηνιαία	-0.000652	-0.123291	90.28%	Αποδοχή
	Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία		
R-squared	0.129238	0.144415	0.054300		
Adjusted R-squared	0.098139	0.113858	0.035152		
F-statistic	4.155745	4.726149	0.015201		
Prob(F-statistic)	0.051037	0.038317	0.902757		

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε ότι το 12.92% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 87.08% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου, $\gamma_{0t}=0.000163$, είναι στατιστικά σημαντικός, αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ισχύει πως $p\text{-value}=0.07\% < 5\%$, απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι ίση με, $\gamma_{1t}=-0.001479$, και είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=5.00\%$. Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα.

Αντίστοιχα, για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 14.44% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 85.56% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επομένως τα εβδομαδιαία δεδομένα μας δίνουν καλύτερη πληροφόρηση από ότι τα ημερήσια. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου είναι θετικός και ίσος με $\gamma_{0t}=0.004178$ καθώς και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι στατιστικά σημαντικός εφόσον $p\text{-value}=0.71\% < 5\%$, απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση. Ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα προκύπτει αρνητικός, $\gamma_{1t}=-0.003592$, και στατιστικά σημαντικός για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αφού $p\text{-value}=3.83\% < 5\%$. Προκειμένου να υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα θα πρέπει να ισχύει ότι $\gamma_{0t}=r_f$ και $\gamma_{1t}=E(R_M)-r_f$. Η εκτίμηση του σταθερού όρου είναι $\gamma_{0t}=0.004178$ και το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο είναι -0.00259 , γεγονός που απέχει σημαντικά από την εκτίμησή μας. Επίσης ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα, $\gamma_{1t}=-0.003592$, απέχει σημαντικά από το $E(R_M)-r_f=0.003027$ και επομένως συμπεραίνουμε πως ούτε για τα εβδομαδιαία δεδομένα ισχύει το Υ.Α.Κ.Σ.,

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 5.43% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, ενώ το 94.57% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του σταθερού όρου προκύπτει θετικός και ίσος με $\gamma_{0t}=0.003198$. Για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας δεν είναι στατιστικά σημαντικός εφόσον για $p\text{-value}=40.04\% > 5\%$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Επίσης δεν είναι στατιστικά σημαντικός και ο εκτιμητής του συντελεστή βήτα, $\gamma_{1t}=-0.000652$, με $p\text{-value}=90.28\%$ καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Επομένως δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης χαρτοφυλακίου και συντελεστή βήτα.

Στη συνέχεια εκτελείτε έλεγχο καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης. Οι έλεγχοι που πραγματοποιούμε είναι έλεγχος κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Ο έλεγχος κανονικότητας πραγματοποιήθηκε με την μέθοδο Jarque-Bera, της αυτοσυσχέτισης με τον πολλαπλασιαστή Lagrange και της ετεροσκεδαστικότητας με την μέθοδο ARCH-LM. Για τον έλεγχο κανονικότητας ως μηδενική υπόθεση δεχόμαστε πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ για τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας ως μηδενική υπόθεση έχουμε πως τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.17.

Πίνακας 5.17 Γερμανία-Έλεγχος καταλοίπων πρώτης παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	94.37%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	56.73%	Αποδοχή
Μηνιαία	78.95%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	8.50%	Αποδοχή

Εβδομαδιαία	92.28%	Αποδοχή
Μηνιαία	71.11%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	97.04%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	24.10%	Αποδοχή
Μηνιαία	10.32%	Αποδοχή

Όπως προκύπτει από τους ελέγχους, για κάθε επενδυτικό ορίζοντα, το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επομένως αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα

5.3.3 2^η Παλινδρόμηση

Στη συνέχεια εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα εκτελώντας την ακόλουθη διαστρωματική παλινδρόμηση

$\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * b_{pt-1}^2 + e_{pt}$. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.18.

Πίνακας 5.18 Γερμανία-Δεύτερη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	Ho: Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	0.000166	3.341482	0.24%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	-0.006333	-0.953304	34.89%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.002156	-0.277134	78.38%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	0.003204	1.417409	16.78%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	0.021748	1.381883	17.83%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.019225	0.744603	46.29%	Αποδοχή
beta^2	Ημερήσια	-0.007061	-0.112172	91.15%	Αποδοχή
	Εβδομαδιαία	-0.015009	-1.618547	11.72%	Αποδοχή
	Μηνιαία	-0.01384	-0.786790	43.83%	Αποδοχή
	Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία		
R-squared	0.129644	0.220087	0.082944		
Adjusted R-squared	0.065173	0.162315	0.049431		
F-statistic	2.010888	3.809617	0.317017		
Prob(F-statistic)	0.15343	0.034884	0.730993		

Για τα ημερήσια δεδομένα, όπως προκύπτει, το 12.96% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα

και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το υπόλοιπο 87.04% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Με την προσθήκη της μεταβλητής του τετραγώνου του συντελεστή βήτα παρατηρούμε πως οι εκτιμητές του συντελεστή βήτα γ_{1t} , καθώς και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικά καθώς για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value των εκτιμητών είναι μεγαλύτερο από 5% αποδεχόμενοι την μηδενική υπόθεση.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε ότι το 22.01% της μεταβλητότητας της μέση απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 77.99% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο εκτιμητής του σταθερού όρου γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί αφού το p-value και για τους τρεις εκτιμητές είναι μεγαλύτερο από το 5% και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 8.29% της μεταβλητότητας της απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα ενώ το 91.71% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Επίσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% οι εκτιμητές του σταθερού όρου του γ_{0t} , του συντελεστή βήτα γ_{1t} και του τετραγώνου του συντελεστή βήτα γ_{2t} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από το 5%.

Στη συνέχεια εκτελούμε ελέγχους για τα κατάλοιπα της δεύτερης παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.19.

Πίνακας 5.19 Γερμανία-Έλεγχος καταλοίπων δεύτερης διαστρωματικής παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	H ₀ : Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	94.65%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	71.11%	Αποδοχή
Μηνιαία	88.51%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	H ₀ : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	8.70%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	89.77%	Αποδοχή
Μηνιαία	70.49%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	H ₀ : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	99.03%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	32.74%	Αποδοχή
Μηνιαία	12.14%	Αποδοχή

Όπως προκύπτει από τον παραπάνω πίνακα τα κατάλοιπα για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ακολουθούν κανονική κατανομή (p-value>5%) και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα καθώς απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση (p-value>5%) για κάθε επενδυτικό ορίζοντα.

5.3.4 3^η Παλινδρόμηση

Η τρίτη παλινδρόμηση με την οποία εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης είναι της μορφής $\bar{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * b_{pt-1} + \gamma_{2t} * \sigma_{pt-1} + e_{pt}$.

Με την συγκεκριμένη διαστρωματική παλινδρόμηση εξετάζουμε τη σχέση που υπάρχει μεταξύ της μέσης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης του χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν παρουσιάζονται στον πίνακα 5.20.

Πίνακας 5.20 Γερμανία-Τρίτη διαστρωματική παλινδρόμηση

		coefficient	t-Statistic	p-value	H ₀ : Δεν είναι στατιστικά σημαντική
c	Ημερήσια	-	-1.353241	-	Πήραμε παραγώγους λόγω autocorrelation
	Εβδομαδιαία	0.0025	1.184726	24.64%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.000239	0.017630	98.61%	Αποδοχή
beta	Ημερήσια	0.00429	4.050409	0.04%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	-0.004359	-2.431922	2.19%	Απόρριψη
	Μηνιαία	-0.000936	-0.169344	86.68%	Αποδοχή
st. dev.	Ημερήσια	0.02929	3.171646	0.38%	Απόρριψη
	Εβδομαδιαία	0.041781	1.084752	28.76%	Αποδοχή
	Μηνιαία	0.02933	0.226981	82.21%	Αποδοχή
		Ημερήσια	Εβδομαδιαία	Μηνιαία	
R-squared		0.46127	0.180145	0.144609	
Adjusted R-squared		0.441318	0.119415	0.071447	
F-statistic		-	2.96633	0.033103	
Prob(F-statistic)		-	0.068462	0.967478	

Κατα την εκτέλεση της συγκεκριμένης παλινδρόμησης, στον έλεγχο καταλοίπων για τα ημερήσια δεδομένα προέκυψε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Έτσι προκειμένου να αντιμετωπίσουμε το συγκεκριμένο πρόβλημα παραγωγίσαμε κατά μέλη και στη συνέχεια τρέξαμε την παλινδρόμηση παίρνοντας τις παραγώγους.

Για τα ημερήσια δεδομένα παρατηρούμε πως το 46.13% της μεταβλητότητας της απόδοσης του χαρτοφυλακίου εξηγείται από τον συντελεστή βήτα και την τυπική απόκλιση ενώ το 53.87% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής του συντελεστή

βήτα είναι θετικός, $\gamma_{1t} = 0.00429$ ενώ ο εκτιμητής της τυπικής απόκλισης είναι $\gamma_{2t} = 0.00429$. Επίσης παρατηρούμε ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% το p-value του εκτιμητή του συντελεστή βήτα είναι μικρότερο από 5% (p-value=0.04%) και επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και είναι στατιστικά σημαντικός. Το p-value=0.38% της τυπικής απόκλισης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι μικρότερο και απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Επομένως προκύπτει πως ο συντελεστής βήτα και η τυπική απόκλιση είναι στατιστικά σημαντικά για την μέση απόδοση.

Για τα εβδομαδιαία δεδομένα παρατηρούμε πως το 18.02% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το υπόλοιπο 81.98% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ο συντελεστής βήτα είναι στατιστικά σημαντικός καθώς απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση (p-value=2.19% < 5%) ενώ η τυπική απόκλιση όπως προκύπτει δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση αφού p-value=28.76% > 5%.

Τέλος για τα μηνιαία δεδομένα το 14.46% της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου μπορεί να εξηγηθεί από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης ενώ το 85.54% οφείλεται σε άλλους παράγοντες. Ο εκτιμητής γ_{1t} του συντελεστή βήτα, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, δεν είναι στατιστικά σημαντικός αφού για p-value=86.68% > 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και η τυπική απόκλιση δεν είναι στατιστικά σημαντική αφού για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση (p-value=82.21% > 5%).

Στη συνέχεια για τα κατάλοιπα της τρίτης παλινδρόμησης εκτελούμε έλεγχο κανονικότητας, έλεγχο αυτοσυσχέτισης και έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.21.

Πίνακας 5.21 Γερμανία-Έλεγχος καταλοίπων τρίτης παλινδρόμησης

Κανονικότητα	Jarque-Bera	Ho: Υπάρχει κανονικότητα
Ημερήσια	66.03%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	71.50%	Αποδοχή
Μηνιαία	83.79%	Αποδοχή
Αυτοσυσχέτιση	LM	Ho: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
Ημερήσια	55.06%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	99.69%	Αποδοχή
Μηνιαία	68.79%	Αποδοχή
Ετεροσκεδαστικότητα	ARCH	Ho: Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα
Ημερήσια	96.62%	Αποδοχή
Εβδομαδιαία	39.69%	Αποδοχή
Μηνιαία	10.13%	Αποδοχή

Όπως προκύπτει από τους ελέγχους και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για κάθε έλεγχο και για κάθε χρονικό ορίζοντα. Έτσι για τον έλεγχο κανονικότητας αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ακολουθούν την κανονική κατανομή. Για τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας αποδεχόμαστε τις μηδενικές υποθέσεις πως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

6. Συμπεράσματα

Ο Markowitz (1952) εισήγαγε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων στον τομέα της χρηματοοικονομικής επιστήμης. Στη συνέχεια διάφοροι μελετητές με την προσθήκη παραμέτρων προσπάθησαν να τελειοποιήσουν το αρχικό μοντέλο. Σύμφωνα με το παραπάνω μοντέλο, υπάρχει σχέση ισορροπίας μεταξύ μέσης αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μεμομωνομένες μετοχές ή για χαρτοφυλάκια αποδοτικά ή μη.

Εξαιτίας του γεγονότος ότι το Υ.Α.Κ.Σ. βασίζεται σε κάποιες υποθέσεις οι οποίες περιγράφουν μία τέλεια και αποτελεσματική αγορά, πολλοί ερευνητές ήρθαν αντιμέτωποι με προγενέστερες μελέτες και προσπάθησαν να αμφισβητήσουν την ισχύ του συγκεκριμένου υποδείγματος.

Οι Black, Jensen και Scholes (1972) πραγματοποίησαν μία από τις πρώτες εμπειρικές μελέτες που βασίστηκε πάνω στο Υ.Α.Κ.Σ. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν, χρησιμοποιώντας ως δεδομένα τιμές κλεισίματος μετοχών που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης την περίοδο 1926-1965, ήταν συνεπή ως προς τις προβλέψεις του υποδείγματος. Μεταγενεστές μελέτες όπως αυτή των Fama και Macbeth (1973) χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1926-1968 δεν μπόρεσαν να απορρίψουν την αρχική υπόθεση πως οι μέσες αποδόσεις των μετοχών δεν απεικονίζουν την προσπάθεια των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο να διακρατήσουν αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Επίσης οι Fama και French (1992) διαπίστωσαν την ύπαρξη μίας επίπεδης σχέσης μεταξύ μέσης αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα.

Ο Roll (1977) άσκησε σκληρή κριτική κατά του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων. Πιο συγκεκριμένα αναφέρει για την απουσία ενός αποτελεσματικού τέστ για την αξιοπιστία του μοντέλου καθώς οι έρευνες περιορίζονταν

σε ένα μεμονωμένο χαρτοφυλάκιο και όχι στο σύνολο των περιουσιακών στοιχείων που υπάρχουν.

Οι Lakonishok και Shapiro (1986) εξέτασαν για μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο τις μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και διαπίστωσαν πως η απόδοση ενός αξιογράφου δεν σχετίζεται πάντα με το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου, αλλά συσχετίζεται άμεσα με τις τιμές κεφαλαιοποίησης της αγοράς.

Μεταγενέστερες μελέτες όπως αυτή του Fletcher (2000) και αργότερα των Tang και Shum (2004) κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα. Ο Fletcher για την περίοδο Ιανουάριος 1970-Ιούλιος 1998 εξέτασε την υπό όρους σχέση μεταξύ της απόδοσης και του συντελεστή βήτα στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές χρησιμοποιώντας την προσέγγιση των Pettengil et al. (1995). Χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις κατέληξε πως υπάρχει μία σημαντική θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των συντελεστών βήτα για περιόδους όπου οι αποδόσεις της αγοράς είναι υπερβάλλουσες ενώ μία αρνητική σχέση σε περιόδους όπου η πλεονάζουσα απόδοση της αγοράς είναι αρνητική. Οι Tang και Shum μελετώντας τις αποδόσεις του χρηματιστηρίου της Σιγκαπούρης κατέληξαν στα ίδια συμπεράσματα με την υπό όρους σχέση του Fletcher, αλλά έκριναν πως η επεξηματική ισχύ του Υ.Α.Κ.Σ. είναι χαμηλή.

Σκοπός της παρούσας εργασίας ήταν να ερευνηθεί η σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα για διαφορετικούς επενδυτικούς ορίζοντες. Αντλήσαμε από την Datastream τιμές κλεισίματος μετοχών σε ημερήσια, μηνιαία και εβδομαδιαία βάση για τρεις μεγάλες χώρες, την Αγγλία, την Γαλλία και την Γερμανία. Στη συνέχεια και εφαρμόζοντας την μεθοδολογία των Fama και Macbeth (1973) σχηματίσαμε χαρτοφυλάκια και εκτελέσαμε μέσω Eviews τρεις παλινδρομήσεις. Πρώτα πραγματοποιήσαμε έλεγχο στασιμότητας των αποδόσεων και στη συνέχεια με τις δύο πρώτες παλινδρομήσεις αξιολογήσαμε κατά πόσο υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα ενώ με την τρίτη ελέγχθηκε η σχέση μέσης απόδοσης και τυπικής απόκλισης.

Αρχικά εκτελέσαμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας για κάθε χώρα και για κάθε επενδυτικό ορίζοντα προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν οι σειρές είναι στάσιμες ή όχι. Από τα αποτελέσματα που προέκυψαν, για όλες τις χρονικές περιόδους και για κάθε μία από τις χώρες που μελετήσαμε, απορρίψαμε την μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και επομένως οι αποδόσεις είναι στάσιμες.

Στη συνέχεια εκτελέσαμε την πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση. Για την Αγγλία ο συντελεστής βήτα για κάθε χρονικό ορίζοντα αποδείχτηκε στατιστικά σημαντικός, καθώς απορρίψαμε την μηδενική υπόθεση, και αρνητικός. Για την Γαλλία διαπιστώσαμε ότι για ημερήσια και εβδομαδιαία δεδομένα ο συντελεστής βήτα είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός ενώ για μηνιαίες αποδόσεις αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση πως δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Τέλος για την Γερμανία συμπεράναμε πως για τις εβδομαδιαίες

αποδόσεις ο συντελεστής βήτα είναι στατιστικά σημαντικός ενώ για ημερήσιες και μηνιαίες δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Και για τις τρεις χώρες διαπιστώσαμε πως το adjusted R-squared είναι μεγαλύτερο στις εβδομαδιαίες αποδόσεις από ότι στις ημερήσιες και τις μηνιαίες. Επομένως μεγαλύτερο ποσοστό της μεταβλητότητας της μέσης απόδοσης εξηγείται από την μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα για εβδομαδιαίες αποδόσεις. Τέλος εκτελέσαμε ελέγχους κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας για τα κατάλοιπα της πρώτης παλινδρόμησης. Διαπιστώσαμε και για τις τρεις χώρες πως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή και δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

Στη συνέχεια τρέξαμε την δεύτερη παλινδρόμηση με το συντελεστή βήτα και το τετράγωνο του συντελεστή. Από τα αποτελέσματα που προέκυψαν διαπιστώσαμε πως ο συντελεστής βήτα και το τετράγωνο του συντελεστή βήτα δεν είναι στατιστικά σημαντικά. Επίσης και στην δεύτερη παλινδρόμηση το adjusted R-squared είναι μεγαλύτερο για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις από ότι για τις ημερήσιες και τις μηνιαίες. Ακολούθησε ο έλεγχος καταλοίπων της δεύτερης παλινδρόμησης. Για την Αγγλία και την Γερμανία αποδεχτήκαμε τις μηδενικές υποθέσεις επομένως τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων εμφανίζουν κανονικότητα και δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Για την Γαλλία τα κατάλοιπα επίσης δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα αλλά για τις μηνιαίες αποδόσεις διαπιστώσαμε πως τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν παρουσιάζουν κανονικότητα σε αντίθεση με τα κατάλοιπα των ημερήσιων και εβδομαδιαίων αποδόσεων. Ένας τρόπος αντιμετώπισης αυτού του προβλήματος είναι να πάρουμε λογαρίθμους που ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Τρίτη και τελευταία παλινδρόμηση είναι αυτή της μέσης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης. Και για τις τρεις χώρες, όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις, η τυπική απόκλιση δεν είναι στατιστικά σημαντική εκτός για την Γερμανία και για τις ημερήσιες αποδόσεις όπου απορρίψαμε την μηδενική υπόθεση και επομένως η τυπική απόκλιση είναι στατιστικά σημαντική. Ακόμα μία φορά τα εβδομαδιαία δεδομένα προκάλεσαν ένα μεγαλύτερο adjusted R-square για κάθε χώρα από ότι τα ημερήσια και τα μηνιαία δεδομένα. Τέλος στους ελέγχους καταλοίπων η Αγγλία είναι συνεπής ως προς την κανονικότητα, την αυτοσυσχέτιση και την ετεροσκεδαστικότητα. Στην Γαλλία τα κατάλοιπα της τρίτης παλινδρόμησης δεν εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα, ενώ για τις μηνιαίες αποδόσεις δεν υπάρχει κανονικότητα. Για την Γερμανία προέκυψε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης και για αυτόν τον λόγο πήραμε πρώτες παραγώγους προκειμένου να αντιμετωπίσουμε το συγκεκριμένο πρόβλημα. Στη συνέχεια τα αποτελέσματα που προέκυψαν ήταν συνεπή ως προς τις μηδενικές υποθέσεις, υπάρχει κανονικότητα και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

Κλείνοντας την παρούσα μελέτη, παρατηρήσαμε την αδυναμία του Υποδείγματος Αποτιμής Κεφαλαιακών Στοιχείων να εφαρμοστεί στον πραγματικό κόσμο. Η παραπάνω μελέτη θα μπορούσε να επεκταθεί και για χωρές εκτός Ευρώπης, όπως

Αμερική, Κίνα, έτσι ώστε να έχουμε μία γενικότερη εικόνα για το αν και κατά πόσο έχει ισχύ το Υ.Α.Κ.Σ.

7.Βιβλιογραφία και Ιστότοποι

- Adrian T.and Franzoni F.(2009)“Learning about Beta:Time Varying Factor Loadings,Expected Returns and the Conditional CAMP”,Journal of Empirical Finance,Vol.16,537-556.
- Black F.(1972)“Capital Market Euilibrium with Restricted Borrowing”,Journal of Business,Vol.45,No3,444-455.
- Black F.(1993)“Beta and Return”,Journal of Portofolio Management,Vol.20,No1,8-18.
- Black F.,Jensen M.and Scholes M.(1972)“The Capital Asset Pricing Model:Some Empirical Tests”,Studies in the Theory of Capital Markets.
- Blume M.and Friend I.(1973)“A new Look at the Capital Asset Pricing Model”,Journal of Finance,Vol.28,Issue 1,19-34.
- Blume M.and R.F.Stambaugh,(1983)“Biases in computed returns:an application to the size-effect,Journal of Finance Economics,Vol.12,387-404.
- Blume M.(1970),“Portfolio Theory:A Step Toward its Practical Application”, The Journal of Business, Vol.43, 152-173.
- Brailsford T. and Josev T.(1997)“The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk”,Pacific-Basic Finance Journal,Vol.5,357-376.
- Breeden D.T.(1979),“An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities,Journal of Financial Economics,Vol.7,265-296.

- Choudhary K. and Choudhary S.(2010),”Testing Capital Asset Pricing Model:Empirical Evidences from Indian Equity Market”,Eurasian Journal of Business and Economics, Vol.3, 127-138.
- Daniel K.and S.Titman(1997),”Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns,Journal of Finance,Vol.52,1-33.
- Fama E.(1991)”Efficient capital markets”,Journal of Finance,Vol.46,1575-1617.
- Fama E.and Macbeth J.(1973)”Risk,Return and Equilibrium:Empirical Tests”,Journal of Political Economy,Vol.81,No3,607-636.
- Fama E. and Schwert G.William (1977)”Human Capital and Capital Market Equilibrium”,Journal of Financial Economics, Vol.4, Issue 1, 95-125
- Fletcher J.(2000)”On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns”,International Review of Financial Analysis,Vol.9,235-245.
- Diacogiannis G.(1994),”Three-Parameter Asset Pricing”, Managerial and Decision Economics, Vol.15, 149-158.
- Handa P,Kothari S. and Walsey C.(1989)”The Relation between the Return,Interval and Betas,Implications for the Size Effect”,Journal of Financial Economics,Vol.23,79-100.
- Kothari S.,Shanken J.and Sloan R.(1995)”Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns”,Journal of Finance,Vol.50,No1,185-224.
- Lakonishok J.and Shapiro A.(1986)”Systematic Risk,Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns”,Journal of Banking and Finance,Vol.10,115-132.
- Morgan I.(1975),”Prediction of Return with the Minimum Variance Zero-Beta Portfolio”, Vol.2, 361-376.
- Roll R. and Ross S.(1994)”On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas”,Journal of Finance,Vol.49,No.1,101-121.
- Shanken J.(1992)”On the Estimation of Beta-Pricing Models”,Review of Financial Studies,Vol.5.Issue 1,1-55.
- Shanken J.and Zhou G.(2007)”Estimating and Testing Beta Pricing Models:Alternative Methods and their Performance in Simulations”,Journal of Financial Economics,Vol.19,No 3,425-442.
- Sharpe W.(1964)”Capital Asset Prices:A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”,Journal of Finance,Vol.19,No 3,425-442
- Sylvain S.(2013)”Fama-MacBeth 1973: Replication and Extension”
- Tang G.and Shum W.(2003)”The Conditional Relationship between Beta and Returns:Recent Evidence from International Stock Markets”,International Business Review,Vol.12,109-126.
- www.bloomberg.com
- www.finance.yahoo.com
- www.investopedia.com
- www.marketwatch.com

- www.wikipedia.com