ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

# ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΕ ΡΗΧΕΣ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Ασπασία Δ. Σφυρή

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στην Αναλογιστική Επιστήμη και Διοικητική Κινδύνου.

Πειραιάς
Νοέμβριος 2013

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

# ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΕ ΡΗΧΕΣ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Ασπασία Δ. Σφυρή

Διπλωματική Εργασία
που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στην Αναλογιστική Επιστήμη και Διοικητική Κινδύνου.

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίσθηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. …….. συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

1. Διακογιάννης Γεώργιος (Επιβλέπων)
2. Γκλεζάκος Μιχαήλ
3. Τσιριτάκης Εμμανουήλ

Η έγκριση της Διπλωματική Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνωμών του συγγραφέα.

UNIVERSITY OF PIRAEUS

DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE

POSTGRADUATE PROGRAM IN
ACTUARIAL SCIENCE AND RISK MANAGEMENT

# ESTIMATING THE SYSTEMATIC RISK OF SHARES IN THINNER EUROPEAN MARKETS

By

Aspasia D. Sfyri

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance Science of the University of Piraeus in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science in Actuarial Science and Risk Management.

Piraeus, Greece
November 2013

*Στους γονείς μου*
*Δημήτρη και Βάσω*

# Ευχαριστίες

Με την ευκαιρία εκπόνησης της παρούσας διπλωματικής εργασίας, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Διακογιάννη Γεώργιο, καθηγητή στο τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιά, για την αμέριστη κατανόησή του και την γενικότερη βοήθειά του.

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω τους γονείς μου, οι οποίοι με υποστήριξαν σε όλη τη διάρκεια των μεταπτυχιακών μου σπουδών.

Τέλος, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Γιάννη, για την υπομονή και την σημαντική βοήθεια που μου παρείχε κατά τη διάρκεια εκπόνησης της διπλωματικής εργασίας μου.

# Περίληψη

Η παρούσα διπλωματική εργασία ασχολείται με τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές. Βασικός σκοπός της εργασίας είναι να εξετάσει την προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών για χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης (high-cap & low-cap portfolios) αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η διπλωματική εργασία ασχολείται με το αποτέλεσμα που έχει η χρησιμοποίηση διαφορετικών χρονικών διαστημάτων υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στην χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας καθώς και της Γαλλίας.

Συγκεκριμένα, εκτιμούμε τον συστηματικό κίνδυνο των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS για τη χρονική περίοδο από 02/01/2002 έως 31/12/2012. Τα αποτελέσματα αποδεικνύουν την ύπαρξη διαστρεβλωμένων εκτιμήσεων καθώς και ότι το μέγεθος αυτής της διαστρέβλωσης σχετίζεται με την χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων .

Επιπλέον, παρουσιάζουμε παλαιότερες μελέτες που σχετίζονται με το Υπόδειγμα της Αγοράς. Ειδικότερα, εξετάζεται η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983), σχετικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων χρησιμοποιώντας μικρότερες αποδόσεις.

Τέλος, πραγματοποιείται εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al (1983a) και Scholes & Williams (1977) ενώ , τα αποτελέσματα των δύο αυτών μοντέλων συγκρίνονται με τα αποτελέσματα που προκύπτουν στην περίπτωση που χρησιμοποιείται το Υπόδειγμα της Αγοράς. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και των μοντέλων των Cohen et al και Scholes & Williams.

# Abstract

This dissertation deals with the calculation of betas in thinner European markets. The primary purpose of this study is to examine the predictive ability of betas using different time intervals for calculating periodic stock returns for portfolios of high and low capitalization, respectively. Essentially, the thesis examines the intervalling effect bias in the estimation of the systematic risk of returns of shares traded on the stock market of Greece and France.

Specifically, we estimate the systematic risk of stock returns using the market model and applying the OLS method, for the period from 02/01/2002 to 31/12/2012. The results show the presence of the intervalling-effect bias in beta estimates and that the magnitude of this bias is depended on the market value of firms, as well.

Furthermore, previous studies related to the market model are presented. In particular, the predictive ability of the model of Hawawini (1983) on the estimation of systemic risk for longer return intervals using shorter return intervals, is examined.

Finally, betas are estimated according to the models of Cohen et al (1983a) and Scholes & Williams (1977) and the results of these two models are compared with the results produced running the market model . The results show that there are no statistically significant differences between the mean estimates of the betas with the method of least squares and the models of Cohen et al and Scholes & Williams.

# Περιεχόμενα

Περίληψη ..... 11
Abstract ..... 13
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 ..... 22
1.1 Επένδυση - Κίνδυνος Επενδύσεων ..... 22
1.2 Σκοποί Εργασίας ..... 23
1.3 Περιορισμοί Εργασίας ..... 25
1.4 Δομή Εργασίας ..... 26
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 ..... 27
2.1 Υπόδειγμα Markowitz ..... 27
2.1.1 Υποθέσεις Υποδείγματος ..... 28
2.1.2 Στάδιο 1ο: Ανάλυση χαρακτηριστικών των μετοχών ..... 29
2.1.3 Στάδιο 2ο: Ανάλυση Χαρτοφυλακίου ..... 33
2.1.4 Στάδιο 3ο: Επιλογή Χαρτοφυλακίου ..... 38
2.1.5 Μειονεκτήματα του Υποδείγματος Markowitz ..... 41
2.1.6 Η τεχνική του Roll ..... 42
2.2 Το Υπόδειγμα της Αγοράς (Single-Index Model) ..... 43
2.2.1 Υποθέσεις του Υποδείγματος ..... 44
2.2.2 Χρήσεις του Υποδείγματος της Αγοράς ..... 50
2.3 Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς ..... 51
2.3.1 Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML) ..... 53
2.3.2 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model-CAPM) ..... 55
2.3.3 Σύγκριση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) ..... 58
2.3.4 Σύγκριση Υποδείγματος Αγοράς (Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα) και Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) ..... 59
2.4 Μέτρα Αποτελεσματικότητας Χαρτοφυλακίων ..... 60
2.4.1 Το μέτρο του Treynor ..... 60
2.4.2 Το μέτρο του Sharpe ..... 61
2.4.3 Το μέτρο του Jensen ..... 62
2.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών (Arbitrage Pricing Model) 63
2.5.1 Ανάλυση Υποδείγματος ..... 65
2.5.2 Προσδιορισμός των παραγόντων ..... 67

2.5.3 Σύγκριση ΥΑΚΣ (CAPM) και ΥΑΕΑ (APT) ..... 68
2.5.4 Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH) ..... 69
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ..... 71
3.1 Εισαγωγή ..... 71
3.2 Scholes & Williams (1977) ..... 72
3.3 Dimson (1979) ..... 73
3.4 Cohen et al (1983a) ..... 75
3.5 Hawawini (1983) ..... 77
3.6 McInish and Wood (1986) ..... 80
3.7 Handa, Kothari & Wasley (1989) ..... 81
3.8 Corhay (1992) ..... 82
3.9 Beer (1997) ..... 83
3.10 Brailsford & Josev (1997) ..... 85
3.11 Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000) ..... 87
3.12 Attila Odabasi (2003) ..... 88
3.13 George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008) ..... 90
3.14 Seth Armitage & Janusz Brzeszczynski (2011) ..... 92
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 ..... 94
4.1 Δεδομένα ..... 94
4.2 Μεθοδολογία ..... 96
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 ..... 113
5.1 Εισαγωγή ..... 113
5.2 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων για εναλλακτικά intervals ..... 114
5.3 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini (1983) 129
5.4 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al (1983a) ..... 142
5.5 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) ..... 156
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 ..... 166
Βιβλιογραφία ..... 170

# Κατάλογος Πινάκων

## Κεφάλαιο 4

Πίνακας Α: Μετοχές χαρτοφυλακίων Γαλλίας ..... 98

Πίνακας Β: Μετοχές χαρτοφυλακίων Ελλάδας ..... 99

Πίνακας Γ: T-tests μεταξύ μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων: Περίπτωση Ελλάδας ..... 104

Πίνακας Δ: T-tests μεταξύ μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων: Περίπτωση Γαλλίας ..... 105

## Κεφάλαιο 5

**Πίνακας 5.1**: Συνοπτικά Στατιστικά στοιχεία εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα & του $R^2$ των δυο χαρτοφυλακίων, για τα τρία intervals: περίπτωση Ελλάδας ..... 115

**Πίνακας 5.2:** Συνοπτικά Στατιστικά στοιχεία εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα & του $R^2$ των δυο χαρτοφυλακίων, για τα τρία intervals: περίπτωση Γαλλίας ..... 120

**Πίνακας 5.3**: Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας, περίπτωση Ελλάδας ..... 125

**Πίνακας 5.4**: Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας, περίπτωση Γαλλίας ..... 125

**Πίνακας 5.5:** Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης, περίπτωση Ελλάδας ..... 126

**Πίνακας 5.6:** Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης, περίπτωση Γαλλίας ..... 126

**Πίνακας 5.7**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, περίπτωση Ελλάδας. ..... 131

**Πίνακας 5.8**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, για μηνιαία return intervals από δεκαπενθήμερες αποδόσεις, περίπτωση Ελλάδας. ..... 132

**Πίνακας 5.9**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, περίπτωση Γαλλίας ..... 135

**Πίνακας 5.10**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, για μηνιαία return intervals από δεκαπενθήμερες αποδόσεις, περίπτωση Γαλλίας ..... 136

**Πίνακας 5.11:** Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο Cohen et al για ημερήσιες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας ..... 143

**Πίνακας 5.12:** Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο Cohen et al για ημερήσιες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας ..... 146

**Πίνακας 5.13:** Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, περίπτωση Ελλάδας ..... 158

**Πίνακας 5.14:** Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, περίπτωση Γαλλίας ..... 160

**Πίνακας 5.15:** Συντελεστές βήτα και τα αντίστοιχα t-tests με υστέρηση και προβάδισμα, περίπτωση Ελλάδας ..... 162

**Πίνακας 5.16:** Συντελεστές βήτα και τα αντίστοιχα t-tests με υστέρηση και προβάδισμα, περίπτωση Γαλλίας ..... 164

# Κατάλογος Σχημάτων

**Κεφάλαιο 2**

**Διάγραμμα 2.1**: Συστηματικός και Μη-Συστηματικός Κίνδυνος ..... 35

**Διάγραμμα 2.2**: Σύνορο Αποδοτικών Χαρτοφυλακίων ..... 37

**Διάγραμμα 2.3**: Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή Χαρτοφυλακίου ..... 39

**Διάγραμμα2.4**: Βέλτιστο Χαρτοφυλάκιο ..... 40

**Διάγραμμα 2.5**: Χαρακτηριστική Γραμμή ..... 49

**Διάγραμμα 2.6** : Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML) ..... 54

**Διάγραμμα 2.7**: Γραμμή Αγοράς Αξιόγραφου (Security Market Line-SML) ..... 57

**Κεφάλαιο 4**

**Διάγραμμα 4.1**: Μέση Ημερήσια Απόδοση high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας ..... 100

**Διάγραμμα 4.2**: Μέση Ημερήσια Απόδοση high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας ..... 101

**Διάγραμμα 4.3**: Αθροιστική Ημερήσια Μηδενική Απόδοση Ελλάδας για χρονικό διάστημα δεκαετίας ..... 106

**Διάγραμμα 4.4:** Αθροιστική Ημερήσια Μηδενική Απόδοση Γαλλίας για χρονικό διάστημα δεκαετίας ..... 107

**Κεφάλαιο 5**

**Διάγραμμα 5.1**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για 3 εναλλακτικά intervals : περίπτωση Ελλάδας ..... 127

**Διάγραμμα 5.2**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για 3 εναλλακτικά intervals : περίπτωση Γαλλίας ..... 128

**Διάγραμμα 5.3**: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας. ..... 138

**Διάγραμμα 5.4**: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας ..... 139

**Διάγραμμα 5.5**: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας ..... 140

**Διάγραμμα 5.6**: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας ..... 141

**Διάγραμμα 5.7**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση high-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας ..... 149

**Διάγραμμα 5.8**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση low-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας. ..... 151

**Διάγραμμα 5.9**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση high-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας ..... 153

**Διάγραμμα 5.10**: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση low-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας ..... 155

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

# ΕΙΣΑΓΩΓΗ

## 1.1 Επένδυση - Κίνδυνος Επενδύσεων

Ως επένδυση μπορεί να οριστεί η δέσμευση κεφαλαίων για ένα χρονικό διάστημα, η οποία αναμένεται να αποφέρει πρόσθετα κεφάλαια στον επενδύτη. Κάθε επένδυση απαιτεί να αποφύγει ο επενδυτής να καταναλώσει κεφάλαια του, προκειμένου να επιδιώξει μια αβέβαιη μελλοντική ωφέλεια. Με άλλα λόγια, δηλαδή, κάθε επένδυση ενέχει κίνδυνο σε κάποιο βαθμό. Μια διαδεδομένη μορφή επένδυσης αποτελεί η επένδυση σε χρεόγραφα. Η διαδικασία της επένδυσης σε χρεόγραφα μπορεί να διαιρεθεί σε δύο μέρη: α) στην ανάλυση χρεογράφων και β) στην διαχείριση χαρτοφυλακίου.

Ένας επενδυτής στην προσπάθειά του να προχωρήσει σε μια επένδυση λαμβάνει υπόψη του τους διάφορους κινδύνους που προκύπτουν από το ρίσκο που αναλαμβάνει. Είναι, επομένως, προφανές ότι η σημασία που αποκτά η έννοια του κινδύνου επένδυσης είναι πολύ μεγάλη γνωρίζοντας ότι η επένδυση σε χρεόγραφα είναι μια από τις κοινές μορφές επένδυσης.

Προκειμένου να υπολογίσουμε τον κίνδυνο που ενέχει μια επένδυση σε χρεόγραφο ή χαρτοφυλάκιο, χρησιμοποιούμε τον συστηματικό κίνδυνο. Ως συστηματικός κίνδυνος ορίζεται ο κίνδυνος που επηρεάζει την αξία ενός μεγάλου εύρους χρεογράφων και επενδύσεων ενώ η εμβέλειά του μπορεί να καλύπτει μια συγκεκριμένη αγορά ή ακόμα και ένα ολόκληρο οικονομικό σύστημα. Είναι ,ακόμη, γνωστός ως «κίνδυνος αγοράς» αφού επηρεάζει το μεγαλύτερο μέρος της, ή ως «μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος» καθώς δεν μπορεί να ελαχιστοποιηθεί μέσω διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου, και αποτελεί τμήμα του συνολικού κινδύνου. Πιο συγκεκριμένα, ο συνολικός κίνδυνος ισούται με το άθροισμα του συστηματικού και του μη συστηματικού κινδύνου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος επηρεάζει μια μόνο μετοχή ή επένδυση και μπορεί να ελαχιστοποιηθεί ή και να εξαλειφθεί μέσω της δημιουργίας χαρτοφυλακίου που θα αποτελείται από χρεόγραφα/μετοχές με διαφορετικούς κινδύνους και αναμενόμενες αποδόσεις, δηλαδή μέσω διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου. Για τον λόγο αυτό, ο συστηματικός κίνδυνος είναι το κομμάτι κινδύνου που ενδιαφέρει τους επενδυτές καθώς ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί, σε αντίθεση με τον συστηματικό κίνδυνο που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί.

Στην προσπάθεια εκτίμησης και αντιμετώπισης του συστηματικού κινδύνου, ο William Sharpe ανέπτυξε ,το 1964, το Υπόδειγμα της Αγοράς, ένα μοντέλο που περιγράφει μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων και την απόδοση της συνολικής αγοράς. Με βάση το συγκεκριμένο μοντέλο, ο συστηματικός κίνδυνος υπολογίζεται από τον συντελεστή βήτα, ένα μέτρο που δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών/χρεογράφων στις κινήσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη και αποτελεί ουσιαστικά το πηλίκο της διαίρεσης της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i, και του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m προς τη διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m (κλίση).

Στην συνέχεια, ακολούθησαν κάποιες μελέτες αναφορικά με την ευαισθησία του συστηματικού κινδύνου. Ειδικότερα, μελέτες των Hawawini (1980), Handa et al (1989), Corhay (1992) καθώς και των Brailsford & Josev (1997) ασχολήθηκαν με την ευαισθησία του συντελεστή βήτα όταν μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (intervalling effect bias in beta). Οι προηγούμενες μελέτες έδειξαν ότι ,σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος, οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών (ή χαρτοφυλακίων μετοχών) χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών (ή χαρτοφυλακίων μετοχών) υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Επιπρόσθετα, οι Scholes & Williams (1979) και Dimson (1977) ,έδειξαν ότι υπάρχει μεροληψία στα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων ενώ, παράλληλα, πρότειναν διαδικασίες για την διόρθωση των λανθασμένων εκτιμήσεων.

## 1.2 Σκοποί Εργασίας

Βασικός σκοπός της διπλωματικής εργασίας είναι η ικανότητα πρόβλεψης των συντελεστών βήτα τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας χρονολογικές σειρές δεδομένων από τα επιλεγμένα χρηματιστήρια Γαλλίας και Ελλάδας και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στόχος είναι να εξεταστεί η προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, μέσα από στατιστικούς ελέγχους t-test και F-test, χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών για χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης (high-cap & low-

cap portfolios) αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η διπλωματική εργασία ασχολείται με το αποτέλεσμα που έχει η χρησιμοποίηση διαφορετικών χρονικών διαστημάτων υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στην χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας καθώς και της Γαλλίας.

Ο λόγος για τον οποίο εξετάζουμε τις χρηματιστηριακές αγορές της Ελλάδας και της Γαλλίας είναι διττός. Πρώτον, επιθυμούμε να εξετάσουμε το μέγεθος του μεροληπτικού σφάλματος των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, στις περιπτώσεις μικρών χρηματιστηριακών αγορών, με διαφορετικά χαρακτηριστικά από τα αντίστοιχα των μεγάλων και πιο αναπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών. Δεύτερον, κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου, από 2/1/2002 έως 31/12/2012, παρατηρήθηκε μείωση στην τιμή αρκετών μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν με συνέπεια να χαρακτηριστούν ως μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας και να σημειώσουν χαμηλή διαπραγμάτευση στην αγορά. Επομένως, τα αποτελέσματα της διπλωματικής εργασίας μπορούν να φανούν χρήσιμα στους ακαδημαϊκούς κύκλους καθώς επίσης και στην λήψη αποφάσεων των επενδυτών.

Στους σκοπούς της εργασίας ανήκει η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Παράλληλα, γίνεται έρευνα σχετικά με την μεταβολή των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων ενώ εξετάζεται αν το μέγεθος αυτής της μεταβολής σχετίζεται με την χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων και κατ'επέκταση των μετοχών των επιχειρήσεων. Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για την διεξαγωγή της μελέτης έχουν ληφθεί από την βάση δεδομένων της DataStream. Συγκεκριμένα, συλλέγουμε ημερήσιες ημερολογιακές καταχωρήσεις ενός μεγάλου αριθμού μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών, και στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας, αντίστοιχα.

Ένας επιπλέον σκοπός της εργασίας αποτελεί η παρουσίαση προγενέστερων μελετών που σχετίζονται με το Υπόδειγμα της Αγοράς. Κάποιες από τις μελέτες αυτές ακολουθούν παρόμοια εμπειρική προσέγγιση με αυτή του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος. Συγκεκριμένα, παρουσιάζεται το μοντέλο που πρότεινε ο Hawawini to 1983, για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα , στηριζόμενος στο γεγονός ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής εξαρτάται από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Στη συνέχεια, εξετάζεται η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου σχετικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα

υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων του αξιόγραφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Τέλος, η εργασία στοχεύει στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με τα μοντέλα που πρότειναν οι Cohen et al (1983a) και οι Scholes & Williams (1977) σε προηγούμενες μελέτες. Παράλληλα, τα αποτελέσματα των δύο αυτών μοντέλων συγκρίνονται με τα αποτελέσματα που προκύπτουν στην περίπτωση που χρησιμοποιείται το Υπόδειγμα της Αγοράς. Με άλλα λόγια, δηλαδή, σκοπός της έρευνάς μας είναι να διαπιστώσει αν τα εμπειρικά αποτελέσματα συμφωνούν με τα αντίστοιχα αποτελέσματα των άλλων ερευνών.

## 1.3 Περιορισμοί Εργασίας

Για την εκπόνηση της παρούσας διπλωματικής εργασίας και την διεξαγωγή της παρούσας έρευνας απαιτείται να πληρούνται κάποιοι περιορισμοί. Βασικοί περιορισμοί για την περίληψη μιας εταιρείας στην έρευνα είναι οι ακόλουθοι:

i. Το τελικό δείγμα δεν θα περιλαμβάνει μετοχές εταιριών για τις οποίες υπήρξε αναστολή της διαπραγμάτευσής τους για κάποιο χρονικό διάστημα, απαιτείται δηλαδή συνεχής διαπραγμάτευση.
ii. Αξιόγραφα τα οποία δεν έχουν καταχωρημένη συναλλαγή για τουλάχιστον 2 ημέρες, πέρα της πλήρους δειγματικής περιόδου, αποκλείονται.
iii. Να διαθέτει ένα ολοκληρωμένο ιστορικό ημερήσιων καταχωρήσεων από τις 02/01/2002 έως 31/12/2012.
iv. Μετοχές εταιριών των οποίων οι αποδόσεις έχουν πολλά μηδενικά (δηλαδή σε όλες τις αποδόσεις των παρατηρήσεων, τα περισσότερα νούμερα είναι μηδέν).

Το δείγμα που χρησιμοποιείται στην παρούσα μελέτη αποτελείται από διακόσιες έντεκα (211) μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας, και εκατόν ενενήντα πέντε (195) μετοχές εταιριών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο 02/01/2002 έως 31/12/2012.

Τέλος, είναι αναγκαίο να ικανοποιούνται οι παραπάνω υποθέσεις προκειμένου οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και να μην επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

## 1.4 Δομή Εργασίας

Η παρούσα διπλωματική εργασία αποτελείται από 6 κεφάλαια. Το **Κεφάλαιο 1** αποτελεί την εισαγωγή και αφορά στην θεματολογία της εργασίας.

Το **Κεφάλαιο 2** αναφέρεται στην Θεωρία Χαρτοφυλακίου όπου αναλύεται μια από τις μεγαλύτερες επιτυχίες στην ιστορία της ποσοτικής οικονομίας. Βασίζεται στην εργασία του H.Markowitz (1952,1959) και αφορά στον προσδιορισμό του βέλτιστου χαρτοφυλακίου κάτω από συνθήκες αβεβαιότητας. Στο **Κεφάλαιο 3** γίνεται ανασκόπηση παλαιότερων μελετών που αφορούν το Υπόδειγμα της Αγοράς και έχουν γίνει πάνω στον υπολογισμό και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Στο **Κεφάλαιο 4** παρουσιάζονται αναλυτικά τα δεδομένα καθώς και η μεθοδολογία που ακολουθείται για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Το **Κεφάλαιο 5** περιλαμβάνει τα αποτελέσματα της έρευνας καθώς επίσης την ερμηνεία τους και τη σύγκρισή τους με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών.

Τέλος, στο **Κεφάλαιο 6** παρουσιάζονται τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τα αποτελέσματα της έρευνας.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

## ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Η Θεωρία Χαρτοφυλακίου αποτελεί αναμφισβήτητα μια από τις μεγαλύτερες επιτυχίες στην ιστορία της ποσοτικής οικονομίας. Βασίζεται στην εργασία του H.Markowitz (1952,1959) και αφορά στον προσδιορισμό του βέλτιστου χαρτοφυλακίου κάτω από συνθήκες αβεβαιότητας. Πιο συγκεκριμένα, η θεωρία χαρτοφυλακίου ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια με ποσοτικά προσδιορισμένα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή με ορίζοντα μιας μόνο περιόδου. Σκοπός ,δηλαδή, του μέσου- ορθολογικού επενδυτή είναι η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης και η ελαχιστοποίηση του κινδύνου. Με άλλα λόγια, ο ορθολογικός επενδυτής ,για δεδομένο επίπεδο κινδύνου, θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη απόδοση. Εναλλακτικά, για δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο που ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο.

Στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει αναφορά στο Υπόδειγμα του Markowitz(1952,1959), το οποίο αποτέλεσε τη βάση πάνω στην οποία στηρίχθηκε η ανάπτυξη των υποδειγμάτων της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, στο Υπόδειγμα Αγοράς (Single Index Model) του Sharpe(1964), στη Θεωρία Κεφαλαιαγοράς που αποτελείται από την Καμπύλη Κεφαλαιαγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model- CAPM) των Sharpe(1964) , Lintner(1965) και Mossin (1966), καθώς και στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών (Arbitrage Pricing Model) του Ross (1976-1977).

### 2.1 Υπόδειγμα Markowitz

Ο H. Markowitz (1952, 1959) είναι ο πατέρας της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου. Η εργασία του «Portfolio Selection» ήταν γεμάτη με ιδέες και προτάσεις που οδήγησαν σε πολλές εξελίξεις στον τομέα αυτό. Ουσιαστικά, στην εργασία του, ο Markowitz συνδέει τον κίνδυνο μιας επένδυσης ή ενός χαρτοφυλακίου με την διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου με σκοπό την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή.

### 2.1.1 Υποθέσεις Υποδείγματος

Η θεωρία του χαρτοφυλακίου ,όπως αναπτύχθηκε από τον Markowitz(1952,1959) βασίζεται σε τέσσερις υποθέσεις:

1. Οι επενδυτές έχουν ένα συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα.
2. Για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένη μετοχή αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της τιμής και η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση των αποδόσεων παρέχει ένα μέτρο του κινδύνου της.
3. Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.
4. Οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της ορθολογικής επενδυτικής συμπεριφοράς, η οποία προσδιορίζεται από δύο βασικές παραδοχές. Η πρώτη είναι ότι ο επενδυτής προτιμά τις μεγαλύτερες δυνατές αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε επίπεδο κινδύνου. Η δεύτερη αναφέρει ότι ο επενδυτής προτιμά τις λιγότερο ριψοκίνδυνες αποδόσεις για κάθε επίπεδο απόδοσης.

Για την περιγραφή του μοντέλου του Markowitz είναι απαραίτητη η αναφορά σε τρία στάδια ενεργειών:

a. Την ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών

b. Την ανάλυση του χαρτοφυλακίου

c. Την επιλογή του χαρτοφυλακίου

### 2.1.2 Στάδιο 1ο: Ανάλυση χαρακτηριστικών των μετοχών

Στο πρώτο στάδιο προσδιορίζουμε τα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης των μεμονωμένων μετοχών καθώς και τον βαθμό συσχέτισης όλων των εξεταζόμενων μετοχών.

**i. Απόδοση μετοχής**

Η απόδοση μιας μετοχής προέρχεται είτε από τα κεφαλαιακά κέρδη, δηλαδή από τα κέρδη ή τις ζημιές που έχουν προκύψει από την άνοδο ή πτώση της μετοχής κατά την υπό εξέταση χρονική περίοδο, είτε από τα μερίσματα που μοιράστηκαν κατά τη συγκεκριμένο χρονικό διάστημα. Ως εκ τούτου, η απόδοση μιας μετοχής προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και από την ποσοστιαία μερισματική της απόδοση. Δηλαδή:

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

Όπου:

$R_{it}$: η απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

$P_{it}$: η τιμή της μετοχής i την χρονική στιγμή t

$P_{it-1}$: η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή t-1

$D_{it}$: το μέρισμα που πληρώνει η μετοχή I την χρονική στιγμή t

**ii. Αναμενόμενη απόδοση μετοχής**

Ο παραπάνω μαθηματικός τύπος δεν αποτελεί ρεαλιστική εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής αφού τόσο η τιμή της μετοχής την χρονική στιγμή t όσο και το μέρισμα την χρονική στιγμή t δεν είναι γνωστά εκ των προτέρων. Για τον λόγο αυτό, χρησιμοποιούμε μια κατανομή πιθανοτήτων, δηλαδή διάφορες πιθανές τιμές της μετοχής σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να συμβούν οι συγκεκριμένες τιμές. Οι πιθανότητες αυτές δεν είναι αντικειμενικές καθώς εξαρτώνται από την πληροφόρηση και τις προσδοκίες που έχει ο κάθε επενδυτής και συνεπώς είναι δυνατόν να υπάρχει διαφορετική κατανομή πιθανοτήτων για την ίδια μετοχή. Η μαθηματική προσέγγιση της αναμενόμενης απόδοσης είναι η ακόλουθη:

$$E(R_{it}) = \sum_{t=1}^{N} p_t \, P_{it} \quad (2.2)$$

Όπου,
$p_t$: η πιθανότητα να συμβεί η τιμή Pit

$E(R_{it})$: η αναμενόμενη απόδοση της απόδοσης i

N: το σύνολο των πιθανών αποδόσεων

$P_{it}$: η τιμή της μετοχής i

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής παρέχει σημαντικές πληροφορίες που σχετίζονται με την μετοχή και κατ'επέκταση με το χαρτοφυλάκιο, οι οποίες δεν είναι αρκετές. Για να έχουμε μια πιο ξεκάθαρη εικόνα για την μετοχή χρησιμοποιούμε ένα δεύτερο στατιστικό κριτήριο, την διασπορά ή την τυπική απόκλιση (τετραγωνική ρίζα της διασποράς). Αυτό θα χρησιμεύσει ως μέτρο αβεβαιότητας σχετικά με τις αποδόσεις.

**iii. Διακύμανση Αποδόσεων**

Ως διακύμανση ορίζεται ο σταθμικός μέσος των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοσή τους , όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται οι πιθανότητες της κατανομής των αποδόσεων. Η μαθηματική έκφραση της διακύμανσης δίνεται ως ακολούθως:

$$\sigma^2(R_i) = \sum_{t=1}^{N} p_t[R_{it} - E(R_{it})]^2 \quad (2.3)$$

Όπου,
$\sigma^2$(Ri): η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i

Rit: η απόδοση της μετοχής i

E(Rit): η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

$p_t$: η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση Rit

N: το σύνολο των πιθανών αποδόσεων

Αντίστοιχα , η τυπική απόκλιση ορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης και μαθηματικά δίνεται από τη σχέση:

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\sigma^2(R_i)} \quad (2.4)$$

όπου, σ(Ri): η τυπική απόκλιση της μετοχής i

Γίνεται κατανοητό από τη σχέση (3), ότι η διακύμανση μετράει την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους. Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής, τόσο

μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα η πραγματική απόδοση να αποκλίνει από την αναμενόμενη απόδοση και κατά συνέπεια τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος που παρουσιάζει η μετοχή.

**iv. Συντελεστής Μεταβλητότητας**

Η αναμενόμενη απόδοση όπως και η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση μιας μετοχής αποτελούν σημαντικά στατιστικά στοιχεία για την αξιολόγηση της μετοχής. Δεν είναι όμως αρκετά για να μας βοηθήσουν να συμπεράνουμε αντικειμενικά αν μια μετοχή είναι καλύτερη ή χειρότερη από μια άλλη. Έτσι, ένα βοηθητικό στατιστικό κριτήριο, το οποίο αποτελεί αντικειμενικό μέτρο σύγκρισης μεταξύ δύο μετοχών ,είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας.

Ο συντελεστής μεταβλητότητας ορίζεται ως το πηλίκο της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων της μετοχής προς την αναμενόμενη τιμή αυτών των αποδόσεων. Δηλαδή,

$$CV(R_i) = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)} \quad (2.5)$$

Όπου,

CV(Ri): ο συντελεστής μεταβλητότητας της μετοχής i

σ(Ri): η τυπική απόκλιση της μετοχής i

E(Ri): η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

Ο συντελεστής μεταβλητότητας μετρά τον κίνδυνο ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης. Επομένως, όσο μικρότερος είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας τόσο μικρότερος είναι και ο κίνδυνος της μετοχής και άρα τόσο πιο ελκυστική η μετοχή για έναν ορθολογικό επενδυτή.

**v. Συνδιακύμανση Αποδόσεων**

Η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο μετοχών ορίζεται ως ο σταθμικός μέσος των εξαγόμενων των δύο αντίστοιχων αποκλίσεων, δηλαδή αφενός της απόκλισης των αποδόσεων της πρώτης μετοχής από την αναμενόμενη απόδοσή της και αφετέρου της απόκλισης των αποδόσεων της δεύτερης μετοχής από την δική της αναμενόμενη απόδοση. Ως σταθμά ορίζονται οι κοινές πιθανότητες εμφάνισης των διαφόρων αποδόσεων των δυο μετοχών. Δηλαδή :

$$Cov(R_i, R_j) = \sum_{t=1}^{N} p_t\{[R_{it} - E(R_i)][R_{jt} - E(R_j)]\} \quad (2.6)$$

Όπου,

$Cov(R_i, R_j)$: η συνδιακύμανση των αποδόσεων των δύο μετοχών

$R_{it}$: η απόδοση της μετοχής i

$R_{jt}$: η απόδοση της μετοχής j

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

E($R_j$): η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής j

$p_t$: η κοινή πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων $R_{it}$, $R_{jt}$

N: ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων

Η συνδιακύμανση δείχνει σε ποιο βαθμό οι αποδόσεις δύο μετοχών αλληλοεπηρεάζονται. Θετική συνδιακύμανση σημαίνει ότι οι αποδόσεις των δύο μετοχών κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση, δηλαδή όταν ανεβαίνουν οι τιμές της μια μετοχής, ανεβαίνουν και οι τιμές της άλλης μετοχής. Αντίθετα, αρνητική συνδιακύμανση σημαίνει ότι οι αποδόσεις των δύο μετοχών κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή όταν ανεβαίνουν οι τιμές της μιας μετοχής, οι τιμές της δεύτερης μετοχής πέφτουν. Τέλος, μηδενική συνδιακύμανση δηλώνει ότι δεν υπάρχει καμία συσχέτιση στις πορείες των αποδόσεων των δύο μετοχών.

**vi. Συντελεστής Συσχέτισης**

Ο συντελεστής συσχέτισης μας παρέχει πληροφορίες για την αλληλεξάρτηση των αποδόσεων δύο μετοχών και κυρίως για την ένταση αυτής της συσχέτισης. Ορίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των δύο μετοχών προς το γινόμενο των τυπικών αποκλίσεων. Ισχύει:

$$\rho_{ij}=Corr(R_i, R_j) = \frac{Cov(R_i,R_j)}{\sigma(R_i)*\sigma(R_j)} \quad (2.7)$$

Όπου,

Corr(Ri,Rj): ο συντελεστής συσχέτισης

Cov(Ri,Rj): η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών I,j

σ(Ri): η τυπική απόκλιση της μετοχής i

σ(Rj): η τυπική απόκλιση της μετοχής j

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές στο διάστημα [-1,+1]. Όσο η τιμή του συντελεστή συσχέτισης πλησιάζει στο +1 τόσο εντονότερη είναι η θετική συσχέτιση

των αποδόσεων των δύο μετοχών. Αντίθετα, όσο η τιμή πλησιάζει στο -1, τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών. Η τιμή είναι $\rho_{ij}$ = +1 σημαίνει τέλεια θετική συσχέτιση των δύο μετοχών και μάλιστα οι τιμές και των δύο βαίνουν αύξουσες ή φθίνουσες. Η τιμή $\rho_{ij}$= -1 υποδεικνύει τέλεια αρνητική σχέση και μάλιστα οι τιμές της μιας μετοχής αυξάνουν, ενώ οι τιμές της άλλης μετοχής μειώνονται. Η τιμή $\rho_{ij}$ = 0 σημαίνει ότι οι δύο μετοχές είναι ασυσχέτιστες. Τέλος, ο συντελεστής συσχέτισης είναι ένας καθαρός αριθμός, απαλλαγμένος από οποιεσδήποτε μεταβολές στις μονάδες μέτρησης της συνδιακύμανσης και των τυπικών αποκλίσεων.

### 2.1.3 Στάδιο 2ο: Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Βασική επιδίωξη του δεύτερου σταδίου αποτελεί η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου και οι πιθανότητες κινδύνου του. Ουσιαστικά, σε αυτό το στάδιο προσδιορίζουμε τους καλύτερους συνδυασμούς μεμονωμένων μετοχών χρησιμοποιώντας τα αποτελέσματα από το πρώτο στάδιο.

**i. Αναμενόμενη Απόδοση Χαρτοφυλακίου**

Αρχικά, υπολογίζεται η απόδοση του χαρτοφυλακίου, κριτήριο που ενδιαφέρει τον μέσο επενδυτή. Η απόδοση του χαρτοφυλακίου ορίζεται ως ο σταθμικός μέσος των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών. Ως σταθμά χρησιμοποιούνται τα ποσοστά της επένδυσης σε κάθε μετοχή, τα οποία αθροίζουν στη μονάδα. Ισχύει:

$$E\left(R_p\right) = \sum_{i=1}^{N} x_i E(R_i)\ ,\ \sum_{i=1}^{N} x_i = 1 \quad (2.8)$$

Όπου,

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

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

N: ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο

$x_i$: το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i

**ii. Διακύμανση Χαρτοφυλακίου**

Η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου, όπως και των μεμονωμένων μετοχών, δεν είναι αρκετή για την αξιολόγηση του χαρτοφυλακίου. Απαιτείται και ο υπολογισμός της διακύμανσης προκειμένου να έχουμε μια πιο αποκρυσταλλωμένη εικόνα του χαρτοφυλακίου μας.

Για ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από δύο μετοχές, η διακύμανση προϋποθέτει την εκτίμηση των τυπικών αποκλίσεων των τίτλων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο καθώς και της συνδιακύμανσης των τίτλων αυτών και των ποσοστών της αξίας κάθε τίτλου στο σύνολο της αξίας του χαρτοφυλακίου. Η μαθηματική προσέγγιση της διακύμανσης είναι η ακόλουθη:

$$\sigma^2{}_p = x_i{}^2\sigma_i{}^2 + x_j{}^2\sigma_j{}^2 + 2x_i x_j \sigma_{ij} \quad (2.9)$$

Όπου,

$\sigma_p{}^2$: η διακύμανση του χαρτοφυλακίου

$x_i$: το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στην μετοχή i

$x_j$: το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στην μετοχή j

$\sigma_i{}^2$: η διακύμανση της μετοχής i

$\sigma_j{}^2$: η διακύμανση της μετοχής j

$\sigma_{ij}$: η συνδιακύμανση των μετοχών i,j

Η συνδιακύμανση μπορεί να εκφραστεί ως συνάρτηση του συντελεστή συσχέτισης $\rho_{ij}$ ,δηλαδή:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j \ (2.10)$$

Επομένως η διακύμανση του χαρτοφυλακίου γίνεται:

$$\sigma^2{}_p = x_i{}^2\sigma_i{}^2 + x_j{}^2\sigma_j{}^2 + 2x_i x_j \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j \ (2.11)$$

Εφαρμόζοντας την σχέση (10) σε χαρτοφυλάκιο N μετοχών προκύπτει:

$$\sigma_p{}^2 = \sum_{i=1}^{N} x_i{}^2\sigma_i{}^2 + \sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i-1}^{N} x_i x_j \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j \ (2.11\alpha)$$

Η διακύμανση μετρά τον κίνδυνο που ενέχει το χαρτοφυλάκιο. Όπως παρατηρούμε και από την σχέση (11α), ο συνολικός κίνδυνος ενός χρεογράφου και κατά συνέπεια ενός χαρτοφυλακίου χωρίζεται σε δύο μέρη:

- Στον **συστηματικό κίνδυνο**, δηλαδή τον κίνδυνο που επηρεάζει την αξία ενός μεγάλου εύρους χρεογράφων και επενδύσεων ενώ η εμβέλειά του μπορεί να καλύπτει μια συγκεκριμένη αγορά ή ακόμα και ένα ολόκληρο οικονομικό σύστημα. Είναι ,ακόμη, γνωστός ως «κίνδυνος αγοράς» αφού επηρεάζει το μεγαλύτερο μέρος της, ή ως «μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος» καθώς δεν

μπορεί να ελαχιστοποιηθεί μέσω διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου. Η μαθηματική του έκφραση είναι :

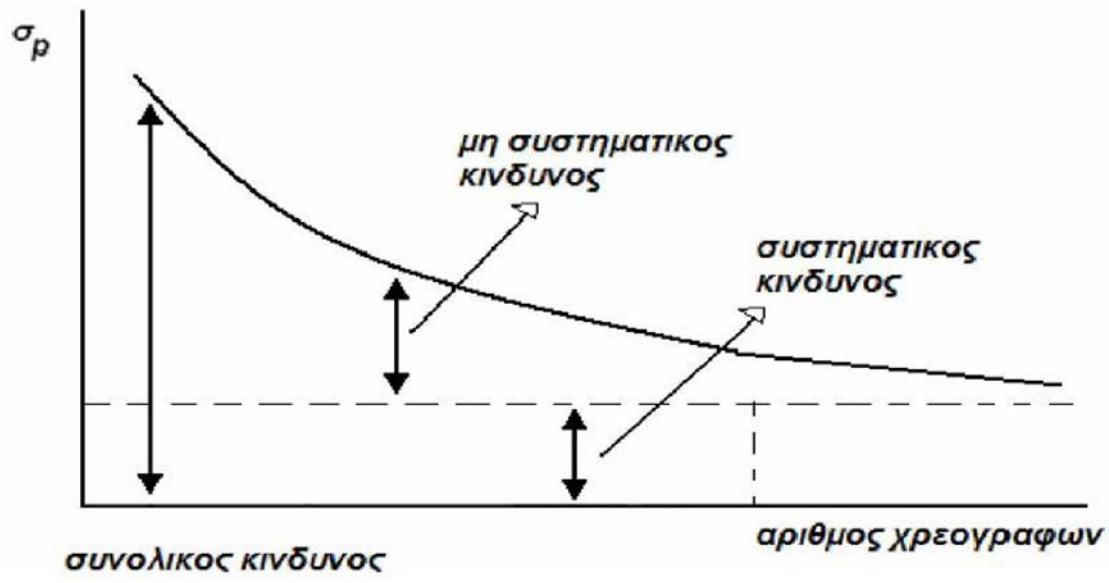
$$\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i-1}^{N} x_i x_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (2.12)$$

- Στον **μη- συστηματικό κίνδυνο**, δηλαδή τον κίνδυνο που επηρεάζει μια μόνο μετοχή ή επένδυση. Είναι ,ακόμη, γνωστός ως «διαφοροποιήσιμος κίνδυνος» ή «ειδικός κίνδυνος». Ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να ελαχιστοποιηθεί ή και να εξαλειφθεί μέσω της δημιουργίας χαρτοφυλακίου που θα αποτελείται από χρεόγραφα/μετοχές με διαφορετικούς κινδύνους και αναμενόμενες αποδόσεις, δηλαδή μέσω διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου. Μαθηματικά, απεικονίζεται:

$$\sum_{i=1}^{N} x_i^{\ 2} \sigma_i^{\ 2} \quad (2.13)$$

Σύμφωνα με τον Markowitz, τα οφέλη της διαφοροποίησης μπορούν να προκύψουν εφόσον σε ένα χαρτοφυλάκιο εμπεριέχονται μετοχές με αποδόσεις που δεν έχουν τέλεια θετική συσχέτιση. Τότε, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μειώνεται σε σχέση με τον κίνδυνο των μεμονωμένων μετοχών που περιλαμβάνονται σε αυτό. Με άλλα λόγια, όσο μικρότερη είναι η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών, τόσο μικρότερος είναι και ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.

Στο παρακάτω διάγραμμα απεικονίζονται ο συστηματικός και μη-συστηματικός κίνδυνος.




**Διάγραμμα 2.1:Συστηματικός και Μη-Συστηματικός Κίνδυνος**

Η καμπύλη παριστάνει τον συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου ενώ η ευθεία διακεκομμένη γραμμή απεικονίζει τον συστηματικό κίνδυνο. Είναι αυτονόητο ότι το μεσοδιάστημα ανάμεσα στον συνολικό και συστηματικό κίνδυνο συμβολίζει τον μη συστηματικό κίνδυνο.

Ωστόσο, δεν πρέπει να αγνοούμε πως ο υπολογισμός του κινδύνου του χαρτοφυλακίου με τη χρήση του παραπάνω τύπου του Markowitz γίνεται αρκετά δύσκολος όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Συγκεκριμένα, για ένα χαρτοφυλάκιο N μετοχών θα πρέπει να υπολογίσουμε N αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών, N τυπικές αποκλίσεις και N(N-1)/2 συντελεστές συσχέτισης, δηλαδή N(N+3)/2 εκτιμήσεις συνολικά. Για παράδειγμα, αν N=50,θα πρέπει να κάνουμε (50 *(50+3))/2=1325 υπολογισμούς.

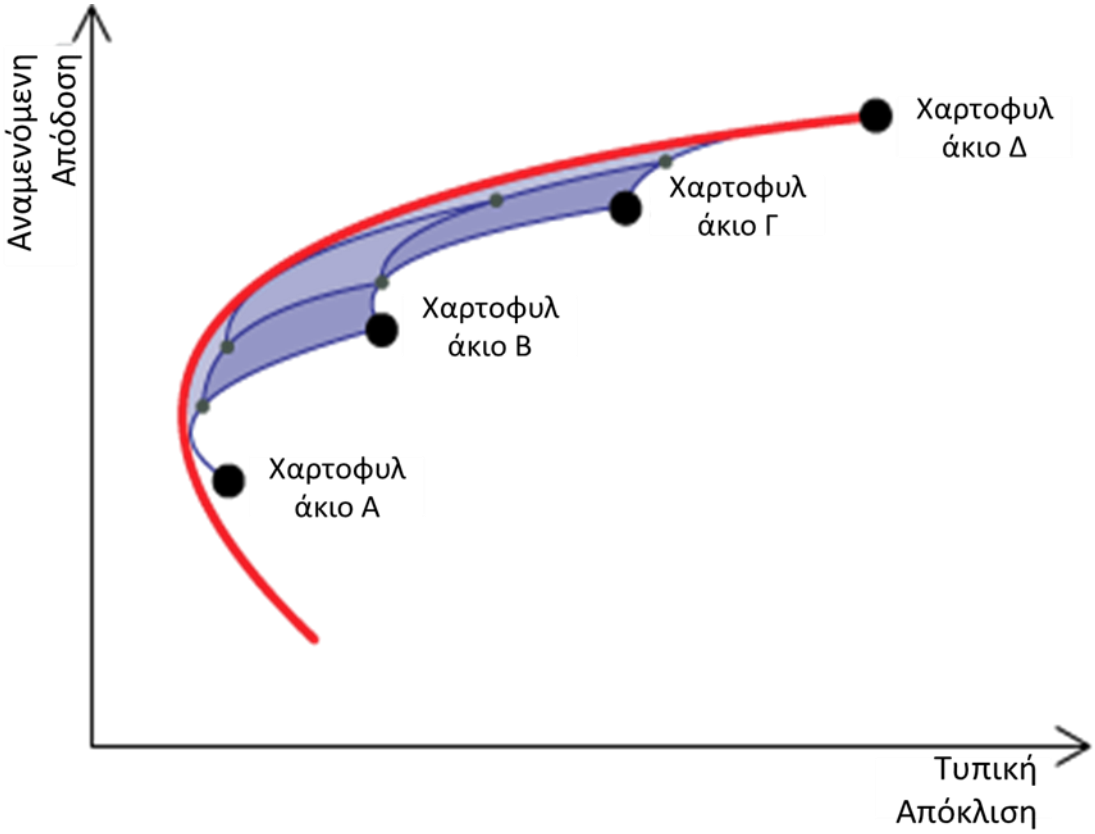
Εξαιτίας αυτής της δυσκολίας, ο W.F.Sharpe πρότεινε ένα υπόδειγμα στο οποίο μειώνονται οι υπολογισμοί που απαιτούνται. Συγκεκριμένα, υποστηρίζει πως αντί να υπολογίζουμε τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής με τις υπόλοιπες, υπολογίζουμε τη συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων της μετοχής και κάποιου δείκτη του Χρηματιστηρίου.

Τέλος, εύκολα καταλαβαίνει κανείς ότι από ένα σύνολο αξιόγραφων μπορούν να δημιουργηθούν άπειρα χαρτοφυλάκια με συνδυασμούς μετοχών διαφορετικού κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης. Ο επενδυτής, όμως, επιθυμεί να διαμορφώσει ένα χαρτοφυλάκιο που θα του αποφέρει την μεγαλύτερη δυνατή προσδοκώμενη απόδοση σε σύγκριση με τον μικρότερο δυνατό αναλαμβανόμενο κίνδυνο. Με άλλα λόγια, ο επενδυτής προκειμένου να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο, θα επιλέξει το **«αποδοτικό χαρτοφυλάκιο» (efficient portfolio)**. Αναλυτικότερα, ένα χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται αποδοτικό ή αποτελεσματικό, εφόσον πληρούνται οι παρακάτω δύο προϋποθέσεις:

- ✓ Δεν υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση και μικρότερη τυπική απόκλιση, και

- ✓ Δεν υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή μικρότερη τυπική απόκλιση και μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Ο γεωμετρικός τόπος όλων των αποδοτικών χαρτοφυλακίων καλείται **«μέτωπο αποδοτικών/αποτελεσματικών συνδυασμών» ή «αποδοτικό σύνορο» (efficient frontier)**.




**Διάγραμμα 2.2: Σύνορο Αποδοτικών Χαρτοφυλακίων**

Στο διάγραμμα 2.2, παρουσιάζονται διάφορα πιθανά χαρτοφυλάκια σαν συνδυασμοί αναμενόμενων αποδόσεων και αντίστοιχων επιπέδων κινδύνου. Το σύνολο αυτών των χαρτοφυλακίων ονομάζεται εφικτό. Παρατηρούμε ότι διαγραμματικά το αποδοτικό σύνορο αποτελείται από μια αδιάσπαστη αλληλουχία συνδυασμών μετοχών που έχουν τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση και τον ελάχιστο κίνδυνο και είναι αυστηρά μια κοίλη καμπύλη. Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στο σύνορο των αποδοτικών συνδυασμών υπερέχουν έναντι όλων των υπόλοιπων συνδυασμών αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου, που βρίσκονται δεξιά ή κάτω από το αποδοτικό σύνορο. Επίσης, τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω και αριστερά της γραμμής του αποδοτικού συνόρου δεν είναι εφικτά ούτε αποτελεσματικά. Τέλος, είναι φανερό πως ο επενδυτής έχει συμφέρον να επιλέξει ένα από τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στο αποδοτικό σύνορο. Η επιλογή του αποδοτικού χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τις προσωπικές προτιμήσεις του επενδυτή σχετικά με τον συνδυασμό απόδοσης-κινδύνου και αποτελεί το τρίτο στάδιο ανάλυσης στη θεωρία του H.Markowitz.

### 2.1.4 Στάδιο 3ο: Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Στο τρίτο στάδιο ακολουθεί η αξιολόγηση των αποτελεσμάτων του δεύτερου σταδίου και γίνεται η επιλογή του **«άριστου ή βέλτιστου»** χαρτοφυλακίου από τον επενδυτή. Ουσιαστικά, ο επενδυτής επιλέγει εκείνο το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο που του μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα. Στην επιλογή αυτή, ο επενδυτής στηρίζεται στις προσωπικές του προτιμήσεις απέναντι στον κίνδυνο. Για παράδειγμα, ένας ριψοκίνδυνος επενδυτής (risk lover) αποζητά υψηλή αναμενόμενη απόδοση, αναλαμβάνοντας σημαντικά μεγαλύτερο κίνδυνο για να την επιτύχει. Αντίθετα, ένας συντηρητικός επενδυτής (risk averter) προτιμά χαρτοφυλάκιο με χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση προκειμένου να αποφύγει την ανάληψη υψηλού κινδύνου.

Σύμφωνα με την θεωρία χαρτοφυλακίου, ο καλύτερος τρόπος για να εκφράσουμε την έννοια της ωφελιμότητας είναι οι καμπύλες αδιαφορίας. Ως καμπύλη αδιαφορίας ορίζουμε τον γεωμετρικό τόπο των σημείων που απεικονίζουν τους συνδυασμούς αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου του χαρτοφυλακίου που προσδίδει την ίδια ωφελιμότητα για τον επενδυτή. Οι καμπύλες αδιαφορίας έχουν τις ακόλουθες ιδιότητες:

- Όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται σε μια δεδομένη καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά από τον επενδυτή.

- Οι καμπύλες αδιαφορίας είναι παράλληλες.

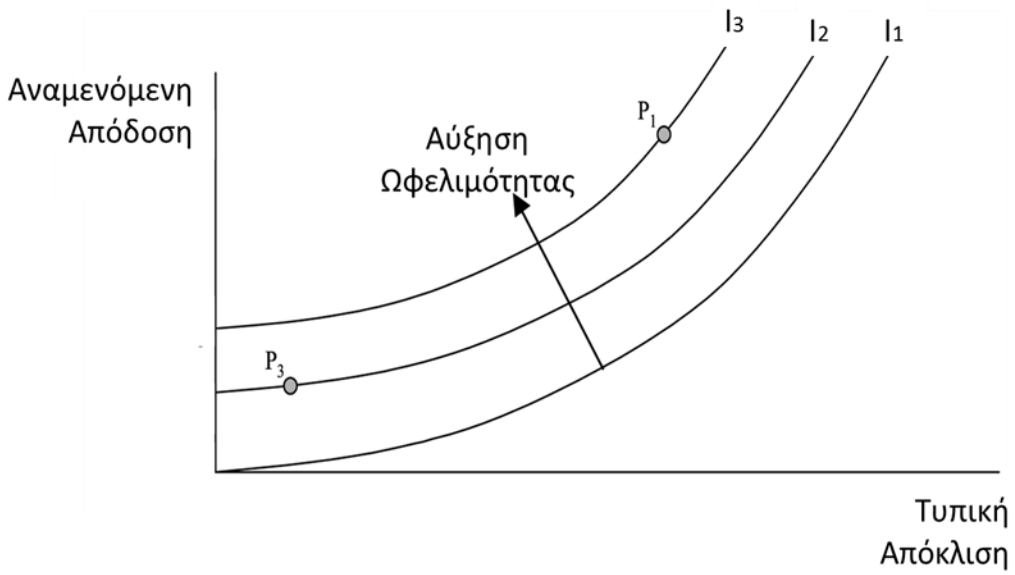
- Κάθε επενδυτής έχει άπειρες καμπύλες αδιαφορίας.

Παράλληλα, πρέπει να κάνουμε δύο υποθέσεις σχετικά με τις καμπύλες αδιαφορίας:

1. Ο επενδυτής αποστρέφεται τον κίνδυνο. Επομένως, σε περίπτωση που πρέπει να επιλέξει ανάμεσα σε δύο όμοια χαρτοφυλάκια που διαφέρουν ως προς τον κίνδυνο, θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο κίνδυνο.

2. Αν ο επενδυτής πρέπει να επιλέξει μεταξύ δύο χαρτοφυλακίων τα οποία είναι όμοια, αλλά διαφέρουν ως προς την απόδοση, θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο με την μεγαλύτερη απόδοση.

Στο παρακάτω διάγραμμα απεικονίζονται οι καμπύλες αδιαφορίας ενός συντηρητικού (risk averter) επενδυτή χαρτοφυλακίου.

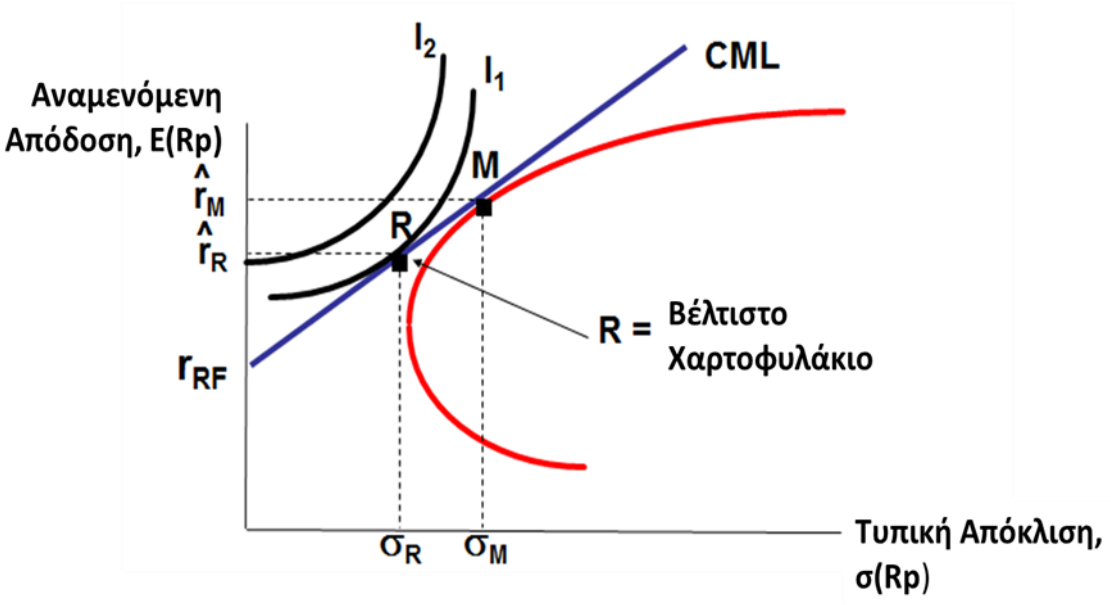



**Διάγραμμα 2.3: Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή Χαρτοφυλακίου**

Όλοι οι συνδυασμοί κινδύνου-αναμενόμενης απόδοσης καθεμίας καμπύλης αδιαφορίας I1,I2,I3 παρέχουν την ίδια ωφελιμότητα για τον επενδυτή. Επομένως, ο επενδυτής είναι αδιάφορος ως προς το ποιο χαρτοφυλάκιο θα επιλέξει. Όμως, οι καμπύλες αδιαφορίας I2,I3 υπερτερούν από την I1 αφού για κάθε επίπεδο κινδύνου παρέχουν υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση ή για κάθε επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης αποδίδουν χαμηλότερο κίνδυνο. Γίνεται, λοιπόν, φανερό ότι οι καμπύλες I3,I2 εκφράζουν υψηλότερα επίπεδα ωφέλειας από την I1 και άρα είναι προτιμητέες από τον επενδυτή.

Για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, είναι απαραίτητος ο συνδυασμός του αποδοτικού συνόρου και των καμπυλών αδιαφορίας του επενδυτή. Συγκεκριμένα, ο επενδυτής επιλέγει εκείνο το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής μεταξύ του συνόρου αποδοτικών χαρτοφυλακίων και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας του.

Παρακάτω, απεικονίζεται διαγραμματικά η επιλογή του άριστου/βέλτιστου χαρτοφυλακίου.




**Διάγραμμα2.4: Βέλτιστο Χαρτοφυλάκιο**

Όπως φαίνεται και στο διάγραμμα 2.4,το σημείο R είναι το σημείο επαφής του αποδοτικού συνόρου και της όσο αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας και απεικονίζει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο.

Το πρόβλημα ελαχιστοποίησης του κινδύνου προκειμένου για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, όπως παρουσιάστηκε από τον Markowitz, περιγράφεται μαθηματικά ως εξής:

Αναζητούμε το ελάχιστο:

$$min\sigma^2(R_p)$$

Κάτω από τους περιορισμούς:

1. $E(R_p) = k$
2. $X_1 + X_2 + X_3 + \cdots + X_N = 1$
3. $X_i \geq 0\,, i = 1,2, \ldots N$

Όπου,

$E(R_p)$ και $\sigma^2(R_p)$ η αναμενόμενη απόδοση και η διασπορά του ζητούμενου χαρτοφυλακίου αντίστοιχα, ενώ $X_1 + X_2 + X_3 + \cdots + X_N$ τα ζητούμενα ποσοστά επένδυσης στα διάφορα αξιόγραφα.

Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειωθεί ότι ο τρίτος περιορισμός ισοδυναμεί με την άρνηση ύπαρξης προπώλησης. Ο περιορισμός αυτός δεν είναι απαραίτητος και το πρόβλημα μπορεί να λυθεί και χωρίς τον περιορισμό αυτό.

Η λύση του παραπάνω προβλήματος είναι το διάνυσμα της μορφής $(X_1, X_2, \dots, X_N)$ που ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου με αναμενόμενη απόδοση ίση με κ. Εάν απεικονίσουμε όλα τα χαρτοφυλάκια ελάχιστου κινδύνου για δεδομένη αναμενόμενη απόδοση, που προκύπτουν ως λύσεις του παραπάνω προβλήματος, σε ένα δισδιάστατο χώρο αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, τότε το σύνολο των χαρτοφυλακίων βρίσκεται πάνω σε μια καμπύλη που καλείται « μέτωπο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου» . Στην περίπτωση που ο κίνδυνος εκφράζεται με την τυπική απόκλιση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου, τότε η καμπύλη αυτή παίρνει την μορφή μιας παραβολής.

Πάνω στο μέτωπο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου υπάρχουν χαρτοφυλάκια διαφορετικών αναμενόμενων αποδόσεων για το ίδιο επίπεδο κινδύνου. Τα χαρτοφυλάκια με θετική κλίση που βρίσκονται πάνω στο μέτωπο χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου και παράλληλα έχουν την μεγαλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση για το επίπεδο κινδύνου τους σχηματίζουν το αποδοτικό μέτωπο των χαρτοφυλακίων. Το αποδοτικό μέτωπο χαρτοφυλακίων αποτελείται από εκείνα τα χαρτοφυλάκια που οι επενδυτές θα κατείχαν λογικά σε κατάσταση ισορροπίας, αν δεν υπήρχε αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου.

Όπως είδαμε, ο υπολογισμός του βέλτιστου μετώπου πραγματοποιείται μέσω ενός προβλήματος ελαχιστοποίησης του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου που προκύπτει με τη δυνατότητα επένδυσης σε όλα τα υπάρχοντα αξιόγραφα. Ο κίνδυνος του αξιόγραφου εκφράζεται είτε από την διασπορά είτε από την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του παραγόμενου χαρτοφυλακίου.

### 2.1.5 Μειονεκτήματα του Υποδείγματος Markowitz

Το υπόδειγμα του Markowitz πάσχει από αρκετά προβλήματα. Το σημαντικότερο όλων είναι ότι χρειάζονται πολλές εκτιμήσεις. Συγκεκριμένα, για ένα χαρτοφυλάκιο N μετοχών θα πρέπει να υπολογίσουμε N αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών, N τυπικές αποκλίσεις και N(N-1)/2 συντελεστές συσχέτισης, δηλαδή N(N+3)/2 εκτιμήσεις συνολικά. Για παράδειγμα, αν N=50,θα πρέπει να κάνουμε (50 *(50+3))/2=1325 υπολογισμούς.

Εκτός του ότι το Υπόδειγμα του Markowitz πάσχει από σημαντικά λάθη εκτίμησης, παρουσιάζει επιπλέον δύο προβλήματα στην κατασκευή του.

i. Οι σταθμίσεις πολλών αξιόγραφων είναι ακραίες, δηλαδή είτε πολύ υψηλές (υψηλότερες από τη μονάδα), είτε πολύ αρνητικές, παρότι αθροίζουν στην μονάδα.

ii. Οι σταθμίσεις των αξιόγραφων παρουσιάζουν αστάθεια, δηλαδή μικρές αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις ή στον πίνακα συνδιακυμάνσεων οδηγούν σε μεγάλες αλλαγές στις σταθμίσεις του χαρτοφυλακίου.

Τα προβλήματα αυτά γίνονται εντονότερα όταν κάποια αξιόγραφα στο χαρτοφυλάκιο έχουν υψηλή συσχέτιση. Για τον λόγο αυτό, αρκετοί ερευνητές υποστηρίζουν ότι οι κλασικές μέθοδοι αριστοποίησης χαρτοφυλακίου, όπως η μέθοδος του Markowitz, λειτουργούν στην πράξη ως μέθοδοι μεγιστοποίησης του λάθους Michaud (1989).

### 2.1.6 Η τεχνική του Roll

Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφερθεί και η τεχνική του Roll (1977) για τον υπολογισμό του αποδοτικού συνόρου. Δεδομένου ενός συνόλου μετοχών που απαρτίζουν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο, ο Roll στόχευε στην εύρεση των άριστων ποσοστών επένδυσης προκειμένου να επιτευχθεί η ελαχιστοποίηση της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου. Η μαθηματική έκφραση του προβλήματος είναι η ακόλουθη:

$$min\sigma^2{}_p = X_p{}^T V X_p$$

Υπό τις συνθήκες:

1. $X_p{}^T * R_p = \kappa$
2. $X_p{}^T * i = 1$

Όπου,

$X_p$: ο N*1 πίνακας που περιλαμβάνει τα ποσοστά επένδυσης $X_1, X_2, \dots, X_N$ στις μετοχές του χαρτοφυλακίου

$X_p{}^T$: ο ανάστροφος πίνακας 1*N που προκύπτει από τον πίνακα $X_p$

$R_p$: ο N*1 πίνακας των αναμενόμενων αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

i: ο N*1 μοναδιαίος πίνακας

$\sigma^2{}_p$: η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

V: ο N*N συμμετρικός πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων

Λύνοντας το παραπάνω πρόβλημα θα προκύψει ο πίνακας των σταθμών και ακολούθως το μέτωπο χαρτοφυλακίων ελάχιστου κινδύνου, το οποίο περιλαμβάνει

το βέλτιστο μέτωπο ,δηλαδή το σύνολο των χαρτοφυλακίων με τον ελάχιστο κίνδυνο και τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο Lagrange ο Roll κατέληξε στο συμπέρασμα ότι όταν τα σταθμά είναι θετικά ή αρνητικά, τότε τα σταθμά ελάχιστου κινδύνου είναι συνάρτηση της απόδοσης του κάθε χαρτοφυλακίου.

Συγκρίνοντας τις προσεγγίσεις των Markowitz και Roll διαπιστώνουμε πως όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται και μετέχουν στον υπολογισμό του βέλτιστου μετώπου, τόσο πολλαπλασιάζονται οι υπολογιστικές απαιτήσεις του μοντέλου και η συνολική διαδικασία καθίσταται δυσκολότερη.

## 2.2 Το Υπόδειγμα της Αγοράς (Single-Index Model)

Η χρησιμότητα του μοντέλου του H.Markowitz περιορίζεται σημαντικά στην πράξη, όταν ο αριθμός των υπό εξέταση μετοχών αυξάνεται και αυτό γιατί απαιτείται μεγάλος αριθμός υπολογισμών. Το πρόβλημα αυτό λύθηκε όταν το 1964 ο William Sharpe ανέπτυξε το **υπόδειγμα της αγοράς** ή το **Μονοπαραγοντικό υπόδειγμα** (**single index model**). Το συγκεκριμένο υπόδειγμα περιγράφει μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων και την απόδοση της συνολικής αγοράς.

Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη αγοράς. Συγκεκριμένα, μια συνηθισμένη παρατήρηση των τιμών των μετοχών αποκαλύπτει πως όταν η χρηματιστηριακή αγορά σημειώνει άνοδο, οι περισσότερες μετοχές τείνουν να αυξάνουν την τιμή τους. Αντίθετα, όταν η χρηματιστηριακή αγορά σημειώνει πτώση, τότε οι τιμές των περισσότερων μετοχών τείνουν να μειωθούν.

Η μαθηματική έκφραση του υποδείγματος της αγοράς δίνεται από την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{it} = a_i + b_i * R_{mt} + e_{it} \quad (2.14)$$

Όπου,

$R_{it}$: η απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

$R_{mt}$: η απόδοση του γενικού δείκτη m την περίοδο t

$a_i$: το συστατικό της απόδοσης της μετοχής i που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m. Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, τότε η απόδοση της μετοχής i είναι ίση με $a_i$.

$b_i$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i, ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.

$e_{it}$: το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής i την περίοδο t

### 2.2.1 Υποθέσεις του Υποδείγματος

Προκειμένου να εκτιμήσουμε το Υπόδειγμα της Αγοράς χρησιμοποιούμε την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων ,η υιοθέτηση της οποίας στηρίζεται στις παρακάτω τέσσερις υποθέσεις:

1. $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος απόδοσης της μετοχής i είναι ίση με το μηδέν.

2. $Cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0$, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου.

3. $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, δηλαδή η τυχαία μεταβλητή $e_i$ που εκφράζει την επίδραση των τυχαίων μη συστηματικών παραγόντων είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα $R_m$.

4. $Var(e_{it}) = \sigma_t{}^2$, δηλαδή ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας σύμφωνα με την οποία η διακύμανση του στοχαστικού όρου παραμένει σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Είναι αναγκαίο να ικανοποιούνται οι παραπάνω υποθέσεις προκειμένου οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και να μην επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

#### Απόδοση Μετοχής

Με βάση το υπόδειγμα της αγοράς, η απόδοση μιας μετοχής διακρίνεται σε δύο επιμέρους αποδόσεις:

α. στην απόδοση που συσχετίζεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη , η οποία ισούται με το γινόμενο $b_i * R_{mt}$.Αν ο συντελεστής βήτα της μετοχής έχει θετικό πρόσημο, τότε μια θετική απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς οδηγεί σε μια θετική απόδοση της μετοχής. Με άλλα λόγια, οι αποδόσεις μιας μετοχής κινούνται προς την κατεύθυνση των αποδόσεων της αγοράς. Αντίθετα, αν ο συντελεστής βήτα

έχει αρνητικό πρόσημο, τότε μια θετική απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς οδηγεί σε αρνητική απόδοση του αξιόγραφου. Υπάρχει, δηλαδή, αρνητική συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Τέλος, η απόδοση $b_i * R_{mt}$ καλείται συστηματική απόδοση καθώς αφορά στους παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά.

β. στην απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την απόδοση του Γενικού Δείκτη, η οποία ισούται με $a_i + e_{it}$.Η απόδοση αυτή ονομάζεται μη συστηματική απόδοση καθώς εξαρτάται από τα ιδιότυπα χαρακτηριστικά του κάθε αξιόγραφου και αφορά στους παράγοντες που είναι μοναδικοί για κάθε εταιρεία και δεν επηρεάζουν την απόδοση του Γενικού Δείκτη.

Αντίστοιχα, η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής εκφράζεται ως:

$$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m) \quad (2.15)$$

Όπου,

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

$E(R_m)$: η αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη

<u>ΑΠΟΔΕΙΞΗ</u>

$E(R_i) = E(a_i + b_i * R_m + e_i) \Rightarrow$

$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m) + E(e_i) \Rightarrow$

$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m)$ ,αφού $E(e_i) = 0$

Ομοίως με την απόδοση, και η αναμενόμενη απόδοση διακρίνεται στη συστηματική αναμενόμενη απόδοση και στη μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση. Η μεν εκφράζεται από το μέρος της εξίσωσης $b_i * E(R_m)$ και συσχετίζεται με την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη. Η δε δεύτερη φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $a_i$ και είναι ανεξάρτητη από την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη.

### Συνολικός Κίνδυνος Μετοχής

Χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς και λαμβάνοντας υπόψη την υπόθεση ότι η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης αγοράς και στοχαστικού όρου είναι μηδέν, δηλαδή $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής εκφράζεται από την ακόλουθη εξίσωση:

$$\sigma^2(R_i) = b_i{}^2 * \sigma^2(R_m) + \sigma^2(e_i) \quad (2.16)$$

Όπου,

$\sigma^2(R_i)$: η διακύμανση της απόδοσης της μετοχής i

$\sigma^2(R_m)$: η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

$\sigma^2(e_i)$: η διακύμανση του σφάλματος

<u>ΑΠΟΔΕΙΞΗ</u>

$\sigma^2(R_i) = \sigma^2(a_i + b_i * R_m + e_i) \Rightarrow$

$\sigma^2(R_i) = \sigma^2(a_i) + b_i{}^2\sigma^2(R_m) + \sigma^2(e_i) + 2Cov(R_m, e_i) \Rightarrow$

$\sigma^2(R_i) = b_i{}^2\sigma^2(R_m) + \sigma^2(e_i)$, καθώς $\sigma^2(a_i) = 0$ αφού $\alpha_i$ είναι σταθερά και $Cov(R_m, e_i) = 0$ από υπόθεση του υποδείγματος

Παρατηρούμε από την παραπάνω σχέση ότι ο συνολικός κίνδυνος μιας μετοχής είναι το άθροισμα δύο επιμέρους κινδύνων, του συστηματικού και του μη συστηματικού κινδύνου. Ο συστηματικός κίνδυνος δίνεται από το $b_i{}^2 * \sigma^2(R_m)$. Αποτελεί τον κίνδυνο που επηρεάζει την αξία ενός μεγάλου εύρους χρεογράφων και επενδύσεων ενώ η εμβέλειά του μπορεί να καλύπτει μια συγκεκριμένη αγορά ή ακόμα και ένα ολόκληρο οικονομικό σύστημα. Ονομάζεται ακόμη και μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος καθώς δεν μπορεί να μειωθεί μέσω διαφοροποίησης. Ο μη συστηματικός κίνδυνος δίνεται από το $\sigma^2(e_i)$ και αποτελεί εκείνον τον κίνδυνο που επηρεάζει μια μόνο μετοχή ή επένδυση. Ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να ελαχιστοποιηθεί ή και να εξαλειφθεί μέσω της δημιουργίας χαρτοφυλακίου που θα αποτελείται από χρεόγραφα/μετοχές με διαφορετικούς κινδύνους και αναμενόμενες αποδόσεις, δηλαδή μέσω διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου.

### Συνδιακύμανση Αποδόσεων Μετοχής

Χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς ,για την συνδιακύμανση ισχύει:

$$Cov(R_i, R_j) = b_i * b_j * \sigma^2(R_m) \quad (2.17)$$

ΑΠΟΔΕΙΞΗ

$$Cov(R_i, R_j) = E[(R_i - E(R_i)) * (R_j - E(R_j)] \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_j) = E\{[(a_i + b_i * R_m + e_i) - (a_i + b_i * E(R_m))] * [(a_j + b_j * R_m + e_j) - (a_j + b_j * E(R_m))] \Rightarrow$$

$$Cov(R_i, R_j) = E[(b_i * (R_m - E(R_m)) + e_i) * (b_j * (R_m - E(R_m)) + e_j) \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_j) = b_i b_j E(R_m - E(R_m))^2 + b_j E[e_i(R_m - E(R_m)] + b_i E[e_j(R_m - E(R_m)] + E(e_i e_j) \Rightarrow$$
$$Cov(R_i, R_j) = b_i b_j \sigma^2(R_m)$$

Η συνδιακύμανση προκύπτει πολλαπλασιάζοντας τους συντελεστές ευαισθησίας των μετοχών i,j με τη διακύμανση του Δείκτη Αγοράς. Παρατηρούμε πως η συνδιακύμανση των δύο μετοχών εξαρτάται αποκλειστικά από τον κίνδυνο αγοράς. Αυτή η διαπίστωση είναι απόλυτα φυσιολογική αφού στηρίζεται στη βασική αρχή του υποδείγματος σύμφωνα με την οποία η απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη αγοράς. Επομένως, οι περισσότερες μετοχές έχουν θετική συνδιακύμανση λόγω της κοινής ανταπόκρισης στις μεταβολές των αποδόσεων των μακροοικονομικών παραγόντων και του Δείκτη της Αγοράς.

### Συντελεστής Ευαισθησίας βήτα,$b_i$

Ο συντελεστής ευαισθησίας βήτα μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών/χρεογράφων στις κινήσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη. Εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς ότι κάποιες μετοχές είναι περισσότερο ευαίσθητες στις διακυμάνσεις των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη από κάποιες άλλες. Αν αναμένεται η αγορά να κινηθεί ανοδικά, τότε οι επενδυτές επενδύουν σε επιθετικά χρεόγραφα/μετοχές. Αντίθετα, σε περίπτωση καθοδικής πορείας της αγοράς, οι επενδυτές προτιμούν τα αμυντικά χρεόγραφα/μετοχές. Μια μετοχή/χρεόγραφο χαρακτηρίζεται ως επιθετική όταν ο συντελεστής ευαισθησίας είναι $b_i > 1$ και αμυντική όταν ο συντελεστής ευαισθησίας είναι $b_i < 1$. Τέλος, χαρακτηρίζεται ως ουδέτερη όταν ο συντελεστής ευαισθησίας είναι $b_i = 1$.

Ο συντελεστής ευαισθησίας βήτα αποτελεί ένα σχετικό και όχι απόλυτο μέτρο κινδύνου και χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του συστηματικού ή μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου. Ο συντελεστής βήτα δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$b_i = \frac{Cov(R_i R_m)}{Var(R_m)} \quad (2.18)$$

Όπου,

$Cov(R_i R_m)$: η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i, και του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m.

$Var(R_m)$:η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m.

Με άλλα λόγια, ο συντελεστής βήτα είναι το πηλίκο της διαίρεσης της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i, και του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m προς τη διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m. Ο αριθμητής μας δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς ενώ ο παρονομαστής μας δείχνει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Επίσης :

- Αν $b_i > 1 \Rightarrow$ ο κίνδυνος της μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μεγαλύτερος από τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς m και η μετοχή χαρακτηρίζεται επιθετική.

- Αν $b_i < 1 \Rightarrow$ ο κίνδυνος της μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μικρότερος από τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς m και η μετοχή χαρακτηρίζεται αμυντική.

- Αν $b_i = 1 \Rightarrow$ ο κίνδυνος της μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ίσος με τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς m και η μετοχή χαρακτηρίζεται ουδέτερη.

Η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς γίνεται εφαρμόζοντας την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στη μέθοδο αυτή στηρίχθηκε ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα στην πράξη. Στην ίδια μέθοδο στηρίζεται και ο υπολογισμός του συντελεστή $a_i$ και προκύπτει:

$$a_i = E(R_i) - b_i E(R_m) \quad (2.19)$$

όπου,

$$b_i = \frac{Cov(R_i R_m)}{Var(R_m)}$$

Όμως, ο υπολογισμός των συντελεστών $a_i, b_i$δεν είναι αρκετός προκειμένου να αποφασίσουμε ποια μετοχή είναι προτιμητέα λόγω υψηλής απόδοσης. Ένα

σημαντικό μέτρο που χρειάζεται να υπολογίσουμε όταν τρέχουμε παλινδρόμηση είναι το $R^2$ το οποίο μας δείχνει πόσο τοις εκατό (%) της μεταβλητότητας της απόδοσης της μετοχής εξηγείται από τη μεταβλητότητα της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της Αγοράς. Το $R^2$ δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

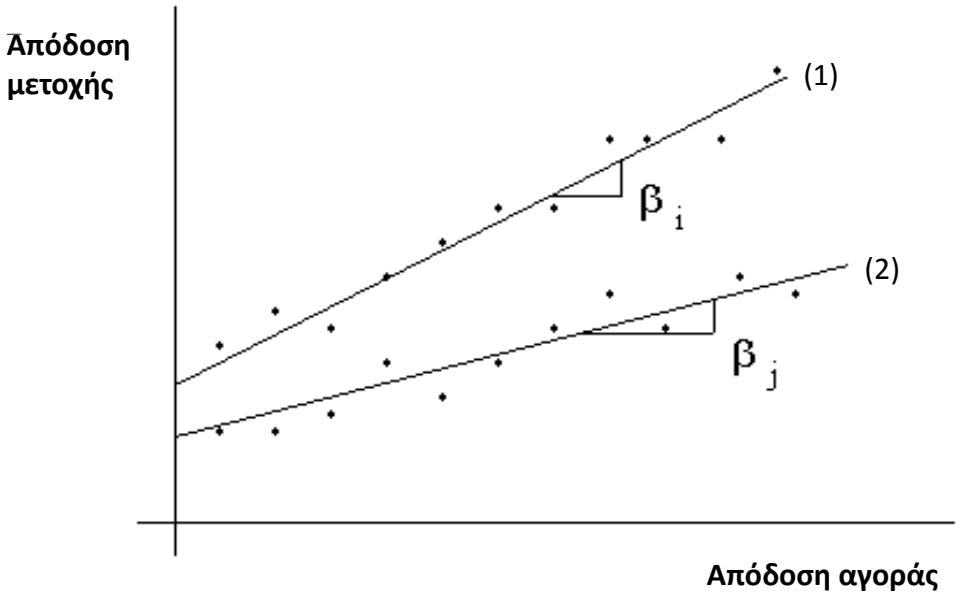
$$R^2 = [\frac{Cov(R_{it},R_{mt})}{\sigma(R_{it})\sigma(R_{mt})}]^{\,2} \quad (2.20)$$

Ισχύει ότι το $R^2$ παίρνει τιμές στο διάστημα [0,1], δηλαδή $0 \leq R^2 \leq 1$.

- Αν $R^2 = 1$,τότε υπάρχει τέλεια γραμμική σχέση.
- Αν $R^2 = 0$, τότε δεν υπάρχει καμία γραμμική σχέση.

Το υπόδειγμα της αγοράς προϋποθέτει ότι δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες που να επηρεάζουν τα χρεόγραφα παρά μόνο η απόδοση της αγοράς. Το υπόδειγμα μπορεί να απεικονιστεί γραφικά με την ευθεία παλινδρόμηση μιας μετοχής στην απόδοση του Γενικού Δείκτη m.

Επομένως, για δύο μετοχές i,j το διάγραμμα αυτής της παλινδρόμησης είναι:




**Διάγραμμα 2.5: Χαρακτηριστική Γραμμή**

Η γραμμή του διαγράμματος 2.5 περιγράφει τη σχέση μεταξύ μεταβολών στις αποδόσεις ενός χρεογράφου και μεταβολών στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και ονομάζεται **Χαρακτηριστική Γραμμή**. Τέλος, όπως παρατηρείται και στο

διάγραμμα 2.5, η κλίση αυτής της γραμμής είναι ο συντελεστής παλινδρόμησης και πιο συγκεκριμένα ο συντελεστής βήτα.

### 2.2.2 Χρήσεις του Υποδείγματος της Αγοράς

Παρακάτω συνοψίζονται οι χρήσεις του υποδείγματος αγοράς.

Αρχικά, το υπόδειγμα χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της ύπαρξης ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου. Πιο συγκεκριμένα, υπολογίζουμε τον μη συστηματικό κίνδυνο ενός χρεογράφου, μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου και ελέγχουμε το μέγεθός του ως προς τον συνολικό κίνδυνό του. Όσο χαμηλότερος είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος, τόσο χαμηλότερος είναι και ο συνολικός κίνδυνος και άρα τόσο πιο καλά διαφοροποιημένο είναι το χαρτοφυλάκιο.

Επίσης, το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό του συνόλου των αποδοτικών χαρτοφυλακίων με πιο απλό τρόπο από αυτόν που χρησιμοποιείται στο υπόδειγμα του Markowitz. Ειδικότερα, στο υπόδειγμα αγοράς, υπολογίζουμε εύκολα το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων χρησιμοποιώντας τις εξισώσεις:

$$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m) \quad (2.21)$$

$$\sigma^2(R_i) = b_i{}^2 * \sigma^2(R_m) + \sigma^2(e_i) \quad (2.22)$$

$$Cov(R_i, R_j) = b_i * b_j * \sigma^2(R_m) \quad (2.23)$$

Ουσιαστικά, χρησιμοποιώντας τις παραπάνω εξισώσεις χρειάζονται να εκτιμηθούν τα $a_i, b_i$ και $\sigma^2(e_i)$ για κάθε χρεόγραφο/μετοχή ,καθώς επίσης και τα $E(R_m), \sigma^2(R_m)$ του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Έτσι, για ένα χαρτοφυλάκιο N χρεογράφων χρειάζονται να εκτιμηθούν (3N+2) παρατηρήσεις. Αντίθετα, με το υπόδειγμα του Markowitz απαιτούνται N(N+3)/2 εκτιμήσεις παρατηρήσεων.

Τέλος, με το υπόδειγμα της αγοράς υπολογίζονται απευθείας η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου. Με άλλα λόγια, για ένα χαρτοφυλάκιο N χρεογράφων ισχύει:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^{N} x_i E(R_i) = \sum_{i=1}^{N} x_i [a_i + b_i E(R_m)] \quad (2.24)$$

όπου,

$x_i$:το ποσοστό των επενδυμένων κεφαλαίων που έχει τοποθετηθεί στο χρεόγραφο i.

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

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

$E(R_m)$: η αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη

Αντίστοιχα, για τον υπολογισμό του κινδύνου του χαρτοφυλακίου ισχύει:

$$\sigma^2(R_p) = \sum_{i=1}^{N} x_i{}^2 \sigma_i{}^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j \sigma_{ij} \text{ ,i≠j} \quad (2.25)$$

Αντικαθιστώντας $\sigma_i{}^2 = b_i{}^2 \sigma_m{}^2 + \sigma_{ei}{}^2$ και $\sigma_{ij} = b_i b_j \sigma_m{}^2$ προκύπτει:

$$\sigma^2(R_p) = \sum_{i=1}^{N} x_i{}^2 b_i{}^2 \sigma_m{}^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} x_i x_j b_i b_j \sigma_m{}^2 + \sum_{i=1}^{N} x_i{}^2 \sigma_{ei}{}^2 \quad (2.26)$$

## 2.3 <u>Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς</u>

Ο Sharpe(1964) εισήγαγε το υπόδειγμα της αγοράς σε μια προσπάθεια να περιορίσει την πολυπλοκότητα του μοντέλου του H.Markowitz. Το υπόδειγμα αυτό, στη συνέχεια, αποτέλεσε τη βάση για την ανάπτυξη νέων θεωριών. Η διεύρυνση του υποδείγματος πραγματοποιήθηκε από τους Sharpe(1964), Lintner(1965) και Mossin(1966), οι οποίοι εισήγαγαν την έννοια του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου και διαμόρφωσαν την Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς.

Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς προσπαθεί να απαντήσει σε τρία ερωτήματα:

- Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για αποδοτικά χαρτοφυλάκια;
- Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μετοχές και χαρτοφυλάκια;
- Ποιο είναι το κατάλληλο μέτρο κινδύνου για μετοχές και χαρτοφυλάκια;

Στηρίζεται, δε, στις ακόλουθες υποθέσεις:

1. Οι επενδυτικές αποφάσεις βασίζονται στο αναμενόμενο κέρδος και κίνδυνο χαρτοφυλακίου.

2. Οι επενδυτές ακολουθούν τους κανόνες του Markowitz. Συγκεκριμένα, οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και αναζητούν χαρτοφυλάκια με την καλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση και τον χαμηλότερο δυνατό κίνδυνο. Με άλλα λόγια, προτιμούν συνδυασμούς αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου που βρίσκονται πάνω στο αποδοτικό σύνορο.

3. Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα καθώς και τις ίδιες κατανομές πιθανοτήτων των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών τους.
4. Υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν ή να δανειστούν χρήματα, για παράδειγμα έντοκα γραμμάτια ελληνικού δημοσίου.

5. Οι επενδυτές δεν αντιμετωπίζουν πιστωτικό κίνδυνο, δηλαδή κίνδυνο χρεοκοπίας.

6. Η κεφαλαιαγορά είναι τέλεια. Μια αγορά καλείται τέλεια όταν:
   - ✓ Δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών
   - ✓ Οι μετοχές είναι απεριόριστα διαιρετές και οι επενδυτές μπορούν να αγοράσουν ή να πουλήσουν οποιονδήποτε αριθμό μετοχών
   - ✓ Οι επενδυτές δεν μπορούν να επηρεάσουν μεμονωμένα τις τιμές των μετοχών
   - ✓ Δεν υπάρχει πληθωρισμός
   - ✓ Οι πληροφορίες δεν κοστίζουν τίποτα και είναι ίδιες για όλους τους επενδυτές

7. Η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε ισορροπία.

Η υπόθεση της τέλειας αγοράς απέχει αρκετά από την πραγματικότητα και προσεγγίζεται στην πράξη από την αποτελεσματική αγορά.

Τέλος, κρίνεται απαραίτητο να αναφέρουμε ότι οι παραπάνω υποθέσεις χρησιμοποιούνται για να απλουστεύσουν την πραγματικότητα και να παράγουν ένα λιγότερο πολύπλοκο υπόδειγμα.

Στηριζόμενοι στις παραπάνω υποθέσεις, η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς περιέχει δύο βασικά υποδείγματα:

1. Την **Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line – CML)**

2. Το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων – ΥΑΚΣ (The Capital Asset Pricing Model – CAPM)**

### 2.3.1 Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML)

Η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς αποτελεί μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου ενός χρεογράφου, ο οποίος μετριέται από την τυπική απόκλιση της απόδοσής του. Ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια και η μαθηματική της έκφραση είναι η εξής:

$$E(R_p) = R_f + \frac{[E(R_M) - R_f]}{\sigma(R_M)} \sigma(R_p) \quad (2.27)$$

Όπου,

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

$E(R_M)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M

$R_f$: η απόδοση του αξιογράφου με μηδενικό κίνδυνο f

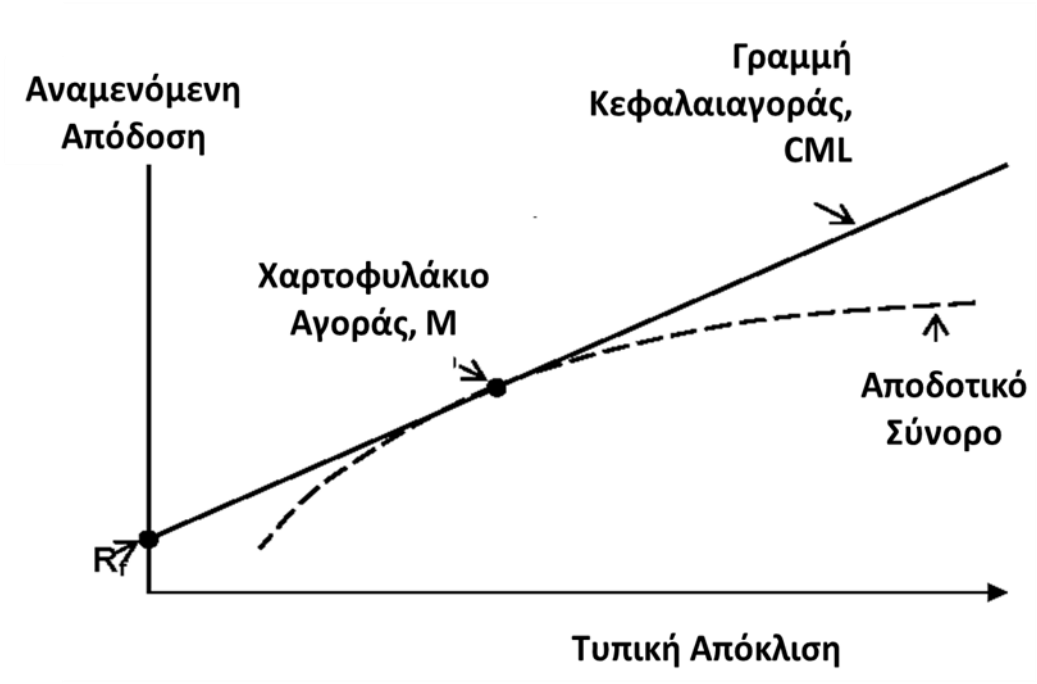
$\sigma(R_p)$: η τυπική απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου p

$\sigma(R_M)$: η τυπική απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς M

Η εξίσωση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς μας δείχνει μια γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου αποδοτικών χαρτοφυλακίων. Μετασχηματίζει ,ουσιαστικά, το αποδοτικό σύνορο του Markowitz σε ένα νέο αποδοτικό σύνολο που είναι ευθεία γραμμή. Επιπλέον, παρατηρούμε ότι η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιεί σαν μέτρο κινδύνου τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου $\sigma(R_p)$.

Τέλος, ο όρος $\frac{[E(R_M) - R_f]}{\sigma(R_M)}$ είναι η επιπρόσθετη απόδοση που ζητάνε οι επενδυτές προκειμένου να επενδύσουν σε ένα επισφαλές χαρτοφυλάκιο p και καλείται «πριμ κινδύνου».

Διαγραμματικά η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς αναπαρίσταται ως εξής:




**Διάγραμμα 2.6 : Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML)**

Η εφαπτόμενη της ευθείας $R_f$ -Market Portfolio στο σύνορο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται **Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς**. Όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στην Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς υπερέχουν έναντι όσων βρίσκονται κάτω από αυτή.

Σύμφωνα με το διάγραμμα 2.6, εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς ότι κάθε επενδυτής έχει τη δυνατότητα να τοποθετήσει τα κεφάλαιά του είτε σε χρεόγραφα χωρίς κίνδυνο είτε στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είτε σε κάποιο εναλλακτικό συνδυασμό.

Τέλος, από το διάγραμμα 2.6 προκύπτουν κάποιες διαφορές μεταξύ υποδείγματος Markowitz και Γραμμής Κεφαλαιαγοράς. Πρώτον, το αποδοτικό σύνορο του Markowitz ισχύει μόνο για επισφαλή αξιόγραφα. Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς, από την άλλη, ισχύει για χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου και άλλα επισφαλή αξιόγραφα. Δεύτερον, στο αποδοτικό σύνορο του Markowitz, η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου δίνεται σαν μια εξίσωση δευτέρου βαθμού. Αντίθετα, η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς είναι μια γραμμική σχέση αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Τρίτον, τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς έχουν χαμηλότερο κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια του αποδοτικού συνόρου του Markowitz. Με άλλα λόγια, αν έχουμε ταυτόχρονα το αποδοτικό σύνορο του Markowitz και τη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς ,τότε η γραμμή της Κεφαλαιαγοράς περιλαμβάνει τα χαρτοφυλάκια ελάχιστου κινδύνου και αυτομάτως τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται στο αποδοτικό σύνορο του Markowitz παύουν να έχουν τον χαμηλότερο κίνδυνο.

### 2.3.2 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model-CAPM)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) είναι μια από τις πιο σημαντικές ανακαλύψεις στον τομέα της οικονομίας. Αναπτύχθηκε από τον William F. Sharpe το 1964, για το οποίο του απενεμήθη το βραβείο Nobel το 1990. Ακολούθως, στη διαμόρφωση του τελικού Υποδείγματος συνεισέφεραν και οι εργασίες των John Lintner, (1965) και Jan Mossin (1966). Αποτελεί μία προέκταση του υποδείγματος Μέσου – Διακύμανσης (Mean – Variance) του Harry Markowitz (1952 & 1959). Στο υπόδειγμα Μέσου - Διακύμανσης καθορίζεται ένα σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων, στα οποία συνδέεται η αναμενόμενη απόδοση με τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο. Στο υπόδειγμα CAPM ενσωματώνεται επιπλέον η δυνατότητα του επενδυτή να προσαρμόσει τη στρατηγική του σύμφωνα με τις προβλέψεις του για την αγορά. Στηρίζεται στις μη ρεαλιστικές υποθέσεις της Θεωρίας της Κεφαλαιαγοράς, οι οποίες αναφέρονται πιο πάνω.

Το υπόδειγμα ξεκινά με τη βασική ιδέα ότι κάθε επένδυση περιλαμβάνει δύο είδη κινδύνου:

- Τον **συστηματικό κίνδυνο**: αποτελεί τον κίνδυνο που επηρεάζει την αξία ενός μεγάλου εύρους χρεογράφων και επενδύσεων ενώ η εμβέλειά του μπορεί να καλύπτει μια συγκεκριμένη αγορά ή ακόμα και ένα ολόκληρο οικονομικό σύστημα. Είναι ,ακόμη, γνωστός ως «κίνδυνος αγοράς» αφού επηρεάζει το μεγαλύτερο μέρος της ή ως «μη –διαφοροποιήσιμος κίνδυνος» καθώς δεν μπορεί να ελαχιστοποιηθεί μέσω διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου.
- Τον **μη συστηματικό κίνδυνο**: αποτελεί τον κίνδυνο που επηρεάζει μια μόνο μετοχή ή επένδυση. Είναι ,ακόμη, γνωστός ως «διαφοροποιήσιμος κίνδυνος» ή «ειδικός κίνδυνος». Ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να ελαχιστοποιηθεί ή και να εξαλειφθεί μέσω της δημιουργίας χαρτοφυλακίου που θα αποτελείται από χρεόγραφα/μετοχές με διαφορετικούς κινδύνους και αναμενόμενες αποδόσεις, δηλαδή μέσω διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου.

Σύμφωνα με την σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου, ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί ή και να εξαλειφθεί μέσω διαφοροποίησης. Η διαφοροποίηση, όμως, δεν μπορεί να εξαλείψει τον συστηματικό κίνδυνο ο οποίος επηρεάζεται από παράγοντες της αγοράς.

Έτσι, δημιουργήθηκε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM), ένα μοντέλο ισορροπίας, προκειμένου να μετρηθεί και να αξιολογηθεί ο συστηματικός κίνδυνος. Το υπόδειγμα αυτό αποτελεί μια σχέση ισορροπίας μεταξύ

της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Η σχέση αυτή μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου είναι γραμμική και θετική. Ο κίνδυνος υπολογίζεται από τον συντελεστή βήτα και δείχνει το ποσοστό μεταβολής της απόδοσης της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου σε σχέση με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η μαθηματική εξίσωση που μας δίνει την παραπάνω σχέση ισορροπίας είναι η ακόλουθη:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f]b_{im} \quad (2.28)$$

Όπου,

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

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

$R_f$: η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου f

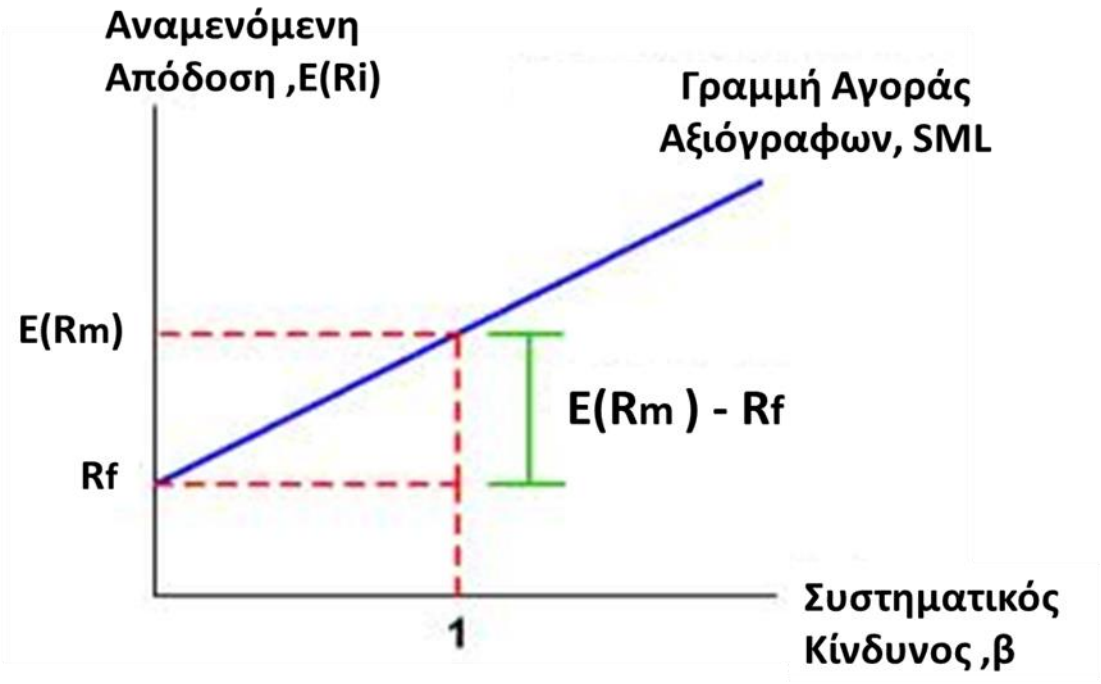
$b_{im}$: ο συντελεστής βήτα μεταξύ της απόδοσης της μετοχής i και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς m

$[E(R_m) - R_f]b_{im}$: είναι η επιπλέον απόδοση που οφείλεται στη μετοχή i και ονομάζεται πριμ κινδύνου

Διαφορετικά, η εξίσωση του ΥΑΚΣ μεταφράζεται ως:

**Αναμενόμενη απόδοση μετοχής i= Μετοχή μηδενικού κινδύνου+ Πριμ Κινδύνου**

Στο παρακάτω διάγραμμα απεικονίζεται η γραμμική και θετική σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου της μετοχής i:




**Διάγραμμα 2.7: Γραμμή Αγοράς Αξιόγραφου(Security Market Line-SML)**

Η ευθεία γραμμή ,στο διάγραμμα2. 7,καλείται γραμμή αξιόγραφων και απεικονίζει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή ή χαρτοφυλάκιο. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, η σχέση αυτή είναι μια σχέση ισορροπίας. Επομένως, οι μετοχές που βρίσκονται πάνω στην γραμμή αξιόγραφων είναι σε ισορροπία. Αντίθετα, οι μετοχές που βρίσκονται πάνω από την γραμμή αξιόγραφων είναι υποτιμημένες, ενώ αυτές που βρίσκονται κάτω από αυτή είναι υπερτιμημένες. Μια μετοχή καλείται υποτιμημένη όταν η αναμενόμενη απόδοσή της είναι υψηλότερη από την απαιτούμενη και υπερτιμημένη όταν η αναμενόμενη απόδοσή της είναι χαμηλότερη από την απαιτούμενη.

Η γραμμή αξιόγραφων περιγράφει την αναμενόμενη απόδοση όλων των αξιόγραφων και των χαρτοφυλακίων της οικονομίας, ανεξάρτητα από το εάν αυτά τα αξιόγραφα ή τα χαρτοφυλάκια είναι αποδοτικά ή όχι. Η σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων δύο αξιόγραφων προκύπτει από τη διαφορετική τιμή που λαμβάνουν για τον συντελεστή βήτα. Ειδικότερα, όσο υψηλότερη είναι η τιμή του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου, τόσο υψηλότερη θα πρέπει να είναι και η αναμενόμενη απόδοσή του. Με άλλα λόγια, η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα είναι γραμμική και θετική, όπως έχει σημειωθεί και παραπάνω.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, ο συνολικός κίνδυνος ισούται με το άθροισμα του συστηματικού και του μη συστηματικού κινδύνου, ενώ ο συντελεστής βήτα μετράει τον συστηματικό κίνδυνο. Η εξίσωση του ΥΑΚΣ επιβεβαιώνει το συμπέρασμα πως

μόνο ο συστηματικός κίνδυνος πρέπει να λαμβάνεται υπόψη όταν πρόκειται για τον υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης μετοχής και πως ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν παίζει κάποιο ρόλο. Με άλλα λόγια, ένας επενδυτής πρέπει να ανταμείβεται με επιπλέον απόδοση όταν εκτίθεται σε συστηματικό κίνδυνο, καθώς αποτελεί μέρος του συνολικού κινδύνου που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί. Αντίθετα, ο μη συστηματικός κίνδυνος εξαλείφεται με τη διαφοροποίηση. Εύκολα, λοιπόν, συμπεραίνουμε πως ένας επενδυτής δεν μπορεί να ανταμειφθεί παρά μόνο για τον συστηματικό κίνδυνο που υπομένει.

Το ΥΑΚΣ αποτελεί μια σχέση ισορροπίας. Μετοχές με υψηλό συντελεστή βήτα σηματοδοτούν και υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με αυτές που είναι λιγότερο επικίνδυνες και αναμένεται να δίνουν χαμηλότερες αποδόσεις. Κάτι τέτοιο δεν συνεπάγεται, σε καμία περίπτωση, ότι τέτοιες μετοχές θα δίνουν υψηλότερες αποδόσεις για όλα τα χρονικά διαστήματα. Στην πραγματικότητα, αν ίσχυε κάτι τέτοιο, οι μετοχές αυτές θα θεωρούνταν ως λιγότερο επικίνδυνες σε σχέση με αυτές που έχουν χαμηλότερο συντελεστή βήτα. Εξαιτίας του υψηλού επιπέδου κινδύνου που τις χαρακτηρίζει, είναι λογικό αυτές οι μετοχές να δίνουν παροδικά χαμηλότερες αποδόσεις. Κατά μέσο όρο, όμως, θα δίνουν για μεγάλα χρονικά διαστήματα υψηλότερες αποδόσεις.

### 2.3.3 Σύγκριση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ)

Ολοκληρώνοντας και την περιγραφή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, κρίνουμε σκόπιμο να συγκρίνουμε τα δύο επιμέρους υποδείγματα της Θεωρίας της Κεφαλαιαγοράς προκειμένου να κατανοήσουμε καλύτερα τον τρόπο λειτουργίας του καθενός. Καταλήγουμε στις ακόλουθες παρατηρήσεις-διαφορές.

i. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) είναι πιο γενικό υπόδειγμα από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς καθώς ισχύει τόσο για μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια, αποδοτικά ή όχι. Αντίθετα, η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

ii. Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς είναι το αποδοτικό σύνολο. Το ΥΑΚΣ δεν είναι αποδοτικό σύνολο αλλά σχέση ισορροπίας.

iii. Στην Γραμμή Κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιείται ο ολικός κίνδυνος. Στο ΥΑΚΣ χρησιμοποιείται μόνο ο συστηματικός κίνδυνος, δηλαδή ο συντελεστής βήτα.

iv. Στο υπόδειγμα της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς, η κλίση της ευθείας ισούται με $\frac{E(R_m)-R_f}{\sigma(R_m)}$ . Στο ΥΑΚΣ, η κλίση της ευθείας είναι: $E(R_m) - R_f$.

Παρόλα αυτά, και στα δύο μοντέλα, η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου ή ενός χαρτοφυλακίου ισούται με το άθροισμα της απόδοσης του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο και του πριμ κινδύνου του.

### 2.3.4 Σύγκριση Υποδείγματος Αγοράς (Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα) και Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ)

Κάνοντας τη σύγκριση αυτών των δύο υποδειγμάτων προκύπτουν τα ακόλουθα συμπεράσματα:

i. Το ΥΑΚΣ είναι υπόδειγμα ισορροπίας. Το Υπόδειγμα της Αγοράς δεν αποτελεί υπόδειγμα ισορροπίας.

ii. Ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται με τη βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς. Για την εφαρμογή του ΥΑΚΣ χρησιμοποιείται το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα.
Υποθέτουμε ότι για μια μετοχή ισχύει το Υπόδειγμα της Αγοράς. Ισχύει δηλαδή: $R_{it} = a_i + b_i * R_{mt} + e_{it} \Rightarrow$

$$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m) \text{ (α)}$$

Σύμφωνα με το ΥΑΚΣ η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής δίνεται ως συνάρτηση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή: $E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f]b_i$ (β)
Συγκρίνοντας τις εξισώσεις (α), (β) και υποθέτοντας $a_i = R_f * (1 - b_i)$ (γ) ,καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι τα δύο υποδείγματα συμπίπτουν. Επομένως, γίνεται κατανοητό πως για την εφαρμογή του ΥΑΚΣ χρησιμοποιούμε το Υπόδειγμα της Αγοράς.

iii. Το ΥΑΚΣ χρησιμοποιεί αναμενόμενες αποδόσεις. Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα χρησιμοποιεί ιστορικές αποδόσεις για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα. Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα αποτελεί, δηλαδή, ιστορικό μοντέλο.

## 2.4 Μέτρα Αποτελεσματικότητας Χαρτοφυλακίων

Σκοπός του επενδυτή είναι η ελαχιστοποίηση του κινδύνου και η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσής του. Έχοντας αυτόν τον σκοπό, ο επενδυτής χρησιμοποιεί κριτήρια-μέτρα για την επιλογή αποτελεσματικών μετοχών ή χαρτοφυλακίων.

Τα μέτρα αποτελεσματικότητας στηρίζονται στην Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς. Αποτελούν δείκτες που λαμβάνουν υπόψη την απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου/μετοχής και επιτρέπουν στον επενδυτή να ελέγχει την επίδοση της επένδυσής του καθώς και να επιλέγει αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια ή μετοχές.

Τα σημαντικότερα μέτρα αποτελεσματικότητας είναι τρία:

- Το μέτρο του Treynor(1965)
- Το μέτρο του Sharpe(1966)
- Το μέτρο του Jensen(1969)

### 2.4.1 Το μέτρο του Treynor

Σύμφωνα με τον Jack Treynor, η μέτρηση της επίδοσης μιας επένδυσης βασισμένης σε μέτρα απόδοσης προσαρμοσμένα στον κίνδυνο ήταν απαραίτητη. Συγκεκριμένα, ο Jack Treynor διατύπωσε την άποψη πως μια τέτοια μέτρηση πρέπει να έχει τα ακόλουθα χαρακτηριστικά:

- ✓ Να παραμένει σταθερή εφόσον και η επίδοση των κεφαλαίων παραμένει σταθερή, ακόμα και σε περιόδους έντονων διακυμάνσεων της αγοράς.
- ✓ Να λαμβάνει υπόψη της την αποστροφή των επενδυτών στον κίνδυνο της επένδυσης.

Το μέτρο του Treynor δίνεται από την σχέση:

$$TR = \frac{R_p - R_f}{b_p} \quad (2.29)$$

Όπου,

$R_p$:η απόδοση του χαρτοφυλακίου p

$R_f$:η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου f

$b_p$:ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p

Όπως φαίνεται και στην παραπάνω σχέση, το μέτρο του Treynor βασίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων καθώς εμπεριέχει τον συντελεστή βήτα, δηλαδή τον συντελεστή του συστηματικού κινδύνου. Γενικότερα, το μέτρο του Treynor χρησιμοποιείται για κατάταξη εναλλακτικών επενδύσεων και δείχνει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου.

### 2.4.2 Το μέτρο του Sharpe

Ο William Sharpe πρότεινε έναν νέο αριθμοδείκτη υπολογισμού της επίδοσης μιας επένδυσης, ο οποίος μετράει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα συνολικού κινδύνου.

Το μέτρο αυτό, σε αντίθεση με το μέτρο Treynor, δεν στηρίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Περιλαμβάνει τον συνολικό κίνδυνο της επένδυσης και βασίζεται στην έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Συγκεκριμένα, το μέτρο αυτό στηρίζεται στην Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς, η οποία σχηματίζεται από το χωρίς κίνδυνο περιουσιακό στοιχείο και το χαρτοφυλάκιο αγοράς. Η κλίση της γραμμής αυτής αποτελεί τον αριθμοδείκτη του Sharpe και μαθηματικά εκφράζεται από την σχέση:

$$SH = \frac{R_p - R_f}{\sigma(R_p)} \quad (2.30)$$

Όπου,

$R_p$:η απόδοση του χαρτοφυλακίου p

$R_f$:η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου f

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

Παρατηρώντας τους δείκτες Sharpe και Treynor, εύκολα καταλαβαίνει κανείς ότι οι όροι του αριθμητή είναι ίδιοι και στις δύο σχέσεις. Η διαφορά τους εντοπίζεται στους διαφορετικούς παρονομαστές τους. Ειδικότερα, το μέτρο Sharpe χρησιμοποιεί τον συνολικό κίνδυνο (συστηματικός κίνδυνος + μη συστηματικός κίνδυνος), ενώ το μέτρο Treynor χρησιμοποιεί τον συστηματικό κίνδυνο.

### 2.4.3 Το μέτρο του Jensen

Ο Michael Jensen εφάρμοσε ένα διαφορετικό μέτρο αξιολόγησης της επίδοσης μιας επένδυσης. Αυτό το μέτρο στηρίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, δηλαδή η αξιολόγηση της επίδοσης μιας επένδυσης γίνεται με βάση τον συστηματικό κίνδυνο.

Ο Jensen χρησιμοποίησε το Υπόδειγμα της Αγοράς προκειμένου να αξιολογήσει μια επένδυση.

Συγκεκριμένα, ξεκινώντας από το Υπόδειγμα της Αγοράς:

$$R_{it} = a_i + b_i * R_{mt} + e_{it}, \ (2.31)$$

και χρησιμοποιώντας την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i:

$$E(R_i) = a_i + b_i * E(R_m) \ (2.32)$$

$$\underset{(1),(2)}{\Longrightarrow} a_i = E(R_i) - b_i E(R_m) \ (2.33)$$

Η (1) γίνεται από τις (2), (3):

$$R_{it} = E(R_i) + b_i[R_{mt} - E(R_m)] + e_{it} \ (2.34)$$

Ακόμη, γνωρίζουμε ότι ο τύπος για το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων είναι:

$$E(R_i) = R_f + \left[E(R_m) - R_f\right]b_i \ (2.35)$$

Επομένως, καταλήγουμε στην σχέση που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό της απόδοσης μιας μετοχής i, η οποία είναι:

$$R_{it} = R_f + b_i\left(R_{mt} - R_f\right) + e_{it} \Rightarrow$$

$$R_{it} - R_f = b_i\left(R_{mt} - R_f\right) + e_{it} \ (2.36)$$

Η σχέση (5) αποτελεί την εμπειρική μορφή του ΥΑΚΣ και χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα με την μέθοδο της παλινδρόμησης. Έτσι, προκύπτει:

$$R_{it} - R_f = a_i + b_i\left(R_{mt} - R_f\right) + e_{it} \ (2.37)$$

Όπου,

$R_{it}$: η απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

$R_f$:η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου f

$R_{mt}$:η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$b_i$:ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου i

$e_{it}$: το σφάλμα

$a_i$:το τμήμα της απόδοσης της μετοχής i που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση του

χαρτοφυλακίου της αγοράς
$R_{it} - R_f$: το πριμ κινδύνου της μετοχής i

Ο συντελεστής $a_i$ εκφράζει το μέτρο το Jensen. Ειδικότερα, για το $a_i$ ισχύουν τα ακόλουθα:

- Αν $a_i > 0$ ,τότε η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i είναι μεγαλύτερη από εκείνη που αντιστοιχεί στον συστηματικό κίνδυνο.

- Αν $a_i < 0$ ,τότε η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i είναι μικρότερη από εκείνη που αντιστοιχεί στον συστηματικό κίνδυνο.

- Αν $a_i = 0$ ,τότε η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i είναι ίση με εκείνη που αντιστοιχεί στον συστηματικό κίνδυνο.

## 2.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών (Arbitrage Pricing Model)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών αναπτύχθηκε από τον Stephen Ross(1976-1977) και αποτελεί μια εναλλακτική προσέγγιση στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων. Παρόλο που το ΥΑΚΣ έχει παίξει κυρίαρχο ρόλο στις εμπειρικές μελέτες αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων τα τελευταία δεκαπέντε χρόνια και έχει αποτελέσει τη βάση της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου, συσσωρευμένες έρευνες έχουν αμφισβητήσει την ικανότητά του να παράγει βέβαια αποτελέσματα αναφορικά με τις αποδόσεις των μετοχών.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών υποθέτει ότι οι αποδόσεις των αξιόγραφων αποτελούν γραμμικό συνδυασμό κ παραγόντων οι οποίοι είναι κοινοί για όλα τα αξιόγραφα και εμπεριέχουν όλο τον συστηματικό κίνδυνο.

Οι υποθέσεις του υποδείγματος είναι οι εξής:

- Δεν υπάρχουν ευκαιρίες για arbitrage στην αγορά. Με άλλα λόγια, οι επενδυτές δεν μπορούν να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκια με οριακό μηδενικό κίνδυνο και θετική αναμενόμενη απόδοση.

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

- Οι επενδυτές έχουν ομογενοποιημένες προσδοκίες.

- Οι αποδόσεις των αξιόγραφων αναλύονται ως γραμμικός συνδυασμός πολυπαραγοντικού υποδείγματος.

- Ισχύουν οι υποθέσεις της τέλειας αγοράς.

Το ΥΑΕΑ στηρίζεται στον Νόμο της Μιας Τιμής σύμφωνα με τον οποίον:

i. Δύο αγαθά που είναι ίδια δεν μπορούν να πωληθούν σε διαφορετική τιμή, και

ii. Ένα αγαθό δεν μπορεί να πωληθεί σε δύο αγορές σε διαφορετική τιμή.

Το ΥΑΕΑ αποτελεί συνθήκη ισορροπίας όπου η απόδοση κάθε μετοχής είναι γραμμικός συνδυασμός κ παραγόντων και μαθηματικά, δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$R_i = E(R_i) + b_{1,k}(f_{1,k}) + b_{2,k}(f_{2,k}) + \cdots + b_{n,k}(f_{n,k}) + e_i \quad (2.38)$$

Όπου,

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

$b_{i,k}$: μέτρο ευαισθησίας της απόδοσης της i-μετοχής στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα, για i=1,2…n

$f_{i,k}$: η τιμή του μέσου μηδενικού παράγοντα που αντιπροσωπεύει την κοινή διακύμανση στις αποδόσεις των μετοχών

$e_i$: ο μη συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i

Για τον μη συστηματικό κίνδυνο $e_i$ ισχύουν κάποιες από τις υποθέσεις του υποδείγματος αγοράς, δηλαδή:

- $E(e_{it}) = 0,$
- $Var(e_{it}) = \sigma^2(e_{\ i}) = constant,$
- $Cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0,$
- $Cov(e_{it}, f_{i,k}) = 0$

### 2.5.1 Ανάλυση Υποδείγματος

Σε κατάσταση ισορροπίας, ένας επενδυτής έχει τη δυνατότητα να διαλέξει χαρτοφυλάκια που ικανοποιούν ταυτόχρονα δύο βασικές υποθέσεις. Πρώτον, τα χαρτοφυλάκια χρησιμοποιούν μηδενικό πλούτο. Δεύτερον, δεν εμπεριέχουν καθόλου κίνδυνο και επομένως έχουν, κατά μέσο όρο, μηδενική απόδοση. Τα χαρτοφυλάκια αυτά καλούνται χαρτοφυλάκια κερδοσκοπίας.

Κάθε χαρτοφυλάκιο διαφέρει από τα υπόλοιπα ως προς το ποσό του πλούτου που επενδύεται σε καθένα από αυτά. Έστω $x_i$ η αλλαγή στο επενδεδυμένο ποσό στην μετοχή i ως ποσοστό του συνολικού επενδεδυμένου πλούτου του επενδυτή. Στα χαρτοφυλάκια κερδοσκοπίας η αλλαγή στον πλούτο είναι μηδενική καθώς ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο προκύπτει από την αγορά κάποιων μετοχών και την πώληση κάποιων άλλων. Ισχύει δηλαδή:

$$\sum_{i=0}^{n} x_i = 0$$

Εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς πως ένας επενδυτής πρέπει να εξετάσει τα χαρτοφυλάκια κερδοσκοπίας προκειμένου να αποφασίσει αν θα επιλέξει κάποιο χαρτοφυλάκιο μηδενικού κινδύνου ή όχι. Η απόδοση ενός τέτοιου χαρτοφυλακίου δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$R_p = \sum_{i=1}^{n} x_i R_{i=} = \sum_{i=1}^{n} x_i E(R_i) + \sum_{i=1}^{n} x_i b_{i,1} f_{i,1} + \cdots + \sum_{i=1}^{n} x_i b_{i,k} f_{i,k} + \sum_{i=1}^{n} x_i e_i \quad (2.39)$$

Ο επενδυτής, όμως, προκειμένου να επενδύσει σε χαρτοφυλάκιο κερδοσκοπίας, οφείλει να εξαφανίσει τόσο τον συστηματικό όσο και τον μη συστηματικό κίνδυνο ικανοποιώντας τις εξής συνθήκες:

- ✓ Πρώτον, θα πρέπει να διαλέγει μικρά ποσοστά επένδυσης. Δηλαδή θα πρέπει να ισχύει : $x_i = 1/n$

- ✓ Δεύτερον, θα πρέπει να διαλέγει τα ποσοστά αλλαγής των επενδεδυμένων ποσών με τέτοιο τρόπο ώστε το άθροισμα των συστηματικών κινδύνων να είναι μηδενικό, δηλαδή: $\sum_i x_i b_{i,k} = 0$.
- ✓ Τρίτον, θα πρέπει να επιτυγχάνει καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο μέσω ενός μεγάλου αριθμού αξιόγραφων με απώτερο σκοπό την εξάλειψη του μη συστηματικού κινδύνου (εξαιτίας του νόμου των μεγάλων αριθμών).

Γνωρίζουμε ότι οι όροι $e_i$ είναι ανεξάρτητοι. Επομένως, εφαρμόζοντας τον νόμο των μεγάλων αριθμών μπορούμε να εξαλείψουμε τον όρο $\sum_{i=1}^{n} x_i e_i$ της εξίσωσης (2.39). Συγκεκριμένα, υποθέτοντας ότι $Var(\sum_{i=1}^{n} e_i) = \sigma^2$ και $x_i = 1/n$, προκύπτει:

$$Var(\sum_{i=1}^{n} x_i e_i) = Var(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_i) = \frac{1}{n^2}\sigma^2 \text{ (2.39α)}$$

Διαπιστώνουμε, δηλαδή, πως με την εφαρμογή του νόμου των μεγάλων αριθμών, η διακύμανση του όρου $\sum_{i=1}^{n} x_i e_i$ είναι αμελητέα και μπορούμε να διαφοροποιήσουμε τον μη συστηματικό κίνδυνο.

Ανακεφαλαιώνοντας, έχουμε δείξει ότι μπορούμε να έχουμε χαρτοφυλάκιο χωρίς συστηματικό καθώς και μη συστηματικό κίνδυνο. Συνεπώς η απόδοση του κερδοσκοπικού χαρτοφυλακίου παύει να είναι τυχαία μεταβλητή και γίνεται σταθερή. Δηλαδή η (39) γίνεται:

$$R_p = \sum_{i=1}^{n} x_i E(R_i) \text{ (2.40)}$$

Για να τεθεί το θέμα διαφορετικά, σε μια αγορά ισορροπίας ,το κερδοσκοπικό χαρτοφυλάκιο δεν εμπεριέχει καθόλου κίνδυνο και απαιτεί μηδενικό πλούτο. Επομένως, και η απόδοσή του είναι μηδενική. Διαφορετικά, θα υπήρχε η δυνατότητα να επιτυγχάνουμε υψηλές αποδόσεις χωρίς την τοποθέτηση νέου κεφαλαίου/πλούτου, κάτι που δεν υφίσταται όταν η αγορά είναι σε ισορροπία. Ισχύει δηλαδή:

$$R_p = \sum_{i=1}^{n} x_i E(R_i) = 0 \text{ (2.41)}$$

Το παραπάνω συμπέρασμα εύκολα αποδεικνύεται από την γραμμική άλγεβρα. Συγκεκριμένα, στην γραμμική άλγεβρα, κάθε διάνυσμα που είναι ορθογώνιο με το σταθερό διάνυσμα ($\sum_{i=1}^{n} x_i e_i = 0$) και με καθένα από τα διανύσματα συντελεστές κάθε παράγοντα($\sum_i x_i b_{i,k} = 0$), τότε θα είναι ορθογώνιο και με το διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων($R_p = \sum_{i=1}^{n} x_i E(R_i) = 0$). Επομένως, το διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων μπορεί να γραφεί ως γραμμικός συνδυασμός του σταθερού διανύσματος και των διανυσμάτων κάθε παράγοντα. Με άλλα λόγια, ισχύει:

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \cdots + \lambda_\kappa b_{ik}, \forall i \text{ (2.42)}$$

Αν υπάρχει αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου με απόδοση $R_f$, τότε $b_{0k} = 0$ και άρα $R_f = \lambda_0$. Επομένως:

$$E(R_i) - R_f = \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \cdots + \lambda_\kappa b_{ik} \text{ (2.43)}$$

Όπου, το λ εκφράζει το ασφάλιστρο κινδύνου για κάθε παράγοντα.

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε μόνο έναν παράγοντα (μέτρο ευαισθησίας) ,η (43) γράφεται:

$$E(R_i) - R_f = \lambda_1 b_{i1} \text{ (2.43α)}$$

και $E(R_i) = R_f + (\lambda_1 - R_f) b_{i1}$ (2.44)

Γενικεύοντας την (44) προκύπτει:

$$E(R_i) = R_f + \left(\lambda_1 - R_f\right) b_{i1} + \left(\lambda_2 - R_f\right) b_{i2} + \cdots + (\lambda_k - R_f) b_{ik} \text{ (2.45)}$$

### 2.5.2 <u>Προσδιορισμός των παραγόντων</u>

Η θεωρία δεν προσδιορίζει τους παράγοντες στους οποίους αναφέρεται και στους οποίους στηρίζεται για την εφαρμογή του ΥΑΕΑ καθώς είναι πιθανό να μεταβληθούν κατά τη διάρκεια του χρόνου.

Οι Roll και Ross (1983) προσδιόρισαν τους παρακάτω μακροοικονομικούς παράγοντες προκειμένου να εξηγήσουν την ευαισθησία των αποδόσεων των μετοχών:

1) Μη αναμενόμενη αλλαγή στον πληθωρισμό
2) Μη αναμενόμενη μεταβολή στα επιτόκια
3) Μη αναμενόμενη αλλαγή στη βιομηχανική παραγωγή
4) Μη αναμενόμενη μεταβολή στο Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
5) Μη αναμενόμενη αλλαγή στην συμπεριφορά των επενδυτών λόγω αλλαγών στο ασφάλιστρο

Οι παράγοντες αυτοί επηρεάζουν όλες τις μετοχές με ένα συστηματικό τρόπο. Παράλληλα, η ευαισθησία των μετοχών εξαρτάται από αναμενόμενες ή όχι αλλαγές στο ευρύτερο οικονομικό περιβάλλον. Τέλος, οι αποδόσεις των αξιόγραφων επηρεάζονται και από παράγοντες που δεν είναι συστηματικοί για όλη την οικονομία. Αυτοί οι παράγοντες, που ονομάζονται **μη συστηματικοί κίνδυνοι**, καθορίζουν τις κινήσεις συγκεκριμένων επιχειρήσεων ή βιομηχανιών και δεν συνδέονται άμεσα με την οικονομία.

### 2.5.3 Σύγκριση ΥΑΚΣ (CAPM) και ΥΑΕΑ (APT)

Το CAPM και το APT είναι δύο μοντέλα που αναπτύχθηκαν προκειμένου να μετρήσουν επιστημονικά τη δυνατότητα μιας μετοχής να παράγει μια θετική απόδοση ή μια απώλεια καθώς και να εκτιμήσουν τον κίνδυνο της μετοχής σε σχέση με την αναμενόμενη απόδοσή της. Το CAPM είναι παλαιότερο μοντέλο και αποτέλεσε τη βάση για την ανάπτυξη του APT.

Οι σχέσεις που χρησιμοποιούνται για την παραγωγή αποδόσεων είναι οι ακόλουθες:

CAPM: $E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f]b_{im}$ (2.46)

APT: $E(R_i) = R_f + (\lambda_1 - R_f)b_{i1} + (\lambda_2 - R_f)b_{i2} + \cdots + (\lambda_k - R_f)b_{ik}$ (2.47)

Σύμφωνα με το CAPM,η απόδοση μιας μετοχής εξαρτάται αποκλειστικά από το εάν η τιμή της μετοχής ακολουθεί την τιμή της αγοράς. Διαφορετικά, το CAPM επιδιώκει να αποδείξει ότι η απόδοση μιας μετοχής/χαρτοφυλακίου ταιριάζει με την απόδοση του συνόλου της αγοράς. Αυτό οδηγεί σε μια ιδανική απόδοση καθώς οι υποθέσεις του υποδείγματος CAPM είναι μη ρεαλιστικές. Επιπλέον, το CAPM στηρίζεται σε ιστορικά δεδομένα προκειμένου να κάνει προβλέψεις για την μελλοντική πορεία των αποδόσεων της μετοχής. Αποτελεί ,με άλλα λόγια, μια στατιστική απεικόνιση των προηγούμενων / ιστορικών αποδόσεων και κινδύνων.

Έτσι, προέκυψε η ανάγκη ανάπτυξης του Υποδείγματος Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών,APT, αφού αποτελεί ένα μοντέλο που αντικατοπτρίζει την πραγματικότητα. Το APT υποθέτει ότι οι αποδόσεις των αξιόγραφων αποτελούν γραμμικό συνδυασμό κ παραγόντων οι οποίοι είναι κοινοί για όλα τα αξιόγραφα και εμπεριέχουν όλο τον συστηματικό κίνδυνο.

Σύμφωνα με το APT, η απόδοση της μετοχής στηρίζεται κατά ένα μεγάλο βαθμό στον συντελεστή βήτα. Ο συντελεστής βήτα αποτελεί το μέτρο που εκφράζει την σχέση μεταξύ των παραγόντων των επιχειρήσεων που επηρεάζουν την χρηματοοικονομική συμπεριφορά ολόκληρης της αγοράς. Συγκεκριμένα, μια επιχείρηση με συντελεστή βήτα, β=1, αντικατοπτρίζει την ίδια την αγορά. Αντίθετα, μια επιχείρηση με συντελεστή βήτα, β=0,5,κινείται είτε ανοδικά είτε καθοδικά σε ποσοστό 50% σε σχέση με την κίνηση της αγοράς.

Τόσο το CAPM όσο και το APT είναι δύο μοντέλα που μετρούν την τάση του περιουσιακού στοιχείου να ακολουθεί το σύνολο της αγοράς. Βέβαια, το APT διαφοροποιείται καθώς προσπαθεί να διακρίνει τον κίνδυνο αγοράς σε μικρότερα

στοιχεία κινδύνου. Με άλλα λόγια, το χαρτοφυλάκιο αγοράς δεν παίζει ουσιαστικό ρόλο στο APT.

### 2.5.4 Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH)

Μέχρι τώρα, έχουμε αναπτύξει κάποια από τα θεμέλια της Σύγχρονης Χρηματοοικονομικής Θεωρίας, το μοντέλο του Markowitz καθώς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Ένα επιπλέον θεμέλιο είναι η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (EMH). Σύμφωνα με αυτή, η παρούσες (τρέχουσες) αξίες των τιμών των μετοχών, αντικατοπτρίζουν κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία με ακριβή και άμεσο τρόπο. Σύμφωνα με την υπόθεση, αυτό συμβαίνει λόγω της ύπαρξης ενός μεγάλου αριθμού επενδυτών που σκέπτονται και δρουν ορθολογικά και ανταγωνιστικά, μεγιστοποιώντας τη χρησιμότητά τους και προσπαθώντας να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές των αξιόγραφων των χαρτοφυλακίων τους.

Μια αγορά χαρακτηρίζεται αποτελεσματική εφόσον πληρούνται κάποιες προϋποθέσεις:

- ✓ Θα πρέπει να υπάρχουν πολλοί επενδυτές που δραστηριοποιούνται στην αγορά και θα έχουν ως απώτερο σκοπό τη μεγιστοποίηση του κέρδους τους. Αυτοί οι επενδυτές θα πρέπει να ασχολούνται με την ανάλυση και αποτίμηση των αξιόγραφων της αγοράς, ενώ δρουν ορθολογικά και ανεξάρτητα ο ένας από τον άλλο.

- ✓ Η άντληση της πληροφορίας πρέπει να γίνεται χωρίς κόστος. Η πληροφορία αυτή επίσης πρέπει να διαχέεται σε όλους τους συμμετέχοντες ταυτόχρονα.

- ✓ Η πληροφόρηση πρέπει να φθάνει στην αγορά με τυχαίο τρόπο και οι ειδήσεις να είναι ανεξάρτητες χρονικά η μία από την άλλη.

- ✓ Οι επενδυτές θα πρέπει να αντιδρούν άμεσα και με ακρίβεια στη νέα πληροφορία, προσαρμόζοντας ανάλογα τις τιμές των αξιόγραφων. Οι προσαρμογές στις τιμές μπορεί να είναι ατελείς (μεγαλύτερες ή μικρότερες από ότι πρέπει), αλλά να είναι αμερόληπτες, δηλαδή να μην είναι δυνατή η πρόβλεψη του είδους της προσαρμογής.

Σύμφωνα με τον Eugene Fama,υπάρχουν τρεις μορφές αποτελεσματικής αγοράς:

A. Ασθενής Μορφή: Σύμφωνα με τη μορφή αυτή, ιστορικές πληροφορίες όπως παρελθούσες τιμές, αποδόσεις, όγκος συναλλαγών, δε μπορούν να

χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για την επίτευξη υπερβολικών αποδόσεων. Αυτή η μορφή μοιάζει, αλλά δεν ταυτίζεται με μια ιδέα η οποία κατά τη δεκαετία του 1960 λεγόταν υπόθεση του τυχαίου περιπάτου ή της τυχαίας περιπλάνησης (random walk hypothesis). Η βασική υπόθεση της προσέγγισης αυτής είναι ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών είναι γραμμικά ανεξάρτητες και οι κατανομές πιθανοτήτων τους είναι σταθερές διαχρονικά. Ωστόσο, η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας δεν υποθέτει ότι οι μεταβολές των τιμών είναι ανεξάρτητες ούτε ότι έχουν τις ίδιες κατανομές πιθανοτήτων. Επομένως είναι δυνατή μια συσχέτιση αποδόσεων, με την έννοια του ότι ιστορικές αποδόσεις μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές. Σε αυτή τη μορφή αποτελεσματικότητας ωστόσο, η βασική υπόθεση είναι ότι δεν μπορεί ο επενδυτής να εκμεταλλευτεί την πληροφορία (συσχέτιση αποδόσεων) για να αποκομίσει υπερβολικές αποδόσεις.

B. Ημι-ισχυρή Μορφή: Σύμφωνα με τη μορφή αυτή, δημοσιευμένες πληροφορίες όπως ισολογισμοί, κέρδη, μερίσματα, δείκτες, όπως επίσης μακροοικονομικά δεδομένα, αντικατοπτρίζονται στις παρούσες τιμές των αξιόγραφων και δε μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη μελλοντικών τιμών και την πραγματοποίηση υπερκερδών. Η μορφή αυτή περιλαμβάνει την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας.

C. Ισχυρή Μορφή: Σύμφωνα με τη μορφή αυτή, οι τιμές των χρεογράφων περιλαμβάνουν τις δημοσιευμένες καθώς και τις μη δημοσιευμένες πληροφορίες (ή «εσωτερικές», μη προσβάσιμες στο ευρύ επενδυτικό κοινό). Με άλλα λόγια, δεν υφίσταται «ειδική» κατηγορία επενδυτών οι οποίοι έχουν μονοπωλιακή πρόσβαση σε πληροφορίες που ενδεχομένως να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών. Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας εσωκλείει τόσο την ασθενή όσο και την ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

# ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

## 3.1 Εισαγωγή

Ο συντελεστής ευαισθησίας βήτα μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών/χρεογράφων στις κινήσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη. Εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς ότι κάποιες μετοχές είναι περισσότερο ευαίσθητες στις διακυμάνσεις των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη από κάποιες άλλες. Αν αναμένεται η αγορά να κινηθεί ανοδικά, τότε οι επενδυτές επενδύουν σε επιθετικά χρεόγραφα/μετοχές. Αντίθετα, σε περίπτωση καθοδικής πορείας της αγοράς, οι επενδυτές προτιμούν τα αμυντικά χρεόγραφα/μετοχές.

Με άλλα λόγια, ο συντελεστής βήτα αποτελεί ένα σχετικό μέτρο που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου. Ουσιαστικά, είναι η κλίση της γραμμικής εξίσωσης μιας απλής παλινδρόμησης που εκφράζει την σχέση των αποδόσεων των αξιόγραφων με τις αποδόσεις της αγοράς.

Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων είναι η μέθοδος που χρησιμοποιούμε για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Ωστόσο, υπάρχουν διάφοροι παράγοντες που επηρεάζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Χαρακτηριστικά παραδείγματα είναι:

- Η επιλογή του δείκτη που θα χρησιμοποιήσουμε ως δείκτη αγοράς,
- Η επιλογή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων,
- Ο χρονικός ορίζοντας εκτίμησης των αποδόσεων των αξιόγραφων,
- Ο τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων,
- Η αδράνεια στις συναλλαγές των αξιόγραφων.

Οι Fisher (1966), Fama(1970), Pogue και Solnic(1974), Altman, Jacquillat και Lavasseur (1974), Smith(1978), Hawawini(1980), ήταν οι πρώτοι που ανέφεραν στις μελέτες τους την ευαισθησία του συντελεστή βήτα, χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς, στο χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, οι μελέτες αυτές έδειξαν πως, με την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για αξιόγραφα ή χαρτοφυλάκια με χαμηλή αγοραία αξία, αυξάνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Αντίθετα, οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για αξιόγραφα ή χαρτοφυλάκια με υψηλή αγοραία αξία, μειώνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Οι Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979), σε μεταγενέστερες μελέτες τους, ανέφεραν ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Οι Cohen et al (1980) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Ειδικότερα, έδειξαν ότι η χρησιμοποίηση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα υποεκτίμησης του συστηματικού κινδύνου όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές). Αντίστοιχα, η χρησιμοποίηση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα υπερεκτίμησης του συστηματικού κινδύνου όταν τα αξιόγραφα είναι εμπορεύσιμα.

Παρακάτω, παρουσιάζονται κάποιες μελέτες σχετικές με την ευαισθησία του συντελεστή βήτα στο χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων, οι οποίες αναπτύχθηκαν σε μια προσπάθεια διόρθωσης των διαστρεβλωμένων αποτελεσμάτων συντελεστή βήτα που παράγονται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

## 3.2 Scholes & Williams (1977)

Οι Scholes & Williams έδειξαν ότι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με χαμηλή εμπορευσιμότητα είναι μικρότερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με υψηλή εμπορευσιμότητα είναι μεγαλύτερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Οι Scholes & Williams , προκειμένου να διορθώσουν το παραπάνω μεροληπτικό σφάλμα στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα, πρότειναν την ακόλουθη εξίσωση υπολογισμού του:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{(\widehat{\beta_i}^{-1} + \widehat{\beta_i}^{0} + \widehat{\beta_i}^{+1})}{1 + 2\widehat{\rho_{1m}}} \quad (3.1)$$

Όπου,

- $\widehat{\beta_i}^{-1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με μια υστέρηση ( lag beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με μια υστέρηση, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt-1} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt-1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-1 (δηλαδή απόδοση με μια υστέρηση).

- $\widehat{\beta_i}^{+1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα ( lead beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με ένα προβάδισμα, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt+1} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t+1 (δηλαδή απόδοση με ένα προβάδισμα).

- $\widehat{\beta_i}^{0}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς, δηλαδή από την:

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

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t.

- $\widehat{\rho_{1m}}$ : ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης του χαρτοφυλακίου αγοράς.

## 3.3 <u>Dimson (1979)</u>

Ο Dimson (1979) πρότεινε ένα εναλλακτικό μοντέλο παλινδρόμησης αντί του Υποδείγματος της Αγοράς και της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων προκειμένου για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίου μετοχών που χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Το μοντέλο που πρότεινε, δεν απαιτεί τη συνεχή διαπραγμάτευση του δείκτη της αγοράς ούτε την διαθεσιμότητα επιπρόσθετων δεδομένων, για παράδειγμα πληροφορίες συναλλαγών, όπως συμβαίνει στην μέθοδο των Scholes και Williams.

Ο Dimson αναφέρει ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας μικρό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου ή χαρτοφυλακίου αξιόγραφων με υψηλή εμπορευσιμότητα, τότε η τιμή του συντελεστή βήτα είναι υψηλότερη από την τιμή που θα είχε αν είχε χρησιμοποιηθεί μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Αντίθετα, χρησιμοποιώντας μικρό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου ή χαρτοφυλακίου αξιόγραφων με χαμηλή εμπορευσιμότητα, τότε η τιμή του συντελεστή βήτα είναι χαμηλότερη από την τιμή που θα είχε αν είχε χρησιμοποιηθεί μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Επομένως, ο Dimson πρότεινε ένα μοντέλο το οποίο δεν θα απαιτεί την αποκλειστική συσχέτιση της απόδοσης του αξιόγραφου με την απόδοση του δείκτη της αγοράς, αλλά θα επιδιώκει τη συσχέτιση της απόδοσης του αξιόγραφου με την σύγχρονη απόδοση ,προηγούμενες και επόμενες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς.

Η πρόταση του Dimson αποτυπώνεται μαθηματικά στην ακόλουθη εξίσωση:

$$R_t = a + \sum_{k=-n}^{n} \widehat{\beta_k}\, M_{t+k} + w_t \quad (3.2)$$

Όπου,

$R_t$: η απόδοση του αξιόγραφου κατά την περίοδο t

$M_{t+\kappa}$: η προηγούμενη, σύγχρονη, επόμενη απόδοση του δείκτη της αγοράς, $k = -n, \dots, n$

n: ο αριθμός των περιόδων όπου χρησιμοποιείται ο δείκτης της αγοράς

$w_t$: μια τυχαία μεταβλητή

Ο συστηματικός κίνδυνος, σύμφωνα με το μοντέλο του Dimson, δίνεται μαθηματικά ως εξής:

$$\widehat{\beta} = \sum_{k=-n}^{n} \widehat{\beta_k} \quad (3.3)$$

Συνεπώς, σύμφωνα με τον Dimson, ο συστηματικός κίνδυνος αξιόγραφων που χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα μπορεί να υπολογιστεί αθροίζοντας τους συντελεστές των κλίσεων της παλινδρόμησης (2).

## 3.4 Cohen et al (1983a)

Οι Cohen et al ,κινούμενοι στην ίδια κατεύθυνση με τους Scholes & Williams (1977) και Dimson (1989), ανέφεραν ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Πιο συγκεκριμένα, έδειξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Στο αντίθετο συμπέρασμα, κατέληξαν για την περίπτωση των αξιόγραφων χαμηλής εμπορευσιμότητας. Στην περίπτωση αυτή, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Με άλλα λόγια, οι Cohen et al έδειξαν ότι η χρησιμοποίηση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα υποεκτίμησης του συστηματικού κινδύνου όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές). Αντίστοιχα, η χρησιμοποίηση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα υπερεκτίμησης του συστηματικού κινδύνου όταν τα αξιόγραφα είναι εμπορεύσιμα.

Όπως αναφέραμε και πιο πάνω, οι Cohen et al στηρίχθηκαν στο μοντέλο που πρότειναν οι Scholes και Williams, και πρότειναν ένα νέο μοντέλο. Το νέο αυτό μοντέλο είναι ίδιο με το αυτό των Scholes και Williams. Η μόνη διαφορά έγκειται στο ότι το μοντέλο των Scholes και Williams περιορίζεται σε μια μόνο χρονική υστέρηση (lag) και μια μόνο χρονική προήγηση (lead). Αντίθετα, στο μοντέλο των

Cohen et al υπάρχουν περισσότερες από μια χρονικές προηγήσεις (leads) και χρονικές υστερήσεις (lags).

Η μαθηματική απεικόνιση του μοντέλου των Cohen et al αποτυπώνεται στον ακόλουθο τύπο:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m-n}} \quad (3.4)$$

Όπου,

- $\beta_{i-n}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με n χρονικές υστερήσεις ( lag beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με n υστερήσεις, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt-n} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt-n}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-n (δηλαδή απόδοση με n υστερήσεις).

- $\beta_{i+n}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με n προηγήσεις ( lead beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με n προηγήσεις, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt+n} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+n}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t+n (δηλαδή απόδοση με n προηγήσεις).

- $\beta_i$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς, δηλαδή από την:

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

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t.

- $\rho_{m,m+n}$ , $\rho_{m,m-n}$: οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης n-οστής τάξης του χαρτοφυλακίου αγοράς με (+n) προηγήσεις και (–n) υστερήσεις ,αντίστοιχα.

## 3.5 Hawawini (1983)

Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής εξαρτάται από το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων, για παράδειγμα ημερήσιες, εβδομαδιαίες ή μηνιαίες αποδόσεις. Ο Hawawini (1983), ανέπτυξε ένα απλό μοντέλο για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα , στηριζόμενος στο γεγονός ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής εξαρτάται από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, έδειξε ότι τα αξιόγραφα που έχουν χαμηλή εμπορευσιμότητα τείνουν να έχουν χαμηλότερο συντελεστή βήτα, καθώς το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων μειώνεται. Αντίθετα, τα αξιόγραφα που έχουν υψηλή εμπορευσιμότητα τείνουν να έχουν υψηλότερο συντελεστή βήτα, καθώς το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων μειώνεται.

Σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, μπορούμε να εκτιμήσουμε το συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων του αξιόγραφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ωστόσο, πρέπει ,πρώτα, να υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα για μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις. Ο μαθηματικός τύπος του μοντέλου του Hawawini είναι ο ακόλουθος:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1)\frac{T + (T-1)q_{im}}{T + (T-1)q_m} \quad (3.5)$$

ΑΠΟΔΕΙΞΗ:

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

Όπου,

$\beta_i(1)$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i που εκτιμήσαμε χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα ημερήσιες αποδόσεις

$q_{im}$: ο δείκτης ο οποίος προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m, καθώς επίσης και από τον υπολογισμό του συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, χρησιμοποιώντας μια προήγηση (lead) και μια υστέρηση (lag) για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m. Συγκεκριμένα:

$$q_{im} = \frac{\rho_{i,m+1} + \rho_{i,m-1}}{\rho_{i,m}} \quad (3.6)$$

Όπου,

$$\rho_{i,m+1} = \frac{Cov(R_i, R_{m+1})}{\sigma(R_i)\sigma(R_{m+1})}$$

$$\rho_{i,m-1} = \frac{Cov(R_i, R_{m-1})}{\sigma(R_i)\sigma(R_{m-1})}$$

$$\rho_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma(R_i)\sigma(R_m)}$$

$q_m$: ο δείκτης ο οποίος προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς m (αυτοσυσχέτιση) χρησιμοποιώντας μια προήγηση (lead) και μια υστέρηση (lag) για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m. Συγκεκριμένα:

$$q_m = \frac{\rho_{m,m+1} + \rho_{m,m-1}}{\rho_{m,m}} = 2\rho_{m,m-1} \quad (3.7)$$

Όπου,

$$\rho_{m,m+1} = \frac{Cov(R_m, R_{m+1})}{\sigma(R_m)\sigma(R_{m+1})}$$

$$\rho_{m,m-1} = \frac{Cov(R_m, R_{m-1})}{\sigma(R_m)\sigma(R_{m-1})}$$

$$\rho_{m,m} = 1$$

Επίσης, η σχέση (5), χρησιμοποιώντας τις σχέσεις (6),(7) , μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1)\frac{T + (T-1)\dfrac{\rho_{i,m+1} + \rho_{i,m-1}}{\rho_{i,m}}}{T + 2(T-1)\rho_{m,m-1}} \quad (3.8)$$

Από την (5) και συνεπώς και την (8), παρατηρούμε πώς οι δείκτες $q_{im}$, $q_m$ επηρεάζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών ,Τ. Σύμφωνα με τον Hawawini, δύο ακραίες περιπτώσεις είναι οι εξής:

- $q_{im} = q_m = 0$ . Στην περίπτωση αυτή, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα παραμένει αμετάβλητη ανεξάρτητα από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.
- $q_{im} = q_m \neq 0$. Στην περίπτωση αυτή, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα παραμένει αμετάβλητη ανεξάρτητα από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Ωστόσο, η περίπτωση που χρησιμοποιείται στην πράξη είναι η $q_{im} \neq q_m$.

Επιπλέον, το μοντέλο του Hawawini μπορεί να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να εκτιμήσουμε την κατεύθυνση της αλλαγής της τιμής του συστηματικού κινδύνου. Κάτι τέτοιο επιτυγχάνεται χρησιμοποιώντας την πρώτη παράγωγο της σχέσης (5). Ισχύει, δηλαδή:

$$\frac{d\beta_i(T)}{dT} = \frac{\beta_i(1)[q_{i,m} - q_m]}{[T + (T-1)q_m]^{\,2}} \quad (3.9)$$

Σύμφωνα με την εξίσωση (9) , η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι μεγαλύτερος από τον δείκτη $q_m$. Αντίθετα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μειώνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι μικρότερος από τον δείκτη $q_m$. Ουσιαστικά, όσο μεγαλύτερος είναι ο δείκτης $q_{im}$ από τον δείκτη $q_m$, τόσο μεγαλύτερη και πιο γρήγορη θα είναι η αύξηση του συντελεστή βήτα. Αντίθετα, όσο μικρότερος είναι ο δείκτης $q_{im}$ από τον δείκτη $q_m$, τόσο μεγαλύτερη και πιο γρήγορη θα είναι η μείωση του συντελεστή βήτα.

Ωστόσο, ο Hawawini υποστηρίζει πως υπάρχει η δυνατότητα να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής της τιμής του συστηματικού κινδύνου χωρίς να γνωρίζουμε τις τιμές των δεικτών $q_{im}$ , $q_m$ . Γνωρίζουμε ότι υπάρχει μια αντιστρόφως ανάλογη σχέση μεταξύ του δείκτη $q_{im}$ της μετοχής και της εμπορευσιμότητας της μετοχής. Με άλλα λόγια, ο δείκτης $q_{im}$ μιας μετοχής με υψηλή εμπορευσιμότητα θα είναι χαμηλότερος από τον δείκτη $q_m$. Αντίθετα, ο δείκτης $q_{im}$ μιας μετοχής με χαμηλή εμπορευσιμότητα θα είναι υψηλότερος από τον δείκτη $q_m$.

## 3.6 McInish and Wood (1986)

Οι McInish και Wood εξέτασαν την ικανότητα των μοντέλων των Scholes & Williams (1977), Dimson(1979) και Cohen et al (1983a) να μειώνουν την εσφαλμένη, μεροληπτική εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει από την ρηχή διαπραγμάτευση των μετοχών.

Όπως αναφέραμε νωρίτερα, οι Scholes & Williams έδειξαν ότι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με χαμηλή εμπορευσιμότητα είναι μικρότερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με υψηλή εμπορευσιμότητα είναι μεγαλύτερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Σύμφωνα με το μοντέλο του Dimson, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας μικρό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου ή χαρτοφυλακίου αξιόγραφων με υψηλή εμπορευσιμότητα, τότε η τιμή του συντελεστή βήτα είναι υψηλότερη από την τιμή που θα είχε αν είχε χρησιμοποιηθεί μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Οι Cohen et al κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Πιο συγκεκριμένα, έδειξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Στο αντίθετο συμπέρασμα, κατέληξαν για την περίπτωση των αξιόγραφων χαμηλής εμπορευσιμότητας όπου ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Οι McInish και Wood , επέκτειναν τις προηγούμενες μελέτες και πρότειναν ένα γραμμικό μοντέλο για έναν αριθμό πέντε χαρτοφυλακίων προκειμένου να δείξουν

το μέγεθος της μεροληπτικής εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,που είναι αποτέλεσμα της χαμηλής εμπορευσιμότητας των αξιόγραφων και της αξιοποίησης της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων. Συγκεκριμένα, τα χαρτοφυλάκια αυτά κατασκευάστηκαν με τέτοιο τρόπο έτσι ώστε να έχουν την ίδια συμπεριφορά απέναντι στον κίνδυνο και να περιορίζονται οι «ανωμαλίες» των αποδόσεών τους καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Το ερευνητικό σχέδιο υποθέτει ότι όλοι οι καθοριστικοί παράγοντες του συντελεστή βήτα ικανοποιούνται κατά τον ίδιο τρόπο και για τα πέντε χαρτοφυλάκια. Αυτό το σχέδιο δεν μπορεί να εφαρμοστεί εάν παραλείπονται οι καθοριστικοί παράγοντες του συντελεστή βήτα.

Με την αξιοποίηση της παραπάνω μεθόδου, οι McInish και Wood εξέτασαν την αποτελεσματικότητα των μοντέλων των Scholes & Williams (1977), Dimson(1979) και Cohen et al (1983a) και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι καθένα από τα τρία αυτά μοντέλα μειώνει, σε μικρό βαθμό, την μεροληπτική εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Ειδικότερα, έδειξαν ότι τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977), Dimson(1979), οδηγούν σε μεγαλύτερη μείωση της εσφαλμένης εκτίμησης του συντελεστή βήτα από ότι το μοντέλο των Cohen et al (1983a). Τέλος, εκ των τριών μοντέλων, το μοντέλο του Dimson θεωρήθηκε το πιο αποτελεσματικό προκειμένου για την μείωση της μεροληπτικής εκτίμησης του συντελεστή βήτα. Ωστόσο, οι McInish και Wood έδειξαν ότι η μείωση αυτή δεν ξεπερνά το ποσοστό του 29%.

## 3.7 Handa, Kothari & Wasley (1989)

Οι Handa, Kothari & Wasley ,σε μελέτη τους έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου παίρνουν διαφορετική τιμή για διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης καθώς και το υπόδειγμα της αγοράς, και ,παίρνοντας ημερήσιες, εβδομαδιαίες, μηνιαίες, τριμηνιαίες, τετραμηνιαίες, εξαμηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις, προέβησαν σε εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Με την μέθοδο αυτή, οι Handa, Kothari & Wasley έδειξαν την ευαισθησία του συντελεστή βήτα απέναντι στις αλλαγές του χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ειδικότερα, διαπίστωσαν ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα

υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Τέλος, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η ευαισθησία του συντελεστή βήτα πηγάζει από την έλλειψη μιας ανάλογης αύξησης στη συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών/αξιόγραφων με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και στη διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου καθώς το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται.

## 3.8 Corhay (1992)

Ο Corhay (1992) εξέτασε το μεροληπτικό σφάλμα που παρατηρείται στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιείται διαφορετικό χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων ,καθώς επίσης και την ταχύτητα σύγκλισης των τιμών του συντελεστή βήτα στην ασυμπτωτική τους τιμή όταν μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα συγκλίνουν ασυμπτωτικά στην πραγματική τους τιμή καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων.

Επιπλέον, έδειξε ότι το μέγεθος του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των αποδόσεων συνδέεται αντίστροφα με την χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων. Ειδικότερα, ο Corhay έδειξε ότι σε επιχειρήσεις με μικρή χρηματιστηριακή αξία, το μεροληπτικό σφάλμα είναι μεγάλο όταν χρησιμοποιούνται μικρά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων. Αντίθετα, σε επιχειρήσεις με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία, το μεροληπτικό σφάλμα μειώνεται όταν χρησιμοποιούνται μικρά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων.

Προκειμένου να εξάγει τα παραπάνω συμπεράσματα, ο Corhay χρησιμοποίησε 250 μετοχές οι οποίες ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών. Η μελέτη έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1977 έως Δεκέμβριος 1985 ,δηλαδή για εννέα (9) έτη, και χώρισε το διάστημα αυτό σε τρείς υποπεριόδους ,των τριών ετών η καθεμία. Στην συνέχεια, για κάθε υποπερίοδο, σχημάτισε δέκα χαρτοφυλάκια αξίας και θεώρησε εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων. Εφάρμοσε το Υπόδειγμα της Αγοράς προκειμένου να εκτιμήσει τον συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων, και έκανε στατιστικούς ελέγχους για να καταλήξει σε ορισμένο συμπέρασμα σχετικά με το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου επιχειρήσεων με μικρή ή μεγάλη χρηματιστηριακή αξία.

Τέλος, το συμπέρασμα του Corhay επιβεβαιώνει το συμπέρασμα του Hawawini(1983) και Cohen al(1983a), σύμφωνα με το οποίο το μεροληπτικό σφάλμα που παρατηρείται στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα επηρεάζεται όταν χρησιμοποιείται διαφορετικό χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών

αποδόσεων και ειδικότερα, το μεροληπτικό σφάλμα σε επιχειρήσεις με μικρή χρηματιστηριακή αξία είναι μεγάλο όταν χρησιμοποιούνται μικρά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων.

## 3.9 Beer (1997)

Η Beer (1997) ,στην μελέτη της, προσπάθησε να αξιολογήσει προηγούμενα μοντέλα και συγκεκριμένα, τα μοντέλα των Scholes & Williams(1977), και του Dimson (1979) , και να εκτιμήσει την ικανότητά τους να υπολογίζουν αποτελεσματικούς εκτιμητές του συστηματικού κινδύνου (συντελεστή βήτα).

Σκοπός της μελέτης της ήταν η σύγκριση ως προς το κατά πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των μετοχών που προκύπτουν από αυτά τα μοντέλα είναι αποτελεσματικότερες από τις αντίστοιχες που προκύπτουν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Η μελέτη πραγματοποιήθηκε για το διάστημα Ιανουάριος 1974 – Δεκέμβριος 1986. Προκειμένου να καταλήξει στα εμπειρικά της αποτελέσματα, η Beer χρησιμοποίησε μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο των Βρυξελλών, το οποίο θεωρείται ρηχή αγορά. Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησε ένα δείγμα αποτελούμενο από 181 μετοχές, οι οποίες κατατάχθηκαν με βάση την κεφαλαιοποίησή τους σε δέκα χαρτοφυλάκια, ξεκινώντας από αυτό με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και καταλήγοντας σε αυτό με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση. Επιπλέον, ο δείκτης αγοράς που χρησιμοποιήθηκε στην μελέτη είναι ένας δείκτης που περιλαμβάνει όλες τις εισηγμένες στο χρηματιστήριο των Βρυξελλών μετοχές (250 μετοχές) ,δίνοντας ίση στάθμιση σε όλες τις μετοχές.

Είναι αξιοσημείωτο, σύμφωνα με την Beer, ότι το $R^2$ που παρουσιάζεται στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών είναι μικρότερο από το αντίστοιχο των άλλων Χρηματιστηρίων. Αυτό οφείλεται στην φύση του δείκτη που έχει χρησιμοποιηθεί. Χρησιμοποιώντας έναν δείκτη που παρέχει ίση στάθμιση σε όλες τις μετοχές που περιλαμβάνονται σε αυτόν, δημιουργείται μεροληπτικό σφάλμα στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Συγκεκριμένα, οι αποδόσεις των μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας , έχουν χαμηλή συσχέτιση με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς. Έτσι, δημιουργείται εσφαλμένα μια χαμηλότερη τιμή του συστηματικού κινδύνου των μετοχών και του $R^2$.

Όπως αναφέρθηκε και πιο πάνω, σκοπός της μελέτης της Beer ήταν η σύγκριση των μοντέλων των Scholes & Williams, και του Dimson ως προς το κατά πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των μετοχών που προκύπτουν από αυτά τα μοντέλα είναι αποτελεσματικότερες από τις αντίστοιχες που προκύπτουν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Στην περίπτωση του μοντέλου που

πρότειναν οι Scholes & Williams, διαπιστώθηκε ότι τα αποτελέσματα που προέκυψαν για το Χρηματιστήριο Βρυξελλών διαφέρουν από τα αντίστοιχα που προέκυψαν χρησιμοποιώντας μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Σύμφωνα με τους Scholes & Williams, οι τιμές των συντελεστών βήτα με μια υστέρηση καθώς και οι τιμές των t-tests αυτών, αυξάνονται όταν μειώνεται η συχνότητα της εμπορευσιμότητας των μετοχών. Αντίθετα, οι τιμές των συντελεστών βήτα με μια προήγηση καθώς και οι τιμές των t-tests αυτών, μειώνονται όταν μειώνεται η συχνότητα της εμπορευσιμότητας των μετοχών. Ο Dimson επιβεβαίωσε τα αποτελέσματα των Scholes & Williams, χρησιμοποιώντας μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Ηνωμένου Βασιλείου. Ωστόσο, αυτά τα αποτελέσματα δεν μπορούν να επαληθευτούν στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου των Βρυξελλών ,αφού σε κάποιες περιπτώσεις συμβαίνει το αντίθετο.

Στην περίπτωση του μοντέλου που πρότεινε ο Dimson (1979), παρατηρήθηκε μια καλυτέρευση των αποτελεσμάτων. Βέβαια, η βελτίωση αυτή ισχύει μόνο όταν χρησιμοποιείται μια περίοδος υστέρησης ή προήγησης. Όταν η χρονική περίοδος της υστέρησης ή προήγησης αυξάνεται ,τότε αυξάνεται και η εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Αυτό είναι παράδοξο, καθώς η χρήση μιας μόνο υστέρησης ή προήγησης δεν μπορεί να οδηγήσει σε ικανοποιητικά αποτελέσματα, που ανταποκρίνονται στην χρηματιστηριακή αγορά των Βρυξελλών, καθώς η τελευταία παρουσιάζει πολύ χαμηλότερη εμπορευσιμότητα από τις αντίστοιχες της Νέας Υόρκης και του Ηνωμένου Βασιλείου.

Το τελικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε η Beer(1994) ,είναι ότι τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979), μειώνουν τα μεροληπτικά σφάλματα που προκύπτουν στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, με το μοντέλο του Dimson να παρουσιάζει την μεγαλύτερη βελτίωση. Συνέπεια του συμπεράσματος αυτού είναι ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) αποτελεί την καλύτερη μέθοδο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (περίπτωση του χρηματιστηρίου των Βρυξελλών).

## 3.10 Brailsford & Josev (1997)

Οι Brailsford & Josev (1997) εξέτασαν την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) ,δηλαδή την ικανότητα του μοντέλου να προβλέπει την κατεύθυνση και το μέγεθος της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Για την πραγματοποίηση της μελέτης τους, χρησιμοποίησαν μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας. Αξίζει να σημειώσουμε στο σημείο αυτό, ότι αντίστοιχη μελέτη για την ισχύ του μοντέλου που πρότεινε ο Hawawini, δεν έχει γίνει ξανά σε άλλη χρηματιστηριακή αγορά, πέραν αυτής των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής.

Η μελέτη πραγματοποιήθηκε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1988 – Δεκέμβριος 1992, δηλαδή τέσσερα (4) έτη. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε αποτελείται από δύο ακραία χαρτοφυλάκια. Το μεν πρώτο περιλαμβάνει 15 μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας και αποτελεί το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης ( low-cap portfolio). Το δε δεύτερο, επίσης περιλαμβάνει 15 μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας και συνεπώς αποτελεί το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης (high-cap portfolio). Η κατάταξη έγινε με βάση την κεφαλαιοποίηση των μετοχών στις 31/12/1987. Με βάση αυτή την κατάταξη, οι Brailsford & Josev εξέτασαν το μοντέλο του Hawawini.

Ειδικότερα, προέβησαν σε εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας εναλλακτικά ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι διαφορετικά για τα δυο υπό εξέταση χαρτοφυλάκια, αλλά συνεπή με το συμπέρασμα του μοντέλου του Hawawini, ο οποίος είχε δείξει ότι τα αξιόγραφα που έχουν χαμηλή (υψηλή) εμπορευσιμότητα τείνουν να έχουν χαμηλότερο (υψηλότερο) συντελεστή βήτα, καθώς το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων μειώνεται. Αναφορικά ,λοιπόν, με το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, οι Brailsford & Josev κατέληξαν στα ακόλουθα συμπεράσματα.

Πρώτον, ο μέσος συντελεστής βήτα (συστηματικός κίνδυνος) αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού περιοδικών αποδόσεων.

Δεύτερον, παρατηρείται μια σημαντική στατιστική διαφορά στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μεταξύ α) ημερήσιων και μηνιαίων αποδόσεων και β) εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων.

Τρίτον, η τιμή του $R^2$ αυξάνεται καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αυτό ισχύει τόσο για τις μετοχές του χαρτοφυλακίου

χαμηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για τις μετοχές του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης. Ωστόσο, η αύξηση στην τιμή του $R^2$ είναι μεγαλύτερη στην περίπτωση των μετοχών του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Αναφορικά με το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης, έδειξαν ότι:

Πρώτον, ο μέσος συστηματικός κίνδυνος μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Δεύτερον, παρατηρείται στατιστική διαφορά στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μόνο μεταξύ ημερήσιων και μηνιαίων αποδόσεων.

Στη συνέχεια, οι ερευνητές εξέτασαν την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini. Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν ημερήσιες αποδόσεις προκειμένου να εκτιμήσουν τον συστηματικό κίνδυνο για εβδομαδιαίο και μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Επιπλέον, χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και εβδομαδιαίες αποδόσεις, εκτίμησαν τον συντελεστή βήτα για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Κατέληξαν στο συμπέρασμα πως ο μέσος συστηματικός κίνδυνος, σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, είναι στατιστικά σημαντικότερος από τον αντίστοιχο σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, μόνο όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Επίσης, οι Brailsford & Josev έδειξαν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini σε σχέση με την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, όταν χρησιμοποιούνται α) ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για εβδομαδιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και β) εβδομαδιαίες αποδόσεις για να προβλέψουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, έδειξαν ότι το μοντέλο του Hawawini παράγει καλύτερα αποτελέσματα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου όταν πρόκειται για χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης ( συγκριτικά με τα αποτελέσματα για τα χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης). Συμπέραναν, δηλαδή, ότι η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini είναι αρκετά μεγάλη.

## 3.11 Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000)

Η μελέτη των Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000) αφορά στην επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς και του κατάλληλου χρονικού διαστήματος για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Η συγκεκριμένη μελέτη καλύπτει την περίοδο από το 1982 έως το 1989. Εξετάζει τέσσερα (4) χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τα οποία είναι ημερήσια, εβδομαδιαία, δεκαπενθήμερα και μηνιαία καθώς επίσης και οκτώ (8) διαφορετικά διαστήματα εκτίμησης του συντελεστή βήτα. Για την πραγματοποίηση αυτής της μελέτης χρησιμοποιήθηκαν μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Αρχικά, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις, οι μελετητές εκτίμησαν τον συστηματικό κίνδυνο για ένα (1) έτος, δύο(2) έτη, έως οκτώ(8) έτη. Στην συνέχεια, επανέλαβαν την ίδια διαδικασία, χρησιμοποιώντας εναλλακτικά εβδομαδιαίες, δεκαπενθήμερες και τέλος, μηνιαίες αποδόσεις.

Για την επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς και του κατάλληλου χρονικού διαστήματος για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου , οι Daves, Ehrhardt & Kunkel χρησιμοποίησαν ως μέτρο για την επιλογή αυτή, την τυπική απόκλιση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα, θεωρώντας ότι οι μικρές τιμές της τυπικής απόκλισης οδηγούσαν σε μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν οι Daves, Ehrhardt & Kunkel παρουσιάζουν ενδιαφέρον και είναι τα ακόλουθα.

Πρώτον, η χρησιμοποίηση ημερήσιων αποδόσεων παρουσιάζει την μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα για κάθε διαφορετικό διάστημα εκτίμησης ( 1 έτος έως 8 έτη). Με άλλα λόγια, η χρησιμοποίηση ημερήσιων αποδόσεων συμβάλλει στην μεγαλύτερη ακρίβεια εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου.

Δεύτερον, για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, η τυπική απόκλιση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα παρουσιάζει μείωση καθώς το διάστημα εκτίμησης του συντελεστή βήτα αυξάνεται σταδιακά από το 1 έτος στα 8 έτη. Ωστόσο, η μικρότερη τυπική απόκλιση σημειώνεται στο όγδοο έτος εκτίμησης του συντελεστή βήτα.

Τρίτον, στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις, η μεγαλύτερη μείωση στη τυπική απόκλιση παρατηρείται στο χρονικό διάστημα εκτίμησης του συντελεστή βήτα από 1 έτος έως 3 έτη. Συγκεκριμένα, στο διάστημα αυτό, σημειώνεται μια μέγιστη μείωση κατά ένα ποσοστό της τάξης του 91%.

Επομένως, σύμφωνα με τους Daves, Ehrhardt & Kunkel, η μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα παρατηρείται όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις και το χρονικό διάστημα που απαιτείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι τα τρία (3) έτη.

## 3.12 Attila Odabasi (2003)

Ο Attila Odabasi (2003), στην μελέτη του, εξέτασε την επίδραση του χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Η μελέτη του καλύπτει το διάστημα Ιανουάριος 1992 έως Δεκέμβριος 1999. Το υπό εξέταση δείγμα αποτελείται από 100 μετοχές ενώ ως αντιπροσωπευτικός δείκτης του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιείται ο δείκτης ISE100. Ο δείκτης ISE100 προκύπτει σταθμίζοντας τις μετοχές με βάση την τιμή κλεισίματός τους (χρηματιστηριακή αξία). Επιπλέον, εξέτασε την επίδραση του χρονικού διαστήματος που απαιτείται για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα, αφού, σύμφωνα με τον Damodaran (2002), οι εταιρίες αλλά και η ίδια η αγορά μεταβάλλονται σημαντικά κατά τη διάρκεια μικρών χρονικών περιόδων.

Κατά συνέπεια, ο Attila Odabasi, χρησιμοποιώντας εναλλακτικά ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις, εκτίμησε τον συντελεστή βήτα για διαφορετικά χρονικά διαστήματα εκτίμησης συστηματικού κινδύνου. Συγκεκριμένα, ο συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε για τα εξής χρονικά διαστήματα εκτίμησης: 3 μήνες, 6 μήνες, 1 έτος, 2 έτη και 4 έτη.

Ο Attila Odabasi παρατήρησε ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα μεταβάλλονται καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών ( συγκεκριμένα ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις). Ειδικότερα, η εκτίμηση του μέσου συστηματικού κινδύνου σημειώνει αύξηση καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Επιπλέον, παρατήρησε ότι η εσφαλμένη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου περιορίζεται με την χρησιμοποίηση σχετικά μεγάλων χρονικών διαστημάτων υπολογισμού περιοδικών αποδόσεων. Η εν λόγω παρατήρηση οφείλεται στο γεγονός ότι, για μικρά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, η επίδραση των νέων πληροφοριών δεν ενσωματώνεται άμεσα στην τιμή των μετοχών λόγω « καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες».

Στην συνέχεια, ο Attila Odabasi έκανε σύγκριση των αποτελεσμάτων εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου για τις περιπτώσεις όπου χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες

και μηνιαίες αποδόσεις αντίστοιχα. Μέσα από αυτή την σύγκριση, παρατήρησε ότι η τιμή του $R^2$ αυξάνεται όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αντί για εβδομαδιαίες αποδόσεις, δηλαδή όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Μία επιπλέον παρατήρηση είναι η αύξηση της τιμής του τυπικού σφάλματος στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, δηλαδή όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αντί για εβδομαδιαίες αποδόσεις.

Επίσης, σύμφωνα με τον Attila Odabasi, η επίδραση του διαστήματος εκτίμησης του συντελεστή βήτα στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου υπολογίζεται μέσω των συντελεστών συσχέτισης. Αυτό που παρατηρήθηκε είναι μια αυξανόμενη σχέση μεταξύ των συντελεστών συσχέτισης όταν αυξάνεται το διάστημα εκτίμησης του συντελεστή βήτα και παράλληλα χρησιμοποιούνται εβδομαδιαίες αποδόσεις. Ωστόσο, η παρατήρηση αυτή έρχεται σε αντίθεση με τα προηγούμενα συμπεράσματα σύμφωνα με τα οποία η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου. Τέλος, οι συσχετίσεις των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα ,χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις, είναι χαμηλότερες σε σχέση με τις συσχετίσεις των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου, χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες αποδόσεις. Βέβαια, κάτι τέτοιο είναι αναμενόμενο αφού ο αριθμός των παρατηρήσεων μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

## 3.13 George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008)

Οι George Diacogiannis & Paraskevi Makri στην μελέτη τους, ασχολήθηκαν με την ύπαρξη intervalling effect bias στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου, καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, εξέτασαν κατά πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα μεταβάλλονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Επιπλέον, εξέτασαν εάν η σχέση αυτή επηρεάζεται από την χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων.

Η μελέτη τους πραγματοποιήθηκε για το διάστημα Ιανουάριος 2001 – Δεκέμβριος 2004 ( 4 έτη). Προκειμένου να καταλήξουν στα εμπειρικά τους συμπεράσματα, οι Diacogiannis & Makri χρησιμοποίησαν μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο Αθηνών, το οποίο θεωρείται ρηχή αγορά. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν ένα δείγμα αποτελούμενο από 187 μετοχές, οι οποίες κατατάχθηκαν με βάση την κεφαλαιοποίησή τους σε δύο επιμέρους χαρτοφυλάκια των 30 μεγαλύτερων (high-cap portfolio) και 30 μικρότερων μετοχών(low-cap portfolio), αντίστοιχα. Επιπλέον, ο δείκτης αγοράς που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα είναι ο (ATSECI), ένας δείκτης που περιλαμβάνει όλες τις εισηγμένες στο χρηματιστήριο Αθηνών μετοχές (187 μετοχές).

Για κάθε χαρτοφυλάκιο υπολόγισαν τον συντελεστή βήτα για τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (ημερήσια, δεκαπενθήμερα και μηνιαία, αντίστοιχα), χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στη συνέχεια, προέβησαν σε σύγκριση ως προς το πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα είναι αποτελεσματικότερες από τα αντίστοιχα αποτελέσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι μελέτες των μοντέλων των Hawawini (1983), Cohen et al(1983a), και Scholes & Williams (1977).

Εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι τα ακόλουθα. Πρώτον, οι τιμές του μέσου $R^2$, για το high-cap χαρτοφυλάκιο αυξάνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Επιπλέον, οι τιμές του μέσου $R^2$ ακολουθούν μια ανοδική πορεία όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από ,μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας ( low-cap χαρτοφυλάκιο), συμπεράσματα όμοια με αυτά στα οποία είχαν καταλήξει οι Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977). Ένα επιπρόσθετο συμπέρασμα αφορά στον συστηματικό κίνδυνο. Ειδικότερα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, συμπέρασμα στο οποίο είχαν καταλήξει και ο

Dimson(1979) καθώς και οι Cohen et al(1983a). Τέλος, διαπίστωσαν ότι το μέγεθος του intervalling effect εξαρτάται από την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων. Σε ανάλογο συμπέρασμα είχε καταλήξει και ο Corhay (1992) ο οποίος είχε δείξει ότι η επιλογή του χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό το μέγεθος των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα, χρησιμοποιώντας μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο Βρυξελλών.

Στην συνέχεια, οι Diacogiannis & Makri εφάρμοσαν το μοντέλο του Hawawini (1983) προκειμένου να εξετάσουν την προβλεπτική του ικανότητα αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, για δεκαπενθήμερα και μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Διαπίστωσαν, ότι το μοντέλο του Hawawini οδηγεί σε πιο αξιόπιστα αποτελέσματα και συμπεράσματα τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις καθώς και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων. Αντίθετα, το μοντέλο του Hawawini δεν οδηγεί σε καλύτερα αποτελέσματα εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς και δεκαπενθήμερες αποδόσεις.

Τέλος, ασχολήθηκαν με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας τα μοντέλα των Cohen et al (1983a) και Scholes & Williams(1977) ενώ παράλληλα εξέτασαν αν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των αποτελεσμάτων των δύο μοντέλων με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα. Στην περίπτωση του μοντέλου των Cohen et al, οι Diacogiannis & Makri διαπίστωσαν ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των αποτελεσμάτων, τόσο για τα high-cap όσο και για τα low-cap χαρτοφυλάκια. Παράλληλα, έδειξαν ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενώ το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα.

Σε αντίστοιχα συμπεράσματα οδηγήθηκαν και στην περίπτωση που εφάρμοσαν το μοντέλο των Scholes & Williams. Συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams και των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου που προκύπτουν χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς. Επιπρόσθετα, έδειξαν ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα παράγει πιο αξιόπιστα αποτελέσματα από αυτά του μοντέλου των Scholes & Williams.

## 3.14 Seth Armitage & Janusz Brzeszczynski (2011)

Οι Seth Armitage & Janusz Brzeszczynski στην μελέτη τους, εξέτασαν αν τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) οδηγούν σε μεγαλύτερη μείωση του μεροληπτικού σφάλματος από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων κατά την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Προκειμένου να εξάγουν τα συμπεράσματά τους, χρησιμοποίησαν 145 μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Η χρονική περίοδος της μελέτης τους διήρκεσε από την 1η Ιανουαρίου 2002 έως την 31η Δεκεμβρίου 2006 και οι αποδόσεις που χρησιμοποιήθηκαν ήταν ημερήσιες.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι τα ακόλουθα:

- Η μέση απόλυτη διαφορά στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα, χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα, είναι αρκετά μικρή ίση με 0,06, αν και υπερβαίνει την τιμή 0,10 για το 17% του δείγματος. Ακόμη και μια διαφορά της τάξης του 0,05 μπορεί να έχει σημαντικό αντίκτυπο όσον αφορά την εκτίμηση της αγοραίας αξίας μιας εταιρείας.
- Η χρήση μοντέλων ARCH δεν μετριάζει την σοβαρή πτωτική μεροληψία στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν οι μετοχές δεν ρευστοποιούνται έγκαιρα, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις.
- Δεν είναι πάντα δυνατή η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με την χρήση ενός μοντέλου ARCH. Συγκεκριμένα, για χρονικό διάστημα εκτίμησης πέντε ετών, μπορεί να χρησιμοποιηθεί ένα τέτοιο μοντέλο. Ο λόγος που δεν επιλέγεται μεγαλύτερο χρονικό διάστημα είναι το γεγονός ότι μεταβάλλεται το επίπεδο κινδύνου που αντιμετωπίζει μια εταιρία καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου. Στο δείγμα των 145 μετοχών που εξετάστηκε, διαπιστώθηκε ότι, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και χρονικό διάστημα εκτίμησης πέντε ετών, το μοντέλο ARCH δεν εφαρμόστηκε για το 26% του δείγματος. Αυτό συνέβη είτε επειδή δεν υπήρξε ετεροσκεδαστικότητα στις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών ή επειδή η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με την μέθοδο ARCH ,πλησίαζε το μηδέν. Στις περιπτώσεις αυτές, η χρήση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι προτιμητέα.
- Η χρήση μοντέλων ARCH δίνει πιο ακριβή αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα προκειμένου για μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των Seth Armitage & Janusz Brzeszczynski αναφορικά με την ακρίβεια των αποτελεσμάτων εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου, διαπιστώθηκε ότι το μοντέλο ARCH αποτελεί βελτίωση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων καθώς οδηγεί σε ακριβέστερες προβλέψεις εκτίμησης του συντελεστή βήτα.

- Σύμφωνα με τα αποτελέσματά τους, η προσαρμογή των αποδόσεων μέσω ενός ARCH (ετεροσκεδαστικότητα) μοντέλου καθιστά μια μικρή διαφορά στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις. Ωστόσο, μια τέτοια προσαρμογή μόνο θεωρητικά μπορεί να γίνει δεδομένου ότι ένα μοντέλο ARCH προβλέπει μια ακριβέστερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα , όταν υπάρχει σημαντική ετεροσκεδαστικότητα. Αντίθετα, οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα ,χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, είναι λανθασμένες όταν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

# ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

## 4.1 Δεδομένα

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης, το δείγμα αποτελείται από μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών, καθώς επίσης και στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας. Το διάστημα που επιλέχθηκε για την πραγματοποίηση της μελέτης είναι από 02/01/2002 έως 31/12/2012 (δηλαδή 10 έτη).

Θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο ( συντελεστή βήτα) χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς (Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα- Single Index Model) και εφαρμόζοντας την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (μέθοδος OLS). Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την διεξαγωγή της μελέτης έχουν ληφθεί από την πηγή δεδομένων της DataStream. Συγκεκριμένα, έχουμε συλλέξει ημερήσιες ημερολογιακές καταχωρήσεις ενός μεγάλου αριθμού μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών, και στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας, αντίστοιχα.

Προκειμένου για την επιλογή του κατάλληλου δείγματος εμπειρικών παρατηρήσεων τέθηκαν ορισμένοι βασικοί στόχοι. Πρώτον, η επίτευξη όσο το δυνατόν μεγαλύτερου όγκου παρατηρήσεων ανά εξεταζόμενη μετοχή και η περίληψη όσο το δυνατόν μεγαλύτερου αριθμού χρεογράφων στα επεξεργαζόμενα χαρτοφυλάκια προκειμένου να ενισχυθεί η στατιστική σημαντικότητα των εμπειρικών αποτελεσμάτων. Δεύτερον, η συμμετοχή στα χαρτοφυλάκια μετοχών εταιριών οι οποίες παρουσιάζουν τόσο υψηλή όσο και χαμηλή εμπορευσιμότητα καθ’ όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου έτσι ώστε να γίνει στη συνέχεια ο διαχωρισμός των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων σε χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

Βασικοί περιορισμοί για την περίληψη μιας εταιρείας στο δείγμα είναι οι ακόλουθοι:

i. Το τελικό δείγμα δεν θα περιλαμβάνει μετοχές εταιριών για τις οποίες υπήρξε αναστολή της διαπραγμάτευσής τους για κάποιο χρονικό διάστημα, απαιτείται δηλαδή συνεχής διαπραγμάτευση.
ii. Αξιόγραφα τα οποία δεν έχουν καταχωρημένη συναλλαγή για τουλάχιστον 2 ημέρες, πέρα της πλήρους δειγματικής περιόδου, αποκλείονται.

iii. Να διαθέτει ένα ολοκληρωμένο ιστορικό ημερήσιων καταχωρήσεων από τις 02/01/2002 έως 31/12/2012.
iv. Μετοχές εταιριών των οποίων οι αποδόσεις έχουν πολλά μηδενικά (δηλαδή σε όλες τις αποδόσεις των παρατηρήσεων, τα περισσότερα νούμερα είναι μηδέν).

Στο σύνολό τους, οι μετοχές επιλέχθηκαν να ανήκουν στον Γενικό Δείκτη. Η χρησιμοποίηση του Γενικού Δείκτη σαν πηγή επιλογής των μετοχών ορίστηκε καθώς περιλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου και αποδίδει την πορεία της αγοράς αναφορικά με την τάση της.

Το δείγμα που εξετάζουμε στην παρούσα μελέτη αποτελείται από διακόσιες έντεκα (211) μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας, και εκατόν ενενήντα πέντε (195) μετοχές εταιριών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο 02/01/2002 έως 31/12/2012. Οι Γενικοί δείκτες όπου ανήκουν οι ανωτέρω μετοχές είναι ο FRANCE CAC 40 για το Χρηματιστήριο της Γαλλίας, και ο ATHEX COMPOSITE για το Χρηματιστήριο Αθηνών αντίστοιχα.

Το Υπόδειγμα της Αγοράς, που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe to 1964, περιγράφει μια γραμμική σχέση των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών με τις αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη ,ο οποίος είναι αντιπροσωπευτικός της αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών). Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη αγοράς.

Η εκτίμηση του Υποδείγματος της Αγοράς γίνεται με την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων ,η υιοθέτηση της οποίας στηρίζεται στις παρακάτω τέσσερις υποθέσεις:

1. $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος απόδοσης της μετοχής i είναι ίση με το μηδέν.

2. $Cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0$, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου.

3. $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, δηλαδή η τυχαία μεταβλητή $e_i$ που εκφράζει την επίδραση των τυχαίων μη συστηματικών παραγόντων είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα $R_m$.

4. $Var(e_{it}) = \sigma_t{}^2$, δηλαδή ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας σύμφωνα με την οποία η διακύμανση του στοχαστικού όρου παραμένει σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Είναι αναγκαίο να ικανοποιούνται οι παραπάνω υποθέσεις προκειμένου οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και να μην επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

Στην πράξη, η χρησιμοποίηση του Μονοπαραγοντικού υποδείγματος προϋποθέτει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών βάσει ιστορικών στοιχείων.

Σκοπός της παρούσας μελέτης αποτελεί η ικανότητα πρόβλεψης των συντελεστών βήτα τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας χρονολογικές σειρές δεδομένων από τα επιλεγμένα χρηματιστήρια Γαλλίας και Ελλάδας και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στόχος είναι να εξεταστεί η προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, μέσα από στατιστικούς ελέγχους t-test και F-test, χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών για χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης (high-cap & low-cap portfolios) αντίστοιχα.

## 4.2 Μεθοδολογία

Στο σημείο αυτό, θα περιγράψουμε την μεθοδολογία που ακολουθούμε στην παρούσα μελέτη.

Πρώτον, για κάθε χώρα, και για καθεμία από τις μετοχές του δείγματος που αντιστοιχούν σε κάθε χώρα, θα υπολογίσουμε τις λογαριθμικές αποδόσεις του συνόλου των εξεταζόμενων μετοχών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας εναλλακτικά ημερήσιες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες τιμές μετοχών θα υπολογίσουμε τις συνεχείς επανατοκιζόμενες αποδόσεις των υπό εξέταση χρεογράφων κάθε χώρας. Ο μαθηματικός τύπος που χρησιμοποιούμε προκειμένου για τον υπολογισμό των συνεχών αποδόσεων είναι αυτός της λογαριθμικής απόδοσης και είναι ο εξής:

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

όπου,

ln: ο φυσικός λογάριθμος που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των συνεχών, επανατοκιζόμενων αποδόσεων

$R_{it}$: η απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

$P_{it}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t

$P_{it-1}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t-1

Στη συνέχεια, για κάθε χώρα, οι εταιρίες ταξινομούνται με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία, έτσι ώστε να σχηματιστούν δύο χαρτοφυλάκια. Συγκεκριμένα, αρχικά υπολογίζουμε την μέση χρηματιστηριακή αξία και ακολούθως χρησιμοποιούμε αυτήν την τιμή για τον σχηματισμό τεσσάρων χαρτοφυλακίων. Κάθε ένα χαρτοφυλάκιο αποτελείται από 30 μετοχές με την υψηλότερη εμπορευσιμότητα και από 30 μετοχές με την χαμηλότερη εμπορευσιμότητα. Το πρώτο καλείται χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης ή high-cap portfolio , και το δεύτερο καλείται χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης ή low-cap portfolio αντίστοιχα.

Στην παρούσα μελέτη, υπάρχουν συνολικά δύο (2) χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης ή high-cap portfolios και δύο (2) χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης ή low-cap portfolioς (δηλαδή δύο χαρτοφυλάκια για την περίπτωση της κάθε χώρας, συνολικά τέσσερα). Στην περίπτωση της Ελλάδας, η μέση τιμή της κεφαλαιοποίησης είναι 1.991,977248 ευρώ για τα high-cap χαρτοφυλάκια και 9,584621138 ευρώ για τα low-cap χαρτοφυλάκια. Αντίστοιχα, στην περίπτωση της Γαλλίας η μέση τιμή της κεφαλαιοποίησης είναι 17.503,42918 ευρώ για τα high-cap χαρτοφυλάκια και 13,30431742 ευρώ για τα low-cap χαρτοφυλάκια.

Το δείγμα των εξήντα μετοχών που απαρτίζουν τα εξεταζόμενα χαρτοφυλάκια για τις δυο χώρες παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες.

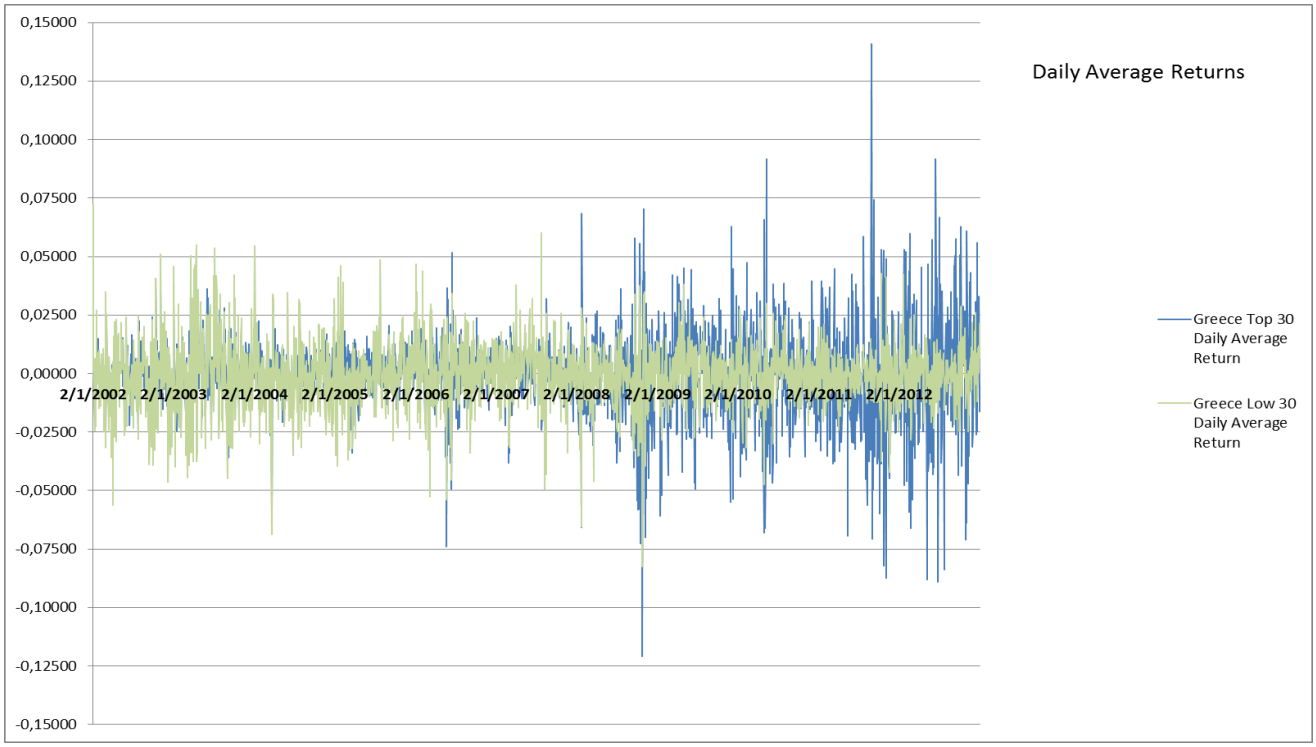
| | ΠΙΝΑΚΑΣ Α: ΜΕΤΟΧΕΣ ΓΑΛΛΙΑΣ | | | |
|---|---|---|---|---|
| HIGH-CAP PORTFOLIO | | | LOW-CAP PORTFOLIO | |
| Α/Α | | | Α/Α | |
| 1 | BNP PARIBAS - MARKET VALUE | | 1 | ENCRES DUBUIT - MARKET VALUE |
| 2 | BNP PARIBAS (FRA) - MARKET VALUE | | 2 | CAST - MARKET VALUE |
| 3 | AXA - MARKET VALUE | | 3 | IEC PROF.MEDIA (FRA) - MARKET VALUE |
| 4 | DANONE (SWX) - MARKET VALUE | | 4 | INNELEC MULTIMEDIA - MARKET VALUE |
| 5 | CREDIT AGRICOLE - MARKET VALUE | | 5 | FONCIERE VOLTA - MARKET VALUE |
| 6 | CARREFOUR - MARKET VALUE | | 6 | COHERIS ATIX - MARKET VALUE |
| 7 | CARREFOUR (FRA) - MARKET VALUE | | 7 | COHERIS ATIX (FRA) - MARKET VALUE |
| 8 | DANONE - MARKET VALUE | | 8 | AURES TECHNOLOGIES - MARKET VALUE |
| 9 | DANONE (XET) - MARKET VALUE | | 9 | CIBOX INTERACTIVE - MARKET VALUE |
| 10 | DANONE (FRA) - MARKET VALUE | | 10 | GRAINE VOLTZ - MARKET VALUE |
| 11 | AIR LIQUIDE - MARKET VALUE | | 11 | DMS - MARKET VALUE |
| 12 | AIR LIQUIDE (FRA) - MARKET VALUE | | 12 | EMME - MARKET VALUE |
| 13 | CHRISTIAN DIOR - MARKET VALUE | | 13 | BARBARA BUI UP - MARKET VALUE |
| 14 | CHRISTIAN DIOR (FRA) - MARKET VALUE | | 14 | DUC - MARKET VALUE |
| 15 | BOUYGUES - MARKET VALUE | | 15 | DALET - MARKET VALUE |
| 16 | BOUYGUES (FRA) - MARKET VALUE | | 16 | ITESOFT - MARKET VALUE |
| 17 | HERMES INTL. - MARKET VALUE | | 17 | AEDIAN - MARKET VALUE |
| 18 | HERMES INTL. (FRA) - MARKET VALUE | | 18 | ERMO - MARKET VALUE |
| 19 | CNP ASSURANCES - MARKET VALUE | | 19 | CAMELEON SOFTWARE - MARKET VALUE |
| 20 | CNP ASSURANCES (FRA) - MARKET VALUE | | 20 | CAMELEON SOFTWARE (FRA) - MARKET VALUE |
| 21 | ACCOR - MARKET VALUE | | 21 | CHRISTIAN POTIER - MARKET VALUE |
| 22 | ACCOR (FRA) - MARKET VALUE | | 22 | ACTEOS - MARKET VALUE |
| 23 | ESSILOR INTL. - MARKET VALUE | | 23 | COURTOIS - MARKET VALUE |
| 24 | CASINO GUICHARD-P - MARKET VALUE | | 24 | BERNARD LOISEAU - MARKET VALUE |
| 25 | CASINO GUICHARD-P (FRA) - MARKET VALUE | | 25 | AUGROS CP - MARKET VALUE |
| 26 | CIC 'A' - MARKET VALUE | | 26 | DIGIGRAM - MARKET VALUE |
| 27 | DASSAULT AVIATION - MARKET VALUE | | 27 | COFIDUR - MARKET VALUE |
| 28 | DASSAULT SYSTEMES - MARKET VALUE | | 28 | IT LINK - MARKET VALUE |
| 29 | DASSAULT SYSTEMES (FRA) - MARKET VALUE | | 29 | IT LINK (FRA) - MARKET VALUE |
| 30 | CAP GEMINI - MARKET VALUE | | 30 | ARTHUR-DEMAT - MARKET VALUE |

**Πίνακας Α: Μετοχές χαρτοφυλακίων Γαλλίας**

| | ΠΙΝΑΚΑΣ Β: ΜΕΤΟΧΕΣ ΕΛΛΑΔΑΣ | | | |
|---|---|---|---|---|
| HIGH-CAP PORTFOLIO | | | LOW-CAP PORTFOLIO | |
| A/A | | | A/A | |
| 1 | NATIONAL BK.OF GREECE - MARKET VALUE | | 1 | N VARVERIS-MODA BAGNO - MARKET VALUE |
| 2 | HELLENIC TELECOM.ORG. - MARKET VALUE | | 2 | KARMOLEGOS - MARKET VALUE |
| 3 | COCA COLA HBC (ATH) - MARKET VALUE | | 3 | PC SYSTEMS - MARKET VALUE |
| 4 | EUROBANK ERGASIAS S A - MARKET VALUE | | 4 | UNIBIOS HOLDINGS - MARKET VALUE |
| 5 | OPAP - MARKET VALUE | | 5 | VARVARESSOS EUR SPNMILS. - MARKET VALUE |
| 6 | ALPHA BANK - MARKET VALUE | | 6 | HAIDEMENOS - MARKET VALUE |
| 7 | PUBLIC POWER - MARKET VALUE | | 7 | MATHIOS - MARKET VALUE |
| 8 | BANK OF PIRAEUS - MARKET VALUE | | 8 | PIPE WORKS CR - MARKET VALUE |
| 9 | HELLENIC PETROLEUM - MARKET VALUE | | 9 | MINERVA KNITWEAR - MARKET VALUE |
| 10 | TITAN CEMENT CR - MARKET VALUE | | 10 | FIERATEX - MARKET VALUE |
| 11 | MARFIN INV.GP.HDG. - MARKET VALUE | | 11 | NAFPAKTOS TEX.INDS. - MARKET VALUE |
| 12 | MOTOR OIL - MARKET VALUE | | 12 | KREKA - MARKET VALUE |
| 13 | VIOHALCO CB - MARKET VALUE | | 13 | TEXAPRET - MARKET VALUE |
| 14 | BANK OF GREECE - MARKET VALUE | | 14 | FLR MLS C SARANTOPOULOS - MARKET VALUE |
| 15 | INTRALOT INTGRTD.SYSV. - MARKET VALUE | | 15 | INTERWOOD-XYLEMBORIA - MARKET VALUE |
| 16 | ELLAKTOR - MARKET VALUE | | 16 | PAPERPACK-TSOUKARIDIS - MARKET VALUE |
| 17 | ATH.WT.SUPPLY & SEWAGE - MARKET VALUE | | 17 | VIS-CONTAINER CR - MARKET VALUE |
| 18 | HERACLES GEN.CEMENT - MARKET VALUE | | 18 | IDEAL GROUP CR - MARKET VALUE |
| 19 | JUMBO - MARKET VALUE | | 19 | LANAKAM CB - MARKET VALUE |
| 20 | MYTILINEOS HOLDINGS - MARKET VALUE | | 20 | TECHNICAL PUBS. - MARKET VALUE |
| 21 | DUTY FREE SHOPS - MARKET VALUE | | 21 | FINTEXPORT - MARKET VALUE |
| 22 | HELLENIC EXCHANGES HDG. - MARKET VALUE | | 22 | VARANGIS - MARKET VALUE |
| 23 | INTRACOM HOLDINGS - MARKET VALUE | | 23 | N LEVENTERIS CR - MARKET VALUE |
| 24 | SIDENOR - MARKET VALUE | | 24 | DUROS - MARKET VALUE |
| 25 | ALAPIS - MARKET VALUE | | 25 | E PAIRIS - MARKET VALUE |
| 26 | BABIS VOVOS INTL.TCHN. - MARKET VALUE | | 26 | IKONA-IHOS - MARKET VALUE |
| 27 | METKA - MARKET VALUE | | 27 | CHATZIKRANIOTIS MILLS - MARKET VALUE |
| 28 | FOURLIS HOLDING - MARKET VALUE | | 28 | TRIA ALPHA CR - MARKET VALUE |
| 29 | FRIGOGLASS - MARKET VALUE | | 29 | ANEK LIN.PR 1996 ISS. - MARKET VALUE |
| 30 | ATTICA BANK - MARKET VALUE | | 30 | TRIA ALPHA PR - MARKET VALUE |

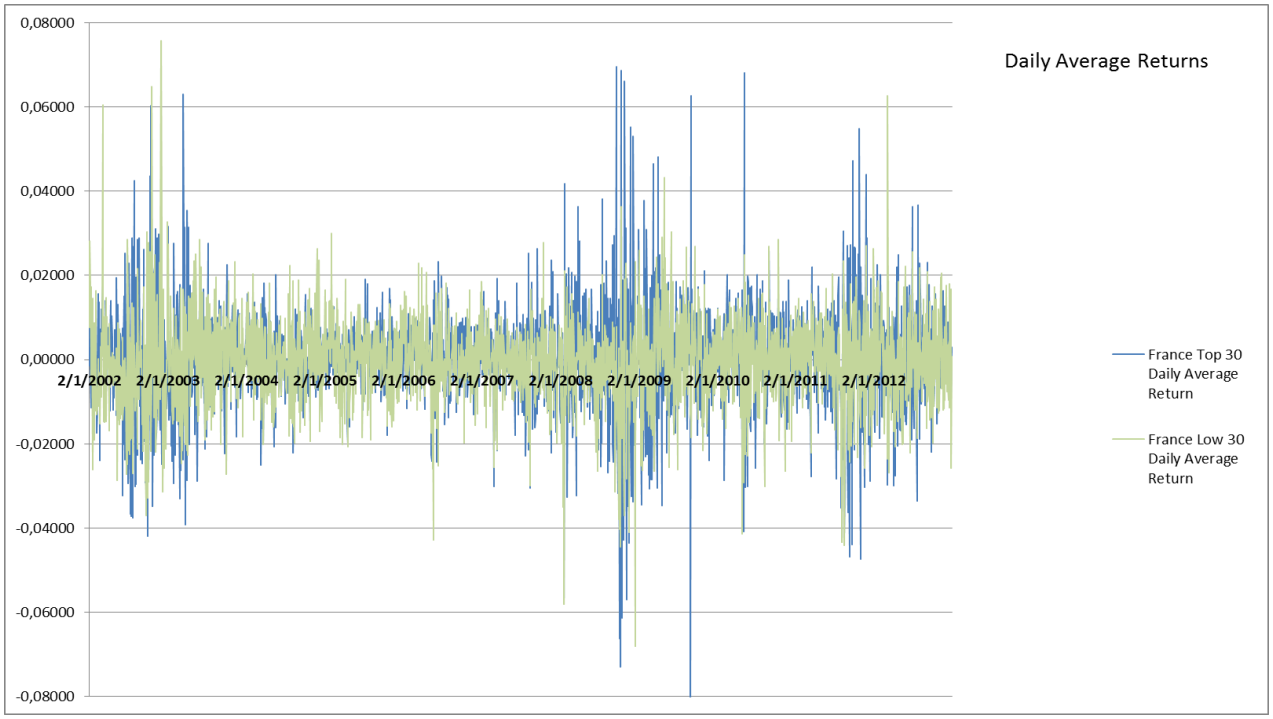
**Πίνακας Β: Μετοχές χαρτοφυλακίων Ελλάδας**

Διαγραμματικά, οι ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων παρουσιάζονται στα ακόλουθα διαγράμματα.




**Διάγραμμα 4.1: Μέση Ημερήσια Απόδοση high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας**

Στο διάγραμμα 4.1 απεικονίζονται οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις για το high-cap χαρτοφυλάκιο με την μπλε γραμμή και με την πράσινη γραμμή για το low-cap χαρτοφυλάκιο, αντίστοιχα. Παρατηρούμε, ότι οι μετοχές με την χαμηλή εμπορευσιμότητα παρουσιάζουν εντονότερη διακύμανση ως προς την κίνηση των αποδόσεών τους για το χρονικό διάστημα 2/1/2002-2/1/2009, σε αντίθεση με το χρονικό διάστημα 2/1/2009-2/1/2012 όπου οι αποδόσεις των μετοχών του high-cap χαρτοφυλακίου κινούνται με εντονότερη διακύμανση. Η έντονη κίνηση που παρατηρείται στις μέσες ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του low-cap χαρτοφυλακίου είναι θεμιτή, καθώς η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας θεωρείται ρηχή και είναι επομένως ακόλουθο ότι οι μη εμπορεύσιμες μετοχές θα κινούνται με μεγαλύτερη ένταση και διακύμανση.




**Διάγραμμα 4.2: Μέση Ημερήσια Απόδοση high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας**

Ομοίως, στο διάγραμμα 4.2, παρουσιάζονται οι κινήσεις των μέσων αποδόσεων των μετοχών των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες παρατηρήσεις. Οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του high-cap χαρτοφυλακίου απεικονίζονται με την μπλε γραμμή, ενώ οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του low-cap χαρτοφυλακίου με την πράσινη γραμμή. Διαπιστώνουμε, ότι καθ'όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου, οι αποδόσεις των μετοχών και των δυο χαρτοφυλακίων κινούνται παράλληλα, με αυτές του high-cap χαρτοφυλακίου να παρουσιάζουν μια μεγαλύτερη διακύμανση ως προς την κίνησή τους. Κάτι τέτοιο είναι φυσιολογικό καθώς η χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας δεν θεωρείται ρηχή, όπως ισχύει στην περίπτωση της Ελλάδας.

Τρίτον, για κάθε κατηγορία χαρτοφυλακίου, και χρησιμοποιώντας εναλλακτικά ημερήσια, δεκαπενθήμερα και μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού περιοδικών αποδόσεων, προβαίνουμε σε εκτίμηση της μέσης ημερήσιας, δεκαπενθήμερης και ετήσιας μηδενικής απόδοσης καθώς επίσης και στην εκτίμηση της συνακόλουθης μέσης ημερήσιας, δεκαπενθήμερης και ετήσιας διακύμανσης και τυπικής απόκλισης για κάθε χώρα.

Η μέση ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια απόδοση υπολογίζεται χρησιμοποιώντας τον ακόλουθο τύπο:

$$E(R_i) = \sum_{i=1}^{t} \frac{R_{it}}{t} \quad (4.2)$$

Όπου,

$R_i$: η μέση(ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια)μηδενική απόδοση της μετοχής i

$R_{it}$: η ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια μηδενική απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t: το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Για τον υπολογισμό της αντίστοιχης μέσης ημερήσιας, δεκαπενθήμερης και ετήσιας διακύμανσης χρησιμοποιούμε τον εξής τύπο:

$$\sigma_i{}^2 = \frac{1}{t} * \sum_{i=1}^{t} (R_{it} - R_i)^2 \quad (4.3)$$

Όπου,

$\sigma_i{}^2$: η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i

$E(R_i)$: η μέση(ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια)απόδοση της μετοχής i

$R_{it}$: η ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t: το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Σημειώνεται στο σημείο αυτό, ότι τόσο οι μηδενικές αποδόσεις όσο και οι αντίστοιχες διακυμάνσεις των μηδενικών αποδόσεων υπολογίζονται ως ποσοστό.

Τέλος, οι αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις υπολογίζονται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών, δηλαδή:

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_\iota{}^2} = \sqrt{\frac{1}{t} \sum_{i=1}^{t} (R_{it} - R_i)^2} \quad (4.4)$$

Όπου,

$\sigma_i$: η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i

$E(R_i)$: η μέση(ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια)απόδοση της μετοχής i

$R_{it}$: η ημερήσια, δεκαπενθήμερη και ετήσια απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t: το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Στη συνέχεια, πραγματοποιούμε ελέγχους T-test προκειμένου να διαπιστώσουμε αν τα ποσοστά των μηδενικών αποδόσεων είναι διαφορετικά μεταξύ των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιούνται στην παρούσα έρευνα. Πράγματι, διαπιστώνουμε ότι τα ποσοστά των μηδενικών αποδόσεων είναι σημαντικά διαφορετικά μεταξύ των δύο κατηγοριών χαρτοφυλακίων (high-cap και low-cap) για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (ημερήσια, δεκαπενθήμερα και μηνιαία), παίρνοντας επίπεδο σημαντικότητας 1%. Ειδικότερα, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές με χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Η διαδικασία που ακολουθούμε προκειμένου για τη διεξαγωγή των παραπάνω συμπερασμάτων είναι η εξής:

- Πρώτον, για κάθε κατηγορία χαρτοφυλακίων (high-cap & low-cap), πραγματοποιούμε έλεγχο F-test έτσι ώστε να αποφασίσουμε εάν οι διακυμάνσεις των δειγμάτων μας είναι ίσες ή άνισες. Προκύπτει ότι στην περίπτωση της Ελλάδας, οι διακυμάνσεις των μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων ,αντίστοιχα, είναι ίσες όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες περιοδικές αποδόσεις, ενώ είναι άνισες όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες και ετήσιες περιοδικές αποδόσεις. Αντίστοιχα, στην περίπτωση της Γαλλίας, οι διακυμάνσεις των μηδενικών αποδόσεων οι διακυμάνσεις των μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων είναι άνισες και στα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.
- Δεύτερον, πραγματοποιούμε έλεγχο T-test για να διεξάγουμε κάποια συμπεράσματα σχετικά με τις μηδενικές αποδόσεις των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, για τις περιπτώσεις των χωρών της Ελλάδας και της Γαλλίας.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων παρουσιάζονται συνοπτικά στους παρακάτω πίνακες Γ και Δ.

**Πίνακας Γ: T-tests μεταξύ μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων: Περίπτωση Ελλάδας**

| | **Daily Return Interval** | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** $^{a}$ | | | |
| Mean Percentage of zero returns | 13.86%[b] | 4.16%[c] | 6.31%[d] |
| Standard Deviation | 1.9% | 0.6% | 0.4% |
| **Low-cap portfolio** $^{a}$ | | | |
| Mean Percentage of zero returns | 42.2% | 9.13% | 7.54% |
| Standard Deviation | 2.61% | 0.83% | 0.58% |
| T-test value | 12,68952346 | 6,640716159 | 4,874559261 |

[a] Για κάθε μετοχή των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων ,οι μηδενικές αποδόσεις υπολογίζονται ως ποσοστό των ημερήσιων, δεκαπενθήμερων και μηνιαίων παρατηρήσεων. Στη συνέχεια, για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων υπολογίζονται οι μηδενικές αποδόσεις και οι αντίστοιχες διακυμάνσεις.
[b] Υπάρχουν 2869 παρατηρήσεις.
[c] Υπάρχουν 264 παρατηρήσεις.
[d] Υπάρχουν 132 παρατηρήσεις.[1]

Παρατηρούμε από τον πίνακα Γ, ότι υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ των μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες περιοδικές αποδόσεις, διαπιστώνουμε ότι η διαφορά που παρατηρείται είναι κατά 13 σχεδόν φορές μεγαλύτερη από την αναμενόμενη διαφορά μεταξύ των μέσων όρων. Στις περιπτώσεις των δεκαπενθήμερων και

[1] Οι ημερήσιες εκτιμήσεις βασίζονται σε 2869 παρατηρήσεις, οι δεκαπενθήμερες εκτιμήσεις στηρίζονται σε 264 παρατηρήσεις ενώ οι μηνιαίες εκτιμήσεις στηρίζονται σε 132 παρατηρήσεις.

μηνιαίων περιοδικών αποδόσεων, η διαφορά διαμορφώνεται σε σχεδόν 6 και 5 φορές μεγαλύτερη από την αναμενόμενη διαφορά μεταξύ των μέσων όρων, αντίστοιχα. Τα αποτελέσματα αυτά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα όταν οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

**Πίνακας Δ: T-tests μεταξύ μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων: Περίπτωση Γαλλίας**

| | **Daily Return Interval** | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** $^{a}$ | | | |
| Mean Percentage of zero returns | 6.81%[b] | 0.5%[c] | 0%[d] |
| Standard Deviation | 1.4% | 0.42% | 0.27% |
| **Low-cap portfolio** $^{a}$ | | | |
| Mean Percentage of zero returns | 37.0% | 6.28% | 6.0% |
| Standard Deviation | 2.43% | 0.71% | 0.48% |
| T-test value | 7,870393743 | 2,996219103 | 2,507441499 |

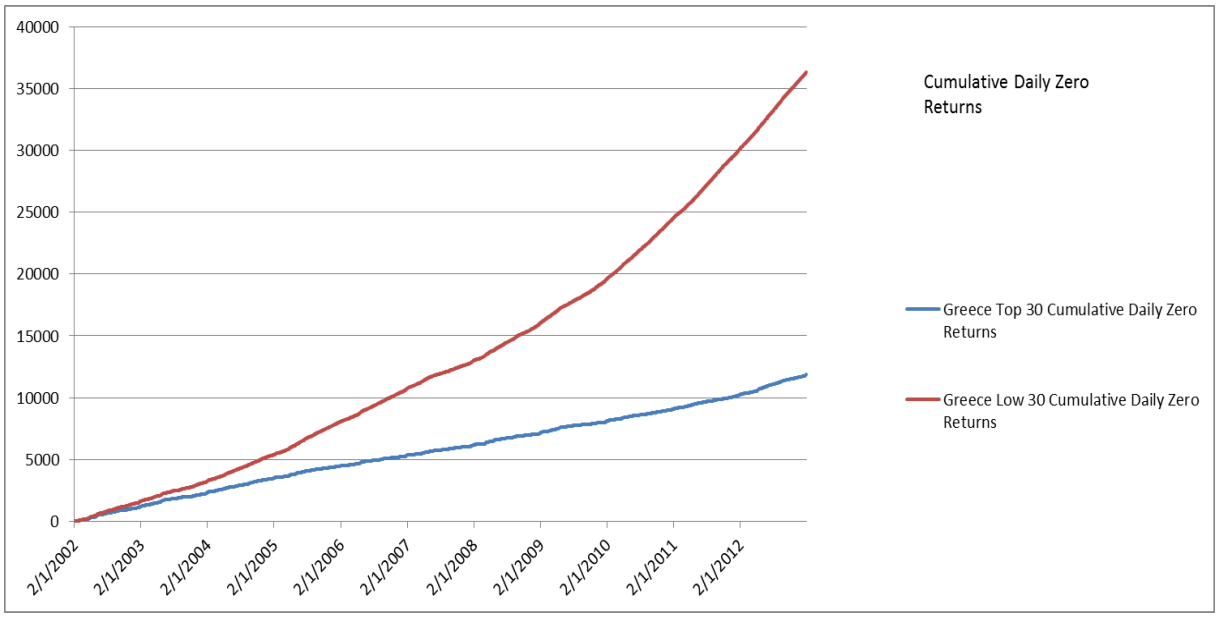
[a] Για κάθε μετοχή των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων ,οι μηδενικές αποδόσεις υπολογίζονται ως ποσοστό των ημερήσιων, δεκαπενθήμερων και μηνιαίων παρατηρήσεων. Στη συνέχεια, για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων υπολογίζονται οι μηδενικές αποδόσεις και οι αντίστοιχες διακυμάνσεις.
[b] Υπάρχουν 2869 παρατηρήσεις.
[c] Υπάρχουν 264 παρατηρήσεις.
[d] Υπάρχουν 132 παρατηρήσεις.

Φαίνεται από τον πίνακα Δ, ότι υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ των μηδενικών αποδόσεων των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων και για τα τρία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες περιοδικές αποδόσεις, διαπιστώνουμε ότι η διαφορά

που παρατηρείται είναι κατά 8 σχεδόν φορές μεγαλύτερη από την αναμενόμενη διαφορά μεταξύ των μέσων όρων. Στις περιπτώσεις των δεκαπενθήμερων και μηνιαίων περιοδικών αποδόσεων, η διαφορά διαμορφώνεται σε σχεδόν 3 και 2,5 φορές μεγαλύτερη από την αναμενόμενη διαφορά μεταξύ των μέσων όρων, αντίστοιχα. Τα αποτελέσματα αυτά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα όταν οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Παρατηρούμε, όμως, ότι η τιμή t του στατιστικού ελέγχου που πραγματοποιούμε, είναι μεγαλύτερη στην περίπτωση που εξετάζονται τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας από την αντίστοιχη τιμή t που υπολογίζεται στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων της Γαλλίας. Κάτι τέτοιο θεωρείται φυσιολογικό αφού η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας είναι πιο ρηχή σε σχέση με την χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας. Παρόλα αυτά, τόσο στην περίπτωση της Ελλάδας όσο και στην περίπτωση της Γαλλίας, ισχύει το ίδιο συμπέρασμα, δηλαδή ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα όταν οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

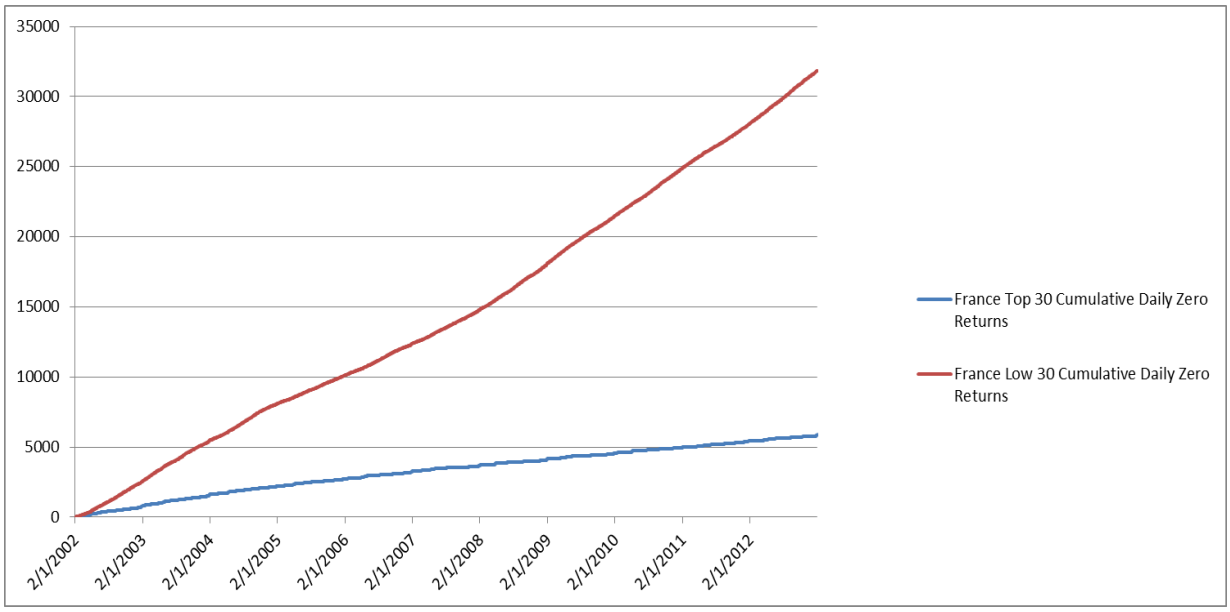
Στο σημείο αυτό, παρουσιάζονται δύο διαγράμματα σχετικά με την αθροιστική κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων για τις περιπτώσεις της Ελλάδας και της Γαλλίας.




**Διάγραμμα 4.3: Αθροιστική Ημερήσια Μηδενική Απόδοση Ελλάδας για χρονικό διάστημα δεκαετίας**

Στο διάγραμμα 4.3, απεικονίζεται η κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων για το χρονικό διάστημα 2002-2012. Η κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων του high-cap χαρτοφυλακίου συμβολίζεται με την μπλε γραμμή ενώ η

αντίστοιχη κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων του low-cap χαρτοφυλακίου με την κόκκινη γραμμή. Εύκολα διαπιστώνει κανείς ότι ,σε βάθος δεκαετίας, οι μη εμπορεύσιμες μετοχές έχουν, σε απόλυτη βάση, μεγάλη στατιστική σημαντικότητα σε σχέση με τις αντίστοιχες εμπορεύσιμες. Κάτι τέτοιο, επιβεβαιώνει και το συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε όταν πραγματοποιήσαμε στατιστικό έλεγχο t, δηλαδή ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα όταν οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.




**Διάγραμμα 4.4: Αθροιστική Ημερήσια Μηδενική Απόδοση Γαλλίας για χρονικό διάστημα δεκαετίας**

Το διάγραμμα 4.4 απεικονίζει την ημερήσια μηδενική απόδοση των μετοχών της Γαλλίας για το χρονικό διάστημα 2002-2012. Η κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων του high-cap χαρτοφυλακίου συμβολίζεται με την μπλε γραμμή ενώ η αντίστοιχη κίνηση των ημερήσιων μηδενικών αποδόσεων του low-cap χαρτοφυλακίου με την κόκκινη γραμμή. Ομοίως με την περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Ελλάδας, και στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Γαλλίας παρατηρούμε ότι οι μη εμπορεύσιμες μετοχές έχουν, σε απόλυτη βάση, μεγάλη στατιστική σημαντικότητα σε σχέση με τις αντίστοιχες εμπορεύσιμες. Με άλλα λόγια, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε με την διεξαγωγή του στατιστικού ελέγχου t, δηλαδή ότι τα low-cap χαρτοφυλάκια είναι προτιμητέα όταν οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Εν συνεχεία, για κάθε μία από τις μετοχές του δείγματος θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο ( ή συντελεστή βήτα) χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS. Συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε την ακόλουθη σχέση:

$$\widetilde{R_{it}} = a_i + b_i\widetilde{R_{mt}} + \widetilde{e_{it}} \quad (4.5)$$

Όπου

$\widetilde{R_{it}}$: η απόδοση της μετοχής i κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου (t-1,t), και:

$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1})$ ,όπως δίνεται από τον τύπο (4.1), όπου,

$P_{it}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t, ενώ

$P_{it-1}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t-1.

$a_i$: το συστατικό της απόδοσης της μετοχής i που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m. Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, τότε η απόδοση της μετοχής i είναι ίση με $a_i$.

$b_i$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i, ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.

$\widetilde{R_{mt}}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου (t-1,t), και:

$R_{mt} = \ln\left(\frac{P_{mt}}{P_{mt-1}}\right) = \ln(P_{mt}) - \ln(P_{mt-1})$ (4.6) ,όπου,

$P_{mt}$: η τιμή κλεισίματος του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t, ενώ

$P_{mt-1}$: η τιμή κλεισίματος του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-1.

$e_{it}$: το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής i την περίοδο t.

Οι βασικές υποθέσεις που πρέπει να πληροί το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής i είναι οι εξής:

1. $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, δηλαδή η τυχαία μεταβλητή $e_i$ που εκφράζει την επίδραση των τυχαίων μη συστηματικών παραγόντων είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα $R_m$.

2. $Var(e_{it}) = \sigma_t{}^2$, δηλαδή ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας σύμφωνα με την οποία η διακύμανση του στοχαστικού όρου παραμένει σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Είναι αναγκαίο να ικανοποιούνται οι παραπάνω υποθέσεις προκειμένου οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και να μην επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

Αναλυτικότερα, οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα προκύπτουν χρησιμοποιώντας εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, καθώς επίσης και τα μοντέλα που πρότειναν οι Scholes & Williams(1977), Hawawini(1983) και Cohen et al(1983a).

Ειδικότερα, το μοντέλο των Scholes & Williams(1977)υποστηρίζει ότι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με χαμηλή εμπορευσιμότητα είναι μικρότερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με υψηλή εμπορευσιμότητα είναι μεγαλύτερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Η μαθηματική εξίσωση που χρησιμοποιείται από τους Scholes & Williams(1977) για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι η:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{(\widehat{\beta_i}^{-1} + \widehat{\beta_i}^{0} + \widehat{\beta_i}^{+1})}{1 + 2\widehat{\rho_{1m}}} \quad (4.7)$$

Όπου,

- $\widehat{\beta_i}^{-1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με μια υστέρηση ( lag beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με μια υστέρηση, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt-1} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt-1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-1 (δηλαδή απόδοση με μια υστέρηση).

- $\widehat{\beta_i}^{+1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα ( lead beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με ένα προβάδισμα, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt+1} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t+1 (δηλαδή απόδοση με ένα προβάδισμα).

- $\widehat{\beta_i}^{\,0}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς, δηλαδή από την:

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

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t.

- $\widehat{\rho_{1m}}$ : ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης του χαρτοφυλακίου αγοράς.

Αντίστοιχα, η μαθηματική απεικόνιση του μοντέλου των Cohen et al αποτυπώνεται στον ακόλουθο τύπο:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m-n}} \quad (4.8)$$

Όπου,

- $\beta_{i-n}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με n χρονικές υστερήσεις ( lag beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με n υστερήσεις, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt-n} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt-n}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-n (δηλαδή απόδοση με n υστερήσεις).

- $\beta_{i+n}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με n προηγήσεις ( lead beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με n προηγήσεις, δηλαδή από την:

$$R_{it} = a_i + bR_{mt+n} + e_{it}$$

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+n}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t+n (δηλαδή απόδοση με n προηγήσεις).

- $\beta_i$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς, δηλαδή από την:

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

Όπου $R_{it}$: η απόδοση του αξιόγραφου i την χρονική στιγμή t και

$R_{mt+1}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t.

- $\rho_{m,m+n}$ , $\rho_{m,m-n}$: οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης n-οστής τάξης του χαρτοφυλακίου αγοράς με (+n) προηγήσεις και (–n) υστερήσεις ,αντίστοιχα.

Ουσιαστικά, οι Cohen et al προτείνουν το ίδιο μοντέλο με αυτό των Scholes & Williams(1977), με τη μόνη διαφορά ότι το μοντέλο των Scholes και Williams περιορίζεται σε μια μόνο χρονική υστέρηση (lag) και μια μόνο χρονική προήγηση (lead). Αντίθετα, στο μοντέλο των Cohen et al υπάρχουν περισσότερες από μια χρονικές προηγήσεις (leads) και χρονικές υστερήσεις (lags).

Ομοίως, το μοντέλο του Hawawini, εκτιμά το συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων του αξιόγραφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ωστόσο, πρέπει ,πρώτα, να υπολογιστεί ο συντελεστής βήτα για μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις. Ο μαθηματικός τύπος του μοντέλου του Hawawini είναι ο ακόλουθος:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1)\frac{T + (T-1)q_{im}}{T + (T-1)q_m} \quad (4.9)$$

Όπου,

$\beta_i(1)$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i που εκτιμήσαμε χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα ημερήσιες αποδόσεις

$q_{im}$: ο δείκτης ο οποίος προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m, καθώς επίσης και από τον υπολογισμό του συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, χρησιμοποιώντας μια προήγηση (lead) και μια υστέρηση (lag) για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m.

Ισοδύναμα ο συστηματικός κίνδυνος προκύπτει από την σχέση:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1)\frac{T + (T-1)\dfrac{\rho_{i,m+1} + \rho_{i,m-1}}{\rho_{i,m}}}{T + 2(T-1)\rho_{m,m-1}} \quad (4.10)$$

Σκοπός της εφαρμογής των τριών παραπάνω μοντέλων αποτελεί η επίδραση του χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων κάθε μοντέλου στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου καθώς και η χρησιμότητα του κάθε μοντέλου ,σε σύγκριση με τα υπόλοιπα, αναφορικά με τα καλύτερα δυνατά αποτελέσματα εκτίμησης του συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών του δείγματος. Η διαδικασία αυτή θα εφαρμοστεί για τις μετοχές που ανήκουν στα high-cap χαρτοφυλάκια καθώς επίσης και στα low-cap χαρτοφυλάκια.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

# ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

## 5.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, για κάθε μια από τις μετοχές των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων, υπολογίζουμε τον συντελεστή βήτα. Συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου προκύπτουν χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS. Χρησιμοποιούμε, δηλαδή την ακόλουθη σχέση:

$$\widetilde{R_{it}} = a_i + b_i\widetilde{R_{mt}} + \widetilde{e_{it}} \quad (5.1)$$

Όπου

$\widetilde{R_{it}}$: η απόδοση της μετοχής i κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου (t-1,t), και:

$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1})$ ,όπως δίνεται από τον τύπο (5.1.α), όπου,

$P_{it}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t, ενώ

$P_{it-1}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την χρονική στιγμή t-1.

$a_i$: το συστατικό της απόδοσης της μετοχής i που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m. Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, τότε η απόδοση της μετοχής i είναι ίση με $a_i$.

$b_i$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i, ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.

$\widetilde{R_{mt}}$: η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου (t-1,t), και:

$R_{mt} = \ln\left(\frac{P_{mt}}{P_{mt-1}}\right) = \ln(P_{mt}) - \ln(P_{mt-1})$ $(5.1.\beta)$ ,όπου,

$P_{mt}$: η τιμή κλεισίματος του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t, ενώ

$P_{mt-1}$: η τιμή κλεισίματος του χαρτοφυλακίου της αγοράς m την χρονική στιγμή t-1.

$e_{it}$: το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής i την περίοδο t.

Ουσιαστικά, παίρνουμε εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (ημερήσιες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις) και εξετάζουμε την προβλεπτική ικανότητα των μοντέλων των Hawawini (1983), Scholes & Williams (1977) καθώς και των Cohen et al (1983a) για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (συντελεστή βήτα) , ενώ παράλληλα κάναμε και την αντίστοιχη σύγκριση σχετικά με την ικανότητα του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος να προβλέπει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα για τα εναλλακτικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

## 5.2 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων για εναλλακτικά intervals[2]

Για κάθε μετοχή τόσο του high-cap όσο και του low-cap χαρτοφυλακίου προβαίνουμε σε εκτίμηση του συντελεστή βήτα για όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο των δέκα (10) ετών χρησιμοποιώντας εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (ημερήσιες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις) καθώς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Στους ακόλουθους πίνακες παρουσιάζονται ,συνοπτικά, κάποια περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τον συστηματικό κίνδυνο των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων για τα τρία εναλλακτικά intervals.

[2] Στα πλαίσια της παρούσας εργασίας, χρησιμοποιείται ο όρος «interval» ως συνοπτικός όρος της φράσης «χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων».

**Πίνακας 5.1**: Συνοπτικά Στατιστικά στοιχεία εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα & του $R^2$ των δυο χαρτοφυλακίων, για τα τρία intervals: περίπτωση Ελλάδας

| | Daily Return Interval | Biweekly Return Interval | Monthly Return Interval |
|---|---|---|---|
| **High-Cap Portfolio** | | | |
| Mean Beta | 0,9527 | 1,0319 | 1,0422 |
| Standard Deviation of Beta Estimates | 0,3648 | 0,3151 | 0,2751 |
| Mean Standard Error of Beta Estimates | 0,0666 | 0,0575 | 0,0502 |
| Maximum Beta | 1,6976 | 1,6370 | 1,5184 |
| Minimum Beta | 0,3527 | 0,5463 | 0,5621 |
| Range | 1,3449 | 1,0907 | 0,9563 |
| Coefficient of Skewness of Beta Estimates | 0,7197 | 0,5280 | 0,1196 |
| T-Test | 1,6093 | 1,1807 | 0,2674 |
| Coefficient of Kurtosis of Beta Estimates | -0,2323 | -0,7180 | -1,2113 |
| T-Test | -0,2598 | -0,8028 | -1,3543 |
| Mean $R^2$ | 0,3480 | 0,3784 | 0,4380 |
| **Low-Cap Portfolio** | | | |
| Mean Beta | 0,3738 | 0,5598 | 0,5760 |
| Standard Deviation of Beta Estimates | 0,1718 | 0,2467 | 0,2740 |
| Mean Standard Error of Beta Estimates | 0,0314 | 0,0451 | 0,0500 |
| Maximum Beta | 0,8493 | 1,2204 | 1,2641 |
| Minimum Beta | 0,1142 | 0,2304 | 0,1760 |
| Range | 0,7351 | 0,9900 | 1,0881 |
| Coefficient of Skewness of Beta Estimates | 1,0136 | 1,0999 | 0,6389 |
| T-Test | 2,2664 | 2,4595 | 1,4287 |
| Coefficient of Kurtosis of Beta Estimates | 1,0999 | 1,0817 | -0,0415 |
| T-Test | 1,2297 | 1,2094 | -0,0464 |
| Mean $R^2$ | 0,0488 | 0,0878 | 0,1179 |

Ο πίνακας 5.1 παρουσιάζει τα συνοπτικά στατιστικά στοιχεία των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου καθώς και του $R^2$ για τα ελληνικά χαρτοφυλάκια (high-cap & low-cap), για τα τρία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων( ημερήσια, δεκαπενθήμερα & μηνιαία). Σημειώνεται στο σημείο αυτό ότι ο συντελεστής ασυμμετρίας υπολογίζεται διαιρώντας την τρίτη κεντρική ροπή του συστηματικού κινδύνου με την τρίτη δύναμη της τυπικής απόκλισης, όπου η διακύμανση ισούται με 6/30. Στη συνέχεια, υπολογίζουμε την τιμή t, διαιρώντας τον συντελεστή ασυμμετρίας με την τυπική απόκλιση. Αντίστοιχα, ο συντελεστής

κύρτωσης υπολογίζεται διαιρώντας την τέταρτη κεντρική ροπή του συστηματικού κινδύνου με την τέταρτη δύναμη της τυπικής απόκλισης, όπου η διακύμανση ισούται με 24/30. Στη συνέχεια, υπολογίζουμε την τιμή t, διαιρώντας τον συντελεστή κύρτωσης με την τυπική απόκλιση.

Παρατηρώντας πιο προσεκτικά τον πίνακα 5.1, διαπιστώνουμε ότι οι τιμές του μέσου $R^2$, για το high-cap χαρτοφυλάκιο αυξάνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Επιπλέον, οι τιμές του μέσου $R^2$ ακολουθούν μια ανοδική πορεία όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από ,μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας ( low-cap χαρτοφυλάκιο). Παρατηρούμε ,βέβαια, ότι οι τιμές του μέσου $R^2$ είναι υψηλότερες στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου από την αντίστοιχη του low-cap χαρτοφυλακίου. Γίνεται φανερό πως τα ανωτέρω αποτελέσματα είναι σύμφωνα με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977). Πιο συγκεκριμένα, οι Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977) είχαν δείξει στις μελέτες τους ότι η τιμή του $R^2$ αυξάνεται καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αυτό ισχύει τόσο για τις μετοχές του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για τις μετοχές του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης. Σε αντίστοιχο συμπέρασμα κατέληξε και η μελέτη των Diacogiannis & Makri (2008). Επομένως, η ύπαρξη του intervalling effect υποστηρίζεται πλήρως από τα παραπάνω αποτελέσματα και συμπεράσματα.

Ένα επιπλέον στοιχείο που διαπιστώνουμε απο τον πίνακα 5.1 είναι ότι στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης (high-cap), η τιμή του $R^2$ που προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσια χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι στατιστικά διαφορετική από αυτή που προκύπτει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερα ή μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Αντίστοιχα, και στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης (low-cap), η τιμή του $R^2$ που προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσια χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι στατιστικά διαφορετική από αυτή που προκύπτει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερα ή μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αν και η διαφορά είναι χαμηλότερη από αυτή του χαρτοφυλακίου υψηλής εμπορευσιμότητας. Είναι εμφανής, επομένως, και στις δύο περιπτώσεις, η ύπαρξη του intervalling effect. Το συμπέρασμα αυτό είναι σύμφωνο με τα ευρήματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008).

Μια ακόμη παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.1 αφορά στον συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών. Ειδικότερα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται

το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Το εν λόγω αποτέλεσμα συμφωνεί με τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών. Για παράδειγμα, ο Dimson (1979), έδειξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ομοίως, οι Cohen et al (1983a) οδηγήθηκαν στο ίδιο συμπέρασμα αφού έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα ακολουθεί μια κίνηση προς τα πάνω καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, οι Diacogiannis & Makri (2008) έδειξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος κινείται προς τα πάνω καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας. Η τιμή του μέσου βήτα ,χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις, ισούται με 0,0127 ενώ όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις, η τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου είναι 0,5850. Παρατηρείται ,δηλαδή, μια αύξηση που ισούται με 0,5850-0,0127= 0,5723 = 57,23% η οποία ενισχύει την ύπαρξη του intervalling effect σε μια ρηχή Ευρωπαϊκή αγορά, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσια χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων έναντι μηνιαίων χρονικών διαστημάτων υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Επίσης, διαπιστώνουμε από τον πίνακα 5.1 ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση (αυξάνονται δηλαδή) καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα που βρήκαμε από την παλινδρόμηση που τρέξαμε, αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει σε προγενέστερες μελέτες οι Dimson (1979), Brailsford & Josev (1977), Cohen et al (1983a) και Hawawini (1983) ενώ συμφωνούν με αυτά της έρευνας των Diacogiannis & Makri. Συγκεκριμένα, οι προηγούμενες μελέτες των Dimson (1979), Brailsford & Josev (1977), Cohen et al (1983a) και Hawawini (1983) ,είχαν δείξει ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Από την άλλη πλευρά, βέβαια, τα συμπεράσματα των προηγούμενων μελετών συμφωνούν με τα αντίστοιχα της δικής μας έρευνας ,καθώς σε όλες τις περιπτώσεις, , ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Τέλος, οι Diacogiannis & Makri έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, συμπέρασμα αντίστοιχο με αυτό στο οποίον καταλήξαμε στην έρευνά μας.

Αναφορικά με το εύρος των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα, παρατηρούμε από τον πίνακα 5.1 ότι υπάρχει μια αύξηση στο εύρος των ελάχιστων και μέγιστων τιμών του συστηματικού κινδύνου καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών που χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Σε αντίστοιχο συμπέρασμα είχαν καταλήξει και οι Diacogiannis & Makri . Διαπιστώνουμε, ακόμη, ότι στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μεγαλύτερη τιμή εύρους παρατηρείται όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Συγκεκριμένα, η τιμή του εύρους στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου ισούται με 1,1209 (σε αντίθεση με την περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου όπου η αντίστοιχη τιμή είναι 0,9628). Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με τα ευρήματα των Brailsford & Josev (1977), οι οποίοι είχαν εξετάσει την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) και έδειξαν πως ο μέσος συστηματικός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικότερος από τον αντίστοιχο σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, μόνο όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Μια άλλη παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.1 αφορά στο μέσο τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα (mean standard error of beta estimates). Ειδικότερα, εύκολα μπορούμε να διαπιστώσουμε ότι το μέσο τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου. Το συμπέρασμα αυτό είναι απόλυτα φυσιολογικό καθώς ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στην παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, καθ'όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης χρονικής περιόδου. Το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήξαμε είναι σύμφωνο με τα συμπεράσματα των μελετών των Handa, Kothari & Wasley (1989) ,των Brailsford & Josev (1977) και των Diacogiannis & Makri ,όπου η μεν πρώτη αφορούσε δεδομένα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ,η δεύτερη περιελάμβανε μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Αυστραλίας ενώ η τρίτη χρησιμοποιούσε μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών.

Επιπρόσθετα, στον πίνακα 5.1 παρουσιάζονται κάποια αποτελέσματα σχετικά με τις κατανομές των συντελεστών βήτα. Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα δεν παρουσιάζουν κάποια ασυμμετρία, με εξαίρεση την περίπτωση κατά την οποία χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις. Ομοίως, αναφορικά με τον συντελεστή κύρτωσης , δεν παρουσιάζεται στατιστική σημαντικότητα για επίπεδο σημαντικότητας 1%, με εξαίρεση την περίπτωση κατά την οποία χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις. Αντίστοιχα, στην περίπτωση του

low-cap χαρτοφυλακίου, υπάρχει ασυμμετρία στις κατανομές των συντελεστών βήτα ενώ οι συντελεστές κύρτωσης δεν παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα ,για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Μια τελευταία παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.1 είναι ότι το μέγεθος του intervalling effect συνδέεται αντίθετα με την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα που προκύπτουν χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς και ημερήσιες ή δεκαπενθήμερες αποδόσεις είναι υποτιμημένες στις περιπτώσεις των high-cap και low-cap χαρτοφυλακίων. Παρόλα αυτά, αυτή η χαμηλότερη εκτίμηση είναι πιο έντονη στην περίπτωση που οι μετοχές του χαρτοφυλακίου χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Διαπιστώνουμε, με άλλα λόγια, ότι το μέγεθος του intervalling effect εξαρτάται από την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων. Στο ίδιο συμπέρασμα είχαν οδηγηθεί και οι Diacogiannis & Makri οι οποίοι έδειξαν την εξάρτηση του μεγέθους του intervalling effect από την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών. Σε ανάλογο συμπέρασμα είχε καταλήξει και ο Corhay (1992) ο οποίος είχε δείξει ότι η επιλογή του χρονικού διαστήματος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό το μέγεθος των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα, χρησιμοποιώντας μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο Βρυξελλών.

Τέλος, ένα γενικότερο συμπέρασμα που προκύπτει από τον πίνακα 5.1 είναι το εξής:

Οι μέσες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου καθώς και του $R^2$ αυξάνονται όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων στις περιπτώσεις του high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου, αντίστοιχα, αποδεικνύοντας με αυτό τον τρόπο την ύπαρξη του intervalling effect. Ένας λόγος για τον οποίο ισχύει κάτι τέτοιο αποτελεί το γεγονός ότι η πληροφορία δεν αντικατοπτρίζεται άμεσα στις τιμές εξαιτίας καθυστερήσεων στην προσαρμογή των τιμών. Βέβαια, η επίδραση αυτών των καθυστερήσεων μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς οι τιμές των μετοχών περιλαμβάνουν περισσότερη σχετική πληροφορία. Επομένως, είναι λογικό να συμπεράνουμε πως , η χρησιμοποίηση μηνιαίων αποδόσεων και της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, οδηγεί σε εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με μικρότερη μεροληψία.

**Πίνακας 5.2:** Συνοπτικά Στατιστικά στοιχεία εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα & του $R^2$ των δυο χαρτοφυλακίων, για τα τρία intervals: περίπτωση Γαλλίας

| | Daily Return Interval | Biweekly Return Interval | Monthly Return Interval |
|---|---|---|---|
| **High-Cap Portfolio** | | | |
| Mean Beta | 0,7036 | 0,8427 | 0,9041 |
| Standard Deviation of Beta Estimates | 0,3866 | 0,3285 | 0,3860 |
| Mean Standard Error of Beta Estimates | 0,0706 | 0,0600 | 0,0705 |
| Maximum Beta | 1,6186 | 1,6423 | 1,8896 |
| Minimum Beta | 0,1403 | 0,3419 | 0,3391 |
| Range | 1,4782 | 1,3004 | 1,5506 |
| Coefficient of Skewness of Beta Estimates | 0,5817 | 0,5416 | 0,8383 |
| T-Test | 1,3006 | 1,2111 | 1,8746 |
| Coefficient of Kurtosis of Beta Estimates | -0,2845 | -0,3794 | 0,1200 |
| T-Test | -0,3181 | -0,4242 | 0,1342 |
| Mean $R^2$ | 0,3191 | 0,3802 | 0,3806 |
| **Low-Cap Portfolio** | | | |
| Mean Beta | 0,2312 | 0,4848 | 0,7795 |
| Standard Deviation of Beta Estimates | 0,1713 | 0,2906 | 0,4569 |
| Mean Standard Error of Beta Estimates | 0,0313 | 0,0531 | 0,0834 |
| Maximum Beta | 0,5874 | 0,9518 | 1,5795 |
| Minimum Beta | 0,0303 | 0,1112 | 0,4893 |
| Range | 0,5572 | 1,0629 | 2,0689 |
| Coefficient of Skewness of Beta Estimates | 0,6268 | -0,2818 | -0,4640 |
| T-Test | 1,4015 | -0,6300 | -1,0376 |
| Coefficient of Kurtosis of Beta Estimates | -0,9420 | -0,9430 | 0,5804 |
| T-Test | -1,0531 | -1,0543 | 0,6489 |
| Mean $R^2$ | 0,0133 | 0,0520 | 0,1200 |

Ο πίνακας 5.2 παρουσιάζει τα συνοπτικά στατιστικά στοιχεία των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου καθώς και του $R^2$ για τα χαρτοφυλάκια (high-cap & low-cap) της Γαλλίας, για τα τρία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων( ημερήσια, δεκαπενθήμερα & μηνιαία). Σημειώνεται στο σημείο αυτό ότι ο συντελεστής ασυμμετρίας υπολογίζεται διαιρώντας την τρίτη κεντρική ροπή του συστηματικού κινδύνου με την τρίτη δύναμη της τυπικής απόκλισης, όπου η διακύμανση ισούται με 6/30. Στη συνέχεια, υπολογίζουμε την τιμή t, διαιρώντας τον συντελεστή ασυμμετρίας με την τυπική απόκλιση. Αντίστοιχα, ο συντελεστής κύρτωσης υπολογίζεται διαιρώντας την τέταρτη κεντρική ροπή του συστηματικού κινδύνου με την τέταρτη δύναμη της τυπικής απόκλισης, όπου η διακύμανση ισούται με 24/30. Στη συνέχεια, υπολογίζουμε την τιμή t, διαιρώντας τον συντελεστή κύρτωσης με την τυπική απόκλιση.

Παρατηρώντας πιο προσεκτικά τον πίνακα 5.2, διαπιστώνουμε ότι οι τιμές του μέσου $R^2$, για το high-cap χαρτοφυλάκιο αυξάνονται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και ειδικότερα όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες και δεκαπενθήμερες αποδόσεις. Όμως, στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων, παρατηρούμε μείωση της τιμής του μέσου $R^2$. Επιπλέον, οι τιμές του μέσου $R^2$ ακολουθούν μια ανοδική πορεία όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας ( low-cap χαρτοφυλάκιο). Γίνεται φανερό πως τα ανωτέρω αποτελέσματα είναι σύμφωνα με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977). Πιο συγκεκριμένα, οι Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977) είχαν δείξει στις μελέτες τους ότι η τιμή του $R^2$ αυξάνεται καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αυτό ,βέβαια, ισχύει μόνο για τις μετοχές του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Σε αντίστοιχο συμπέρασμα κατέληξε και η μελέτη των Diacogiannis & Makri (2008). Επομένως, η ύπαρξη του intervalling effect υποστηρίζεται πλήρως από τα παραπάνω αποτελέσματα και συμπεράσματα, στην περίπτωση που οι μετοχές έχουν χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Μια ακόμη παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.2 αφορά στον συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών. Ειδικότερα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες και δεκαπενθήμερες αποδόσεις, ενώ παρατηρείται μείωση στην τιμή του μέσου βήτα όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις. Το εν λόγω αποτέλεσμα συμφωνεί εν μέρει με τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών. Για παράδειγμα, ο Dimson (1979), έδειξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ομοίως, οι Cohen et al (1983a) οδηγήθηκαν στο ίδιο συμπέρασμα αφού έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα ακολουθεί μια κίνηση προς τα πάνω καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, οι Diacogiannis & Makri (2008) έδειξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος κινείται προς τα πάνω καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας. Στην έρευνά μας η τιμή του μέσου βήτα ,χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις, ισούται με -0,0003 ενώ όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις, η τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου είναι 0,0462. Παρατηρείται ,δηλαδή, μια αύξηση που ισούται με 0,0462-(-0,0003)= 0,0465= 4,65% η οποία ενισχύει την ύπαρξη του intervalling effect στην περίπτωση της Γαλλίας, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσια χρονικά διαστήματα

υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων έναντι δεκαπενθήμερων χρονικών διαστημάτων υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Επίσης, διαπιστώνουμε από τον πίνακα 5.2 ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα ακολουθούν μια ανοδική πορεία καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα που βρήκαμε από την παλινδρόμηση που τρέξαμε, δεν συμφωνούν σε καμία περίπτωση με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει σε προγενέστερες μελέτες οι Dimson (1979), Brailsford & Josev (1977), Cohen et al (1983a) και Hawawini (1983) ενώ συμφωνούν με αυτά της έρευνας των Diacogiannis & Makri. Συγκεκριμένα, οι προηγούμενες μελέτες είχαν δείξει ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ομοίως, τα συμπεράσματα των προηγούμενων μελετών συμφωνούν με τα αντίστοιχα της δικής μας έρευνας ,καθώς ο συστηματικός κίνδυνος των αξιόγραφων χαμηλής εμπορευσιμότητας δεν αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Τα αποτελέσματα και τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε στην έρευνά μας είναι αναμενόμενα καθώς η Γαλλία δεν αποτελεί χαρακτηριστικό παράδειγμα ρηχής χρηματιστηριακής αγοράς όπως η Ελλάδα.

Αναφορικά με το εύρος των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα, παρατηρούμε από τον πίνακα 5.2 ότι υπάρχει μια αύξηση στο εύρος των ελάχιστων και μέγιστων τιμών του συστηματικού κινδύνου καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών που χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Διαπιστώνουμε, ακόμη, ότι στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μεγαλύτερη τιμή εύρους παρατηρείται όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Συγκεκριμένα, η τιμή του εύρους στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου ισούται με 2,0689 (σε αντίθεση με την περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου όπου η αντίστοιχη τιμή είναι 1,5506). Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με τα ευρήματα των Brailsford & Josev (1977), οι οποίοι είχαν εξετάσει την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) και έδειξαν πως ο μέσος συστηματικός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικότερος από τον αντίστοιχο σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, μόνο όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Μια άλλη παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.2 αφορά στο μέσο τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα (mean standard error of beta estimates). Ειδικότερα, εύκολα μπορούμε να διαπιστώσουμε ότι το μέσο τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου αυξάνεται καθώς αυξάνεται

το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου. Το συμπέρασμα αυτό είναι απόλυτα φυσιολογικό καθώς ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στην παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, καθ'όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης χρονικής περιόδου. Το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήξαμε είναι σύμφωνο με τα συμπεράσματα της μελέτης των Brailsford & Josev (1977) η οποία περιελάμβανε μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Αυστραλίας ενώ σε παρόμοιο συμπέρασμα είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri, τόσο για τα χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας όσο και για τα χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας.

Επιπρόσθετα, στον πίνακα 5.2 παρουσιάζονται κάποια αποτελέσματα σχετικά με τις κατανομές των συντελεστών βήτα. Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα δεν παρουσιάζουν κάποια ασυμμετρία, με εξαίρεση την περίπτωση κατά την οποία χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Ομοίως, αναφορικά με τον συντελεστή κύρτωσης , δεν παρουσιάζεται στατιστική σημαντικότητα για επίπεδο σημαντικότητας 1%, με εξαίρεση την περίπτωση κατά την οποία χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Αντίστοιχα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, δεν υπάρχει ασυμμετρία στις κατανομές των συντελεστών βήτα παρά μόνο στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις, ενώ και οι συντελεστές κύρτωσης δεν παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα ,για επίπεδο σημαντικότητας 1%, στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις.

Τέλος, το γενικό συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε είναι ότι στην περίπτωση της Γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς, η ύπαρξη του intervalling effect επιβεβαιώνεται τόσο στην περίπτωση που οι μετοχές του χαρτοφυλακίου που εξετάζουμε χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα όσο και όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο είναι υψηλής κεφαλαιοποίησης. Αυτό έρχεται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα που προκύπτουν στην περίπτωση της Ελλάδας, η οποία αποτελεί ρηχή Ευρωπαϊκή χρηματιστηριακή αγορά.

Στο σημείο αυτό πρέπει να σημειώσουμε πως, προκειμένου να υπολογίσουμε τον συστηματικό κίνδυνο των αποδόσεων των μετοχών των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων, πραγματοποιούμε κάποιους ελέγχους για να αποδείξουμε ότι πληρούνται οι προϋποθέσεις του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος. Δύο από τις βασικές προϋποθέσεις που πρέπει να ικανοποιούνται είναι οι ακόλουθες:

- $Var(e_{it}) = \sigma_t{}^2$, δηλαδή ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας σύμφωνα με την οποία η διακύμανση του στοχαστικού όρου παραμένει σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.
- $Cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0$, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου.

Είναι αναγκαίο να ικανοποιούνται οι παραπάνω υποθέσεις προκειμένου οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και να μην επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

Επομένως, ο πρώτος έλεγχος που υλοποιούμε είναι αυτός της ύπαρξης ομοσκεδαστικότητας. Ειδικότερα, πραγματοποιούμε έλεγχο Goldfeld- Quandt, για επίπεδο σημαντικότητας 1%, που αποτελεί ένα είδος F-Test. Η μηδενική υπόθεση είναι η Ho: $\sigma_i{}^2 = \sigma^2$ έναντι της εναλλακτικής H1: $\sigma_i{}^2 = \sigma^2 x_i$. Τα βήματα που ακολουθούμε είναι να χωρίσουμε τα δεδομένα μας σε μέρη, να εκτιμήσουμε τις διακυμάνσεις των αποδόεων, να υπολογίσουμε τον στατιστικό έλεγχο GQ=$\frac{\widehat{\sigma_1{}^2}}{\widehat{\sigma_2{}^2}}$, και να συγκρίνουμε την τιμή αυτή με την κριτική τιμή F. Αν η τιμή GQ είναι μεγαλύτερη από την τιμή F-critical, τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση των ίσων διακυμάνσεων και αποδεχόμαστε την υπόθεση της ετεροσκεδαστικότητας.

Στην έρευνά μας, ακολουθώντας την παραπάνω διαδικασία, αποδεικνύεται ότι ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, τόσο στην περίπτωση της Ελλάδας όσο και στην περίπτωση της Γαλλίας. Τα σχετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες:

**Πίνακας 5.3**: Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας, περίπτωση Ελλάδας.

| | **Daily Return Interval** | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|---|
| **High-cap Portfolio** | | | |
| GQ | 0,7859 | 1,1939 | 0,9413 |
| Critical Value | 1,1527 | 1,6110 | 1,9819 |
| Result | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα |
| **Low-cap Portfolio** | | | |
| GQ | 1,0186 | 1,3320 | 1,0324 |
| Critical Value | 1,1527 | 1,6110 | 1,9819 |
| Result | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα |

**Πίνακας 5.4**: Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας, περίπτωση Γαλλίας.

| | **Daily Return Interval** | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|---|
| **High-cap Portfolio** | | | |
| GQ | 0,9027 | 0,8990 | 0,7474 |
| Critical Value | 1,1527 | 1,6110 | 1,9819 |
| Result | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα |
| **Low-cap Portfolio** | | | |
| GQ | 1,0002 | 1,0661 | 0,6754 |
| Critical Value | 1,1527 | 1,6110 | 1,9819 |
| Result | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα | Ομοσκεδαστικότητα |

Ο δεύτερος έλεγχος που πραγματοποιούμε αφορά στην αυτοσυσχέτιση. Η διαδικασία ελέγχου γίνεται με την στατιστική t. Συγκεκριμένα, υπολογίζουμε τα κατάλοιπα από την OLS παλινδρόμηση και εν συνεχεία, υλοποιούμε τον έλεγχο t για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η μηδενική υπόθεση είναι η Ho: ρ=0 έναντι της εναλλακτικής H1: ρ≠0. Εάν η τιμή t που προκύπτει είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή t, τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης αυτοσυσχέτισης. Στα εξεταζόμενα χαρτοφυλάκια, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται παρακάτω:

**Πίνακας 5.5:** Έλεγχος αυτοσυσχέτισης, περίπτωση Ελλάδας

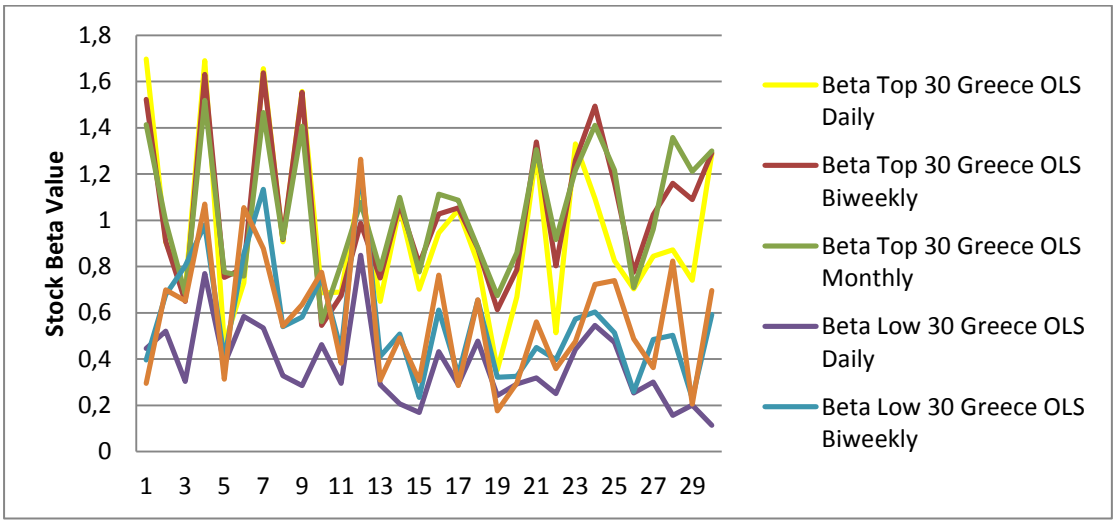
| | Daily Return Interval | Biweekly Return Interval | Monthly Return Interval |
|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | | |
| T Value | 2,578 | 2,595 | 2,6142 |
| T Critical | 1,876 | -0,890 | -2,134 |
| Result | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση |
| **Low-cap portfolio** | | | |
| T Value | 2,578 | 2,595 | 2,6142 |
| T Critical | 0,048 | 0,986 | 0,336 |
| Result | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση |

**Πίνακας 5.6:** Έλεγχος αυτοσυσχέτισης, περίπτωση Γαλλίας

| | Daily Return Interval | Biweekly Return Interval | Monthly Return Interval |
|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | | |
| T Value | 2,578 | 2,595 | 2,6142 |
| T Critical | 2,333 | -1,215 | 1,094 |
| Result | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση |
| **Low-cap portfolio** | | | |
| T Value | 2,578 | 2,595 | 2,6142 |
| T Critical | 2,432 | 2,420 | 2,536 |
| Result | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση | Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση |

Τέλος, στα ακόλουθα διαγράμματα παρουσιάζεται η πορεία του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Ελλάδας όσο και στην αντίστοιχη της Γαλλίας.

**Διάγραμμα 5.1: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για 3 εναλλακτικά intervals : περίπτωση Ελλάδας.**



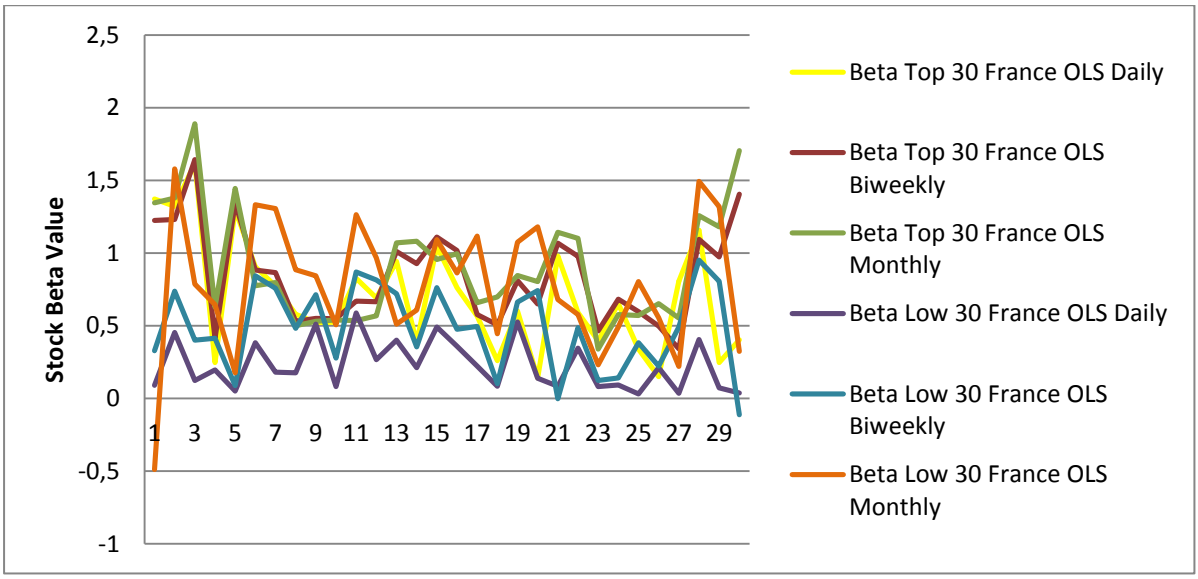

Το διάγραμμα 5.1 απεικονίζει τις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Οι κίτρινη και μωβ γραμμές αντιπροσωπεύουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις. Οι κόκκινη και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις. Τέλος, οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές παριστάνουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις.

Παρατηρούμε ότι τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ειδικότερα, Μια ακόμη παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.1 αφορά στον συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών. Ειδικότερα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Το εν λόγω αποτέλεσμα συμφωνεί με τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών. Για παράδειγμα, ο Dimson (1979), έδειξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ομοίως, οι Cohen et al (1983a) οδηγήθηκαν στο ίδιο συμπέρασμα αφού έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα ακολουθεί μια κίνηση προς τα πάνω καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Τέλος, το γεγονός ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου αυξάνονται όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων στις περιπτώσεις του high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου, αντίστοιχα, υποδηλώνει την ύπαρξη του intervalling effect.

Ανάλογα συμπεράσματα προκύπτουν και στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Γαλλίας και παρουσιάζονται στο ακόλουθο διάγραμμα.

**Διάγραμμα 5.2: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για 3 εναλλακτικά intervals : περίπτωση Γαλλίας.**




Το διάγραμμα 5.2 απεικονίζει τις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Οι κίτρινη και μωβ γραμμές αντιπροσωπεύουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις. Οι κόκκινη και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις. Τέλος, οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές παριστάνουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις.

Αρχικά, παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες στην περίπτωση της Ελλάδας.

Μια ακόμη παρατήρηση που προκύπτει από το διάγραμμα 5.2 αφορά στον συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών. Ειδικότερα, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς

αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες και δεκαπενθήμερες αποδόσεις, ενώ δεν παρατηρείται μείωση στην τιμή του μέσου βήτα όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις, αντίστοιχα. Το εν λόγω αποτέλεσμα συμφωνεί με τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών. Για παράδειγμα, ο Dimson (1979), έδειξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Ομοίως, οι Cohen et al (1983a) οδηγήθηκαν στο ίδιο συμπέρασμα αφού έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα ακολουθεί μια κίνηση προς τα πάνω καθώς μεγαλώνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

## 5.3 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini (1983)

Στην προηγούμενη ενότητα εξετάσαμε την ύπαρξη intervalling effect στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα, χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Στην ενότητα αυτή, εξετάζουμε το μοντέλο του Hawawini(1983) και συγκεκριμένα την προβλεπτική ικανότητα του εν λόγω μοντέλου να εκτιμά τον συστηματικό κίνδυνο για δεκαπενθήμερα και μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, μπορούμε να εκτιμήσουμε το συντελεστή βήτα ενός αξιόγραφου/μετοχής για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων του αξιόγραφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ωστόσο, πρέπει ,πρώτα, να υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα για μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις. Ο μαθηματικός τύπος του μοντέλου του Hawawini είναι ο ακόλουθος:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1)\frac{T + (T-1)q_{im}}{T + (T-1)q_m} \quad (5.2)$$

Όπου,

$\beta_i(1)$: ο συντελεστής βήτα της μετοχής i που εκτιμήσαμε χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα ημερήσιες αποδόσεις

$q_{im}$: ο δείκτης ο οποίος προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m, καθώς επίσης και από τον υπολογισμό του συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, χρησιμοποιώντας μια προήγηση (lead) και μια υστέρηση (lag) για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m. Συγκεκριμένα:

$$q_{im} = \frac{\rho_{i,m+1} + \rho_{i,m-1}}{\rho_{i,m}} \quad (5.3)$$

Όπου,

$$\rho_{i,m+1} = \frac{Cov(R_i, R_{m+1})}{\sigma(R_i)\sigma(R_{m+1})}$$

$$\rho_{i,m-1} = \frac{Cov(R_i, R_{m-1})}{\sigma(R_i)\sigma(R_{m-1})}$$

$$\rho_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma(R_i)\sigma(R_m)}$$

$q_m$: ο δείκτης ο οποίος προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς m (αυτοσυσχέτιση) χρησιμοποιώντας μια προήγηση (lead) και μια υστέρηση (lag) για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m. Συγκεκριμένα:

$$q_m = \frac{\rho_{m,m+1} + \rho_{m,m-1}}{\rho_{m,m}} = 2\rho_{m,m-1} \quad (5.4)$$

Όπου,

$$\rho_{m,m+1} = \frac{Cov(R_m, R_{m+1})}{\sigma(R_m)\sigma(R_{m+1})}$$

$$\rho_{m,m-1} = \frac{Cov(R_m, R_{m-1})}{\sigma(R_m)\sigma(R_{m-1})}$$

$$\rho_{m,m} = 1$$

Επομένως, στην μελέτη μας θα εφαρμόσουμε την σχέση (5.2) προκειμένου να εξετάσουμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983). Στους ακόλουθους πίνακες παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών από τις οποίες απαρτίζονται τα χαρτοφυλάκια των χωρών της Ελλάδας καθώς και της Γαλλίας.

**Πίνακας 5.7**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, περίπτωση Ελλάδας.

| | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|
| **High-cap Portfolio** | | |
| Hawawini mean beta | 1,0012 | 0,8963 |
| OLS mean beta | 1,0319 | 1,0422 |
| T-Statistic | 0,3680 | 1,4800 |
| **Low-cap Portfolio** | | |
| Hawawini mean beta | 0,4393 | 0,5782 |
| OLS mean beta | 0,5598 | 0,5850 |
| T-Statistic | 1,8349 | 1,9244 |

Ο πίνακας 5.7 απεικονίζει τη μέση τιμή του συντελεστή βήτα για δεκαπενθήμερα και μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Παρατηρούμε ότι ,αναφορικά με το high-cap χαρτοφυλάκιο, το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Σε αντίστοιχο συμπέρασμα είχε καταλήξει και η μελέτη των Diacogiannis & Makri(2008).

Επιπλέον, για το high-cap χαρτοφυλάκιο, πραγματοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, τόσο στην περίπτωση των δεκαπενθήμερων αποδόσεων όσο και στην περίπτωση των αντίστοιχων μηνιαίων. Τα συμπεράσματά μας αντικρούουν αυτά των Diacogiannis & Makri(2008), οι οποίοι είχαν δείξει ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Αναφορικά με το low-cap χαρτοφυλάκιο, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, ειδικά όταν χρησιμοποιούνται μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Ομοίως με το high-cap χαρτοφυλάκιο, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας, υλοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα. Αντίστοιχα, τα συμπεράσματά μας αντικρούουν αυτά των Diacogiannis & Makri(2008), οι οποίοι είχαν δείξει ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Στην συνέχεια, εξετάζουμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini σχετικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς και δεκαπενθήμερες αποδόσεις. Τα σχετικά αποτελέσματα απεικονίζονται στον πίνακα 5.8 που ακολουθεί.

**Πίνακας 5.8**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini,για μηνιαία return intervals από δεκαπενθήμερες αποδόσεις, περίπτωση Ελλάδας.

| | **Monthly Return Interval** |
|---|---|
| **High-cap Portfolio** | |
| Hawawini mean beta | 0,9697 |
| OLS mean beta | 1,0422 |
| T-Statistic | 0,6551 |
| **Low-cap Portfolio** | |
| Hawawini mean beta | 0,7361 |
| OLS mean beta | 0,5760 |
| T-Statistic | 1,1149 |

Παρατηρώντας τον πίνακα 5.8, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο του Hawawini δεν οδηγεί σε καλύτερα αποτελέσματα εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου από τα αντίστοιχα που προκύπτουν χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο είναι χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Σε αντίθετο συμπέρασμα είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri(2008), οι οποίοι

είχαν διαπιστώσει ότι το μοντέλο του Hawawini παράγει καλύτερα και πιο αξιόπιστα αποτελέσματα σε σχέση με αυτά που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιό μας απαρτίζεται από μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας, πραγματοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα.

Ομοίως με το high-cap χαρτοφυλάκιο, στο χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης, υλοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Με άλλα λόγια, το μοντέλο του Hawawini δεν οδηγεί σε αξιόπιστα αποτελέσματα και συμπεράσματα στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις καθώς και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε αντίθεση με τα συμπεράσματα των Diacogiannis & Makri(2008), σύμφωνα με τα οποία το μοντέλο του Hawawini οδηγεί σε αξιόπιστα αποτελέσματα τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου.

Επιπλέον, όπως έχει ήδη αναφερθεί σε προηγούμενο κεφάλαιο, το μοντέλο του Hawawini μπορεί να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να εκτιμήσουμε την κατεύθυνση της αλλαγής της τιμής του συστηματικού κινδύνου. Κάτι τέτοιο επιτυγχάνεται χρησιμοποιώντας την πρώτη παράγωγο της σχέσης (5.1). Ισχύει, δηλαδή:

$$\frac{d\beta_i(T)}{dT} = \frac{\beta_i(1)[q_{i,m} - q_m]}{[T + (T-1)q_m]^{\,2}} \quad (5.5)$$

Εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς από την σχέση (5.5) ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι μεγαλύτερος από τον δείκτη $q_m$. Αντίθετα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μειώνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι

μικρότερος από τον δείκτη $q_m$. Ουσιαστικά, όσο μεγαλύτερος είναι ο δείκτης $q_{im}$ από τον δείκτη $q_m$, τόσο μεγαλύτερη και πιο γρήγορη θα είναι η αύξηση του συντελεστή βήτα. Αντίθετα, όσο μικρότερος είναι ο δείκτης $q_{im}$ από τον δείκτη $q_m$, τόσο μεγαλύτερη και πιο γρήγορη θα είναι η μείωση του συντελεστή βήτα.

Πιο συγκεκριμένα, όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, προκύπτουν τα ακόλουθα συμπεράσματα. Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι θετική και ίση με 0,0785. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας, η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι επίσης θετική και ίση με 0,1855. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Τα συμπεράσματα της έρευνάς μας συμφωνούν εν μέρει με τα ευρήματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008) μόνο στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου αφού στην περίπτωση του αντίστοιχου high-cap , η διαφορά υπολογίζεται ότι είναι θετική.

Από την άλλη πλευρά, όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις, τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε είναι διαφορετικά. Ειδικότερα, στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι θετική και ίση με 0,0346. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο είναι χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι επίσης θετική και ίση με 0,1436. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Γίνεται, επομένως, σαφές ότι τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε συμφωνούν με τα αντίστοιχα ευρήματα της μελέτης του μοντέλου του Hawawini (1983). Τα αποτελέσματά μας συμφωνούν πλήρως με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008).

Στην συνέχεια, παρουσιάζουμε τα ευρήματα που προκύπτουν όταν εξετάζουμε την περίπτωση της Γαλλίας.

**Πίνακας 5.9**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, περίπτωση Γαλλίας.

| | **Biweekly Return Interval** | **Monthly Return Interval** |
|---|---|---|
| **High-cap Portfolio** | | |
| Hawawini mean beta | 0,81413 | 0,7109 |
| OLS mean beta | 0,8427 | 0,9041 |
| T-Statistic | 0,2229 | 1,9703 |
| **Low-cap Portfolio** | | |
| Hawawini mean beta | 0,4741 | 0,6258 |
| OLS mean beta | 0,4848 | 0,7795 |
| T-Statistic | 0,9479 | 1,6292 |

Ο πίνακας 5.9 απεικονίζει τη μέση τιμή του συντελεστή βήτα για δεκαπενθήμερα και μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Παρατηρούμε ότι ,στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, ειδικά όταν χρησιμοποιούνται μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, συμπέρασμα που συνάδει με τα αντίστοιχα ευρήματα των Diacogiannis & Makri(2008) .

Επιπλέον, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας, υλοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, τόσο στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις όσο και στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε αντίστοιχες μηνιαίες.

Στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις ενώ κάτι ανάλογο ισχύει και στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων.

Επιπρόσθετα, για το high-cap χαρτοφυλάκιο, υλοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, τόσο στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις όσο και στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε αντίστοιχες μηνιαίες .

Στην συνέχεια, εξετάζουμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini σχετικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς και δεκαπενθήμερες αποδόσεις. Τα σχετικά αποτελέσματα απεικονίζονται στον πίνακα 5.10 που ακολουθεί.

**Πίνακας 5.10**: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini,για μηνιαία return intervals από δεκαπενθήμερες αποδόσεις, περίπτωση Γαλλίας.

| | **Monthly Return Interval** |
|---|---|
| **High-cap Portfolio** | |
| Hawawini mean beta | 0,6274 |
| OLS mean beta | 0,9041 |
| T-Statistic | 0,4265 |
| **Low-cap Portfolio** | |
| Hawawini mean beta | 0,6274 |
| OLS mean beta | 0,7795 |
| T-Statistic | 1,1369 |

Παρατηρώντας τον πίνακα 5.10, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο του Hawawini δεν οδηγεί σε καλύτερα αποτελέσματα εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου από τα αντίστοιχα που προκύπτουν χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Τα συμπεράσματά μας συμφωνούν με τα αντίστοιχα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008).

Στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιό μας χαρακτηρίζεται ως high-cap, πραγματοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα.

Ομοίως με το high-cap χαρτοφυλάκιο, στο χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης, υλοποιούμε στατιστικό έλεγχο t μεταξύ του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini και του αντίστοιχου συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, προκειμένου να εξετάσουμε αν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα , για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Προκύπτει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Προκειμένου να εκτιμήσουμε την κατεύθυνση της αλλαγής της τιμής του συστηματικού κινδύνου στα πλαίσια του μοντέλου του Hawawini, χρησιμοποιούμε την σχέση (5.4) σύμφωνα με την οποία η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξάνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι μεγαλύτερος από τον δείκτη $q_m$. Αντίθετα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μειώνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αυξάνεται, όταν ο δείκτης $q_{im}$ είναι μικρότερος από τον δείκτη $q_m$.

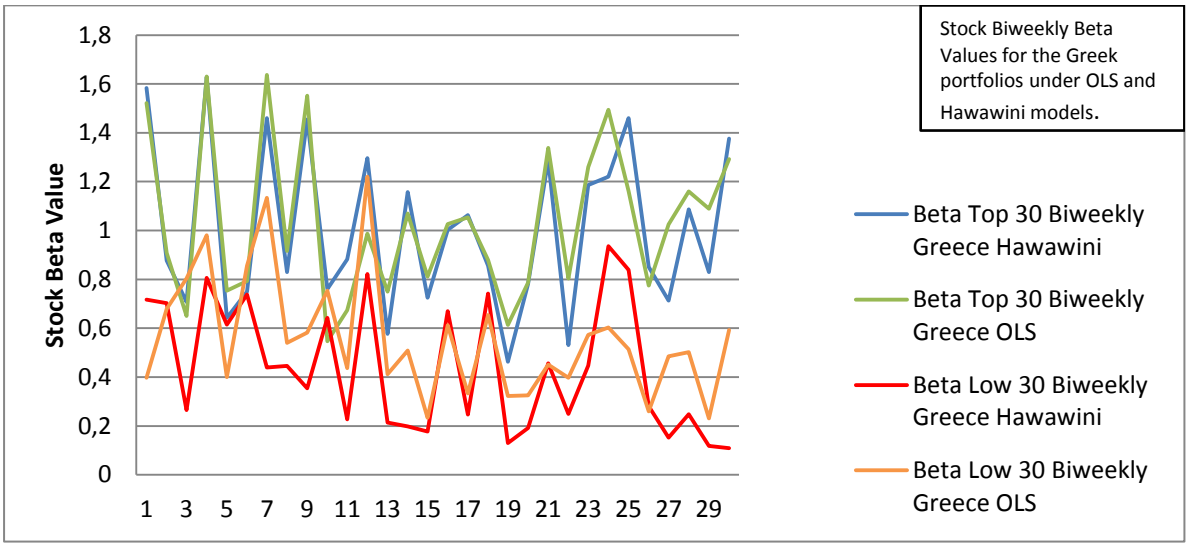
Ειδικότερα, όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, προκύπτουν τα ακόλουθα συμπεράσματα. Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, η διαφορά $(q_{i,m} - q_m)$ είναι θετική και ίση με 0,0788. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας, η διαφορά $(q_{i,m} - q_m)$ είναι θετική και ίση με 0,9211. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Τα συμπεράσματα της έρευνάς μας συμφωνούν πλήρως με τα αντίστοιχα των Diacogiannis & Makri (περίπτωση Χρηματιστηρίου Αθηνών).

Από την άλλη πλευρά, όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις, τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε είναι διαφορετικά. Ειδικότερα, στην

περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι θετική και ίση με 0,1969. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αντίστοιχα, στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο είναι χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ($q_{i,m} - q_m$) είναι επίσης θετική και ίση με 0,5288. Αυτή η διαφορά συνεπάγεται αύξηση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ,καθώς αυξάνονται τα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Γίνεται, επομένως, κατανοητό ότι τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε συμφωνούν με τα αντίστοιχα ευρήματα της μελέτης του μοντέλου του Hawawini (1983). Ομοίως, τα συμπεράσματα της έρευνάς μας συμφωνούν πλήρως με τα αντίστοιχα των Diacogiannis & Makri (περίπτωση Χρηματιστηρίου Αθηνών).

Τέλος, τα παραπάνω εμπειρικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στα ακόλουθα διαγράμματα.

**Διάγραμμα 5.3: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας.**

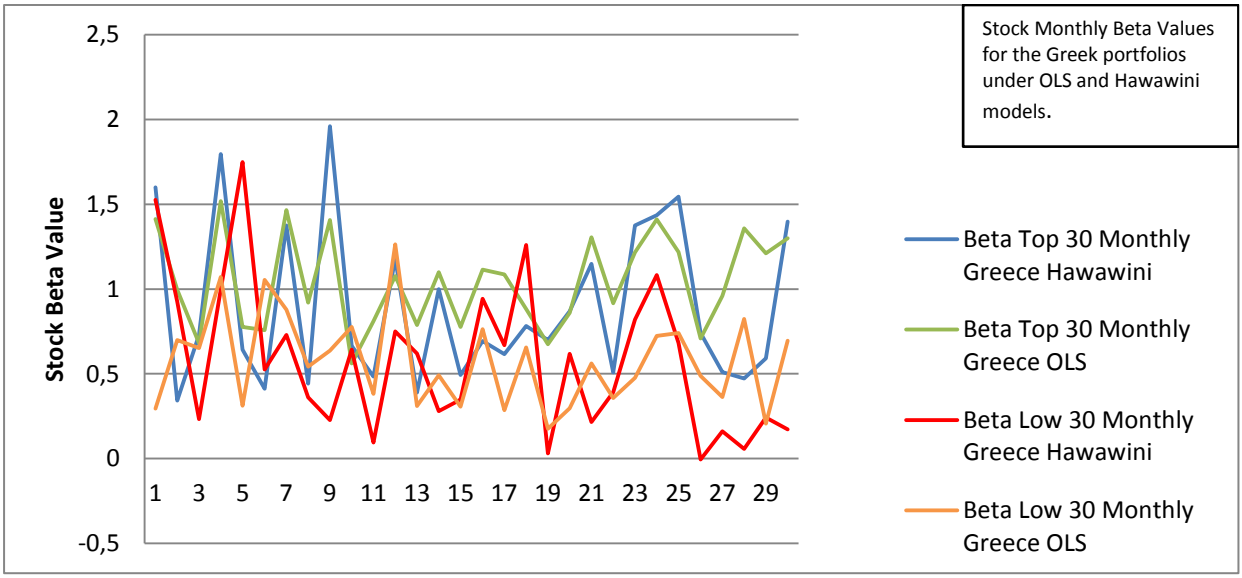



Το διάγραμμα 5.3 απεικονίζει την κίνηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις (χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων) ενώ, παράλληλα, δείχνει και την αντίστοιχη σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την OLS μέθοδο. Οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές αποτελούν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για τα high-cap και low-cap

χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα. Ομοίως, οι μπλε και κόκκινη γραμμή αντιπροσωπεύουν τις αντίστοιχες εκτιμήσεις σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini.

Γίνεται εύκολα κατανοητό, ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις και για τις δυο περιπτώσεις των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παρουσιάζει μεγάλες διακυμάνσεις στην κίνηση του συντελεστή βήτα. Επιπλέον, μπορούμε να επαληθεύσουμε το παραπάνω συμπέρασμα σύμφωνα με το οποίο υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, στην περίπτωση των δεκαπενθήμερων αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

**Διάγραμμα 5.4: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας.**




Το διάγραμμα 5.4 απεικονίζει την κίνηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις (χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων) ενώ, παράλληλα, δείχνει και την αντίστοιχη σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την OLS μέθοδο. Οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές αποτελούν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα. Ομοίως, οι μπλε και κόκκινη γραμμή αντιπροσωπεύουν τις αντίστοιχες εκτιμήσεις σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini.

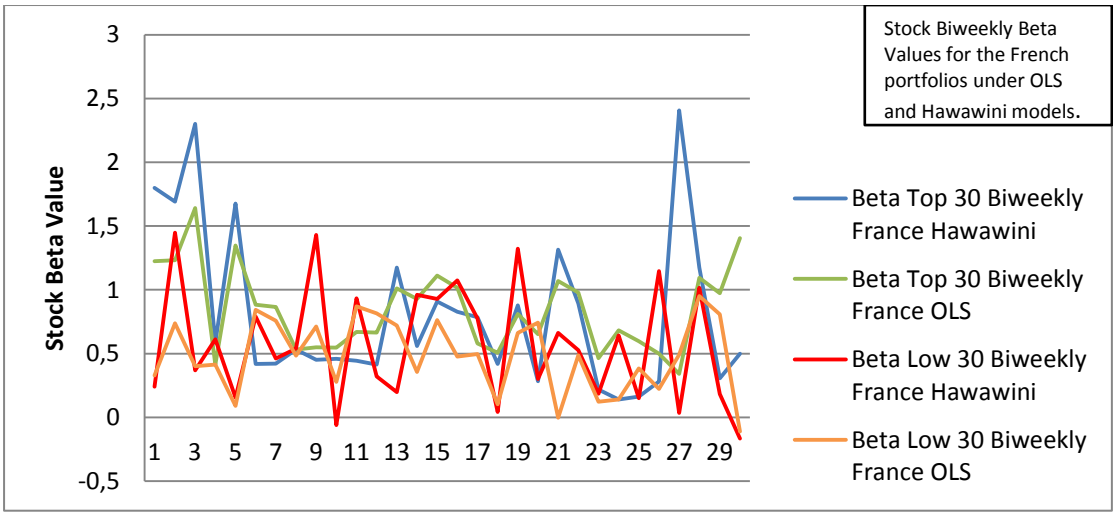
Εύκολα αντιλαμβανόμαστε, ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο και στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις και για τις δυο περιπτώσεις των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων.

Αντίθετα, σύμφωνα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις στην κίνηση . Παράλληλα, μπορούμε να επαληθεύσουμε το παραπάνω συμπέρασμα σύμφωνα με το οποίο υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, στην περίπτωση των δεκαπενθήμερων αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Επομένως, καταλήγουμε στο γενικότερο συμπέρασμα ότι, το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο στην περίπτωση που οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην αγορά, χαρακτηρίζονται από υψηλή εμπορευσιμότητα, όσο και στην περίπτωση που είναι χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Στην συνέχεια, παρουσιάζονται γραφικά τα σχετικά συμπεράσματα που προκύπτουν για την περίπτωση της Γαλλίας.

**Διάγραμμα 5.5: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας.**

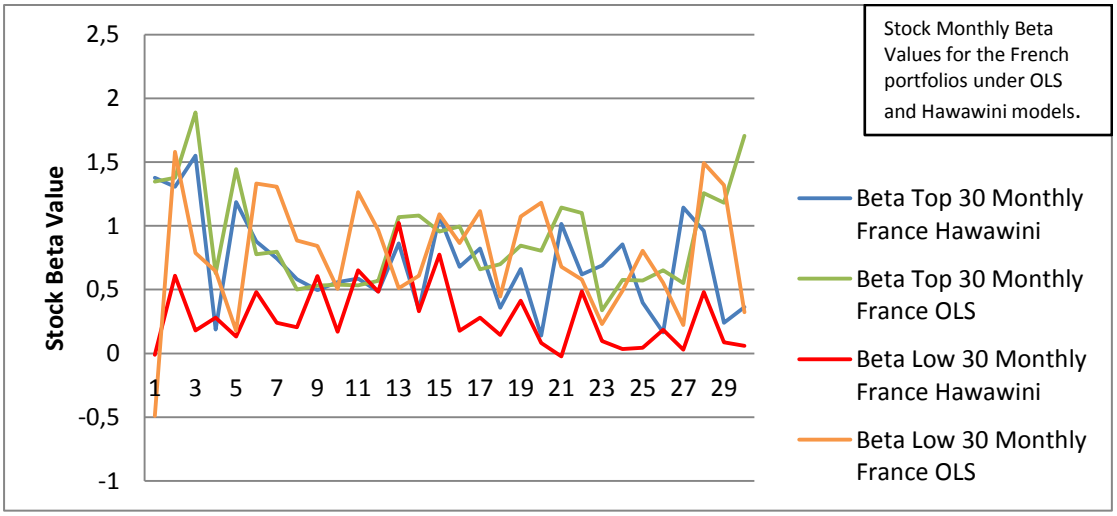



Το διάγραμμα 5.5 απεικονίζει την κίνηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις (χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων) ενώ, παράλληλα, δείχνει και την αντίστοιχη σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την OLS μέθοδο. Οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές αποτελούν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για τα high-cap και low-cap

χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα. Ομοίως, οι μπλε και κόκκινη γραμμή αντιπροσωπεύουν τις αντίστοιχες εκτιμήσεις σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini.

Γίνεται εύκολα κατανοητό, ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις και για τις δυο περιπτώσεις των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παρουσιάζει μεγάλες διακυμάνσεις στην κίνηση του συντελεστή βήτα. Επιπλέον, μπορούμε να επαληθεύσουμε το παραπάνω συμπέρασμα σύμφωνα με το οποίο υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, στην περίπτωση των δεκαπενθήμερων αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

**Διάγραμμα 5.6: Εκτίμηση συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας.**




Το διάγραμμα 5.6 απεικονίζει την κίνηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις (χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων) ενώ, παράλληλα, δείχνει και την αντίστοιχη σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την OLS μέθοδο. Οι πράσινη και πορτοκαλί γραμμές αποτελούν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με την OLS μέθοδο για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα. Ομοίως, οι μπλε και κόκκινη γραμμή αντιπροσωπεύουν τις αντίστοιχες εκτιμήσεις σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini.

Εύκολα αντιλαμβανόμαστε, ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου από την μέθοδο

των ελαχίστων τετραγώνων. Ομοίως, στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα . Παράλληλα, μπορούμε να επαληθεύσουμε το συμπέρασμα σύμφωνα με το οποίο δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εξεταζόμενων συντελεστών βήτα, στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 1%, τόσο για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Επομένως, το γενικότερο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε είναι ότι στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα, το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις ενώ κάτι αντίστοιχο ισχύει και στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων.

## 5.4 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al (1983a)

Στην ενότητα αυτή ασχολούμαστε με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας το μοντέλο των Cohen et al (1983a). Σύμφωνα με τους Cohen et al, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Πιο συγκεκριμένα, έδειξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου υψηλής εμπορευσιμότητας μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Στο αντίθετο συμπέρασμα, κατέληξαν για την περίπτωση των αξιόγραφων χαμηλής εμπορευσιμότητας. Στην περίπτωση αυτή, ο συστηματικός κίνδυνος ενός αξιόγραφου χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Η μαθηματική απεικόνιση του μοντέλου των Cohen et al αποτυπώνεται στον ακόλουθο τύπο:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^{N} \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^{N} \rho_{m,m-n}} \quad (5.6)$$

Για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρησιμοποιούμε αποκλειστικά ημερήσια χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και για τα τέσσερα (4) εξεταζόμενα χαρτοφυλάκια, για τις περιπτώσεις των χωρών της Ελλάδας καθώς και της Γαλλίας. Ο λόγος που μας οδηγεί σε μια τέτοια κίνηση οφείλεται στο πρόβλημα της ρηχής διαπραγμάτευσης των μετοχών (thin trading problem). Με άλλα λόγια, όσο μικρότερο είναι το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερο και σημαντικότερο είναι το πρόβλημα του thin trading και συνεπώς χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις. Αντίθετα, όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, το πρόβλημα της ρηχής διαπραγμάτευσης των μετοχών περιορίζεται.

Στην συνέχεια, εξετάζουμε εάν η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας το μοντέλο των Cohen et al διαφέρει στατιστικά από την αντίστοιχη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

**Πίνακας 5.11: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο Cohen et al για ημερήσιες αποδόσεις: περίπτωση Ελλάδας**

| | **OLS β** | **Scholes & Williams (1 lead & 1 lag)** | **Cohen et al (2 leads & 2 lags)** | **Cohen et al (3 leads & 3 lags)** | **Cohen et al (4 leads & 4 lags)** |
|---|---|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | | | | |
| Mean beta | 1,6976 | 1,6988 | 1,7016 | 1,7119 | 1,7232 |
| Standard Deviation of beta | 0,0332 | 0,0371 | 0,0853 | 0,0984 | 0,1079 |
| T-Statistic | | 1,0480 | 1,1097 | 1,5040 | 1,5754 |
| **Low-cap portfolio** | | | | | |
| Mean beta | 0,3738 | 0,4276 | 0,4690 | 0,4875 | 0,5219 |
| Standard Deviation of beta | 0,1718 | 0,2054 | 0,2544 | 0,2568 | 0,2814 |
| T-Statistic | | 0,8412 | 0,9089 | 1,2525 | 1,0607 |

Στον πίνακα 5.11 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al καθώς και τα αντίστοιχα αποτελέσματα που προκύπτουν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Το μοντέλο των Cohen et al εφαρμόζεται για δυο υστερήσεις (lags) και δυο προβαδίσματα (leads), για τρεις υστερήσεις (lags) και τρία προβαδίσματα (leads), καθώς και για τέσσερις υστερήσεις (lags) και τέσσερα προβαδίσματα (leads).

Για το high-cap χαρτοφυλάκιο, στην περίπτωση της Ελλάδας, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στον πίνακα 5.11 δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική

διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Ένα επιπρόσθετο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, από τον πίνακα 5.11 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Cohen et al αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενώ ταυτίζονται με τα ευρήματα της έρευνας των Diacogiannis & Makri(2008). Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Για το low-cap χαρτοφυλάκιο, τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στον πίνακα 5.11 δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Ένα επιπρόσθετο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, από τον πίνακα 5.11 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα, συμπέρασμα σύμφωνο με τα αποτελέσματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008). Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Cohen et al αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια

ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Επιπλέον, ο παραπάνω πίνακας 5.11 παρουσιάζει κάποια αποτελέσματα εκτιμήσεων συστηματικού κινδύνου όταν χρησιμοποιούνται ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag). Ουσιαστικά, πρόκειται για εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977).

Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Επίσης, από τον πίνακα 5.11 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα ,όταν το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι μικρό.

Αντίστοιχα αποτελέσματα προκύπτουν και στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας. Με άλλα λόγια, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων αποτελεί πιο αποτελεσματική μέθοδο για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά.

Περισσότερη ανάλυση γύρω από το μοντέλο των Scholes & Williams πραγματοποιείται στην επόμενη υπο-ενότητα.

Στην συνέχεια, αναφέρουμε τα αποτελέσματα και συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε στην περίπτωση που η εξεταζόμενη χώρα είναι η Γαλλία.

**Πίνακας 5.12: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο Cohen et al για ημερήσιες αποδόσεις: περίπτωση Γαλλίας.**

| | OLS β | Scholes & Williams (1 lead & 1 lag) | Cohen et al (2 leads & 2 lags) | Cohen et al (3 leads & 3 lags) | Cohen et al (4 leads & 4 lags) |
|---|---|---|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | | | | |
| Mean beta | 0,7036 | 0,8529 | 0,8774 | 0,9236 | 0,8783 |
| Standard Deviation of beta | 0,3866 | 0,3608 | 0,3672 | 0,3744 | 0,3525 |
| T-Statistic | | 1,5468 | 1,7853 | 2,2395 | 1,8294 |
| **Low-cap portfolio** | | | | | |
| Mean beta | 0,2312 | 0,3662 | 0,4146 | 0,4878 | 0,4956 |
| Standard Deviation of beta | 0,1713 | 0,2168 | 0,2664 | 0,3222 | 0,2922 |
| T-Statistic | | 2,6761 | 3,1709 | 3,8506 | 4,2747 |

Στον πίνακα 5.12 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al καθώς και τα αντίστοιχα αποτελέσματα που προκύπτουν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Το μοντέλο των Cohen et al εφαρμόζεται για δυο υστερήσεις (lags) και δυο προβαδίσματα (leads), για τρεις υστερήσεις (lags) και τρία προβαδίσματα (leads), καθώς και για τέσσερις υστερήσεις (lags) και τέσσερα προβαδίσματα (leads).

Για το high-cap χαρτοφυλάκιο, στην περίπτωση της Γαλλίας, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στον πίνακα 5.12 δείχνουν ότι υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η εν λόγω στατιστική διαφορά αφορά στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε δύο προβαδίσματα και δύο στερήσεις. Αντίθετα, όταν οι προηγήσεις και οι υστερήσεις αυξάνονται, γίνονται ,δηλαδή, τρεις και τέσσερις, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Ένα επιπρόσθετο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, από τον πίνακα 5.12 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το

Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Cohen et al αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενώ ταυτίζονται με τα ευρήματα της έρευνας των Diacogiannis & Makri(2008). Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Για το low-cap χαρτοφυλάκιο, τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στον πίνακα 5.12 δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Ένα ακόμα συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, από τον πίνακα 5.12 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα, συμπέρασμα σύμφωνο με τα αποτελέσματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri(2008). Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Cohen et al αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Επιπρόσθετα, ο παραπάνω πίνακας 5.12 παρουσιάζει κάποια αποτελέσματα εκτιμήσεων συστηματικού κινδύνου όταν χρησιμοποιούνται ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag). Ουσιαστικά, πρόκειται για εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977).

Στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των

αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Επίσης, από τον πίνακα 5.12 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα ,όταν το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι μικρό.

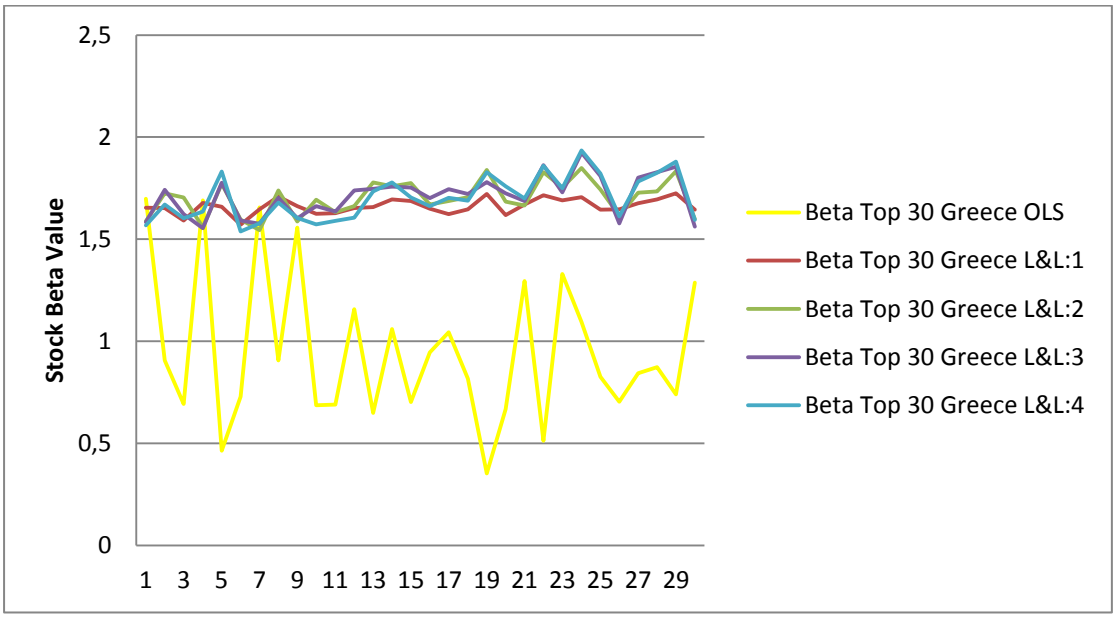
Αντίστοιχα αποτελέσματα προκύπτουν και στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας. Με άλλα λόγια, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων αποτελεί πιο αποτελεσματική μέθοδο για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά.

Περισσότερη ανάλυση γύρω από το μοντέλο των Scholes & Williams για την περίπτωση της Γαλλίας, πραγματοποιείται στην επόμενη υπο-ενότητα.

Τέλος, το γενικότερο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε πραγματοποιώντας την παραπάνω ανάλυση είναι το εξής: τόσο στην περίπτωση της Ελλάδας, όσο και στην περίπτωση της Γαλλίας, το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και κυρίως η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, παράγει καλύτερα αποτελέσματα αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών. Συνεπώς, οφείλουμε να απορρίψουμε το συμπέρασμα της μελέτης των Cohen et al, σύμφωνα με το οποίο η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν κατά την παραπάνω ανάλυση απεικονίζονται γραφικά στα ακόλουθα διαγράμματα.

**Διάγραμμα 5.7: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση high-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας.**




Στο διάγραμμα 5.7 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams (χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις), όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας. Παράλληλα, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων συγκρίνονται με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι κόκκινη, πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag), με δυο προβαδίσματα(leads) και δυο υστερήσεις (lags), με τρία προβαδίσματα(leads) και τρεις υστερήσεις (lags),και με τέσσερα προβαδίσματα(leads) και τέσσερις υστερήσεις (lags), αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η κόκκινη γραμμή δείχνει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, ενώ οι πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al. Επιπλέον, η κίτρινη γραμμή παριστάνει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Συγκρίνοντας το μοντέλο των Cohen et al με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, διαπιστώνουμε από το διάγραμμα 5.7, ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Επιπλέον,

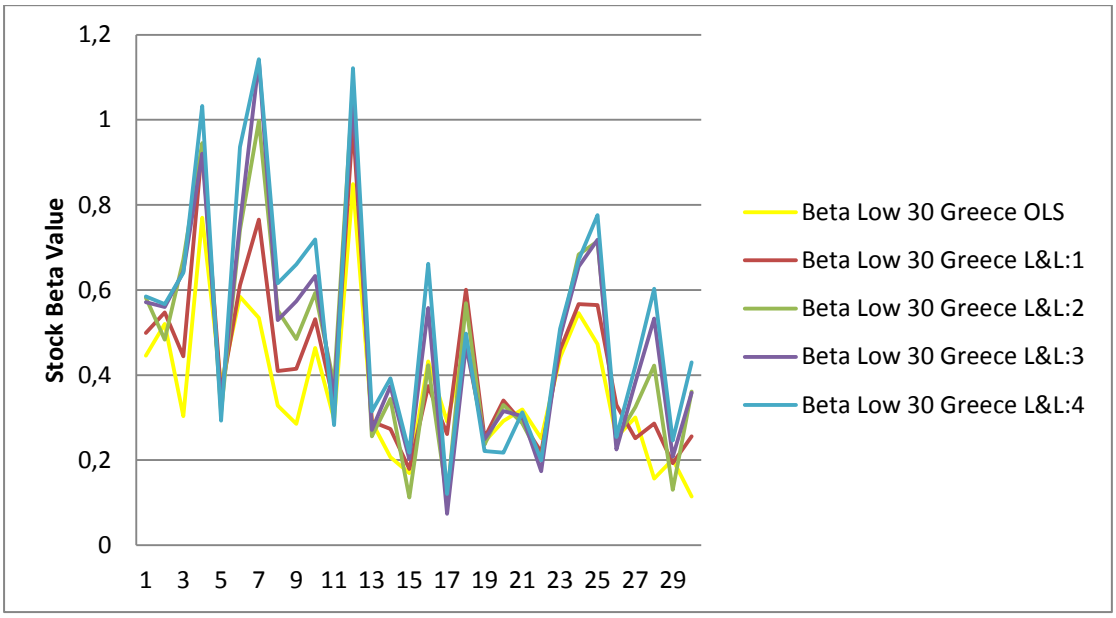
αντιλαμβανόμαστε ότι υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%

Επίσης, συγκρίνοντας το μοντέλο των Scholes & Williams με την OLS μέθοδο, προκύπτει ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Επιπρόσθετα και αντίθετα με το μοντέλο των Cohen et al, εύκολα διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Συμπερασματικά, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα εκτιμήσεων, όταν το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι μικρό.

Αντίστοιχα, για την περίπτωση όπου το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας, τα σχετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στο διάγραμμα 5.8.

**Διάγραμμα 5.8: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση low-cap χαρτοφυλακίου Ελλάδας.**




Στο διάγραμμα 5.8 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams (χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις), όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας. Παράλληλα, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων συγκρίνονται με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι κόκκινη, πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag), με δυο προβαδίσματα(leads) και δυο υστερήσεις (lags), με τρία προβαδίσματα(leads) και τρεις υστερήσεις (lags),και με τέσσερα προβαδίσματα(leads) και τέσσερις υστερήσεις (lags), αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η κόκκινη γραμμή δείχνει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, ενώ οι πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al. Επιπλέον, η κίτρινη γραμμή παριστάνει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Αρχικά, συγκρίνουμε το μοντέλο των Cohen et al με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Από το διάγραμμα 5.8, διαπιστώνουμε ότι τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Ειδικότερα, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Ένα επιπρόσθετο

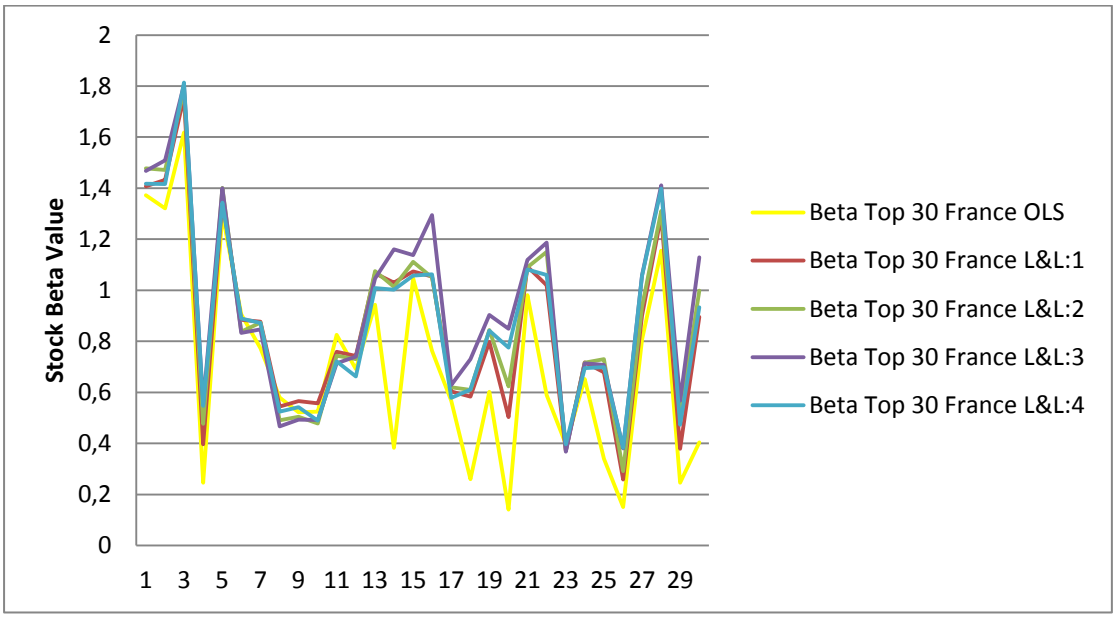
συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Παράλληλα, συγκρίνοντας το μοντέλο των Scholes & Williams με την OLS μέθοδο, προκύπτει ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Επιπρόσθετα και αντίθετα με το μοντέλο των Cohen et al, εύκολα διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Συμπεραίνουμε, δηλαδή, πως η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα εκτιμήσεων, όταν το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι μικρό.

Τέλος, στα διαγράμματα 5.9 και 5.10, παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν για τα high-cap και low-cap χαρτοφυλάκια της Γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς.

**Διάγραμμα 5.9: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση high-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας.**




Στο διάγραμμα 5.9 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams (χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις), όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας. Παράλληλα, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων συγκρίνονται με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι κόκκινη, πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag), με δυο προβαδίσματα(leads) και δυο υστερήσεις (lags), με τρία προβαδίσματα(leads) και τρεις υστερήσεις (lags),και με τέσσερα προβαδίσματα(leads) και τέσσερις υστερήσεις (lags), αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η κόκκινη γραμμή δείχνει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, ενώ οι πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al. Επιπλέον, η κίτρινη γραμμή παριστάνει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Για το high-cap χαρτοφυλάκιο, στην περίπτωση της Γαλλίας, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στο διάγραμμα 5.9, δείχνουν ότι υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επίσης, εύκολα αντιλαμβάνεται κανείς, ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει

χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα.

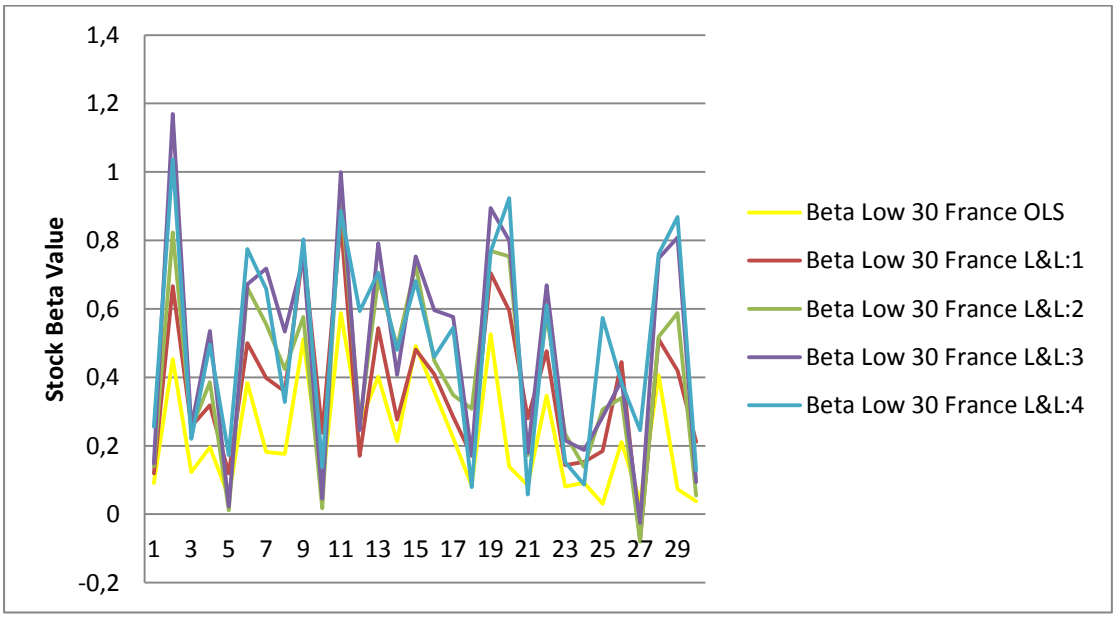
Επιπλέον, συγκρίνοντας το μοντέλο των Scholes & Williams με την OLS μέθοδο, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Επίσης, αντιλαμβανόμαστε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams (1977) είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Με άλλα λόγια, δηλαδή, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα ,όταν το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων είναι μικρό.

Ανάλογα συμπεράσματα προκύπτουν και στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης και παρουσιάζονται στο διάγραμμα 5.10.

**Διάγραμμα 5.10: Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams: περίπτωση low-cap χαρτοφυλακίου Γαλλίας.**




Στο διάγραμμα 5.10 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με τα μοντέλα των Cohen et al και Scholes & Williams (χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις), όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας. Παράλληλα, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων συγκρίνονται με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι κόκκινη, πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα (lead) και μια υστέρηση (lag), με δυο προβαδίσματα(leads) και δυο υστερήσεις (lags), με τρία προβαδίσματα(leads) και τρεις υστερήσεις (lags),και με τέσσερα προβαδίσματα(leads) και τέσσερις υστερήσεις (lags), αντίστοιχα. Ουσιαστικά, η κόκκινη γραμμή δείχνει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, ενώ οι πράσινη, μωβ και μπλε γραμμές απεικονίζουν την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Cohen et al. Επιπλέον, η κίτρινη γραμμή παριστάνει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Συγκρίνουμε το μοντέλο των Cohen et al με την OLS μέθοδο. Για το low-cap χαρτοφυλάκιο, τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Το διάγραμμα 5.10 δείχνει ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Ένα ακόμα συμπέρασμα που προκύπτει από το διάγραμμα 5.10, αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα.

Τέλος, συγκρίνουμε την OLS μέθοδο με το μοντέλο των Scholes & Williams. Αντίστοιχα αποτελέσματα προκύπτουν και στην περίπτωση αυτή. Με άλλα λόγια, διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των δύο εκτιμήσεων, για επίπεδο σημαντικότητας 1%, ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων αποτελεί πιο αποτελεσματική μέθοδο για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά.

## 5.5 Εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977)

Στην ενότητα αυτή προβαίνουμε σε εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977). Οι Scholes & Williams έδειξαν ότι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με χαμηλή εμπορευσιμότητα είναι μικρότερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Αντίθετα, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για αξιόγραφα με υψηλή εμπορευσιμότητα είναι μεγαλύτερη από την πραγματική τιμή του όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Η μαθηματική απεικόνιση της μελέτης των Scholes & Williams είναι η ακόλουθη:

$$\widehat{\beta_i} = \frac{(\widehat{\beta_i}^{-1} + \widehat{\beta_i}^{0} + \widehat{\beta_i}^{+1})}{1 + 2\widehat{\rho_{1m}}} \quad (5.7)$$

Όπου,

$\widehat{\beta_i}^{-1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με μια υστέρηση ( lag beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με μια υστέρηση.

$\widehat{\beta}_{\iota}{}^{+1}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα με ένα προβάδισμα ( lead beta) και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς με ένα προβάδισμα.

$\widehat{\beta}_{\iota}{}^{0}$: η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και προκύπτει από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς.

Για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρησιμοποιούμε αποκλειστικά ημερήσια χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και για τα τέσσερα (4) εξεταζόμενα χαρτοφυλάκια, για τις περιπτώσεις των χωρών της Ελλάδας καθώς και της Γαλλίας. Ο λόγος που μας οδηγεί σε μια τέτοια κίνηση οφείλεται στο πρόβλημα της ρηχής διαπραγμάτευσης των μετοχών (thin trading problem). Με άλλα λόγια, όσο μικρότερο είναι το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερο και σημαντικότερο είναι το πρόβλημα του thin trading και συνεπώς χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις. Αντίθετα, όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, το πρόβλημα της ρηχής διαπραγμάτευσης των μετοχών περιορίζεται.

Στην συνέχεια, συγκρίνουμε το μοντέλο των Scholes & Williams με το αντίστοιχο Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει στατιστική διαφορά σχετικά με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προκύπτουν από τα δύο μοντέλα, καθώς επίσης ποιο από τα δύο αυτά μοντέλα οδηγεί σε καλύτερα και αμερόληπτα αποτελέσματα.

Τα σχετικά αποτελέσματα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams ( χρησιμοποιώντας την σχέση 5.7), καθώς και με το Υπόδειγμα της Αγοράς (εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων) ,παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες.

**Πίνακας 5.13: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, περίπτωση Ελλάδας.**

| | OLS β | Scholes & Williams (1 lead & 1 lag) |
|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | |
| Mean beta | 1,6976 | 1,6988 |
| Standard Deviation of beta | 0,0332 | 0,0371 |
| T-Statistic | | 1,0480 |
| **Low-cap portfolio** | | |
| Mean beta | 0,3738 | 0,4276 |
| Standard Deviation of beta | 0,1718 | 0,2054 |
| T-Statistic | | 0,8412 |

Ο πίνακας 5.13 απεικονίζει τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σύμφωνα με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και το μοντέλο των Scholes & Williams αντίστοιχα, στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Ελλάδας. Το μοντέλο των Scholes & Williams εφαρμόζεται για μια υστέρηση (lag) και ένα προβαδίσματα (lead).

Για το high-cap χαρτοφυλάκιο, στην περίπτωση της Ελλάδας, τα αποτελέσματα που περιλαμβάνονται στον πίνακα 5.13 δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Scholes & Williams αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Σε ανάλογο συμπέρασμα είχαν οδηγηθεί και Diacogiannis & Makri (2008).

Ένα επιπρόσθετο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε αφορά στην διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε. Ειδικότερα, από τον πίνακα 5.13 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.Το μοντέλο των Scholes & Williams, δηλαδή, παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Scholes & Williams αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενώ συμφωνούν πλήρως με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri (2008). Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή

βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Παρόμοια αποτελέσματα προκύπτουν και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου. Διαπιστώνουμε ,από τον πίνακα 5.13, ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Scholes & Williams αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Μια επιπλέον παρατήρηση που προκύπτει από τον πίνακα 5.13 είναι ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.Το μοντέλο των Scholes & Williams, δηλαδή, παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα σε αντίθεση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων που οδηγεί σε βελτιωμένα αποτελέσματα. Διαπιστώνουμε, λοιπόν, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Scholes & Williams αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ,ενώ συμφωνούν πλήρως με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri (2008). Επομένως, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος όταν η χρηματιστηριακή αγορά διαπραγμάτευσης των μετοχών χαρακτηρίζεται ρηχή (thinner market).

Ακολούθως, παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Γαλλίας.

**Πίνακας 5.14: Εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, περίπτωση Γαλλίας.**

| | OLS β | Scholes & Williams (1 lead & 1 lag) |
|---|---|---|
| **High-cap portfolio** | | |
| Mean beta | 0,7036 | 0,8529 |
| Standard Deviation of beta | 0,3866 | 0,3608 |
| T-Statistic | | 1,5468 |
| **Low-cap portfolio** | | |
| Mean beta | 0,2312 | 0,3662 |
| Standard Deviation of beta | 0,1713 | 0,2168 |
| T-Statistic | | 2,6761 |

Όπως φαίνεται και στον πίνακα 5.14, τα αποτελέσματα εκτίμησης του συντελεστή βήτα στην περίπτωση που η χρηματιστηριακή αγορά διαπραγμάτευσης είναι η Γαλλία, είναι παρόμοια με τα αντίστοιχα που προκύπτουν όταν η χρηματιστηριακή αγορά διαπραγμάτευσης είναι η Ελλάδα.

Ειδικότερα, στην περίπτωση του high-cap χαρτοφυλακίου, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Scholes & Williams αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Σε ανάλογο συμπέρασμα είχαν οδηγηθεί και Diacogiannis & Makri (2008).

Επιπλέον, από τον πίνακα 5.14 διαπιστώνουμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Scholes & Williams, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.Το μοντέλο των Scholes & Williams, δηλαδή, παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Scholes & Williams αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενώ συμφωνούν πλήρως με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri (2008). Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος.

Στην περίπτωση που οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας, χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα, τα αποτελέσματα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου είναι ανάλογα.

Πιο συγκεκριμένα, το πρώτο αποτέλεσμα στο οποίο φτάνουμε είναι η ύπαρξη μη στατιστικής σημαντικότητας μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Scholes & Williams αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Σε ανάλογο συμπέρασμα είχαν οδηγηθεί και Diacogiannis & Makri (2008).

Ένα δεύτερο αποτέλεσμα που προκύπτει από τον πίνακα 5.14 αφορά στην αμεροληψία των αποτελεσμάτων των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου.Το μοντέλο των Scholes & Williams, παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα σε αντίθεση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων που οδηγεί σε βελτιωμένα αποτελέσματα. Αυτό έχει ως συνέπεια η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams να είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη που προκύπτει από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Επομένως, το τελικό συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε πραγματοποιώντας την παραπάνω ανάλυση είναι το εξής: τόσο στην περίπτωση της Ελλάδας, όσο και στην περίπτωση της Γαλλίας, το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και κυρίως η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, παράγει καλύτερα αποτελέσματα αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών. Συνεπώς, οφείλουμε να απορρίψουμε το συμπέρασμα της μελέτης των Scholes & Williams, σύμφωνα με το οποίο η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα όταν τα αξιόγραφα είναι μη εμπορεύσιμα (διαπραγμάτευση σε ρηχές αγορές) και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Στο ίδιο συμπέρασμα είχε καταλήξει και η μελέτη των Diacogiannis & Makri (2008).

Επιπρόσθετα, σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα καθώς και οι αντίστοιχοι στατιστικοί έλεγχοι t μεταβάλλονται όταν μεταβάλλεται η εμπορευσιμότητα των μετοχών ή των χαρτοφυλακίων των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα καθώς και οι αντίστοιχοι στατιστικοί έλεγχοι t με υστέρηση (lag) μειώνονται καθώς κινούμαστε από χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας σε αντίστοιχα χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας. Αντίθετα, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα καθώς και οι αντίστοιχοι στατιστικοί έλεγχοι t με προβάδισμα (lead) αυξάνονται καθώς κινούμαστε από χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής

εμπορευσιμότητας σε αντίστοιχα χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας.

Προκειμένου να διαπιστώσουμε την ισχύ του συμπεράσματος των Scholes & Williams, χωρίζουμε τις τριάντα (30) μετοχές των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων (high-cap και low-cap) σε έξι μικρότερα χαρτοφυλάκια των πέντε μετοχών, τόσο για την περίπτωση της Ελλάδας όσο και για την περίπτωση της Γαλλίας. Σημειώνουμε στο σημείο αυτό το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνει τις μετοχές με την υψηλότερη εμπορευσιμότητα ενώ το τελευταίο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές με την χαμηλότερη εμπορευσιμότητα. Τα σχετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στους ακόλουθους πίνακες.

**Πίνακας 5.15: Συντελεστές βήτα και τα αντίστοιχα t-tests με υστέρηση και προβάδισμα, περίπτωση Ελλάδας.**

| | Mean β | Mean T Statistic | Mean β^-1 | Mean T Statistic | Mean β^+1 | Mean T Statistic |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **High cap portfolio** | | | | | | |
| 1st group | 0,0156 | 0,327 | 0,0157 | 0,020 | 0,0191 | 2,730 |
| 2nd group | 0,0100 | 0,307 | 0,0272 | 0,689 | 0,0181 | 1,171 |
| 3rd group | 0,0125 | 0,884 | 0,0064 | 0,445 | 0,0032 | 0,793 |
| 4th group | 0,0390 | 0,305 | 0,0053 | 1,959 | 0,0151 | 1,191 |
| 5th group | 0,0191 | 1,082 | 0,0051 | 0,771 | 0,0284 | 0,527 |
| 6th group | 0,0057 | 0,208 | 0,0175 | 0,618 | 0,0125 | 0,950 |
| **Low cap portfolio** | | | | | | |
| 1st group | 0,0212 | 0,218 | 0,0151 | 0,186 | 0,0151 | 0,186 |
| 2nd group | 0,0083 | 0,206 | 0,0114 | 0,077 | 0,0114 | 0,077 |
| 3rd group | 0,0352 | 0,719 | 0,0235 | 0,345 | 0,0235 | 0,345 |
| 4th group | 0,0515 | 0,643 | 0,0342 | 0,344 | 0,0342 | 0,344 |
| 5th group | 0,0654 | 1,157 | 0,0428 | 0,885 | 0,0428 | 0,885 |
| 6th group | 0,0298 | 0,085 | 0,0297 | 2,680 | 0,0297 | 2,680 |

Ο πίνακας 5.15 απεικονίζει τα δώδεκα (12) χαρτοφυλάκια των εξεταζόμενων μετοχών για την περίπτωση της Ελλάδας. Παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα με υστέρηση (προβάδισμα) δεν σημειώνουν μείωση (αύξηση) καθώς κινούμαστε από τα χαρτοφυλάκια χαμηλής εμπορευσιμότητας στα χαρτοφυλάκια υψηλής εμπορευσιμότητας. Το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και για τους στατιστικούς ελέγχους t. Δεν σημειώνεται, δηλαδή, κάποια μείωση (αύξηση) καθώς κινούμαστε από τα low-cap χαρτοφυλάκια στα αντίστοιχα high-cap. Το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήγουμε αντικρούει το συμπέρασμα στο οποίο είχαν καταλήξει οι

Scholes & Williams. Με άλλα λόγια, η έρευνά μας δεν επικυρώνει την ισχύ του συμπεράσματος των Scholes & Williams και επομένως, η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) αποτελεί την καλύτερη μέθοδο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (περίπτωση του χρηματιστηρίου των Αθηνών).

Αντίθετα, τα αποτελέσματα της μελέτης μας συμφωνούν με τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Diacogiannis & Makri (2008) καθώς και η Beer (1997) στην έρευνα που είχε διεξάγει. Σκοπός της μελέτης της Beer ήταν η σύγκριση του μοντέλου των Scholes & Williams, ως προς το κατά πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των μετοχών που προκύπτουν από αυτό το μοντέλο είναι αποτελεσματικότερες από τις αντίστοιχες που προκύπτουν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Προκειμένου να καταλήξει στα εμπειρικά της αποτελέσματα, η Beer χρησιμοποίησε μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο των Βρυξελλών, το οποίο θεωρείται ρηχή αγορά. Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησε ένα δείγμα αποτελούμενο από 181 μετοχές, οι οποίες κατατάχθηκαν με βάση την κεφαλαιοποίησή τους σε δέκα χαρτοφυλάκια, ξεκινώντας από αυτό με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και καταλήγοντας σε αυτό με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε είναι ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) αποτελεί την καλύτερη μέθοδο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (περίπτωση του Χρηματιστηρίου των Βρυξελλών). Ομοίως, οι Diacogiannis & Makri (2008) έδειξαν ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει πιο αξιόπιστα αποτελέσματα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου (περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αθηνών).

Αντίστοιχη διαδικασία ακολουθούμε και στην περίπτωση του χρηματιστηρίου της Γαλλίας προκειμένου να επικυρώσουμε ή να απορρίψουμε το συμπέρασμα της μελέτης των Scholes & Williams.

**Πίνακας 5.16: Συντελεστές βήτα και τα αντίστοιχα t-tests με υστέρηση και προβάδισμα, περίπτωση Γαλλίας.**

| | Mean β | Mean T Statistic | Mean β^ -1 | Mean T Statistic | Mean β^+1 | Mean T Statistic |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **High cap portfolio** | | | | | | |
| 1st group | 1,1716 | 2,008 | 0,0651 | 1,813 | 0,0614 | 1,800 |
| 2nd group | 0,6608 | 3,863 | 0,0954 | 4,016 | 0,0161 | 4,082 |
| 3rd group | 0,7779 | 0,568 | 0,1202 | 0,517 | 0,0328 | 0,518 |
| 4th group | 0,4664 | 0,318 | 0,2083 | 0,420 | 0,0003 | 0,433 |
| 5th group | 0,5921 | 0,305 | 0,1664 | 0,296 | 0,0187 | 0,334 |
| 6th group | 0,5527 | 0,787 | 0,1393 | 0,711 | 0,0400 | 0,665 |
| **Low cap portfolio** | | | | | | |
| 1st group | 0,1829 | 0,077 | 0,1206 | 0,077 | 0,0291 | 0,092 |
| 2nd group | 0,2669 | 0,275 | 0,1450 | 0,261 | 0,0078 | 0,302 |
| 3rd group | 0,3919 | 1,778 | 0,0648 | 1,784 | 0,0260 | 1,762 |
| 4th group | 0,2659 | 1,583 | 0,1616 | 1,476 | 0,0265 | 1,474 |
| 5th group | 0,1268 | 1,135 | 0,0557 | 1,127 | 0,0468 | 1,139 |
| 6th group | 0,1529 | 1,492 | 0,1300 | 1,481 | 0,0026 | 1,543 |

Ο πίνακας 5.16 απεικονίζει τα δώδεκα (12) χαρτοφυλάκια των εξεταζόμενων μετοχών για την περίπτωση της Γαλλίας. Παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα με υστέρηση (προβάδισμα) δεν σημειώνουν μείωση (αύξηση) καθώς κινούμαστε από τα χαρτοφυλάκια χαμηλής εμπορευσιμότητας στα χαρτοφυλάκια υψηλής εμπορευσιμότητας. Το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και για τους στατιστικούς ελέγχους t. Δεν σημειώνεται, δηλαδή, κάποια μείωση (αύξηση) καθώς κινούμαστε από τα low-cap χαρτοφυλάκια στα αντίστοιχα high-cap. Το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήγουμε αντικρούει το συμπέρασμα στο οποίο είχαν καταλήξει οι Scholes & Williams. Με άλλα λόγια, η έρευνά μας δεν επικυρώνει την ισχύ του συμπεράσματος των Scholes & Williams και επομένως, η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) αποτελεί την καλύτερη μέθοδο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (περίπτωση του χρηματιστηρίου των Γαλλίας).

Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε και στην περίπτωση του χρηματιστηρίου της Γαλλίας είναι σύμφωνο με τα συμπεράσματα της μελέτης των Diacogiannis & Makri (2008) και της μελέτης της Beer (1997). Προκειμένου να καταλήξει στα εμπειρικά της αποτελέσματα, η Beer χρησιμοποίησε μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο των Βρυξελλών, το οποίο θεωρείται ρηχή αγορά. Συγκεκριμένα,

χρησιμοποίησε ένα δείγμα αποτελούμενο από 181 μετοχές, οι οποίες κατατάχθηκαν με βάση την κεφαλαιοποίησή τους σε δέκα χαρτοφυλάκια, ξεκινώντας από αυτό με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και καταλήγοντας σε αυτό με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση. Ουσιαστικά, χρησιμοποίησε αντίστοιχη με την δική μας έρευνα με απώτερο σκοπό την αξιολόγηση του μοντέλου των Scholes & Williams. Το τελικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε η Beer είναι ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) αποτελεί την καλύτερη μέθοδο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (περίπτωση του Χρηματιστηρίου των Βρυξελλών). Ομοίως, οι Diacogiannis & Makri (2008) έδειξαν ότι η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει πιο αξιόπιστα αποτελέσματα εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου (περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αθηνών).

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα διπλωματική εργασία εξετάζει το μεροληπτικό σφάλμα στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, που προκύπτει καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Η έρευνα πραγματοποιήθηκε για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Ελλάδας και της Γαλλίας αντίστοιχα. Ειδικότερα, για την περίπτωση κάθε χώρας, επιλέξαμε δύο χαρτοφυλάκια με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία και τα χωρίσαμε σε χαρτοφυλάκια υψηλής (high-cap) και χαμηλής (low-cap) κεφαλαιοποίησης ,αντίστοιχα. Επίσης, χρησιμοποιήσαμε ημερήσιες, δεκαπενθήμερες αλλά και μηνιαίες αποδόσεις προκειμένου για τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα.

Εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Υπόδειγμα της Αγοράς), για την περίπτωση της Ελλάδας, καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι οι μέσες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου καθώς και του $R^2$ αυξάνονται όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων στις περιπτώσεις του high-cap και low-cap χαρτοφυλακίου, αντίστοιχα, αποδεικνύοντας με αυτό τον τρόπο την ύπαρξη του intervalling effect. Ένας λόγος για τον οποίο ισχύει κάτι τέτοιο αποτελεί το γεγονός ότι η πληροφορία δεν αντικατοπτρίζεται άμεσα στις τιμές εξαιτίας καθυστερήσεων στην προσαρμογή των τιμών. Βέβαια, η επίδραση αυτών των καθυστερήσεων μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων καθώς οι τιμές των μετοχών περιλαμβάνουν περισσότερη σχετική πληροφορία. Επομένως, είναι λογικό να συμπεράνουμε πως , η χρησιμοποίηση μηνιαίων αποδόσεων και της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, οδηγεί σε εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με μικρότερη μεροληψία. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνονται και από τις μελέτες των Dimson (1979) και Brailsford & Josev(1977). Ομοίως, στην περίπτωση της Γαλλίας, διαπιστώσαμε ότι η ύπαρξη του intervalling effect επιβεβαιώνεται τόσο στην περίπτωση που οι μετοχές του χαρτοφυλακίου που εξετάζουμε χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα όσο και όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο είναι υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Στην συνέχεια, χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο που πρότεινε ο Hawawini (1983) προκειμένου να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο των αποδόσεων των εξεταζόμενων μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, στην περίπτωση της Ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και για το high-cap χαρτοφυλάκιο, το μοντέλο του

Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Αναφορικά με το low-cap χαρτοφυλάκιο, διαπιστώσαμε ότι το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο του Hawawini οδηγεί σε αξιόπιστα αποτελέσματα και συμπεράσματα τόσο στην περίπτωση του high-cap όσο και στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις καθώς και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων.

Για την αγορά της Γαλλίας, στην περίπτωση του low-cap χαρτοφυλακίου, το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, ειδικά όταν χρησιμοποιούνται μηνιαία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Από την άλλη πλευρά, το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές με υψηλή εμπορευσιμότητα, διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο του Hawawini εκτιμά καλύτερα τον συστηματικό κίνδυνο όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερες αποδόσεις ενώ κάτι αντίστοιχο ισχύει και στην περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων.

Επιπρόσθετα, το μοντέλο του Hawawini χρησιμοποιήθηκε έτσι ώστε να εκτιμήσουμε την κατεύθυνση της αλλαγής της τιμής του συστηματικού κινδύνου. Διαπιστώσαμε ότι ,για τις μετοχές της Ελλάδας, τα αποτελέσματα της έρευνάς μας συμφωνούν με τα ευρήματα του μοντέλου του Hawawini , όταν χρησιμοποιούνται δεκαπενθήμερα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και οι μετοχές χαρακτηρίζονται τόσο από υψηλή όσο και από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Αντίθετα, όταν χρησιμοποιήσαμε ημερήσιες αποδόσεις, τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε είναι διαφορετικά. Ειδικότερα, μόνο στην περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο είναι χαμηλής κεφαλαιοποίησης, τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε συμφωνούν με τα αντίστοιχα ευρήματα της μελέτης του μοντέλου του Hawawini (1983). Σε αντίστοιχα συμπεράσματα καταλήξαμε και στην περίπτωση που οι μετοχές διαπραγματεύονται στην χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας.

Τέλος, χρησιμοποιήσαμε τα μοντέλα που πρότειναν οι Cohen et al (1983a) και οι Scholes &Williams (1977) για να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο. Παράλληλα, εξετάσαμε εάν η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας τα μοντέλα των Cohen et al και των Scholes &Williams διαφέρει στατιστικά από την αντίστοιχη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε είναι τα ακόλουθα.

Εφαρμόζοντας το μοντέλο των Cohen et al για τα Ελληνικά χαρτοφυλάκια υψηλής εμπορευσιμότητας, διαπιστώσαμε ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά

μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επιπλέον, διαπιστώσαμε ότι η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Γίνεται, λοιπόν, αντιληπτό, ότι τα αποτελέσματα της έρευνάς μας αντικρούουν τα συμπεράσματα στα οποία είχαν καταλήξει οι Cohen et al αναφορικά με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Επομένως, στην περίπτωση κατά την οποία οι μετοχές διαπραγματεύονται σε μια ρηχή χρηματιστηριακή αγορά, όπως αυτή της Ελλάδας, η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος. Αντίστοιχα, στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας, παρατηρήσαμε πως δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1% ενώ, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα.

Ομοίως, για το Γαλλικό high-cap χαρτοφυλάκιο, τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε έδειξαν ότι υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η εν λόγω στατιστική διαφορά αφορά στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε δύο προβαδίσματα και δύο στερήσεις. Αντίθετα, όταν οι προηγήσεις και οι υστερήσεις αυξάνονται, γίνονται ,δηλαδή, τρεις και τέσσερις, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Παράλληλα, η μέση εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν εφαρμόζεται το μοντέλο των Cohen et al για δύο, τρεις και τέσσερις υστερήσεις και προβαδίσματα, είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση εκτίμηση

που προκύπτει χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα και την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Με άλλα λόγια, το μοντέλο των Cohen et al παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα εκτίμησης συντελεστή βήτα ενώ η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει βελτιωμένα αποτελέσματα. Για το low-cap χαρτοφυλάκιο, τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Cohen et al αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1% ενώ σημειώθηκε διαστρέβλωση των αποτελεσμάτων εκτίμησης συντελεστή βήτα που προκύπτει από τις δύο μεθόδους που χρησιμοποιούμε.

Χρησιμοποιώντας, τελικά, το μοντέλο των Scholes & Williams για τις χρηματιστηριακές αγορές Ελλάδας και Γαλλίας, δείξαμε ότι και για τις δυο κατηγορίες χαρτοφυλακίων μετοχών δεν υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των μετοχών σύμφωνα με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και του μοντέλου των Scholes & Williams αντίστοιχα, για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επιπλέον, οδηγηθήκαμε στο συμπέρασμα ότι η μέθοδος που οδηγεί σε αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος αφού το μοντέλο των Scholes & Williams παράγει διαστρεβλωμένα αποτελέσματα.

# Βιβλιογραφία

## *Ξένη*


[1] Altman E., Jacquillat B. and Lavasseur M. (1974), 'Comparative analysis of risk measures: France and the United States', Journal of Finance, 29, pp. 1495-1511.

[2] Armitage S., Brzeszczynski J. (2011), 'Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK Evidence', Social Science Research Network, pp.1-39.

[3] Beer F. M. (1997) 'Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results', Global Finance Journal, 8, pp. 83-94.

[4] Blume M., (1971), 'On the assessment of risk', journal of Finance, 26, pp. 1-10.

[5] Blume M. (1975), 'Betas and the regression tendencies', Journal of Finance, 30, pp. 785-795.

[6] Bos T. and Newbold P. (1984) 'An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model', Journal of Business, 57, pp. 35-41.

[7] Brailsford J.T. and Josev T. (1997) 'The impact of the return interval on the estimation of systematic risk', Pacific-Basin Finance Journal, 5, pp. 357-376

[8] Brooks R., Faff R.and Lee J. (1992),'The form of time variation of systematic risk: Some Australian evidence', Applied Financial Economics, 2, pp. 191-198.

[9] Castagna A., Greenwood L., and Matolcsy Z. (1984), 'An evaluation of alternative methods for estimating systematic risk', Australian Journal of Management, 9, pp. 1-13.

[10] Chan I. and Lakonishok J. (1992) 'Robust measurement of beta risk', Journal of Financial and Quantitative Analysis, 27, pp. 265-282.

[11] Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F. , Schwartz R. A. , and Whitcomb D. K. (1980) 'Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behaviour', Journal of Finance,35, pp. 249-257

[12] Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F. , Schwartz R. A. , and Whitcomb D. IC (1983a), 'Friction in the trading process and the estimation of systematic risk', Journal of Financial Economics, 12, pp. 263- 278

[13] Cohen K. J., Hawawini G. A.„ Maier S. F. , Schwartz R. A. and

Whitcomb D. K. (1983b) 'Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta', Management Science, 29, pp. 135-148

[14] Corhay A. (1992), 'The intervalling effect bias in beta: A note', Journal of Banking and Finance, 16, pp. 61-73

[15] Daves R. P., Ehrhardt C. bit, and Kunkel A. Robert (2000) 'Estimating systematic risk: The choice of return interval and estimation period', Journal of Financial and Strategic Decisions, 13, pp. 7-13

[16] Diacogiannis G. P. (1989) 'Stationary of Beta Forecast: Some Evidence for the London Stock Exchange', Spoudai, pp. 92-108.

[17] Diacogiannis G., Makri P. (2008) 'Estimating Betas in Thinner Markets. The case of the Athens Stock Exchange', International Research Journal of Finance and Economics, pp. 108-121.

[18] Dimson E. (1979) 'Risk measurement when shares are subject to infrequent trading', Journal of Financial Economics, 7, pp. 197-226.

[19] Dimson E. and Marsh P. (1983) 'The stability of UK risk measures and the problem of thin trading', Journal of Finance, June, pp. 753-783.

[20] Emanuel D.M. (1980), 'The market model in New Zealand', Journal of Business Finance and Accounting, Winder, pp. 591-601.

[21] Eubank A. A. and. Zumwalt J.K, (1970), 'An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustments techniques and risk classes', Journal of Finance, June, pp. 761-776.

[22] Fama E. F. (1970), 'The behavior of stock market prices', Journal of Business, 38, pp. 34-105.

[23] Fisher L. (1966), 'Some new stock market indices', Journal of Business, 39, pp. 191-225.

[24] Fowler D. J and Rorke H. C. (1983) 'Risk measurement when shares are subject to infrequent trading: Comment', Journal of Financial Economics, 12, pp. 279- 283.

[25] Fowler D. J., Vijay M.J., and Rorke H. C. (1980) 'Thin trading and beta estimation problems on the Toronto Stock Exchange', Journal of Business Administration, "pp. 77-90.

[26] Frankfurter G, Leung W. and Brockman P. (1994) "Compounding period length and the Market Model", Journal of Economics and Business, Volume 46, pp. 179-193

[27] Fung, W.K.H, Schwartz R.A. and Wlitcomb, D.K. (1985), 'Adjusting for the intetvalling effect bias in beta: A test using Paris Bourse data', Journal of Banking and Finance, 9, pp. 443-460.

[26] Handa P., Kothari S. P. and Wasley C. (1989) 'The relation between the Return Interval and Betas: Implications for the size effect', Journal of

Financial Economics, 23, pp. 79- 100.

[27] Handa P. , Kothari S. P. and Wasley C. (1993) C Sensitivity o f Multivariate Tests of the Capital Asset- Pricing Model to the Return- Measurement Interval', Journal of Finance, 48, pp. 1543- 1551.

[28] Hawawini G. A. (1980), `Intertemporal cross dependence in securities daily returns and the short-run intervalling effect on systematic risk', Journal of Financial and Quantitative Analysis,15, pp. 139-149.

[29] Hawawini G. A (1983) 'Why beta shifts as the return interval changes' Financial Analysts Journal, 39, pp. 73-77.

[30] Hawawini G. A and Michel A. (1974) 'An assessment of risk in thinner markets: The Belgian case', Journal of Economics and Business, pp. 196-201.

[31] Ell J. and Schneeweis T. (1979) 'The effect of interval selection on the parameters of the market model as applied to bond returns', Financial Review, Fall, pp. 34-51.

[32] Klemkosky R, C. and Martin J. D. (1975), 'The adjustment of beta forecast, Journal of Finance', September, pp. 1123-1128.

[33] Levhari D. and Levy H. (1977), 'The capital asset pricing model and the investment horizon', Review of Economics and Statistics, 49, pp. 92-104.

[34] Newey W. and West K. (1987) A simple positive semi-define, heteroskedasticity and auto correlation consistent covariance maftix,Econometrica, 55, 703-708.

[35] Ng K. W. (1981) 'Theoretical and empirical evaluation of alternative procedures for estimating betas on nonsynchronous data', M.S. thesis, University of Manchester Institute of Science and Technology, Manchester.

[36] Harry Markowitz (1952), ‘Portfolio Selection’, the Journal of Finance, 1,pp. 77-91.

[37] McInish T. H. and Wood R.A. (1986), 'Adjusting for beta bias: An assessment of alternative techniques; A note, Journal of Finance, 1, pp. 277-286.

[38] Odabasi A. (2003), ‘Some estimation issues on betas: A preliminary investigation on the Istanbul Stock Exchange’, Faculty of Economics and Administration Science, Bogazici University, Istanbul, Turkey.

[39] Pogue G. and Solnic B. (1974), 'The market model applied to European common stock: Some empirical results', Journal of Financial and Quantitative Analysis,9, pp. 917-944.

[40] Roll R. (1981), 'A possible explanation of the small firm effect', Journal of Finance, 36, pp. 879-888.

[41] Scholes, M. and Williams, J. (1977) 'Estimating betas from non-synchronous data', Journal of Financial Economics', 5, pp. 309-327.

[42] Smith K. V. (1978), 'The effect of intervalling on estimating parameters of the capital asset pricing model', Journal of Financial and Quantitative Anal ysis,13, pp. 313-332.

[43] Theobald M. (1980), 'The analytic relationship between intervalling and non-trading effects in continuous time', Journal of Financial and Quantitative Analysis,18, pp. 199- 209..

[44] 'The early history of Portfolio Theory', 1999,Financial Analysts Journal, pp. 5-16.

## Βιβλία

[1] Edwin J Elton, Martin J Gruber, Stephen J Brown, William N. Goetzman, 'Modern Portfolio Theory and Investment Analysis', Eighth edition (2009), published by John Wiley & Sons.