



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**

**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ  
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

**Π.Μ.Σ. Χρηματοοικονομική Ανάλυση Για Στελέχη**

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**ΘΕΜΑ**

**" ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΕ ΡΗΧΕΣ  
ΕΥΡΩΠΑΪΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ "**

**ΓΑΒΑΛΑΣ ΜΑΡΙΟΣ**

**ΜΧΑΝ 1303**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ**

**ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ**

**ΕΠΙΤΡΟΠΗ**

**ΤΣΙΡΙΤΑΚΗΣ ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ**

**ΕΓΓΛΕΖΟΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ 02/2015**

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στόχος της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές, δηλαδή σε αγορές με μικρό αριθμό αγοραστών/πωλητών άρα και με χαμηλή ρευστότητα, όπου οι τιμές εμφανίζουν εύκολα μεγάλες διακυμάνσεις. Οι τρεις ευρωπαϊκές αγορές που επιλέχθηκαν για τις ανάγκες της εμπειρικής μελέτης είναι η Ελλάδα, η Ισπανία και η Ιρλανδία.

Απώτερος σκοπός της μελέτης, που θα πραγματοποιήσουμε, είναι πρώτον το γεγονός ότι πολλές φορές οι εσφαλμένα εκτιμημένοι συντελεστές βήτα των χρεογράφων αποτελούν αρνητικό παράγοντα που έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της εμπορευσιμότητας αυτών των χρεογράφων. Είναι μια απόδειξη του ποσοστού των μηδενικών αποδόσεων που ενδεχομένως να έχει το χρεόγραφο μιας εταιρίας λόγω της σπάνιας εμπορευσιμότητάς του. Με βάση τις άνω παραδοχές θα δείξουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι πιο επιρρεπείς στην παρατήρηση υψηλότερων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων, σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση.

Δεύτερον, εξετάζουμε πως επιδρά το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων στον υπολογισμό των συντελεστών βήτα. Όσο περισσότερες οι παρατηρήσεις μέσα στο δείγμα μας, τόσο μικρότερο θα είναι και το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης μας και επομένως τα αποτελέσματά μας θα είναι πιο ακριβή.

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>ΕΙΣΑΓΩΓΗ</b> .....	2
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2</b> .....	6
2.1 ΣΤΑΔΙΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ .....	6
2.2 ΣΤΟΧΟΙ ΤΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ .....	10
2.2.1 ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ (ΣΥΝΘΗΚΕΣ) ΣΤΟΧΩΝ .....	10
2.2.2 ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΧΩΝ .....	12
2.3.1 ΠΟΙΟΤΙΚΑ ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΧΡΕΟΓΑΦΩΝ .....	13
2.3.2 ΠΟΣΟΤΙΚΑ ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΧΡΕΟΓΑΦΩΝ .....	14
2.4 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ Η.ΜΑΡΚΟΒΙΤΣ ΓΙΑ ΕΠΙΛΟΓΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΕΛΑΧΙΣΤΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ .....	22
2.5 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	28
2.5.1 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΜΕΜΟΝΩΜΕΝΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	31
2.5.2 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΜΟΝΩΜΕΝΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	34
2.6 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΜΙΑΣ ΜΕΤΟΧΗΣ .....	36
2.7 ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΔΥΟ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	37
2.8 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΔΥΟ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	39
2.9 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	44
2.9.1 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΝΑΜΕΝΟΜΕΝΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	44
2.9.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ .....	45
2.9.3 ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (beta coefficient) .....	46
2.10 ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ .....	49
2.10.1 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ .....	54
2.10.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΜΗ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ .....	56
2.10.3 ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΚΑΙ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ R-SQUARE ΣΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ .....	57
2.11 CAPITAL MARKET LINE - ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΓΡΑΜΜΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑΣ .....	61
2.12 CAPITAL ASSET PRICING MODEL - ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ .....	64
2.12.1 ΓΡΑΜΜΗ ΧΡΕΟΓΡΑΦΩΝ - SECURITY MARKET LINE - SML .....	65

2.13	ΟΜΟΙΟΤΗΤΕΣ ΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΕΣ CAPM ΚΑΙ CML .....	68
2.14	ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ .....	70
2.14.1	ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ SHARPE .....	71
2.14.2	ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ TREYNOR .....	74
2.14.3	ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ JENSEN.....	77
	<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3</b> .....	80
3.1	Estimating Betas In Thinner Markets: The case of the Athens Stock Exchange .....	80
3.2	Interval Effect on the Estimation of Beta: Evidence from Istanbul Stock Exchange .....	83
3.3	The Choice Of Return Interval and Estimation Periode.....	87
3.4	Estimating Betas From Nonsynchronous Data .....	89
3.6	Nonsynchronous Security Trading and market Index Autocorrelation .....	95
3.7	Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios .....	97
3.8	On the Assessment of Risk .....	100
3.9	New Evidence On Beta Stationarity and Forecast Common Stocks .....	103
3.10	Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul stock Exchange.....	106
3.11	Heteroscedsticity and interval effects in estimating beta: UK evidence.....	109
3.12	Market Frictions and Stock Return Dynamics: Athens Stock Exchange Evidence.....	112
3.13	Estimation of risk on the Brussels stock exchange Methodological issues and empirical results .....	115
3.14	Sampling Interval and Estimated betas: Implications for the Presence of Transitory Components In stock Prices .....	118
3.15	On the instability of betas: the case of Spain .....	122
3.16	Volatility, Correlation And Tails For Systemic Risk Measurement .....	125
3.17	Estimating And Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta .....	129
3.18	The stability of UK Risk Measures and the problem of Thin Trading .....	131
3.19	Why Betas Shifts As The Return Interval Changes .....	134
3.20	Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the .....	138
3.21	Different Beta Estimation Techniques In Infrequently Traded And Inefficient Stock Markets.....	141
3.22	ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ.....	145
3.23	ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ .....	149
	<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4</b> .....	162

4. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ, ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟΙ ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ.....	162
4.1 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων Για Τα Τρία Διαφορετικά Χρονικά Εύρη Υπολογισμού Των Αποδόσεων.....	166
4.2 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τη Μέθοδο Scholes & Williams (1977) και Με Τη Μέθοδο Cohen et al (1983) Βάσει Ημερήσιων Αποδόσεων.....	176
4.3 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τις Μεθόδους OLS, Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983) Με τη Χρήση Σταθμισμένων Αποδόσεων.....	180
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5.....</b>	<b>183</b>
5.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ ΚΑΙ ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΜΕ ΠΟΡΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ.....	183
5.2 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	189
<b>Βιβλιογραφία.....</b>	<b>190</b>
Άρθρα .....	190
Βιβλία .....	192
<b>ΠΙΝΑΚΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ, ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ ΚΑΙ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ.....</b>	<b>194</b>
<b>ΓΡΑΦΗΜΑΤΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ .....</b>	<b>218</b>

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

### 2.1 ΣΤΑΔΙΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Στα τέλη του 1950 αναπτύχθηκε, ως προέκταση της μέχρι τότε χρηματοοικονομικής θεωρίας, η ανάλυση και διαχείριση χαρτοφυλακίων. Μέχρι τότε, οι επενδύσεις αντιμετωπίζονταν μεμονωμένα, με αποτέλεσμα σε πολλές περιπτώσεις οι επενδυτές να είναι εκτεθειμένοι σε υψηλότερο κίνδυνο από τον προσδοκώμενο. Η έννοια "χαρτοφυλάκιο αμοιβαίων κεφαλαίων" αναφέρεται σε ένα σύνολο περιουσιακών στοιχείων των οποίων την κυριότητα φέρει μια οικονομική μονάδα. Ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο συνήθως αποτελείται από τοποθετήσεις σε πολλά διαφορετικά περιουσιακά στοιχεία που δίνουν διαφορετικές αποδόσεις.

Με την έννοια αμοιβαία κεφάλαια, γνωστά και ως mutual funds, αναφερόμαστε σε αξιόγραφα που συνεισφέρουν στην διαφοροποίηση (μείωση ή εξάλειψη) του κινδύνου. Τα αξιόγραφα, ανάλογα με την έκθεση που έχουν στον κίνδυνο της αγοράς, χωρίζονται σε τέσσερις κατηγορίες. Η πρώτη κατηγορία αποτελεί "ασφαλή" αξιόγραφα όπως έντοκα γραμμάτια δημοσίου, καταθέσεις και ομόλογα. Η δεύτερη κατηγορία απαρτίζεται από αξιόγραφα που παρουσιάζουν μικρή έκθεση στον κίνδυνο (π.χ. Αμοιβαία Κεφάλαια Διαθεσίμων και Ιδιοκτησίες). Η επόμενη κατηγορία αφορά αξιόγραφα με μέσο προς υψηλό κίνδυνο (π.χ. Αμοιβαία Κεφάλαια Μετοχικά και μετοχές εταιριών). Τέλος, με ιδιαίτερα υψηλό κίνδυνο παρατηρούμε χρεόγραφα όπως τα Προθεσμιακά Συμβόλαια (π.χ. παράγωγα) και τα Χρηματοοικονομικά Δικαιώματα. Σύμφωνα με τον Brigham Ehrhardt, αξιοσημείωτο είναι το γεγονός της εμπιστοσύνης που δείχνουν οι Αμερικάνοι επενδυτές στα χαρτοφυλάκια αμοιβαίων κεφαλαίων. Μέχρι το 1985 είχαν επενδύσει ένα ποσό περίπου 495 δισεκατομμυρίων δολαρίων σε mutual funds, ενώ τον Μάιο του 2009 το ποσό ανερχόταν στα 10 τρισεκατομμύρια δολάρια.

Η θεωρία του χαρτοφυλακίου αναπτύχθηκε από τον οικονομολόγο Harry Markowitz του πανεπιστημίου του Σικάγο και αποτελεί μια επενδυτική ανάλυση και προσέγγιση, για την οποία και τιμήθηκε με το βραβείο Νόμπελ στα οικονομικά το 1990. Η θεωρία του Markowitz αποτελεί ένα χρηματοοικονομικό εργαλείο για

τους επενδυτές με το ποίο οι τελευταίοι μπορούν να εκτιμήσουν την αναμενόμενη απόδοση, που θα λάβουν από την επένδυσή τους, αλλά και τον αναμενόμενο κίνδυνο που φέρει. Ο Markowitz, θέτοντας ως στόχο τη μεγιστοποίηση του κέρδους (απόδοσης) και την ελαχιστοποίηση ή εξάλειψη του κινδύνου, κατασκεύασε ένα υπόδειγμα για την άριστη διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου αξιογράφων.

Η διαχείριση χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τρία βασικά στάδια:

- 1. Ανάλυση και επιλογή των κατάλληλων αξιογράφων**
- 2. Ανάλυση και κατασκευή χαρτοφυλακίων αξιογράφων**
- 3. Επιλογή του κατάλληλου χαρτοφυλακίου με βάση το προφίλ κάθε επενδυτή**

Το πρώτο στάδιο αφορά την ανάλυση των αξιογράφων που έχει στη διάθεση του ένας επενδυτής. Εξετάζεται η αναμενόμενη απόδοση των χρεογράφων αυτών καθώς και ο κίνδυνος που τα απαρτίζει. Στο δεύτερο στάδιο γίνεται συνδυασμός των αξιογράφων, που έχουν επιλεγεί από τον επενδυτή, για την δημιουργία χαρτοφυλακίων (portfolios) με κύριο στόχο τη μεγιστοποίηση της απόδοσης. Στο τρίτο στάδιο γίνεται η επιλογή εκείνου του χαρτοφυλακίου χρεογράφων που ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο σε σχέση με την απόδοση, που αναμένεται να προσφέρει. Επίσης, το τελευταίο στάδιο περιλαμβάνει την παρακολούθηση αλλά και την αναθεώρηση του χαρτοφυλακίου που επιλέχθηκε. Με τον όρο αναθεώρηση εννοούμε την αναπροσαρμογή του χαρτοφυλακίου και πραγματοποιείται με αγοραπωλησία αξιογράφων είτε με αλλαγή στα σταθμά (weights) των αξιογράφων, που έχουν επιλεγεί. Τα χαρτοφυλάκια επιλέγονται ανάλογα με τα χαρακτηριστικά του επενδυτή. Οι επενδυτές χωρίζονται σε τρία είδη. Οι risk-averse, δηλαδή εκείνοι που απεχθάνονται τον κίνδυνο και προτιμούν επενδύσεις με το μικρότερο δυνατό κίνδυνο, ακόμη και αν αυτό συνεπάγεται χαμηλότερη απόδοση σε σχέση με επενδύσεις υψηλότερου κινδύνου. Το δεύτερο είδος επενδυτών είναι οι risk neutral, είναι συνήθως οι επενδυτές που είναι αδιάφοροι ως προς τον κίνδυνο και το είδος της επένδυσης, μοναδικός τους στόχος είναι η risk-free απόδοση (risk-free rate of return). Τέλος, υπάρχουν οι risk-seeking επενδυτές οι οποίοι επιζητούν μεγαλύτερη μεταβλητότητα (volatility) και αβεβαιότητα στις επενδυτικές επιλογές τους σε αντάλλαγμα με υψηλότερες αποδόσεις μένοντας ταυτόχρονα εκτεθειμένοι σε υψηλότερο κίνδυνο.

Εξαιτίας των διαφορετικών χαρακτηριστικών των επενδυτών και τα χαρτοφυλάκια χωρίζονται σε πέντε κύριες κατηγορίες:

### **1) Τα αμυντικά χαρτοφυλάκια αξιογράφων (Defensive Portfolio)**

Είναι χαρτοφυλάκια που η σύνθεση τους αποτελείται από μετοχές που συνήθως φέρουν χαμηλούς συντελεστές βήτα και συνήθως προσφέρουν μια χαμηλή και σχετικά σταθερή απόδοση ανεξάρτητα με την κατάσταση της αγοράς. Η αναπροσαρμογή τέτοιου είδους χαρτοφυλακίων γίνεται σπάνια. Συνήθως, τα αξιόγραφα αγοράζονται και διακρατούνται για μεγάλες χρονικά περιόδους. Εάν πρόκειται για μετοχές συνήθως απαρτίζονται, τα χαρτοφυλάκια αυτά, από μετοχές εταιριών που διανέμουν μερίσματα και που αναμένεται να προσφέρουν ανοδικά σταθερές αλλά μικρές αποδόσεις σε βάθος χρόνου.

### **2) Τα επιθετικά χαρτοφυλάκια αξιογράφων (Aggressive Portfolio)**

Ένα επιθετικό χαρτοφυλάκιο αξιογράφων δημιουργείται κυρίως από μετοχές που δίνουν μεγάλες αποδόσεις αλλά και ταυτόχρονα φέρουν μεγάλο κίνδυνο. Συνήθως, οι μετοχές αυτές έχουν υψηλούς συντελεστές βήτα ή ευαίσθητους στις διακυμάνσεις της αγοράς. Οι περισσότερες επιθετικές μετοχές ανήκουν σε εταιρίες που είναι στα πρώιμα στάδια ανάπτυξης. Οι εταιρίες αυτές συνήθως δε διανέμουν μερίσματα για να επιτύχουν μεγαλύτερους ρυθμούς ανάπτυξης (π.χ. εταιρίες που δραστηριοποιούνται στον τομέα της τεχνολογίας).

### **3) Τα χαρτοφυλάκια εισοδήματος (Income Portfolio)**

Οι επενδυτές που επιλέγουν ένα income portfolio στοχεύουν στο να βγάλουν λεφτά μέσω των αποδόσεων ή από άλλου είδους παροχές από τη διακράτηση μετοχών. Οι συνηθέστερες πηγές για μια τέτοια επένδυση παραγωγής εισοδήματος είναι τα REITs (Real estate investment trusts) και τα MLP (Master limited partnerships). Αυτού του είδους εταιρίες επιστρέφουν μεγάλη πλειοψηφία από τα κέρδη τους πίσω στους μετόχους με αντάλλαγμα ευνοϊκότερη φορολογική μεταχείριση.



#### **4) Τα κερδοσκοπικά χαρτοφυλάκια (Speculative Portfolio)**

Τα κερδοσκοπικά χαρτοφυλάκια συνδέονται με επίπεδο κινδύνου μεγαλύτερο ακόμη και από τα επιθετικά χαρτοφυλάκια. Αξιογράφα που συνήθως συνθέτουν τέτοιου είδους χαρτοφυλάκια είναι τα IPOs (initial public offering) είτε μετοχές εταιριών που φημολογείται ότι θα εξαγοραστούν.

#### **5) Τα υβριδικά χαρτοφυλάκια (Hybrid Portfolio)**

Η κατασκευή ενός υβριδικού χαρτοφυλακίου γίνεται με επενδύσεις σε αξιόγραφα όπως τα ομόλογα, τα ακίνητα, τα εμπορεύματα ακόμα και τα έργα τέχνης. Συνήθως, τα χαρτοφυλάκια αυτά αποτελούνται από μετοχές blue chips (μετοχές εταιριών με σταθερή καλή απόδοση ανεξάρτητα από την κατάσταση της αγοράς) και από high-grade κυβερνητικά ή εταιρικά ομόλογα. Τα χαρτοφυλάκια αυτά είναι καλά διαφοροποιημένα εξαιτίας τις αρνητικής συσχέτισης που παρουσιάζουν τα αξιόγραφα που τα συνθέτουν.

Συνοψίζοντας, η θεωρία της διαχείρισης χαρτοφυλακίου στοχεύει στη μείωση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου αξιογράφων και στη βελτίωση της απόδοσης του, συνδυάζοντας σταθμισμένες επενδυτικές επιλογές με ανόμοιες διακυμάνσεις τιμών. Η μοντέρνα θεωρία χαρτοφυλακίου MPT (Modern Portfolio Theory) επικεντρώνεται στη μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου για ένα επιθυμητό επίπεδο κινδύνου ή στην ελαχιστοποίηση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου για ένα επιθυμητό επίπεδο απόδοσης. Η μοντέρνα θεωρία χαρτοφυλακίου μοντελοποιεί τις αποδόσεις ενός περιουσιακού στοιχείου σαν μια συνάρτηση που ακολουθεί κανονική κατανομή, ορίζει τον κίνδυνο ως την τυπική απόκλιση των αποδόσεων και μοντελοποιεί ένα χαρτοφυλάκιο σαν ένα σταθμισμένο συνδυασμό αξιογράφων με τέτοιο τρόπο ώστε η απόδοση του χαρτοφυλακίου να είναι ο σταθμισμένος συνδυασμός των αποδόσεων των αξιογράφων, που το απαρτίζουν.

## **2.2 ΣΤΟΧΟΙ ΤΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ**

Στη διαδικασία ανάλυσης και διαχείρισης ενός χαρτοφυλακίου αξιογράφων, πρωταρχικό βήμα είναι αναμφίβολα ο προσδιορισμός του στόχου που θέτει ο επενδυτής. Κύριος στόχος ενός επενδυτή αποτελεί η επίτευξη της επιθυμητής για αυτόν απόδοσης σε συνάρτηση με την αποστροφή του ως προς τον κίνδυνο. Ωστόσο, οι στόχοι που μπορεί να θέσει ένας επενδυτής εξαρτώνται από διάφορους παράγοντες, όπως για παράδειγμα το μέγεθος του κεφαλαίου που θέλει να επενδύσει ή ο χρονικός ορίζοντας που θέλει να έχει η επένδυσή του κ.α. Για το λόγο αυτό, οι στόχοι της ανάλυσης και διαχείρισης χαρτοφυλακίου εμφανίζουν ορισμένους βασικούς περιορισμούς (συνθήκες) και τέσσερα θεμελιώδη χαρακτηριστικά.

### **2.2.1 ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ (ΣΥΝΘΗΚΕΣ) ΣΤΟΧΩΝ**

#### **1) Ρευστότητα**

Η ρευστότητα εξορισμού αποτελεί μια ανάγκη του επενδυτή για διακράτηση επιπλέον μετρητών, ως ασφαλιστική δικλίδα, για ένα χρονικό διάστημα. Η διακράτηση ρευστών, από τη μεριά του επενδυτή, συνήθως οφείλεται σε έκτατες ανάγκες αναμενόμενες ή μη. Η απαίτηση ρευστότητας, από τον επενδυτή, οδηγεί σε ανάλογες διαφοροποιήσεις του χαρτοφυλακίου του.

#### **2) Ο επενδυτικός κίνδυνος**

Όπως προαναφέρθηκε, ο επενδυτικός κίνδυνος που αναλαμβάνει ένας επενδυτής αντανακλά το επενδυτικό του προφίλ. Ένας risk-averse επενδυτής για παράδειγμα, απεχθάνεται τον κίνδυνο με αποτέλεσμα να θέτει ως στόχο την ελαχιστοποίηση του μη συστηματικού κινδύνου, που φέρει το χαρτοφυλάκιο του, μέσω της διαφοροποίησης.

#### **3) Η διαφοροποίηση (diversification)**

Είναι μια τεχνική διαχείρισης του κινδύνου με τη χρήση ενός αριθμού αξιογράφων μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο. Η διαφοροποίηση ελαχιστοποιεί αλλά δεν εξαλείφει

το μη συστηματικό ή διαφοροποιήσιμο κίνδυνο μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο κατά τέτοιο τρόπο ώστε οι θετικές αποδόσεις ορισμένων επενδύσεων να εξισορροπούν τις αρνητικές αποδόσεις άλλων. Για το λόγο αυτό, τα πλεονεκτήματα που προσφέρει η διαφοροποίηση εφαρμόζονται όταν τα αξιόγραφα που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο δεν εμφανίζουν τέλεια συσχέτιση. Μελέτες και μαθηματικά μοντέλα έχουν δείξει ότι ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο συνήθως αποτελείται από 25 με 30 μετοχές.

#### **4) Ο επενδυτικός ορίζοντας**

Είναι η χρονική περίοδος που ο επενδυτής αποφασίζει να κρατήσει ένα χρεόγραφο ή ένα χαρτοφυλάκιο. Ο επενδυτικός ορίζοντας χρησιμοποιείται ως εργαλείο για να προσδιοριστούν οι απαιτούμενες αποδόσεις του επενδυτή καθώς και η επιθυμητή για αυτόν έκθεση στον κίνδυνο. Ο επενδυτικός ορίζοντας είναι πολύ σημαντικός για την επιλογή των κατάλληλων αξιογράφων που θα συνθέσουν το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή. Όσο μειώνεται ο επενδυτικός ορίζοντας το χαρτοφυλάκιο θα απαρτίζεται από αξιόγραφα με μεγαλύτερη έκθεση στον κίνδυνο καθώς φέρουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα και το ακριβώς αντίθετο συμβαίνει όταν επιμηκύνεται ο επενδυτικός ορίζοντας.

#### **5) Ο πληθωρισμός**

Η επίδραση του πληθωρισμού σε ένα χαρτοφυλάκιο εξαρτάται από το είδος των αξιογράφων που το συνθέτουν. Σε περίπτωση που το χαρτοφυλάκιο αποτελείται μόνο από μετοχές εταιριών, συνήθως μέσα σε ένα ευρύ χρονικό διάστημα οι πωλήσεις και τα κέρδη μιας εταιρίας θα αυξάνονται με τον ίδιο ρυθμό όπως και ο πληθωρισμός. Εξαίρεση αποτελεί ο συνδυασμός μιας κακής οικονομίας με αυξανόμενα κόστη. Το κύριο πρόβλημα που εντοπίζεται μεταξύ των μετοχών και του πληθωρισμού είναι ότι πολλές φορές οι αποδόσεις μετοχών πολλών εταιριών τείνουν να υπερεκτιμούνται. Σε περιόδους υψηλού πληθωρισμού, μια εταιρία μπορεί να δείχνει σημάδια ευημερίας, ενώ ο πραγματικός λόγος αυτής της εικονικής ανάπτυξης είναι ο πληθωρισμός. Αξιοσημείωτο είναι ότι ο πληθωρισμός μπορεί να διαστρεβλώσει τα κέρδη μιας εταιρίας ανάλογα με το ποια τεχνική χρησιμοποιεί η εταιρία για να εκτιμήσει τα αποθέματα τις. Αυτοί που πλήττονται λιγότερο από τον πληθωρισμό είναι οι επενδυτές σταθερού εισοδήματος (fixed-income investors).

## **6) Η φορολογική πολιτική μιας χώρας**

Η φορολογική πολιτική μιας χώρας μπορεί να επηρεάσει σε μεγάλο βαθμό τις αποφάσεις επενδυτών. Οι επενδυτικές αποφάσεις επηρεάζονται λόγω των διαφορών στους φορολογικούς συντελεστές, που μπορεί να εφαρμόζει μια χώρα, και στο επενδυτικό εισόδημα και τα κέρδη.

## **7) Οι νομικοί περιορισμοί που θέτει μια χώρα**

Δεν είναι λίγες οι περιπτώσεις όπου οι κυβερνητικές αρχές μιας χώρας θεσπίζουν νομικούς περιορισμούς που επηρεάζουν την λήψη επενδυτικών αποφάσεων. Οι περιορισμοί αυτοί μπορούν να αφορούν την απαγόρευση διακράτησης αξιογράφων πέραν ενός καθορισμένου χρονικά διαστήματος ή ακόμα κ περιορισμούς σε ξένους επενδυτές.

### **2.2.2 ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΧΩΝ**

Ένας επενδυτής, πέραν των περιορισμών (συνθηκών) των στόχων που εξετάζει πριν λάβει μια επενδυτική απόφαση, θα πρέπει σιγουρευτεί ότι οι επενδυτικοί στόχοι που έχει θέσει φέρουν τέσσερα βασικά χαρακτηριστικά. Πρώτον, ο στόχος/στόχοι θα πρέπει να είναι συγκεκριμένοι (π.χ. η επίτευξη μέγιστης απόδοσης ή η αποστροφή προς τον κίνδυνο και η ελαχιστοποίηση του διαφοροποιήσιμου κινδύνου του χαρτοφυλακίου του). Δεύτερον, οι στόχοι που θέλει να επιτύχει να είναι ρεαλιστικοί, για παράδειγμα ένας επενδυτής δε μπορεί να επιζητάει μεγάλες αποδόσεις σε σύντομο χρονικό διάστημα και ταυτόχρονα ένα χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου. Τρίτον, οι επενδυτικοί στόχοι θα πρέπει να είναι μετρήσιμοι, δηλαδή να μπορεί να εκτιμηθεί η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου αξιογράφων, ο συντελεστής βήτα του καθώς οι αποκλίσεις μεταξύ απαιτούμενης και πραγματοποιηθείσας απόδοσης, ώστε ο επενδυτής να είναι σε θέση να παρακολουθεί συνεχώς το χαρτοφυλάκιο του και να μπορεί να το αναπροσαρμόσει, εάν το κρίνει σκόπιμο. Τέλος, ένας επενδυτικός στόχος θα πρέπει να είναι χρονικά οριοθετημένος (π.χ. σε χρονικό διάστημα 12 μηνών ο επενδυτής να έχει ως στόχο την επίτευξη 5% κέρδους (απόδοσης) επί της αρχικής του επένδυσης).

### **2.2.3 ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ, ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΧΡΕΟΓΑΦΩΝ**

Ένας επενδυτής οφείλει να αναλύσει και να αξιολογήσει μια μετοχή πριν την επιλέξει για να συνθέσει το χαρτοφυλάκιο χρεογράφων του. Στην περίπτωση της αξιολόγησης μιας μετοχής δεν αρκεί η αξιολόγηση μόνο της εταιρίας. Πάντοτε θα πρέπει να αναλύεται και ο κλάδος στον οποίο ανήκει η εταιρία, η εγχώρια οικονομία ακόμα και η παγκόσμια οικονομία. Συγκεκριμένα, ως προς τη μετοχή ο επενδυτής θα πρέπει να αναλύει ορισμένα ποιοτικά και ποσοτικά κριτήρια. Ο κλάδος στον οποίο υπάγεται η εταιρία θα πρέπει να εξετάζεται ως προς τη χρηματοοικονομική δομή του και μερίδιο αγοράς κατέχει. Επίσης, η αναγκαία η ανάλυση της εγχώριας οικονομίας όπως το επίπεδο εισαγωγών-εξαγωγών, η εγχώρια ζήτηση (domestic demand) αλλά και η κυβερνητική πολιτική (όπως προαναφέραμε αποτελεί ένα πιθανό περιορισμό στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων). Τέλος, η ανάλυση της παγκόσμιας οικονομίας αναφέρεται στο διεθνή πληθωρισμό είτε τις τιμές πετρελαίου.

#### **2.3.1 ΠΟΙΟΤΙΚΑ ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΧΡΕΟΓΑΦΩΝ**

Τα ποιοτικά κριτήρια ανάλυσης, αξιολόγησης και επιλογής μετοχών είναι τα εξής:

1. Ο αριθμός προμηθευτών
2. Αξιολογήσεις καταναλωτών
3. Μερίδιο Αγοράς
4. Το ισχύον θεσμικό πλαίσιο
5. Το προσωπικό
6. Εάν έχει αντικείμενο πολλά ή ένα προϊόντα/υπηρεσίες
7. Η οργανωτική δομή της εταιρίας
8. Η καινοτομία
9. Το service
10. Διοίκηση - Management
11. Προτίμηση θεσμικών επενδυτών

Με τον όρο προτίμηση θεσμικών επενδυτών, εννοούμε για παράδειγμα εάν η εταιρία ακολουθεί μια καλή μερισματική πολιτική, δηλαδή αυξάνει τα μερίσματα της σε επίπεδο που μπορεί να τα διατηρήσει και στο μέλλον.

### **2.3.2 ΠΟΣΟΤΙΚΑ ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΧΡΕΟΓΑΦΩΝ**

Μια πιο ρεαλιστική και αντικειμενική εικόνα για μια εταιρία παρέχουν τα ποσοτικά κριτήρια ανάλυσης, αξιολόγησης και επιλογής μετοχών. Τα ποσοτικά κριτήρια χωρίζονται σε τρεις βασικές κατηγορίες:

1. Οι χρηματοοικονομικοί δείκτες
2. Οι χρηματιστηριακοί δείκτες
3. Τα στατιστικά μέτρα

Οι χρηματοοικονομικοί και χρηματιστηριακοί δείκτες παρέχουν χρήσιμες πληροφορίες σε ένα επενδυτή. Ο επενδυτής μπορεί να βασιστεί στα μετρήσιμα στοιχεία που παρουσιάζουν οι δείκτες για να εξάγει συμπεράσματα που τον βοηθούν να επιλέξει τις κατάλληλες για αυτόν μετοχές. Οι δείκτες μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως σταθμά με βάση τα οποία μπορεί να γίνει η κατάταξη των μετοχών κατά αύξουσα/φθίνουσα σειρά ενδιαφέροντος, με βάση τις επιλογές κάθε επενδυτή. Μερικοί σημαντικοί δείκτες είναι οι εξής:

#### **Χρηματιστηριακή Αξία εταιρίας (Market Capitalization)**

Χρηματιστηριακή αξία ή κεφαλαιοποίηση μιας εισηγμένης εταιρίας αποτελεί την αξία όλων των κοινών μετοχών μιας εταιρίας, δηλαδή είναι το γινόμενο όλων των μετοχών σε κυκλοφορία της εταιρίας επί την τρέχουσα χρηματιστηριακή τιμή της εταιρίας, για κάθε χρονική στιγμή. Μας δείχνει το μέγεθος της εταιρίας, δηλαδή μας δίνει έμμεσα και μια εικόνα για τον κίνδυνο που φέρει η μετοχή αυτή. Εταιρίες μεγάλης χρηματιστηριακής αξίας συνήθως φέρουν λιγότερο κίνδυνο από εταιρίες μικρής χρηματιστηριακής αξίας. Για το λόγο αυτό επιλέγονται συνήθως μετοχές εταιριών με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία. Δίνεται από τον τύπο:

$$XA = (\text{number of shares outstanding}) \times (\text{market price per share})$$

### Χρηματιστηριακός Δείκτης (P/E ratio)

Ο χρηματιστηριακός δείκτης μας δείχνει πόσο είναι διατεθειμένοι οι επενδυτές να πληρώσουν για να αγοράσουν 1 ευρώ του κέρδους ανά μετοχή. Μια δεύτερη ερμηνεία του δείκτη μας δείχνει τα χρόνια που πρέπει να περάσουν για να καλυφθεί η τιμή της μετοχής από το κέρδος ανά μετοχή. Οι επενδυτές επιλέγουν μετοχές με το μικρότερο χρηματιστηριακό δείκτη. Ο χρηματιστηριακός δείκτης δίνεται από τον τύπο:

$$P/E = \frac{\text{Price per share}}{\text{Earnings per share}}$$

Όπου

$$\text{EPS (earnings per share)} = \frac{\text{Net Income}}{\text{Shares outstanding}}$$

### P/E to Growth ή PEG ratio

Ο χρηματοοικονομικός δείκτης PEG ratio μας δείχνει πόσα χρήματα πρέπει να πληρώσει ένας επενδυτής για να αγοράσει 1 ευρώ του μελλοντικού κέρδους της μετοχής. Ο δείκτης αυτός λειτουργεί ως κριτήριο επιλογής μετοχών, συγκεκριμένα επιλέγονται μετοχές με PEG ratio μικρότερο της μονάδας (PEG<1) είτε μετοχές με το μικρότερο PEG ratio. Ο δείκτης P/E to growth δίνεται από τον εξής τύπο:

$$\text{PEG ratio} = \frac{P/E}{g} = \frac{P}{g * E}$$

Όπου

**P:** Η χρηματιστηριακή τιμή μιας μετοχής μια δεδομένη χρονική στιγμή

**E:** Τα κέρδη ανά μετοχή (EPS)

**g:** Το growth που υπολογίζεται ως η μεταβολή των κερδών ανά μετοχή

Δηλαδή,

$$g_t = \frac{EPS_t - EPS_{t-1}}{EPS_{t-1}}$$

### **Δείκτης Μερισματικής Απόδοσης (Dividend Yield)**

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας πόσα χρήματα πρέπει να πληρώσει ένας επενδυτής για να αγοράσει 1 ευρώ του μερίσματος ανά μετοχή. Μια δεύτερη ερμηνεία του dividend yield μας δείχνει το ποσό που διανέμει ως μέρισμα στους μετόχους της μια εταιρία σε σχέση με τιμή ανά μετοχή της εταιρίας. Οι επενδυτές επιλέγουν μετοχές με τη μεγαλύτερη μερισματική απόδοση. Η μερισματική απόδοση υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$\text{Dividend yield} = \frac{\text{Annual Dividends per Share}}{\text{Price per Share}}$$

### **Δείκτης Εμπορευσιμότητας (Marketability ratio)**

Ο δείκτης αυτός μας δείχνει την εμπορευσιμότητα που παρουσιάζει μια μετοχή στο χρηματιστήριο, δηλαδή το πόσο εύκολα αγοράζεται ή πωλείται. Είναι ο λόγος του ημερήσιου όγκου συναλλαγών μιας μετοχής προς τον συνολικό αριθμό κοινών μετοχών της εταιρίας. Ο δείκτης εμπορευσιμότητας αποτελεί έναν από τους σημαντικότερους δείκτες βάσει του οποίου έχουν βασιστεί πολλές μελέτες για να κάνουν διαχωρισμό του δείγματος μετοχών που αναλύουν είτε ακόμα και να επιλέξουν τις μετοχές που θα περιλαμβάνει το δείγμα της έρευνας. Γενικά, οι επενδυτές επιλέγουν μετοχές που παρουσιάζουν μεγάλους δείκτες εμπορευσιμότητας. Ο δείκτης εμπορευσιμότητας υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{Marketability ratio} = \frac{\text{Αριθμός Κοινών Μετοχών που άλλαξαν χέρια}}{\text{Συνολικός Αριθμός κοινών Μετοχών}}$$



Εκτός των χρηματοοικονομικών και χρηματιστηριακών δεικτών υπάρχει μια πληθώρα δεικτών που μπορεί να χρησιμοποιήσει ένας επενδυτής, για να εξάγει σημαντικά συμπεράσματα σχετικά με την εικόνα που παρουσιάζει η εταιρία στην μετοχή της οποίας σκέφτεται να επενδύσει. Συνοπτικά αναφέρονται ορισμένοι δείκτες που χρησιμοποιούνται στην εφαρμοσμένη χρηματοοικονομική για επιχειρήσεις:

### **Market/Book ratio**

Μας δείχνει πόσο θα πληρώσει ο επενδυτής για 1 ευρώ λογιστικής αξίας της μετοχής της εταιρίας. Όσο υψηλότερος ο δείκτης M/B τόσο το καλύτερο.

$$M/B = \frac{\text{Market Value per Share}}{\text{Book Value per Share}}$$

Όπου

$$BVPS (\text{Book Value per Share}) = \frac{\text{Common Equity}}{\text{Shares of Common stocks}}$$

### **Current ratio**

Μας δείχνει εάν η εταιρία μπορεί να καλύψει τις βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις της από τα περιουσιακά στοιχεία που έχει στην κατοχή της. Συγκεκριμένα, το ποσοστό των περιουσιακών στοιχείων που μπορούν να ρευστοποιηθούν για να καλυφθούν οι βραχυπρόθεσμες της υποχρεώσεις.

$$CR = \frac{\text{Total Current Assets}}{\text{Total Current Liabilities}}$$

### **Δείκτης Άμεσης Ρευστότητας (Quick ratio)**

Μας δείχνει το βαθμό ρευστότητας, δηλαδή εάν τα περιουσιακά στοιχεία της εταιρίας μπορούν να ρευστοποιηθούν γρήγορα με τη μικρότερη δυνατή ζημιά.

$$QR = \frac{\textit{Total Current Assets} - \textit{Inventories}}{\textit{Total Current Liabilities}}$$

### **Inventory Turnover**

Ο δείκτης αυτός μας δείχνει πόσο έχει επενδύσει η εταιρία στα περιουσιακά της στοιχεία για κάθε ευρώ πωλήσεων. Ο δείκτης αυτός συγκρίνεται με τον αντίστοιχο δείκτη του κλάδου και θα πρέπει να είναι μεγαλύτερος αυτού. Εάν είναι μικρότερος σημαίνει ότι η εταιρία έχει παλιά αποθέματα ή δεν έχει κάνει καλή διαχείριση αυτών.

$$\textit{Inventory Turnover} = \frac{\textit{Sales}}{\textit{Inventory}}$$

### **Daily sales Outstanding (DSO)**

Αντιπροσωπεύει τον αριθμό των ημερών από τη στιγμή που έγιναν οι πωλήσεις μέχρι την είσπραξη των κερδών. Όσο μικρότερος ο δείκτης τόσο καλύτερα. Σε περίπτωση που είναι υψηλός το συμπέρασμα που απορρέει είναι ότι η εταιρία έχει poor credit policy.

$$DSO = \frac{\textit{Receivables}}{\textit{Average Sales per Day}}$$

### **Fixed Assets Turnover (FATO)**

$$FATO = \frac{\textit{Sales}}{\textit{Net Fixed Assets}}$$

### **Total Assets Turnover (TATO)**

$$\text{TATO} = \frac{\text{Sales}}{\text{Net Total Assets}}$$

### **Debt Ratio**

Μας δείχνει το ποσοστό του μακροχρόνιου κεφαλαίου που έχει χρηματοδοτηθεί με δανειακά κεφάλαια.

$$\text{Debt Ratio} = \frac{\text{Total Liabilities}}{\text{Total Assets}}$$

### **Times Interest Earned ratio (TIE)**

Μας δείχνει πόσες φορές μεγαλύτερα είναι τα κέρδη της εταιρίας για να καλύψει τους τόκους.

$$\text{TIE} = \frac{C}{\text{Interest Expense}}$$

### **Profit Margins**

Είναι μια κατηγορία δεικτών που μας δείχνουν πως επηρεάζεται από άλλες δαπάνες ή το κέρδος ανά ευρώ πωλήσεων της εταιρίας. Σε αυτή την κατηγορία ανήκουν τρεις δείκτες:

#### **Net Profit Margin**

$$\text{PM} = \frac{\text{Net Income}}{\text{Sales}}$$

#### **Operating Profit Margin**

$$\text{OM} = \frac{\text{Earnings Before Interest and Taxes}}{\text{Sales}}$$

### **Gross Profit Margin**

$$\text{GPM} = \frac{\text{Sales} - \text{Cost of Goods Sold}}{\text{Sales}}$$

Τέλος, έχουμε τους δείκτες ROA και ROE. Ο πρώτος αφορά όλους τους επενδυτές καθώς μας δείχνει την κερδοφορία μετά φόρου και τόκου ανά ευρώ επενδύσεων στα περιουσιακά στοιχεία. Ο δεύτερος αφορά κυρίως τους μετόχους καθώς μας δείχνει την απόδοση του μετοχικού κεφαλαίου. Ο ROE είναι σημαντικός δείκτης καθώς δείχνει εάν μια εταιρία την συμφέρει να έχει δανεισμό στην κεφαλαιακή της διάθρωση.

### **Return On Assets (ROA)**

$$\text{ROA} = \frac{\text{Net Income}}{\text{Total Assets}}$$

### **Return On Equity (ROE)**

$$\text{ROE} = \frac{\text{Net Income}}{\text{Common equity}}$$

Οι οικονομικοί δείκτες είναι ένα πολύτιμο εργαλείο για τους επενδυτές δεν τους βοηθάει απλά στην επιλογή χρεογράφων για την σύνθεση ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου αλλά σε πολλές περιπτώσεις τους προστατεύει. Το 1998 ο οικονομικός αναλυτής Andrew Shore, όπου εργαζόταν στην εταιρία Paine Webber και μέλος του Χρηματιστηρίου της Wall Street, έδειξε την ικανότητα των δεικτών να αναλύουν τις οικονομικές καταστάσεις εταιριών και να ενημερώνουν τους επενδυτές για την εγκυρότητα των οικονομικών καταστάσεων αλλά και το κατά πόσο η τιμή της μετοχής της εταιρίας αντικατοπτρίζει πλήρως την οικονομική κατάσταση της εταιρείας. Ένα τέτοιο παράδειγμα εσκεμμένης παραπλάνησης του επενδυτικού κοινού ανακαλύφθηκε το 1998 από τον Shore. Συγκεκριμένα, ο τότε διευθύνων σύμβουλος της εταιρίας Sunbeam, Al Dunlap, διώχνοντας τα ήδη υπάρχοντα διευθυντικά στελέχη και φέρνοντας δικούς του ανθρώπους στη θέση τους και στην συνέχεια απολύοντας εργαζομένου και αποφασίζοντας το κλείσιμο εργοστασίων, θα οδηγούσε σε μείωση των δαπανών και εμφάνιση αυξημένων κερδών. Μέσα από μια σειρά λογιστικών τεχνασμάτων ο Al Dunlap κατάφερε να παρουσιάσει υψηλά κέρδη που είχαν ως αποτέλεσμα την άνοδο της τιμής της μετοχής της Sunbeam παραπλανώντας έτσι αναλυτές, μετόχους και επενδυτικό κοινό. Η απάτη αυτή εις βάρος του επενδυτικού κοινού αποκαλύφθηκε από το Shore με τη χρήση και ερμηνεία των οικονομικών δεικτών.

## **2.4 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ Η.ΜΑΡΚΟΒΙΤΖ ΓΙΑ ΕΠΙΛΟΓΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΕΛΑΧΙΣΤΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ**

Ο οικονομολόγος Harry Markowitz θεωρείται ο δημιουργός της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου, MPT-Modern Portfolio Theory. Έθεσε τις βάσεις για την ανάλυση του κινδύνου και της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου ως ένα σύνολο χρεογράφων και όχι ως μεμονωμένη ανάλυση αυτών. Μέχρι το 1952, η επενδυτική κοινότητα αναφερόταν στο ρίσκο που φέρει ένα χαρτοφυλάκιο χρεογράφων όμως δεν είχε αναπτυχθεί ένα συγκεκριμένο μοντέλο μέτρησης του κινδύνου. Η λύση σε αυτό το πρόβλημα επήλθε από τον Markowitz με τη μελέτη που δημοσίευσε το 1952 στο Journal of Finance και που επτά χρόνια αργότερο, το 1959, αποτέλεσε τη βάση για το βιβλίο "Portfolio Selection", που εκδόθηκε από τον ίδιο. Για την συνεισφορά του στον τομέα της χρηματοοικονομικής ο Markowitz τιμήθηκε με το βραβείο νόμπελ στα οικονομικά το 1990.

Ο H.Markowitz κατασκεύασε ένα μοντέλο, που στοχεύει στη σύνθεση αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων χρεογράφων. Οι επενδυτές έχουν ως κύριο στόχο τη σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου που θα μεγιστοποιεί την αναμενόμενη απόδοση και ταυτόχρονα θα ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν. Πάνω σε αυτό το γεγονός ο H.Markowitz δημιούργησε ένα μοντέλο για την κατασκευή ενός άριστου χαρτοφυλακίου χρεογράφων που θα δίνει την καλύτερη δυνατή σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και ρίσκου.

### **Ο κίνδυνος και η αναμενόμενη απόδοση κατά H.Markowitz**

Ο Markowitz τονίζοντας ότι δεν είναι γνωστή η κατεύθυνση που θα κινηθεί η τιμή μιας μετοχής, δηλαδή εάν θα παρουσιάσει θετική ή αρνητική απόδοση τη χρονική στιγμή  $t$ , αντιμετώπισε τη τιμή μιας μετοχής ως μια τυχαία μεταβλητή. Με βάση τη στατιστική η αναμενόμενη απόδοση μιας τυχαίας μεταβλητής δίνεται από το μέσο των τιμών της μεταβλητής αυτής ενώ η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση μας δείχνει το πόσο αποκλίνουν οι τιμές από το μέσο. Βασιζόμενος στη στατιστική ο Markowitz ξεκίνησε τη μελέτη του υπολογίζοντας την απόδοση μιας μετοχής ως μια απλή μεταβολή της τιμής της μετοχής μεταξύ δύο χρονικών παρατηρήσεων και στη συνέχεια για τον προσδιορισμό της αναμενόμενης απόδοσης της χρησιμοποίησε το μέσο των τιμών. Συγκεκριμένα, ο Markowitz χρησιμοποίησε τους εξής τύπους:

$$r_{it} = \frac{W_{it} - W_{it-1}}{W_{it-1}}$$

Όπου

$r_{it}$ : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  στη χρονική στιγμή  $t$

$W_{it}$ : Το κεφάλαιο που εισπράχθηκε τη χρονική στιγμή  $t$

$W_{it-1}$ : Το κεφάλαιο που επενδύθηκε τη χρονική στιγμή  $t-1$

Στη συνέχεια για τον υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής χρησιμοποίησε τον εξής τύπο:

$$\bar{r}_p = E(\bar{r}_i)$$

Όπου

$r_p$ : Η αναμενόμενη απόδοση των τιμών μιας μετοχής  $i$

$E(r_i)$ : Ο μέσος όρος όλων των τιμών μιας μετοχής που παρατηρήθηκαν για μια χρονική περίοδο

Έπειτα, ο Markowitz εκτίμησε τον κίνδυνο της μετοχής με διακύμανση των παρατηρούμενων τιμών, δηλαδή:

$$s_p^2 = \text{var}(\bar{r}_i)$$

Όπου

$s_p^2$ : Ο κίνδυνος που φέρει η μετοχή

**var( $r_i$ )** : Η διακύμανση των τιμών μιας μετοχής που παρατηρήθηκαν για μια χρονική περίοδο

Στη συνέχεια ο Markowitz οδηγήθηκε στο συμπέρασμα ότι εφόσον με τον άνω τρόπο μπορεί να εκτιμηθεί η αναμενόμενη απόδοση μιας μεμονωμένης μετοχής το ίδιο θα μπορούσε να εφαρμοστεί και για ένα χαρτοφυλάκιο χρεογράφων. Τα χαρτοφυλάκια χρεογράφων δεν είναι τίποτα άλλο από ένα σύνολο χρεογράφων για τα οποία έχει επενδυθεί ένα συγκεκριμένο κεφάλαιο. Οπότε και η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί ως ένας σταθμικός μέσος των αναμενόμενων αποδόσεων των χρεογράφων με σταθμά τα ποσά επένδυσης στο κάθε χρεόγραφο. Δηλαδή, η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να αποδοθεί ως εξής:

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

Όπου

**E( $R_p$ )** : Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών

**$W_i$**  : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε κάθε μετοχή

**E( $R_i$ )** : Η αναμενόμενη απόδοση κάθε μετοχής

**n** : Ο αριθμός των μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μετοχών σύμφωνα με τον Markowitz είναι αποτέλεσμα τριών συνιστωσών:

1. Οι αποκλίσεις των αποδόσεων κάθε μετοχής από το μέσο
2. Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε κάθε μετοχή
3. Οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των χρεογράφων, δηλαδή ο μέσος όρος του γινομένου των αποκλίσεων των αποδόσεων από τις αντίστοιχες μέσες αποδόσεις

Οπότε ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μετοχών είναι οι σταθμισμένες διακυμάνσεις των αποδόσεων του συνόλου του ζευγών των χρεογράφων που το



συνθέτουν, καθώς επίσης και ο κίνδυνος κάθε χρεογράφου. Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετοχών αποδίδεται κατά τον Markowitz ως εξής:

$$S_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_i * W_j * S_i * S_j * \rho_{ij}}$$

Όπου

$S_p$  : Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετοχών

$S_i$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής  $i$

$S_j$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής  $j$

$W_i$  : Το ποσοστό επένδυσης (weight) στη μετοχή  $i$

$W_j$  : Το ποσοστό επένδυσης (weight) στη μετοχή  $j$

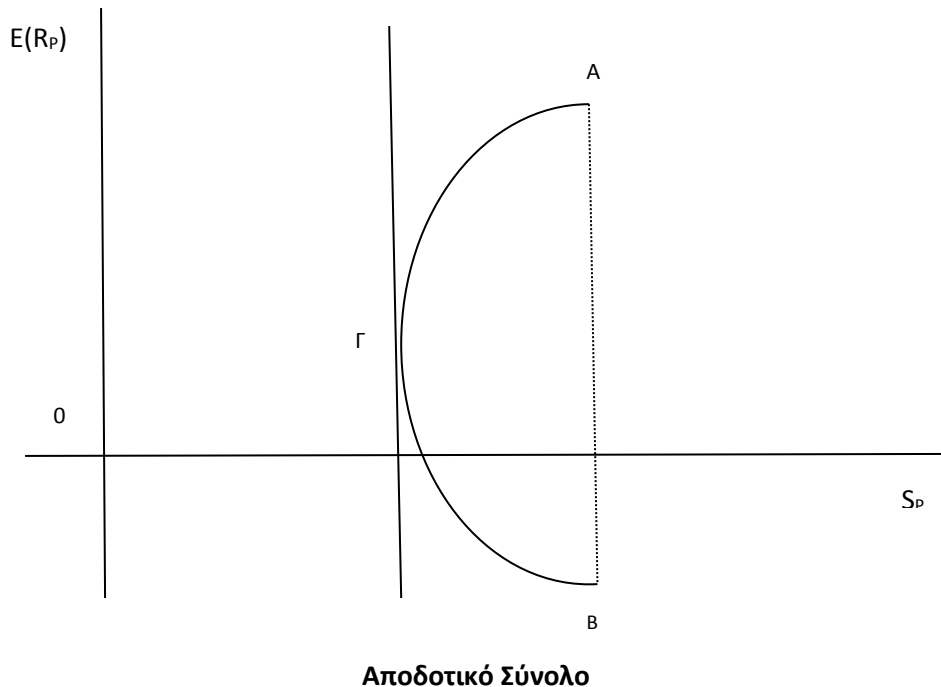
$\rho_{ij}$ : Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των μετοχών  $i$  και  $j$

$N$ : Ο αριθμός των μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

Ο παραπάνω μαθηματικός τύπος μας δείχνει ότι ο κίνδυνος μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών μειώνεται όσο αυξάνεται ο αριθμός των χρεογράφων που το συνθέτουν. Αντιθέτως, όσο υψηλότερες οι διακυμάνσεις των μετοχών που το απαρτίζουν τόσο αυξάνεται ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.

### **Αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια μετοχών και Αποδοτικό Σύνορο**

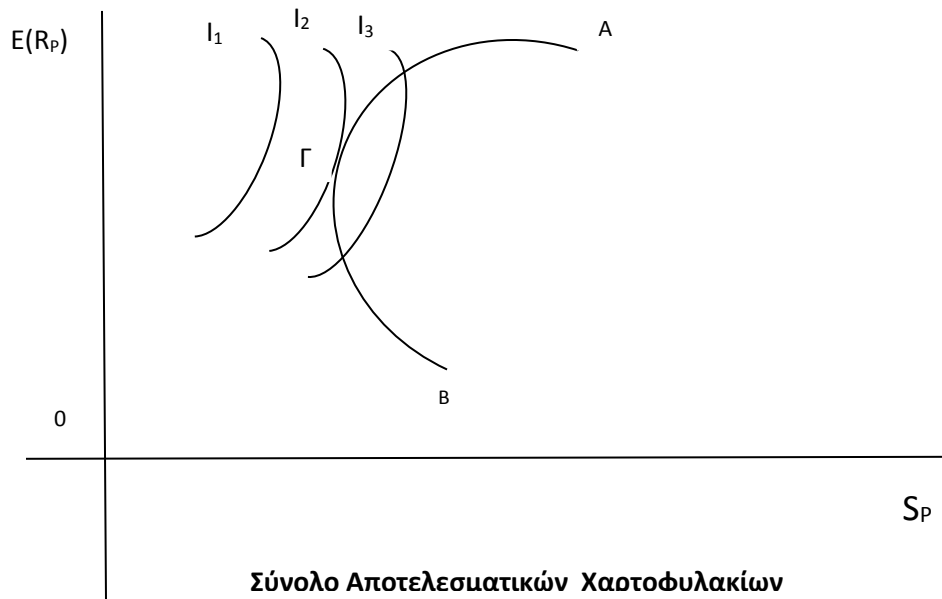
Ένα χαρτοφυλάκιο καλείται αποδοτικό όταν φέρει τον ελάχιστο κίνδυνο και ταυτόχρονα τη μέγιστη απόδοση.



Ολόκληρη η καμπύλη AB περιέχει χαρτοφυλάκια με ελάχιστο κίνδυνο, όμως μόνο ένα μέρος της καμπύλης αυτής περιέχει και χαρτοφυλάκια μέγιστης απόδοσης. Φέροντας μια εφαπτομένη στην καμπύλη AB το σημείο Γ αποτελεί το πρώτο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο και ονομάζεται σφαιρικό χαρτοφυλάκιο. Όλα τα σημεία από το Γ μέχρι και το A αποτελούν αποδοτικά χαρτοφυλάκια, δηλαδή φέρουν ελάχιστο κίνδυνο και ταυτόχρονα τη μέγιστη απόδοση, και η καμπύλη AΓ ονομάζεται Αποδοτικό Σύνολο ή Αποδοτικό Σύνορο. Ανάλογα με το επενδυτικό προφίλ ο κάθε επενδυτής μπορεί να επιλέξει κάποιο από τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια που απαρτίζουν το Αποδοτικό Σύνολο.

### Καμπύλες αδιαφορίας

Ανάλογα με την πρόθεση του επενδυτή να αναλάβει περισσότερο η λιγότερο κίνδυνο εξαρτάται και η τελική επιλογή του επιθυμητού για αυτόν χαρτοφυλακίου. Στην επιλογή αυτή συμβάλουν οι καμπύλες αδιαφορίας.



Οι  $I_1$ ,  $I_2$  και  $I_3$  αποτελούν καμπύλες αδιαφορίας. Όλα τα χαρτοφυλάκια επάνω σε μια καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά στους επενδυτές. Οι καμπύλες αδιαφορίας για κάθε επενδυτή είναι άπειρες και είναι παράλληλες. Ο κάθε επενδυτής ανάλογα με τα χαρακτηριστικά του χαράζει τις δικές του καμπύλες αδιαφορίας αναλογιζόμενος το κίνδυνο που είναι διατεθειμένος να αναλάβει. Στο παραπάνω διάγραμμα άριστο χαρτοφυλάκιο αποτελεί το  $\Gamma$  και η καμπύλη αδιαφορίας  $I_2$ .

## 2.5 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟ ΜΕΤΟΧΩΝ

### Απόδοση μιας επένδυσης

Απόδοση μιας επένδυσης, για έναν επενδυτή ή μια εταιρία, αποτελεί η προσδοκία η επένδυση αυτή να τους αποφέρει ένα αναμενόμενο κέρδος σε ένα χρονικά οριοθετημένο διάστημα. Μια επένδυση όμως θα πρέπει να παρακολουθείται για να εξασφαλιστεί το γεγονός ότι θα αποφέρει κέρδη. Η ποσοτικοποίηση της απόδοσης μιας επενδυτικής επιλογής είναι απαραίτητη καθώς μεταβάλλεται μέσα στο χρόνο. Η απόδοση μιας επένδυσης για ένα δεδομένο χρονικό διάστημα εκφράζεται σε αρχικό στάδιο ως ένα επί τις εκατό ποσοστό του αρχικά υπενδεδυμένου κεφαλαίου, δηλαδή:

$$\text{Rate of return} = \frac{\text{Amount Received} - \text{Amount Invested}}{\text{Amount Invested}}$$

Η επιλογή μιας μετοχής, σε αρχικό στάδιο, απαιτεί μελέτη και ανάλυση τόσο σχετικά με την πραγματική τρέχουσα θεμελιώδη αξία μιας μετοχής όσο και για την αξιοπιστία της αγοράς. Το Efficient Market Theory προϋποθέτει ότι οι αγορές είναι ορθολογικές, οι νέες πληροφορίες αντανακλώνται στιγμιαία στην τιμή μιας μετοχής και ότι δεν υπάρχουν περιπτώσεις mispricing των μετοχών και ευκαιρίες arbitrage. Σε πολλές περιπτώσεις όμως έχει αποδειχθεί ότι οι αγορές ενδέχεται να αντιδράσουν υπερβολικά και λανθασμένα σε μια νέα πληροφορία με αποτέλεσμα τη μη σωστή ενσωμάτωση των νέων πληροφοριών στη τιμή μιας μετοχής. Επίσης, υπάρχουν περιπτώσεις όπου οι επενδυτές, εσκεμμένα, μέσω εσωτερική πληροφόρησης χειραγωγούν τις αγορές προς όφελος τους και εις βάρος του λοιπού επενδυτικού κοινού. Σχετικά με το κομμάτι της ανάλυσης μιας μετοχής, ένας επενδυτής έχει στην κατοχή μια πληθώρα εργαλείων για τη σωστή αξιολόγηση και επιλογή μιας μετοχής. Εκτός των χρηματοοικονομικών και χρηματιστηριακών δεικτών που προαναφέραμε, ένας επενδυτής μπορεί να εκτιμήσει την τρέχουσα θεμελιώδη αξία μιας μετοχής, με τον εξής τρόπο:

$$V_s = \frac{D_1}{(1+R_s)^1} + \frac{D_2}{(1+R_s)^2} + \frac{D_3}{(1+R_s)^3} + \dots + \frac{D_\infty}{(1+R_s)^\infty}$$

Όπου

$V_s$ : Το intrinsic Value μιας κοινής μετοχής

$D_t$ : Το μέρισμα που αποδόθηκε τη χρονική περίοδο  $t$

$R_s$ : Το cost of equity της εταιρίας

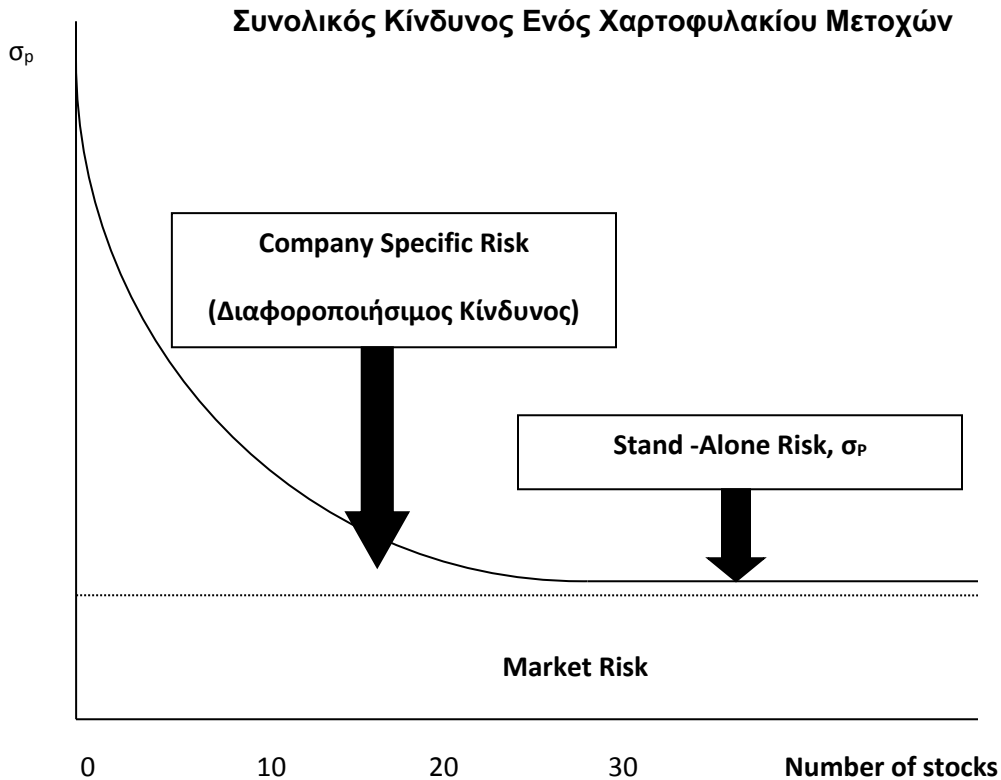
Η τρέχουσα θεμελιώδης αξία μιας μετοχής μπορεί να υπολογιστεί και με τρεις διαφορετικές προσεγγίσεις. Το Dividend growth model για μετοχές με σταθερό ρυθμό ανάπτυξης (constant growth stocks) είτε για μετοχές με μη σταθερό ρυθμό ανάπτυξης (non-constant growth stocks). Δεύτερή προσέγγιση μπορεί να γίνει με τη μέθοδο των Free cash flow. Τέλος, το intrinsic Value μιας κοινής μετοχής μπορεί να εκτιμηθεί και με τη χρήση πολλαπλασιαστών συγκρίσιμων εταιριών.

### **Κίνδυνος μιας επένδυσης**

Τυπικά, οι αποδόσεις μιας επένδυσης δε μπορούν να θεωρηθούν δεδομένες, κάθε επένδυση εμπεριέχει ρίσκο. Ο κίνδυνος μιας επένδυσης εκφράζεται ως η πιθανότητα να πάρουμε απόδοση μικρότερη από την αναμενόμενη. Όσο μεγαλύτερη η πιθανότητα η επένδυση να αποφέρει απόδοση μικρότερη από την απαιτούμενη, τόσο μεγαλύτερος ο κίνδυνος. Η μέτρηση του συνολικού κινδύνου (stand-alone risk) μιας επένδυσης υπολογίζεται από τις τυπικές αποκλίσεις από τις αναμενόμενες αποδόσεις και από τη μέση σταθμισμένη απόδοση. Όσο μεγαλύτερη η τυπική απόκλιση τόσο μεγαλύτερη η πιθανότητα να πάρουμε απόδοση μικρότερη από την αναμενόμενη.

Ο κίνδυνος μιας επένδυσης σε μία μετοχή αποτελείται από μια μέρη, το συστηματικό και το μη συστηματικό κίνδυνο. Ο μη συστηματικός ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος (Company specific risk), είναι το κομμάτι του συνολικού κινδύνου μιας επένδυσης που μπορεί να εξαιρεθεί μέσω της διαφοροποίησης. Ο συστηματικός ή μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος (Market risk), είναι το κομμάτι του συνολικού κινδύνου μιας επένδυσης που δε μπορεί να εξαιρεθεί μέσω της διαφοροποίησης. Ορθολογικοί επενδυτές ελαχιστοποιούν τον μη συστηματικό ή διαφοροποιήσιμο κίνδυνο συνθέτοντας χαρτοφυλάκια χρεογράφων. Με τον τρόπο αυτό αναλαμβάνουν μόνο το κομμάτι του συστηματικού ή μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου. Ο επενδυτής που διακρατεί μια

μόνο μετοχή αντιμετωπίζει μεγαλύτερο stand-alone risk και επομένως η απόδοση που θα λάβει θα είναι μικρότερη από την απαιτούμενη σε σχέση με το επίπεδο του κινδύνου που αναλαμβάνει.



Όπως φαίνεται και στο παραπάνω διάγραμμα ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο (well diversified portfolio) αποτελείται από πολλά χρεόγραφα που παρουσιάζουν αρνητικές συσχετίσεις μεταξύ τους. Η τυπική απόκλιση  $\sigma_p$  αρχίζει να πέφτει με μειούμενο ρυθμό μετά από ένα αριθμό μετοχών με κατώτερο σημείο το  $\sigma_M$  ( $\sigma_p = \sigma_M$ ), δηλαδή το market risk. Μελέτες έχουν δείξει ότι συνθέτοντας ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, οι επενδυτές μπορούν να μειώσουν τον κίνδυνο ακόμα και στο μισό σε σχέση με το να επενδύσουν σε μια μόνο μετοχή.

### **2.5.1 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΜΕΜΟΝΩΜΕΝΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ**

Η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να αποδοθεί με πολλούς διαφορετικούς τρόπους. Είναι η μεταβολή της τιμής μιας μετοχής μεταξύ δύο συγκεκριμένων χρονικών σημείων. Απαραίτητες προϋποθέσεις για τον υπολογισμό της απόδοσης μιας μετοχής είναι ο ορισμός του χρονικού διαστήματος της εκτίμησης και η εισηγημένη εταιρία που φέρει τη μετοχή. Επίσης, ένας επιπλέον παράγοντας που πρέπει να ελέγχεται είναι εάν μέσα στο χρονικό διάστημα της εκτίμησης αποδόθηκε μέρισμα ή όχι. Οι αποδόσεις μπορούν να πάρουν θετικές, αρνητικές τιμές ή και μηδέν. Παρακάτω θα παρατεθούν διαφορετικοί τρόποι υπολογισμού της απόδοσης μιας μεμονωμένης μετοχής.

#### **Κεφαλαιακή Απόδοση Μετοχής Χωρίς Απόδοση Μερίσματος**

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

Όπου

$R_{it}$  : Η κεφαλαιακή απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it}$  : Η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it-1}$  : Η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t-1$

#### **Ολική Απόδοση Μετοχής Με Απόδοση Μερίσματος**

Σε περίπτωση που η μετοχή μεταξύ του διαστήματος  $t$  και  $t-1$  αποδώσει μέρισμα η απόδοση της υπολογίζεται ως εξής:

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

Όπου

$R_{it}$  : Η ολική απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it}$  : Η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it-1}$  : Η τιμή της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t-1$

$D_{it}$  : Το μέρισμα που αποδόθηκε μεταξύ του διαστήματος  $t$  και  $t-1$

### **Λογαριθμική Απόδοση Μετοχής Χωρίς Απόδοση Μερίσματος**

Η λογαριθμική προσέγγιση κάνει την κατανομή πιο κανονική και συνεχή και παρέχει στον επενδυτή μια καλύτερη εκτίμηση της απόδοσης μιας μετοχής. Υπολογίζεται ως εξής:

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

Όπου

$R_{it}$  : Η λογαριθμική απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln(P_{it})$  : Ο φυσικός λογάριθμος της τιμής της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln(P_{it-1})$  : Ο φυσικός λογάριθμος της τιμής της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t-1$

### **Δεύτερος τρόπος υπολογισμού:**

$$\text{Logarithmic stock return} = \ln(1+R_{it})$$

Όπου

$R_{it}$  : Η κεφαλαιακή απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$



### Λογαριθμική Απόδοση Μετοχής Με Απόδοση Μερίσματος

Σε περίπτωση που η μετοχή μεταξύ του διαστήματος t και t-1 αποδώσει μέρισμα η λογαριθμική της απόδοση υπολογίζεται ως εξής:

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

Όπου

$R_{it}$  : Η λογαριθμική απόδοση μιας μετοχής i τη χρονική στιγμή t

$P_{it}$  : Η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

$P_{it-1}$  : Η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t-1

$D_{it}$  : Το μέρισμα που αποδόθηκε μεταξύ του διαστήματος t και t-1

### Αναμενόμενη Μελλοντική Απόδοση Μετοχής

Για τον υπολογισμό της αναμενόμενης μελλοντικής απόδοσης μιας μετοχής δε μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τις μεθόδους που προαναφέρθηκαν καθώς τη μελλοντική τιμή που θα καταγράψει η μετοχή καθώς επίσης και τον αν θα αποδώσει μέρισμα ή ακόμα κ το ύψος του μερίσματος που θα αποδώσει. Η αναμενόμενη μελλοντική απόδοση μιας μετοχής μας δείχνει την απόδοση που έχει τη μεγαλύτερη πιθανότητα να παρατηρήσουμε. Για το λόγο αυτό περιγράφεται ως το σταθμισμένο άθροισμα των αποδόσεων που παρατηρήθηκαν για ένα δεδομένο χρονικό διάστημα, με σταθμά την πιθανότητα να εμφανιστεί μια απόδοση. Όταν έχω ένα δείγμα ιστορικών δεδομένων θεωρώ ίσες πιθανότητες για κάθε απόδοση. Οπότε η αναμενόμενη απόδοση μετράται ως εξής:

$$E(R_i) = \sum_{k=1}^N P_k * R_{ik}$$

Όπου

$E(R_i)$  : Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$

$P_k$  : Η πιθανότητα να εμφανιστεί η απόδοση  $R_{ik}$

$R_{ik}$  : Οι αποδόσεις μιας μετοχής  $i$  που παρατηρήθηκαν

Ο τύπος αναμενόμενης απόδοσης για ένα δείγμα ιστορικών δεδομένων μπορεί να αποδοθεί και ως εξής:

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

Όπου

$E(R_i)$  : Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$

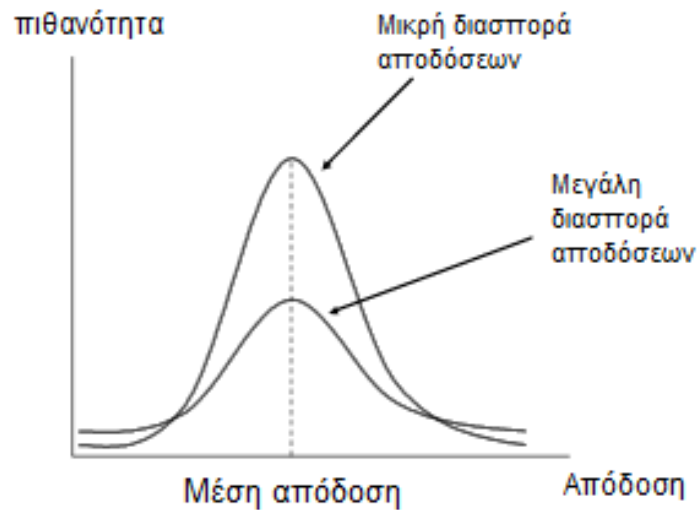
$R_{it}$  : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$n$  : Το πλήθος των παρατηρήσεων του δείγματος

### **2.5.2 ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΜΟΝΩΜΕΝΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ**

Όπως προαναφέραμε ο κίνδυνος μιας μετοχής εκτιμάται από τις τυπικές αποκλίσεις από τις αναμενόμενες αποδόσεις και από τη μέση σταθμισμένη απόδοση. Ο κίνδυνος μιας μετοχής αποτελεί δηλαδή τη διασπορά της απόδοσης. Μας δείχνει τη μεταβλητότητα των αποδόσεων γύρω από μια μέση απόδοση.

## ΔΙΑΣΠΟΡΑ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ



Όπως φαίνεται στο παραπάνω διάγραμμα στη μικρή διασπορά αποδόσεων η κατανομή έχει μικρή διακύμανση, συνεπώς και η μετοχή χαμηλό κίνδυνο. Στη δεύτερη περίπτωση παρατηρείται μεγαλύτερη διασπορά αποδόσεων η κατανομή έχει μεγαλύτερη διακύμανση, συνεπώς και η μετοχή φέρει υψηλότερο κίνδυνο. Η διασπορά απόδοσης για μια μεμονωμένη μετοχή λοιπόν μπορεί να εκτιμηθεί από τον ακόλουθο τύπο:

$$\sigma^2(\mathbf{R}_i) = \sum_{k=1}^N P_k * (\mathbf{R}_{ik} - E(\mathbf{R}_i))^2$$

Όπου

$\sigma^2(\mathbf{R}_i)$  : Η διασπορά απόδοσης μιας μετοχής  $i$

$P_k$  : Η πιθανότητα να εμφανιστεί η απόδοση  $\mathbf{R}_{ik}$

$\mathbf{R}_{ik}$  : Οι αποδόσεις μιας μετοχής  $i$  που παρατηρήθηκαν

$E(\mathbf{R}_i)$  : Η μέση απόδοση μιας μετοχής  $i$

Ο τύπος διασποράς απόδοσης για μια μεμονωμένη μετοχή μπορεί να αποδοθεί και ως εξής:

$$\sigma^2(\mathbf{R}_i) = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (\mathbf{R}_{it} - E(\mathbf{R}_i))^2$$

Όπου

$\sigma^2(\mathbf{R}_i)$  : Η διασπορά απόδοσης μιας μετοχής  $i$

$\mathbf{R}_{it}$  : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$E(\mathbf{R}_i)$  : Η μέση απόδοση μιας μετοχής  $i$

$n$  : Το πλήθος των παρατηρήσεων του δείγματος

## 2.6 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΜΙΑΣ ΜΕΤΟΧΗΣ

Μεταξύ δύο μετοχών που έχουν την ίδια μέση απόδοση αλλά διαφορετική διασπορά απόδοσης (όπως φαίνεται και στο τελευταίο διάγραμμα), επιλέγεται η μετοχή που παρουσιάζει το μικρότερο κίνδυνο. Στην περίπτωση που δύο μετοχές έχουν διαφορετικές μέσες αποδόσεις αλλά ίδιο κίνδυνο επιλέγεται εκείνη με τη μεγαλύτερη απόδοση. Οι παραπάνω αποτελούν δύο ειδικές περιπτώσεις και η επιλογή μεταξύ των δύο μετοχών είναι απλή. Στην περίπτωση όμως που μεταξύ δύο μετοχών παρατηρούνται διαφορετικές μέσες αποδόσεις και διαφορετικές διασπορές απόδοσης, χρησιμοποιείται ως κριτήριο επιλογής ένα συντελεστής. Ο συντελεστής αυτός καλείται συντελεστής μεταβλητότητας (coefficient of variation - CV). Γενικά, ο συντελεστής μεταβλητότητας χαρακτηρίζεται ως η σχέση μεταξύ της τυπικής απόκλισης  $\sigma$  και του μέσου  $\mu$ . Μας δείχνει την έκταση της μεταβλητότητας σε σχέση με το μέσο όρο του πληθυσμού. Σχετικά με μία μετοχή ο συντελεστής μεταβλητότητας είναι ο λόγος της τυπικής απόκλισης της απόδοσης της μετοχής ως προς τη μέση σταθμισμένη απόδοσή της. Μετρά τον κίνδυνο ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης, είναι καθαρός αριθμός και δίνεται από τον τύπο:

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

Όπου

$CV_i$  : Ο συντελεστής μεταβλητότητας μιας μετοχής  $i$

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

$E(R_i)$  : Η μέση σταθμισμένη απόδοσή της μετοχής  $i$

Οι επενδυτές επιλέγουν πάντα μετοχές με μικρό συντελεστή μεταβλητότητας είτε με το μεγαλύτερο όρο  $\frac{E(R_i)}{\sigma(R_i)}$ .

## 2.7 ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΔΥΟ ΜΕΤΟΧΩΝ

Πέρα τον αποδόσεων, του κινδύνου και του συντελεστή μεταβλητότητας, που αναλυθήκαν στα προηγούμενα κεφάλαια, ένας επενδυτής στη διαδικασία σύνθεσης ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου χρεογράφων οφείλει να εξετάσει έναν επιπλέον παράγοντα. Ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο περιέχει χρεόγραφα που παρουσιάζουν αρνητική συσχέτιση. Για το λόγο αυτό οι επενδυτές πρέπει να ελέγχουν τη συνδιακύμανση (covariance) μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών. Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και μιας μετοχής  $j$  μας δείχνει τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των δύο μετοχών, δηλαδή την κατεύθυνση στην οποία κινούνται. η συνδιακύμανση υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$\sigma_{ij} \text{ ή } \text{cov}(R_i, R_j) = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n [(R_{it} + E(R_i)) * (R_{jt} + E(R_j))]$$

Όπου

$E(\mathbf{R}_i)$  : Η μέση σταθμισμένη απόδοσή της μετοχής  $i$

$R_{it}$  : Η απόδοση της μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$E(\mathbf{R}_j)$  : Η μέση σταθμισμένη απόδοσή της μετοχής  $j$

$R_{jt}$  : Η απόδοση της μετοχής  $j$  τη χρονική στιγμή  $t$

$n$  : Το πλήθος των παρατηρήσεων του δείγματος

Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής  $i$  και της μετοχής  $j$  μπορεί να είναι θετική, αρνητική ή μηδέν.

- Για  $\text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) > 0$  : έχουμε θετική συσχέτιση, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς την ίδια κατεύθυνση, είτε ανοδικά είτε καθοδικά.
- Για  $\text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) = 0$  : έχουμε γραμμική ανεξαρτησία, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο είναι ανεξάρτητες, οι αποδόσεις της μιας δεν επηρεάζουν τις αποδόσεις της άλλης.
- Για  $\text{cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) < 0$  : έχουμε αρνητική συσχέτιση, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς αντίθετη κατεύθυνση. Όταν η μια έχει ανοδική τάση ή άλλη έχει καθοδική τάση και το αντίστροφο.

## 2.8 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΔΥΟ ΜΕΤΟΧΩΝ

Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και μιας μετοχής  $j$  μας δείχνει τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των δύο μετοχών, όμως έχει ένα σημαντικό μειονέκτημα. Η συνδιακύμανση δε μας δείχνει το πόσο ισχυρή είναι η σχέση μεταξύ των δύο μετοχών. Λύση σε αυτό το πρόβλημα μας δίνει ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων δύο μετοχών. Όχι μόνο μας δείχνει την κατεύθυνση που κινούνται οι αποδόσεις των δύο μετοχών αλλά μας δείχνει και το πόσο ισχυρή είναι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων τους. Ο συντελεστής συσχέτισης είναι ο λόγος της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών ως προς το γινόμενο των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων της κάθε μιας. Μπορεί να πάρει τιμές από  $-1$  μέχρι και  $+1$ . Όσο πιο κοντά στο  $\pm 1$  εκτιμηθεί, τόσο ισχυρότερη και η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των δύο μετοχών. Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και μιας μετοχής  $j$  υπολογίζεται από τον εξής τύπο:

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i * \sigma_j} \quad , \quad -1 \leq \rho_{ij} \leq +1$$

Όπου

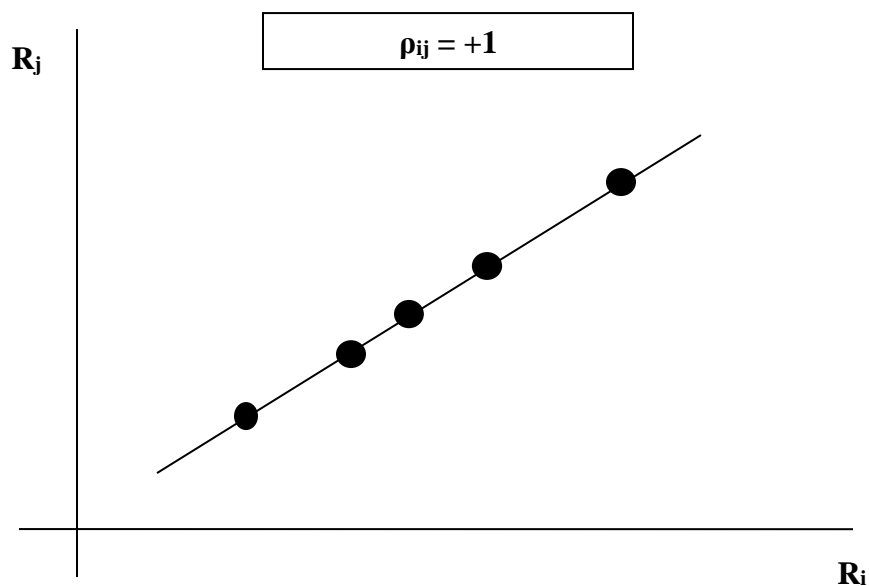
$$\sigma_{ij} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n [(R_{it} + E(R_i)) * (R_{jt} + E(R_j))]$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{it} - E(R_i))^2}$$

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{jt} - E(R_j))^2}$$

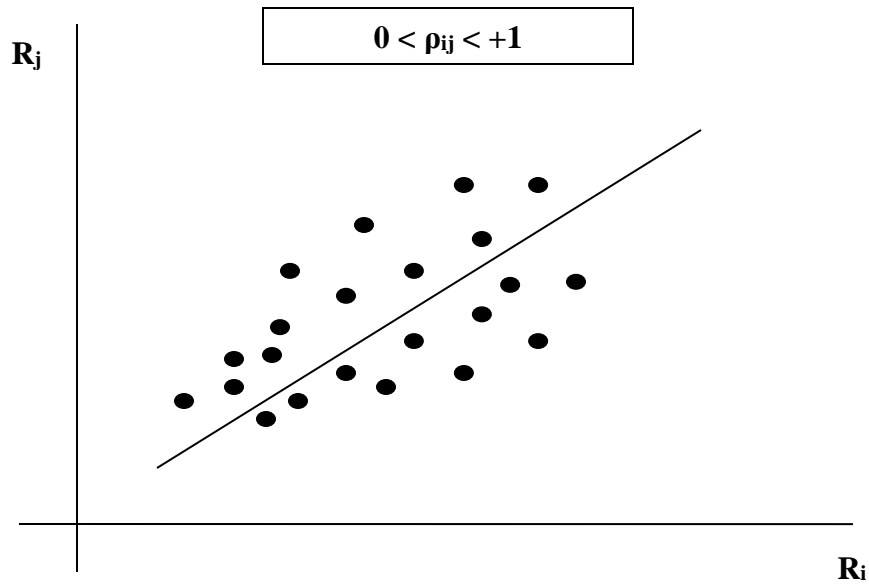
Από την εκτίμηση του συντελεστή συσχέτιση των αποδόσεων των δύο μετοχών μπορούν να παρατηρηθούν πέντε περιπτώσεις.

- **Εάν  $\rho_{ij} = +1$**  : Η μια μετοχή θεωρείται υποκατάστατο της άλλης οπότε ο επενδυτής διαλέγει μια εκ των δυο. Οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν τέλεια θετική συσχέτιση. Δηλαδή, οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς την ίδια κατεύθυνση, είτε ανοδικά είτε καθοδικά και η σχέση μεταξύ των αποδόσεων είναι πολύ ισχυρή. Όλα τα ζεύγη αποδόσεων βρίσκονται πάνω στη ίδια ευθεία.

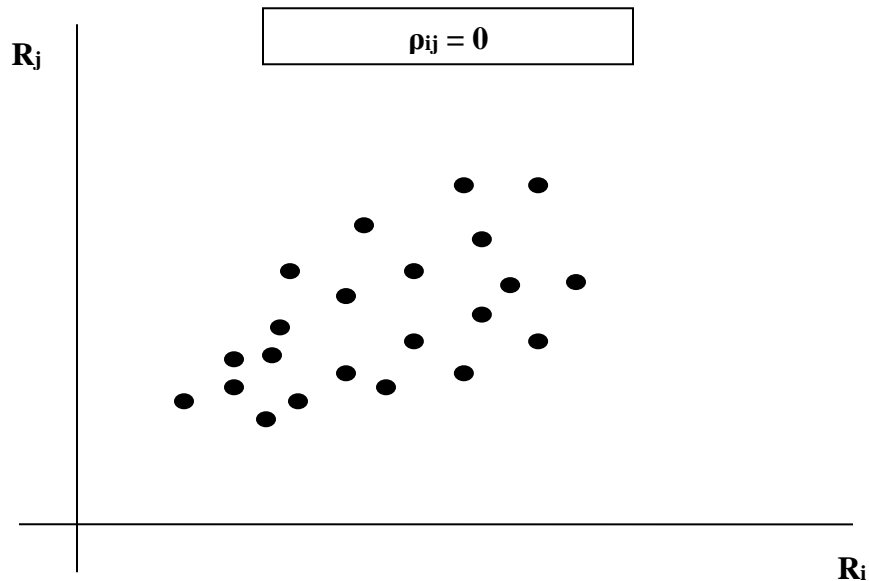


- **Εάν  $0 < \rho_{ij} < +1$**  : Στην περίπτωση αυτή έχουμε θετική συσχέτιση, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς την ίδια κατεύθυνση, είτε ανοδικά είτε καθοδικά. Όσο πιο κοντά στο "0" εκτιμηθεί ο συντελεστής συσχέτισης τόσο μικρότερος και ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου που τις περιέχει. Όλα τα ζεύγη αποδόσεων βρίσκονται πάνω ή κάτω από την ευθεία.



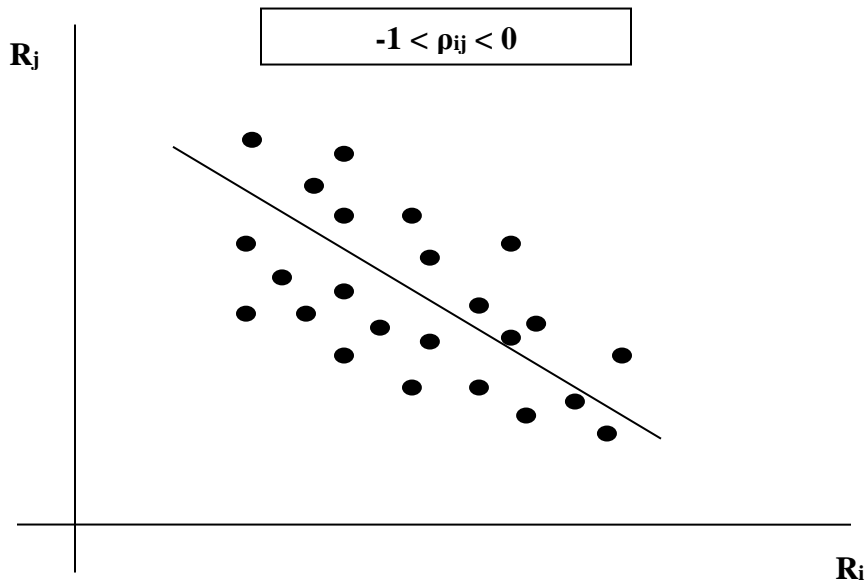


- **Εάν  $\rho_{ij} = 0$**  : Έχουμε γραμμική ανεξαρτησία, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο είναι ανεξάρτητες, οι αποδόσεις της μιας δεν επηρεάζουν τις αποδόσεις της άλλης, όπως φαίνεται και στα ζεύγη αποδόσεων στο παρακάτω διάγραμμα.

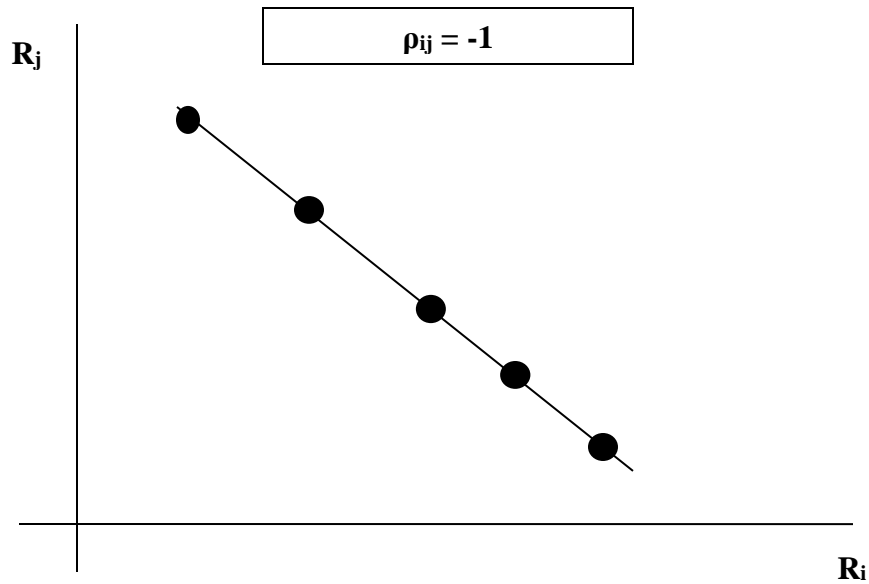


- **Εάν  $-1 < \rho_{ij} < 0$**  : Στην περίπτωση αυτή έχουμε αλγεβρική συσχέτιση. Οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς αντίθετη κατεύθυνση. Η περίπτωση αυτή συνήθως παρατηρείται για μετοχές διαφορετικών

χρηματιστηρίων. Όσο πιο κοντά στο "0" εκτιμηθεί ο συντελεστής συσχέτισης τόσο μικρότερος και ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου που τις περιέχει. Όλα τα ζεύγη αποδόσεων βρίσκονται πάνω ή κάτω από την ευθεία.



- **Εάν  $\rho_{ij} = +1$**  : Οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν τέλεια αρνητική συσχέτιση. Δηλαδή, οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται ως προς αντίθετη κατεύθυνση. Όταν η μια έχει ανοδική τάση ή άλλη έχει καθοδική τάση και το αντίστροφο. Όλα τα ζεύγη αποδόσεων βρίσκονται πάνω ή κάτω από την ευθεία και η σχέση μεταξύ των αποδόσεων είναι πολύ ισχυρή.



Συμπερασματικά, τόσο η συνδιακύμανση (covariance) μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών όσο και ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων τους, μας δείχνουν τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Οι επενδυτές δεν πρέπει να επιλέγουν να συνθέτουν χαρτοφυλάκια όπου οι μετοχές που τα απαρτίζουν φέρουν υψηλή συσχέτιση. Η ύπαρξη συσχετίσεων μεταξύ μετοχών είναι αποτέλεσμα κοινών Μακροοικονομικών παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις μετοχών. Έτσι, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι κατά τη κατασκευή ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου χρεογράφων, ένας επενδυτής θα πρέπει να αναλύσει και να αξιολογήσει την αναμενόμενη απόδοση των χρεογράφων που θα επιλέξει, τον κίνδυνο που φέρουν, το συντελεστή μεταβλητότητας τους, τη συνδιακύμανση για κάθε ζεύγος χρεογράφων καθώς και το συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων για κάθε ζεύγος. Αυτά αποτελούν βασικά εργαλεία για την ορθολογική επιλογή χρεογράφων που θα συνθέσουν ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

## 2.9 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ

Όπως αναλύσαμε στα προηγούμενα κεφάλαια, οι επενδυτές στην προσπάθεια τους να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο στον οποίο είναι εκτεθειμένοι, αναλύουν αξιολογούν και επιλέγουν μετοχές με στόχο την σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου. Ένα χαρτοφυλάκιο ,δηλαδή , είναι ένα σύνολο μετοχών και ορίζεται από το κεφάλαιο που έχει επενδυθεί για κάθε μετοχή ξεχωριστά. Τα επόμενο βήμα, μετά την επιλογή των κατάλληλων για κάθε επενδυτή μετοχών, είναι η εκτίμηση της απόδοσης και του κινδύνου του χαρτοφυλακίου μετοχών που δημιουργήσε. Τόσο η απόδοση όσο και ο συνολικός κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου, όσο καλά διαφοροποιημένο και εάν είναι, μεταβάλλεται μέσα στο χρόνο. Για το λόγο αυτό, οι επενδυτές θα πρέπει να υπολογίζουν την απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου τους συνεχώς.

### 2.9.1 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΝΑΜΕΝΟΜΕΝΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ

Στο κεφάλαιο 5 δείξαμε πως υπολογίζεται η αναμενόμενη απόδοση μιας μεμονωμένης μετοχής. Εφόσον, το χαρτοφυλάκιο μετοχών αποτελεί ένα σταθμισμένο σύνολο μετοχών, με σταθμά τα ποσά επένδυσης σε κάθε μετοχή, τότε και η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου εκτιμάται ως το σταθμισμένο άθροισμα των μέσων αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που το απαρτίζουν. Οπότε, η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου "N" αριθμού μετοχών υπολογίζεται ως εξής:

$$E(\mathbf{R}_{pt}) = \sum_{i=1}^N W_i * E(R_i)$$

Όπου

$E(\mathbf{R}_{pt})$  : Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$W_i$  : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε κάθε μετοχή

$E(R_i)$  : Η αναμενόμενη απόδοση κάθε μετοχής.

$N$  : Ο αριθμός μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

### 2.9.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ "N" ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ

Όπως και η απόδοση έτσι και η εκτίμηση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου αντιμετωπίζεται ως η διασπορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου και είναι το άθροισμά τόσο του μη συστηματικού ή διαφοροποιήσιμου κινδύνου όσο και του συστηματικού ή μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου. Ο συστηματικός κίνδυνος (market risk) επηρεάζει όλες τις μετοχές, λόγω κοινών Μακροοικονομικών παραγόντων, και δε μπορεί να μετριαστεί. Από την άλλη μεριά, ο μη συστηματικός ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος, μπορεί μέσω της διαφοροποίησης να μειωθεί σημαντικά ή και να εξαλειφθεί. Η εκτίμηση του συνολικού κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου "N" αριθμού μετοχών υπολογίζεται ως εξής:

$$\sigma(R_{pt}) = \sqrt{\sum_{i=1}^N W_i^2 * \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_i * W_j * \sigma_{ij}}$$

Όπου

$\sigma(R_{pt})$  : Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

$W_i$  : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε μια μετοχή i

$W_j$  : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε μια μετοχή j

$\sigma_i^2$  : Η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής i

$\sigma_{ij}$  : Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής i και μιας μετοχής j

$N$  : Ο αριθμός μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

Το σταθμισμένο άθροισμα των διακυμάνσεων των αποδόσεων των μετοχών ( $\sum_{i=1}^N W_i^2 * \sigma_i^2$ ) αναφέρεται στο διαφοροποιήσιμο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, ενώ

ο όρος  $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_i * W_j * \sigma_{ij}$  αναφέρεται στο μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

### **2.9.3 ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (beta coefficient)**

Επίσης, ο συστηματικός κίνδυνος (market risk) μπορεί να εκτιμηθεί και μέσω του συντελεστή βήτα, ως το σταθμισμένο άθροισμα των συντελεστών βήτα όλων των μετοχών του χαρτοφυλακίου. Ο συντελεστής βήτα μπορεί να χρησιμοποιηθεί και για τη μέτρηση της μεταβλητότητας ενός χαρτοφυλακίου, είναι ένας σταθμισμένος μέσος όρος των επιμέρους χρεογράφων του χαρτοφυλακίου. Ο συντελεστής βήτα δηλαδή, είναι αποτέλεσμα δύο συνιστωσών:

1. Η σχετική μεταβλητότητα (volatility) των αποδόσεων ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου χρεογράφων σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς
2. Η συσχέτιση (correlation) μεταξύ της απόδοσης ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου χρεογράφων και της απόδοσης του δείκτη της αγοράς

Οπότε το beta coefficient του χαρτοφυλακίου ισούται με:

$$b_{pt} = \sum_{i=1}^N W_i * b_i$$

Όπου

$b_{pt}$  : Ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου

$W_i$  : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε κάθε μετοχή

$b_i$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$

Όπου, ο συντελεστής βήτα κάθε μετοχής ορίζεται ως ο λόγος της δια-κύμανσης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς ως προς τη διακύμανση των αποδόσεων του

χαρτοφυλακίου της αγοράς. Επίσης, μπορεί να οριστεί και ως το γινόμενο του συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής με τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του λόγου της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων της μετοχής ως προς την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Εφόσον ο συντελεστής βήτα μετράει την ευαισθησία ενός αξιογράφου στις κινήσεις της αγοράς, το βήτα της αγοράς ισούται πάντα με τη μονάδα. Ο συντελεστής βήτα μπορεί να πάρει τιμές θετικές, αρνητικές ή και μηδέν. Σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών, οι μετοχές οι οποίες με την προσθήκη τους σε αυτό, μειώνουν τον μη συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου θεωρείται ότι έχουν αρνητικό βήτα. Συγκεκριμένα:

- **Εάν  $b=1,0$**  : Η μετοχή φέρει το μέσο κίνδυνο, δηλαδή μια μονάδα αύξησης της απόδοσης της αγοράς αυξάνει κατά μια μονάδα την απόδοση της μετοχής
- **Εάν  $b>1,0$**  : Η μετοχή φέρει κίνδυνο μεγαλύτερο από το μέσο κίνδυνο, δηλαδή μια μονάδα αύξησης της απόδοσης της αγοράς έχει ως αποτέλεσμα μεγαλύτερη της μονάδας απόδοση για τη μετοχή
- **Εάν  $b<1,0$**  : Η μετοχή φέρει κίνδυνο μικρότερο από το μέσο κίνδυνο, δηλαδή μια μονάδα αύξησης της απόδοσης της αγοράς έχει ως αποτέλεσμα μικρότερη της μονάδας απόδοση για τη μετοχή
- **Εάν  $b<0$**  : Τότε η μετοχή αυτή μειώνει σημαντικά τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου και προέρχεται από τον αρνητικό συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής με τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Ο συντελεστής βήτα στις περισσότερες μετοχές κυμαίνεται σε ένα εύρος της τάξης του 0,5 με 1.5. Ο συντελεστής βήτα που μετρά το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής  $i$  μπορεί να υπολογιστεί ως εξής:

### Πρώτη μέθοδος υπολογισμού του συντελεστή βήτα μιας μετοχής $i$

$$b_i = \frac{cov(R_i, R_M)}{\sigma_M^2}$$

Όπου

$b_i$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$

$\sigma_M^2$  : Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma_{iM}$  ή  $\text{cov}(R_i, R_M)$  : η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς

### Δεύτερη μέθοδος υπολογισμού του συντελεστή βήτα μιας μετοχής i

$$b_i = \frac{\sigma_i}{\sigma_M} * \rho_{iM}$$

Όπου

$b_i$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής i

$\sigma_M$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma_i$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων μιας μετοχής i

$\rho_{iM}$  : Ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων της μετοχής με τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Τόσο ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου, όσο και ο συντελεστής βήτα μιας μεμονωμένης μετοχής i, που εκτιμήθηκε με τις παραπάνω μεθόδους, αποτελούν ενδεικτικές μεθόδους μέτρησης του συστηματικού κινδύνου. Ακόμα και σήμερα αποτελεί αντικείμενο μελέτης η προσέγγιση του συντελεστή βήτα και οι παράγοντες που τον επηρεάζουν. Μέχρι σήμερα έχουν αναπτυχθεί πολλές μέθοδοι και μοντέλα με στόχο μια ακριβέστερη προσέγγιση του συντελεστή βήτα, όπως η εκτίμηση συντελεστών βήτα μέσω του μοντέλου της αγοράς και τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), εκτίμηση συντελεστών βήτα με τις μεθόδους Scholes και Williams (1977) και Cohen et al (1983). Ορισμένες από τις μεθόδους εκτίμησης του συντελεστή βήτα όπως μέσω του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) είτε μέσω του υπολογισμού του συντελεστή βήτα με την εκτίμηση της απαιτούμενης απόδοσης του μοντέλου SML (Security Market Line), μέσω του ιστορικού μονοπαραγοντικού υποδείγματος κ.α. θα αναλυθούν σε επόμενα κεφάλαια. Ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα μπορεί να πραγματοποιηθεί κάνοντας ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis) μεταξύ της απόδοσης μιας



μετοχής/χαρτοφυλακίου και κάποιου χρηματιστηριακού ή άλλου δείκτη της αγοράς, για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Η κλίση της γραμμής παλινδρόμησης (least squares regression line) αποτελεί το συντελεστή βήτα (beta coefficient). Ένα από τα μειονεκτήματα του συντελεστή βήτα είναι ότι βασίζεται σε ιστορικά δεδομένα, κάτι που δεν αποτελεί εγγύηση για την πρόβλεψη της μελλοντικής μεταβλητότητας. Τέλος, μετοχές με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας καλούνται αμυντικές μετοχές καθώς οι επενδυτές τις επιλέγουν όταν η αγορά κινείται πτωτικά ή είναι ιδιαίτερα ασταθής. Αντιθέτως, μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας καλούνται επιθετικές μετοχές, οι επενδυτές επενδύουν σε αυτές όταν η αγορά παρουσιάζει μια σταθερή άνοδο, με τον τρόπο αυτό απολαμβάνουν υψηλότερες από το μέσο όρο αποδόσεις στα χρεόγραφα τους.

## **2.10 ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ**

Το Ιστορικό Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα ή αλλιώς το Υπόδειγμα της αγοράς αναπτύχθηκε το 1963 από τους Sharpe και William. το υπόδειγμα αυτό συσχετίζει τις αποδόσεις μετοχών με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή με τις αντίστοιχες αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη. Με την έννοια χαρτοφυλάκιο της αγοράς εννοούμε ένα χαρτοφυλάκιο που εμπεριέχει όλες τις μετοχές που διαπραγματεύονται σε μια αγορά-στόχο. Οι Sharpe και William έθεσαν ως  $R_{mt}$  τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ . Στη συνέχεια με τον συμβολισμό  $R_{it}$  όρισαν την απόδοση που καταγράφει μια μετοχή  $i$  που διαπραγματεύεται στον εν λόγω δείκτη για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ .

Τη βάση του Ιστορικού Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος, ως προς τη σχέση που παρουσιάζουν οι αποδόσεις των μετοχών και η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, αποτέλεσε η διμεταβλητή κανονικότητα των αποδόσεων αυτών. Η διμεταβλητή ανάλυση αναφέρεται στη μορφή και στη δύναμη της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων. Ο έλεγχος της κανονικότητας είναι ιδιαίτερα σημαντικός όταν οι αποδόσεις, τόσο των μετοχών όσο και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ακολουθούν κανονική κατανομή καθώς μπορούν να εφαρμοστούν παραμετρικοί μέθοδοι (parametric methods). Με την προϋπόθεση

λοιπόν ότι αυτές οι αποδόσεις ακολουθούν και οι δύο κανονική κατανομή, τότε και η σχέση που τις συνδέει θα πρέπει να έχει απλή μορφή.

Το πρώτο βήμα για τη κατασκευή του υποδείγματος που ακολούθησαν οι Sharpe και William, ήταν η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ . Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  υπολογίστηκε ως το σταθμισμένο άθροισμα όλων των πιθανών αποδόσεων τα μετοχής  $i$  που δύναται να παρατηρηθούν και δίνεται από τον τύπο:

$$E(R_{it} | R_{mt}) = \int_{R_{it}} f(R_{it} | R_{mt}) * dR_{it}$$

Όπου

$E(R_{it} | R_{mt})$  : Η δεσμευμένη αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{it}$  : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$f(R_{it} | R_{mt})$  : Η δεσμευμένη κατανομή της απόδοσης μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

Με βάση την δεύτερη υπόθεση, ότι στο Ιστορικό Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα οι αποδόσεις των μετοχών και η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, ακολουθούν διμεταβλητή κατανομή, η δεσμευμένη αναμενόμενη μέση απόδοση, μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ , που εκτιμήθηκε από τον προηγούμενο τύπο μπορεί να απλοποιηθεί σε:

$$E(R_{it} | R_{mt}) = \alpha_i + \beta_i * R_{mt}$$

Όπου

$E(R_{it}|R_{mt})$  : Η δεσμευμένη αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{mt}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\alpha_i$  και  $\beta_i$  : Είναι σταθερές που περιγράφουν τη γραμμική σχέση μεταξύ της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη

Στη συνέχεια οι Sharpe και William υπολόγισαν το συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς ως εξής:

$$\rho_{im} = \frac{cov(R_{it}, R_{mt})}{\sigma(R_{it}) * \sigma(R_{mt})}$$

Όπου

$\rho_{im}$  : Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$cov(R_{it}, R_{mt})$  : Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_{it})$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\sigma(R_{mt})$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

Κατόπιν εκτίμησαν τη διακύμανση της δεσμευμένης συνάρτησης πυκνότητας  $f(R_{it}|R_{mt})$  ως εξής:

$$\sigma^2(R_{it}|R_{mt}) = \sigma^2(R_{it}) * (1 - \rho_{im}^2)$$

Όπου

$\sigma^2(R_{it}|R_{mt})$  : Η διακύμανση της δεσμευμένης συνάρτησης πυκνότητας  $f(R_{it}|R_{mt})$

$\sigma^2(R_{it})$  : Η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\sigma^2(R_{mt})$  : Η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

Με βάση το αρχικό μοντέλο που κατασκεύασαν για τον υπολογισμό της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ , εισήγαγαν τον όρο  $\varepsilon_{it}$  που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς δεν είναι τέλεια. Μετά από τις υποθέσεις ότι:

1.  $E(\varepsilon_{it}|R_{mt}) = E(\varepsilon_{it}) = 0$
2.  $\sigma^2(\varepsilon_{it}|R_{mt}) = \sigma^2(\varepsilon_{it})$ , δηλαδή  $\text{cov}(\varepsilon_{it}|R_{mt}) = 0$

**Κατέληξαν ότι για κάθε απόδοση του δείκτη η δεσμευμένη κατανομή ισούται με:**

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i * R_{mt})$$

Όπου

$\varepsilon_{it}$  : Οι τιμές των σφαλμάτων

$R_{mt}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{it}$  : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\alpha_i$  και  $\beta_i$  : Είναι σταθερές που περιγράφουν τη γραμμική σχέση μεταξύ της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη

Οι Sharpe και William κατέληξαν στην τελική μορφή του Ιστορικού Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος, κάνοντας τις εξής τέσσερις υποθέσεις:

1.  $E(\epsilon_{it}|R_{mt}) = E(\epsilon_{it}) = 0$
2.  $\sigma^2(\epsilon_{it}|R_{mt}) = \sigma^2(R_{it}|R_{mt}) = \sigma^2(\epsilon_{it})$  , δηλαδή  $\text{cov}(\epsilon_{it}|R_{mt}) = 0$
3.  $\sigma^2(\epsilon_{it})$  είναι διαχρονικά σταθερή
4.  $\text{cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it-1}) = 0$  , δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

**Το Ιστορικό Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα αποδόθηκε ως εξής:**

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i * R_{mt} + \epsilon_{it}$$

Όπου

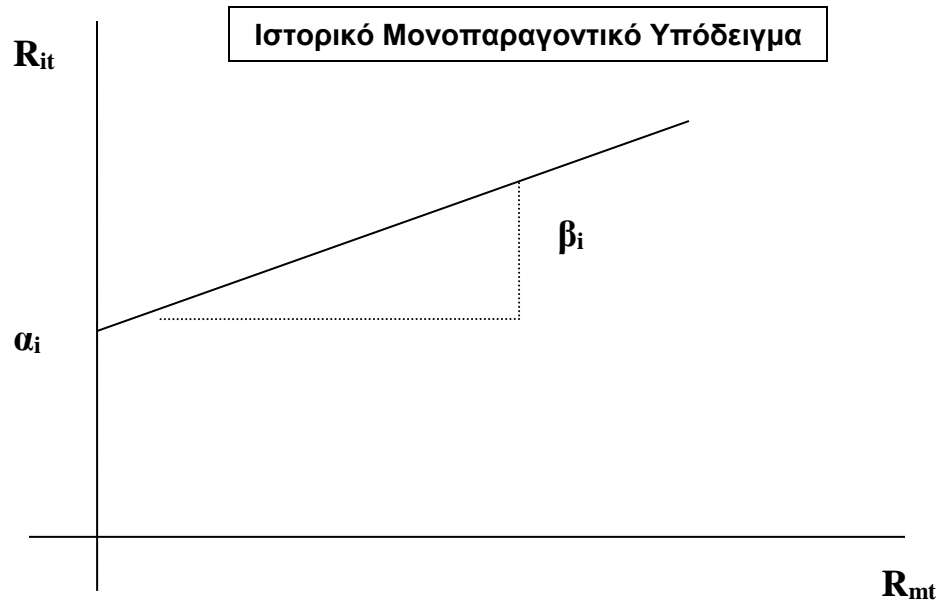
$R_{it}$  : Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{mt}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\epsilon_{it}$  : Οι τιμές των σφαλμάτων

$\alpha_i$  και  $\beta_i$  : Είναι σταθερές που περιγράφουν τη γραμμική σχέση μεταξύ της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη

Η διαγραμματική απεικόνιση του Ιστορικού Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος ή Υποδείγματος της αγοράς μπορεί να αποδοθεί ως εξής:



### 2.10.1 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

Σε προηγούμενα κεφάλαια αναλύσαμε διαφορετικούς τρόπους εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου μέσω του υπολογισμού του συντελεστή βήτα, τόσο για μια μεμονωμένη μετοχή όσο και για ένα χαρτοφυλάκιο. Στο Ιστορικό Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα η σταθερά  $\beta_i$  αποτελεί το συντελεστή ευαισθησίας των αποδόσεων μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών στις μεταβολές των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η σταθερά αυτή είναι ένα μέτρο εκτίμησης του συστηματικού/μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών. Ο συντελεστής βήτα δίνεται από τον εξής τύπο:

$$\beta_i = \frac{cov(R_{it}, R_{mt})}{\sigma_{mt}^2}$$

Όπου

$\beta_i$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$

$\sigma_{mt}^2$  : Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma_{im}$  ή  $\text{cov}(R_{it}, R_{mt})$  : η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και τις αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς

**Ο τύπος του συντελεστή βήτα προκύπτει ως εξής:**

$$\begin{aligned} \text{cov}(R_{it}, R_{mt}) &= \text{cov}(\alpha_i + \beta_i * R_{mt} + \varepsilon_{it}, R_{mt}) = \\ &= \text{cov}(\alpha_i, R_{mt}) + \text{cov}(\beta_i * R_{mt}, R_{mt}) + \text{cov}(\varepsilon_{it}, R_{mt}) \end{aligned}$$

Όμως από τις υποθέσεις του υποδείγματος  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, R_{mt}) = 0$  και επειδή  $\alpha_i$  σταθερά τότε και  $\text{cov}(\alpha_i, R_{mt}) = 0$ . Άρα,

$$\begin{aligned} \text{cov}(R_{it}, R_{mt}) &= \text{cov}(\beta_i * R_{mt}, R_{mt}) \\ &= \beta_i * \text{cov}(R_{mt}, R_{mt}) \text{ , όπου } \text{cov}(R_{mt}, R_{mt}) = \sigma_{mt}^2 \end{aligned}$$

Άρα,

$$\text{cov}(R_{it}, R_{mt}) = \beta_i * \sigma_{mt}^2 \rightarrow \beta_i = \frac{\text{cov}(R_{it}, R_{mt})}{\sigma_{mt}^2}$$

### 2.10.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΜΗ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

Η εκτίμηση του μη συστηματικού κίνδυνου μιας μετοχής έχει μεγάλη σημασία για έναν επενδυτή, καθώς σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών ο κίνδυνος που μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφτεί μέσω της διαφοροποίησης είναι ο μη συστηματικός ή αλλιώς διαφοροποιήσιμος κίνδυνος. Η εκτίμηση σου μέσω του Ιστορικού Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος ορίζεται ως το σταθμισμένο άθροισμα των τετραγώνων των τιμών των σφαλμάτων. Ο μη συστηματικός κίνδυνος υπολογίζεται ως εξής:

$$\sigma_{\varepsilon_{it}}^2 = \frac{1}{n-1} * \sum_{t=1}^n \varepsilon_{it}^2$$

Όπου

$\sigma_{\varepsilon_{it}}^2$  : Ο μη συστηματικός κίνδυνος μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$\varepsilon_{it}$  : Οι τιμές των σφαλμάτων

$n$  : Ο αριθμός των παρατηρήσεων

Οι τιμές των σφαλμάτων υπολογίζονται ως εξής:

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i * R_{mt})$$

Όπου

$\varepsilon_{it}$  : Οι τιμές των σφαλμάτων

$R_{mt}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{it}$  : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$



$\alpha_i$  και  $\beta_i$  : Είναι σταθερές που περιγράφουν τη γραμμική σχέση μεταξύ της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη

### 2.10.3 ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΚΑΙ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ R-SQUARE ΣΤΟ ΙΣΤΟΡΙΚΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΩΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

Το  $R^2$  ή αλλιώς **συντελεστής συσχέτισης**, μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$ , αποτελεί ένα μέτρο ερμηνείας της ακρίβειας των προβλέψεων, για τις αποδόσεις μιας μετοχής  $i$ , μέσω της γραμμικής και μη τέλειας σχέσης που συνδέει τις αποδόσεις της μετοχής με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Μας δείχνει πόσο επί τις εκατό της μεταβλητότητας της απόδοσης της μετοχής εξηγείται από τη μεταβλητότητα της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη.

Μπορεί να πάρει τιμές από 0 έως και 1. Όσο πιο κοντά στο 1 εκτιμηθεί τόσο πιο ισχυρό το μοντέλο της παλινδρόμησης. Αντιθέτως, εάν το  $R^2$  είναι μικρό οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις της μετοχής, πέραν της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη. Οι παράγοντες αυτοί συνήθως είναι Μακροοικονομικοί παράγοντες. Το  $R^2$  ορίζεται ως το τετράγωνο του λόγου της συνδιακύμανσης των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$  προς το γινόμενο των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων της μετοχής και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Δηλαδή, το  $R^2$  υπολογίζεται ως εξής:

$$R^2 = \left( \frac{cov(R_{it}, R_{mt})}{\sigma(R_{it}) * \sigma(R_{mt})} \right)^2$$

Όπου

$\text{cov}(R_{it}, R_{mt})$  : Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_{it})$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\sigma(R_{mt})$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

### 2ος Τρόπος Υπολογισμού του $R^2$

$$R^2 = \frac{\beta_i^2 * \sigma_{R_{mt}}^2}{\sigma_{R_{it}}^2}$$

Όπου

$\beta_i$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$

$\sigma_{R_{mt}}^2$  : Η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$\sigma_{R_{it}}^2$  : Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς

### 3ος Τρόπος Υπολογισμού του $R^2$

$$R^2 = 1 - \frac{\sigma_{\varepsilon_{it}}^2}{\sigma_{R_{it}}^2}$$

Ο τύπος αυτός προκύπτει ως εξής:

$$\sigma_{R_{it}}^2 = \beta_i^2 * \sigma_{R_{mt}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{it}}^2$$

διαιρώντας και τα δύο μέλη με  $\sigma_{R_{it}}^2$  προκύπτει:

$$1 = \frac{\beta_i^2 * \sigma_{R_{mt}}^2}{\sigma_{R_{it}}^2} + \frac{\sigma_{\varepsilon_{it}}^2}{\sigma_{R_{it}}^2}$$

$$\text{Όπου } \mathbf{R}^2 = \frac{\beta_i^2 * \sigma_{R_{mt}}^2}{\sigma_{R_{it}}^2}$$

## Συμπεράσματα Κεφαλαίου

Συνοψίζοντας, σχετικά με την αποτελεσματικότητα του Ιστορικού Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος ή Υποδείγματος της Αγοράς να εξηγεί τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών, πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν δείξει ότι το υπόδειγμα αυτό στην πράξη πολλές φορές δεν είναι ικανό να εκτιμήσει τις αποδόσεις μετοχών. Ο λόγος είναι ότι συνήθως η απόδοση μιας μετοχής επηρεάζεται από περισσότερους από ένα παράγοντες. Επομένως, η ερμηνεία των αποδόσεων μετοχών με μόνο ένα παράγοντα, την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δε μας οδηγεί σε πολλές περιπτώσεις σε ασφαλείς εκτιμήσεις τόσο της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής όσο και του συντελεστή βήτα μιας μετοχής.

Εφόσον λοιπόν το υπόδειγμα δε μας εξασφαλίζει μια ιδιαίτερη πρακτική αξία επόμενες μελέτες έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών εξηγούνται καλύτερα μέσω πολυπαραγοντικών μοντέλων (APT: Arbitrage Pricing Model). Αυτό αποτέλεσε ένα από τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε ο Roll 1977. Αργότερα οι Banz το 1981 και ο Reinganum επίσης το 1981 έδειξαν ότι η απόδοση της μετοχής μιας εταιρίας σχετίζεται και με τη χρηματιστηριακή της αξία. Το 1992 οι Fama και French πρόσθεσαν στο μοντέλο της παλινδρόμησης επιπρόσθετους όρους, όπως το δείκτη λογιστικής αξίας BVPS (Book Value Per Share) καθώς και το δείκτη Book to Market (B/M).

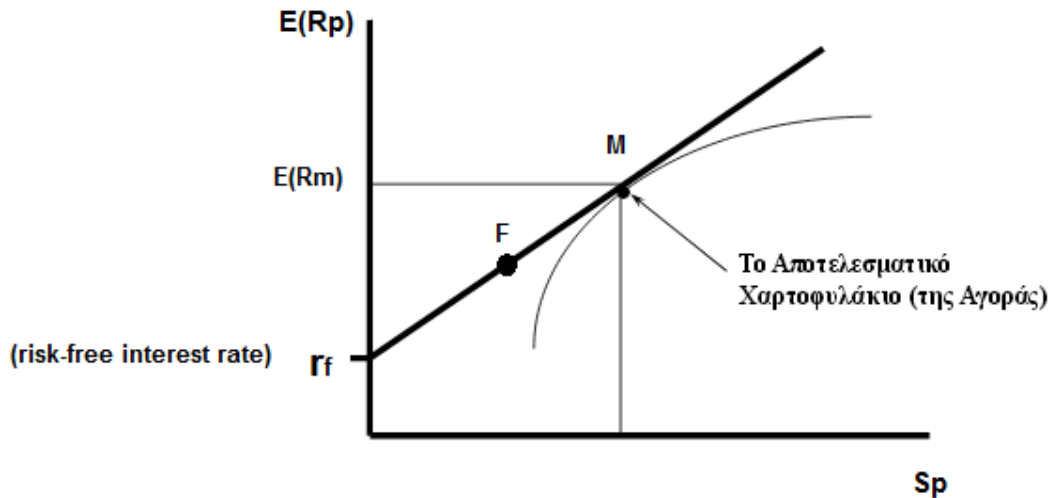
## **2.11 CAPITAL MARKET LINE - ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΓΡΑΜΜΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑΣ**

Η θεωρία της γραμμής κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line - CML) αναφέρεται στον γεωμετρικό προσδιορισμό των γραμμικών ζευγών του άριστου χαρτοφυλακίου κατά Markowitz και του risk-free interest rate (επιτοκίου μηδενικού κινδύνου). Η θεωρία αυτή ουσιαστικά υποδεικνύει στους επενδυτές να επιλέγουν χαρτοφυλάκια επάνω στην ευθεία CML. Χαρτοφυλάκια που βρίσκονται κάτω από την Capital Market Line, αποτελούν χαρτοφυλάκια λιγότερο αποδοτικά, δηλαδή μη καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια χρεογράφων. Η θεωρία της γραμμής κεφαλαιαγοράς βασίζεται στις εξής υποθέσεις:

- Όλοι οι επενδυτές υιοθετούν τους κανόνες περί σύνθεσης χαρτοφυλακίων χρεογράφων μεγίστης απόδοσης και ελαχίστου κινδύνου κατά Markowitz
- Ο επενδυτικός ορίζοντας είναι κοινός για όλους τους επενδυτές
- Υπάρχει ένα risk-free asset (περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο), όπου οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν ή να δανείζονται
- Υποθέτει τέλος ότι η αγορά είναι τέλεια, δηλαδή δεν επηρεάζεται από το επίπεδο του πληθωρισμού, δεν υπάρχει φόρος, οι νέες πληροφορίες δεν κοστίζουν και ενσωματώνονται κατευθείαν στις τιμές των μετοχών αναπροσαρμόζοντας τις (δηλαδή, δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage) και δεν είναι δυνατή η χειραγώγηση της αγοράς από τους επενδυτές.

Με βάση την πρώτη υπόθεση, ότι όλοι οι επενδυτές υιοθετούν τους κανόνες περί σύνθεσης χαρτοφυλακίων χρεογράφων μεγίστης απόδοσης και ελαχίστου κινδύνου κατά Markowitz, επιλέγουν χαρτοφυλάκια από το Αποδοτικό Σύνολο ή Σύνορο όπως ορίστηκε στο κεφάλαιο 4. Επίσης, με βάση την τρίτη υπόθεση, όλοι οι επενδυτές έχουν στη διάθεση τους ένα περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο που δίνει απόδοση  $r_F$  και μπορούν να χρησιμοποιήσουν. Οπότε φέροντας μια εφαπτομένη στο αποδοτικό σύνολο του Markowitz από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk-free interest rate), μετατρέπουμε το Αποδοτικό Σύνολο σε μια ευθεία που ονομάζεται γραμμή της κεφαλαιαγοράς. Όπως προαναφέραμε η CML είναι μια γραμμική σχέση και ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Δηλαδή, ισχύει μόνο για χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου και μεγίστης απόδοσης. Με βάση τις παραπάνω παραδοχές η γραμμή της κεφαλαιαγοράς, διαγραμματικά μπορεί να απεικονιστεί ως εξής:

## CAPITAL MARKET LINE (CML)



Όπως αναφέραμε προηγουμένως οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια επάνω στη CML. Έστω λοιπόν επιλογή ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου F, που όπως φαίνεται από το διάγραμμα αποτελείται ένα μέρος του από risk-free assets με απόδοση  $r_f$ . Το M αποτελεί Αποδοτικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως ορίστηκε κατά Markowitz. Εφόσον και τα δυο σημεία, F και M, βρίσκονται επάνω στην ίδια ευθεία θα έχουν και την ίδια κλίση. Η κλίση του F δίνεται από την εξής σχέση:

$$\text{slope F} = \frac{E(R_F) - r_f}{\sigma_F}$$

Όπου

$E(R_F)$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου F

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\sigma_F$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου F

Αντίστοιχα η κλίση του χαρτοφυλακίου M δίνεται από την εξής σχέση:

$$\text{slope M} = \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$$

Όπου

$E(R_M)$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\sigma_M$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου τη αγοράς

Επειδή όμως **slope M = Slope F** λύνοντας ως προς  $E(R_F)$  έχουμε:

$$E(R_F) = r_f + \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \sigma_F$$

Ο λόγος  $\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$  μας δείχνει ότι ο επενδυτής επιζητά το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου καθώς και μια επιπλέον απόδοση. Η επιπλέον αυτή απόδοση φέρει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου για το λόγο αυτό και ο λόγος  $\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M}$  καλείται risk premium (πριμ κινδύνου). Δηλαδή, αποτελεί την απόδοση που απαιτεί ο επενδυτής για να αναλάβει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

## 2.12 CAPITAL ASSET PRICING MODEL - ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) είναι ακόμα ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο, καθώς στηρίζεται στην υπόθεση ότι υπάρχει μόνος ένας παράγοντας που επηρεάζει τον κίνδυνο μιας μετοχής ή ενός χρεογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου χρεογράφων. Ο παράγοντας αυτός είναι ο συντελεστής βήτα  $\beta_i$ . Το Capital Asset Pricing Model έχει ως στόχο την καλή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίων αξιογράφων. Αποτελεί ένα υπόδειγμα που βασίζεται στην ισορροπία της σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χρεογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου χρεογράφων. Η αναμενόμενη απόδοση μέσω του CAPM υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$E(R_i) = r_f + (E(R_M) - r_f) * \beta_i$$

Όπου

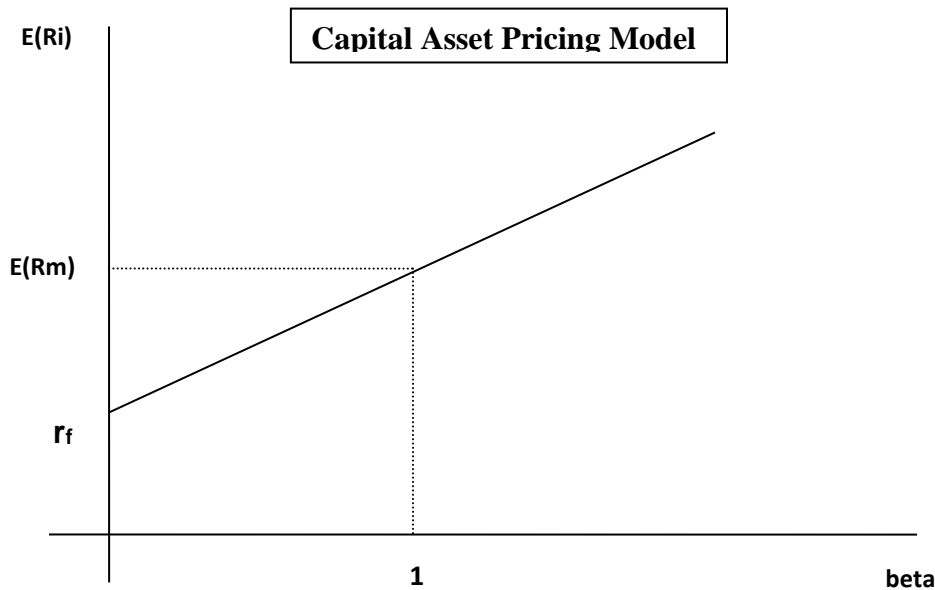
$E(R_i)$  : Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής/χαρτοφυλακίου/χρεογράφου  $i$

$E(R_M)$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_i$  : Ο συντελεστής βήτα της μετοχής/χαρτοφυλακίου/χρεογράφου  $i$





### 2.12.1 ΓΡΑΜΜΗ ΧΡΕΟΓΡΑΦΩΝ - SECURITY MARKET LINE - SML

Το μοντέλο Security Market Line αποτελεί κομμάτι του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και μετρά την απαιτούμενη και όχι την αναμενόμενη, για τον επενδύτη, απόδοση μιας μετοχής είτε ενός χρεογράφου. Έχει παρόμοιο τρόπο υπολογισμού της απαιτούμενης απόδοσης με εκείνον της αναμενόμενης απόδοσης του CAPM. Συγκεκριμένα, το required rate of return υπολογίζεται ως εξής:

$$R_i = r_{RF} + (RP_M) * b_i , \text{ όπου } (RP_M) = R_M - r_{RF}$$

Όπου

$R_i$  : Η απαιτούμενη απόδοση μιας μετοχής ή χρεογράφου  $i$

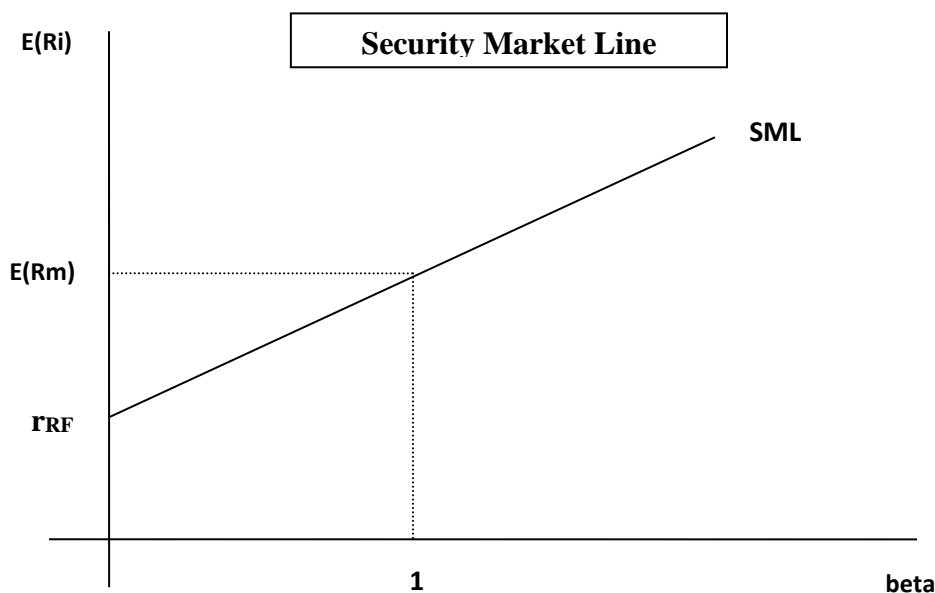
$R_M$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$r_{RF}$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

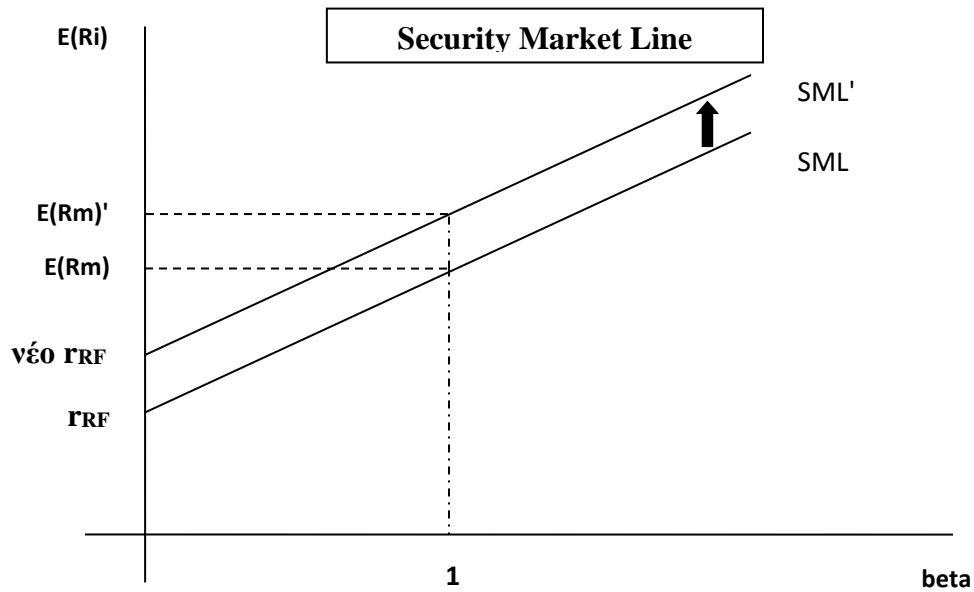
$b_i$  : Ο συντελεστής βήτα της μετοχής ή χρεογράφου  $i$

Στόχος της εκτίμησης της απαιτούμενης απόδοσης μιας μετοχής, από τον επενδύτη, είναι η σύγκριση της με την αναμενόμενη απόδοση της. Αυτό τον βοηθάει να καταλάβει εάν μια μετοχή είναι undervalued (υποτιμημένη), overvalued (υπερτιμημένη) ή fairly valued. Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει με τον εξής τρόπο:

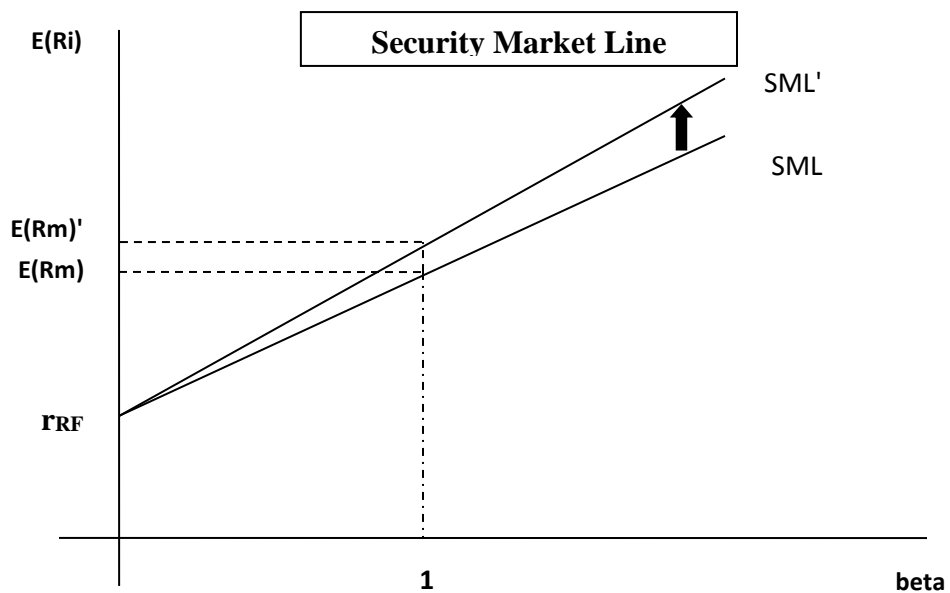
- **Εάν η αναμενόμενη απόδοση > την απαιτούμενη :** Η μετοχή είναι undervalued (υποτιμημένη) και ο επενδυτής την αγοράζει καθώς αναμένεται η τιμή της να ανέβει.
- **Εάν η αναμενόμενη απόδοση < την απαιτούμενη :** Η μετοχή είναι overvalued (υπερτιμημένη) και ο επενδυτής την πουλάει καθώς αναμένεται η τιμή της να σημειώσει πτώση.
- **Εάν η αναμενόμενη απόδοση = την απαιτούμενη :** Η μετοχή είναι fairly valued, δηλαδή η τιμή της αντανακλά πλήρως την εικόνα της εταιρίας.



Σε περίπτωση όπου έχουμε αύξηση του επιπέδου πληθωρισμού τότε θα έχουμε μετατόπιση της SML προς τα επάνω. Δηλαδή:



Σε περίπτωση όπου έχουμε αύξηση, από τους επενδυτές, στην αποστροφή ως προς τον κίνδυνο θα έχουμε αλλαγή της κλίσης της ευθείας SML και όχι μετατόπιση της. Αυτό διότι η μεγαλύτερη αποστροφή στον κίνδυνο θα ωθήσει τους επενδυτές στην απαίτηση μεγαλύτερου risk premium, δηλαδή θα μεταβληθεί το  $RP_M$  και στη συγκεκριμένη περίπτωση ανοδικά ( $\Delta RP_M > 0$ ).



## 2.13 ΟΜΟΙΟΤΗΤΕΣ ΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΕΣ CAPM ΚΑΙ CML

### Ομοιότητες μεταξύ CAPM και CML

1. Τόσο το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων όσο και η θεωρία της γραμμής κεφαλαιαγοράς περιγράφουν τη σχέση μεταξύ του αναμενόμενου κινδύνου που φέρει ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών ή ακόμα και μια μεμονωμένη μετοχή και της αναμενόμενης απόδοσης αυτών.
2. Και στα δύο υποδείγματα οι σχέσεις αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου είναι γραμμικές και θετικές.
3. Και τα δύο υποδείγματα έχουν κατασκευαστεί με βάση το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο του Markowitz, άσχετα από το γεγονός ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων βρίσκει εφαρμογή τόσο σε αποδοτικά χαρτοφυλάκια όσο και σε μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

### Διαφορές μεταξύ CAPM και CML

1. Η θεωρία της γραμμής της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια
2. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων ισχύει για μετοχές ή χαρτοφυλάκια μετοχών είτε είναι αποδοτικά είτε όχι.
3. Στη θεωρία της γραμμής της κεφαλαιαγοράς ο κίνδυνος μετριέται μέσω της τυπικής απόκλισης ενώ στην περίπτωση του Capital Asset Pricing Model ο κίνδυνος μετριέται μέσω του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου ή της μετοχής.

Η ανάλυση που πραγματοποιήθηκε στα τελευταία τρία κεφάλαια, δείχνει στη θεωρία ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων

λειτουργεί και μας δίνει μια εικόνα της σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου μετοχών. Μία δεκαετία αργότερα ένας σημαντικός αριθμός μελετών αμφισβητεί την αποτελεσματικότητα του Capital Asset Pricing Model, καθώς υπάρχουν αποκλίσεις από τα πραγματικά εμπειρικά δεδομένα. Οι περισσότερες μελέτες καταλήγουν στο ίδιο συμπέρασμα ότι η μη ρεαλιστικότητα που παρουσιάζει το υπόδειγμα είναι αποτέλεσμα των υποθέσεων ισχύος του που προαναφέραμε, κάτω από τις οποίες δημιουργούνται πολλές απλουστεύσεις.

Η πρώτη αμφισβήτηση του CAPM προήλθε από την εργασία του Basu το 1977, ο οποίος έλεγξε τους δείκτες (P/E), Price per Share/Earnings per Share. Ενώ η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δεν αποδέχεται την ύπαρξη ευκαιριών για arbitrage, οι δείκτες P/E, και ειδικότερα για χρεόγραφα για τα οποία οι επενδυτές έχουν υπερβολικές προσδοκίες, μπορεί να εκτιμήσουν τη μελλοντική απόδοση των χρεογράφων αυτών.

Οι Friend, Westerfield και Granito το 1978, αντικατέστησαν τις αναμενόμενες με τις πραγματικές εκτιμήσεις των αποδόσεων για τις χρονικές περιόδους 1972, 1974, 1976 και 1977 και χρησιμοποίησαν δεδομένα δεικτών ομολόγων με σκοπό να βρουν ακριβέστερες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου σε σχέση με τον κίνδυνο της αγοράς. Τα συμπεράσματά τους είναι ότι υπάρχει μεγάλη απόκλιση μεταξύ της θεωρίας του και των πραγματικών μετρήσεων.

Παρά την αμφισβήτηση που έχει δεχθεί κατά καιρούς, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων εφαρμόζεται εκτεταμένα σε διάφορους τομείς της χρηματοοικονομικής, καθώς παρέχει ένα απλό στην κατανόηση και εφαρμογή μοντέλο για μία κατά προσέγγιση εκτίμηση του κινδύνου μίας μετοχής σε σχέση με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς μέσω του συντελεστή βήτα και συνεπώς αξιολόγηση και επιλογή μιας μετοχής ή την αναπροσαρμογή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών.

## 2.14 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο, η διαχείριση χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τρία βασικά στάδια: 1) την ανάλυση και επιλογή των κατάλληλων αξιογράφων, 2) την ανάλυση και κατασκευή χαρτοφυλακίων αξιογράφων και 3) την επιλογή του κατάλληλου χαρτοφυλακίου με βάση το προφίλ κάθε επενδυτή. Ακόμα και αν τηρηθούν πιστά και τα τρία στάδια της διαχείρισης χαρτοφυλακίου, από τον επενδυτή, η αναμενόμενη απόδοση που θα λάβει ακόμα και σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο μπορεί να είναι χαμηλότερη από ότι υπολόγισε. Η αβεβαιότητα αυτή εκφράζεται μέσω διακυμάνσεων στις αποδόσεις των μετοχών, που μπορεί να οφείλεται από εξωτερικούς είτε και από εσωτερικούς παράγοντες. Μερικοί εξωτερικοί παράγοντες είναι το επίπεδο του πληθωρισμού, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες, το επίπεδο ανεργίας, το επίπεδο ανάπτυξης μιας χώρας, μεταβολές στα επιτόκια κ.α. Ορισμένοι εσωτερικοί παράγοντες είναι η ανάπτυξη νέων προϊόντων, το επίπεδο ανταγωνισμού στο κλάδο που δραστηριοποιείται μια εταιρία, το μερίδιο αγοράς που κατέχει μια εταιρία κ.α.

Μια μελέτη των Power, Sinclair και Lonie το 1992 έδειξε ότι παρουσιάζεται υψηλός δείκτης μόχλευσης στις εταιρίες σε πιθανή δραματική αύξηση των επιτοκίων δανεισμού. Σύμφωνα με τους Donald E. Fisher και Ronald Jordan (1991) το 50% του μέσου κινδύνου, που φέρει μια μεμονωμένη μετοχή, αντιστοιχεί στο συστηματικό κίνδυνο της μετοχής. Συγκεκριμένα, το 50% του volatility στις τιμές μετοχών μιας εταιρίας εξηγείται από το volatility του Γενικού Δείκτη.

Αυτό μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η επιλογή ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου δεν είναι αρκετή για να εγγυηθεί στον επενδυτή την απόδοση που αναμένεται σε σχέση με τον κίνδυνο στον οποίο είναι εκτεθειμένος. Τα χαρτοφυλάκια για αυτό το λόγο θα πρέπει να παρακολουθούνται αλλά και να αναθεωρούνται. Με τον όρο αναθεώρηση εννοούμε την αναπροσαρμογή του χαρτοφυλακίου και πραγματοποιείται με αγοραπωλησία αξιογράφων είτε με αλλαγή στα σταθμά (weights) των αξιογράφων, που έχουν επιλεγεί. Ένας επενδυτής θα πρέπει να ελέγχει συνεχώς την αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου του ώστε να είναι σε θέση να διαφοροποιήσει περαιτέρω το χαρτοφυλάκιο του, με σκοπό να διατηρήσει την επιθυμητή σχέση κινδύνου και αναμενόμενης

απόδοσης. Λύση σε αυτό το πρόβλημα δίνει η μέτρηση της αποδοτικότητας ενός χαρτοφυλακίου που αντανακλά την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ανά μονάδα κινδύνου.

### **2.14.1 ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ SHARPE**

Με στόχο την μέτρηση της αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου, δηλαδή το κατά πόσο το χαρτοφυλάκιο αξιογράφων που έχει επιλεγεί ακολουθεί τον αρχικό του στόχο (χαμηλός κίνδυνος και υψηλή απόδοση), ο Sharpe το 1966 παρουσίασε ένα μέτρο εκτίμησης της αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου. Το μέτρο αυτό βασίζεται στη θεωρία της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line - CML) και αποδίδει την απόδοση του χαρτοφυλακίου ανά μονάδα συνολικού κινδύνου. Μας δείχνει δηλαδή την επιπλέον απόδοση από το  $R_f$  ανά μονάδα συνολικού κινδύνου. Ο δείκτης του Sharpe ορίζεται ως εξής:

$$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$$

Όπου:

$S_p$  : ο δείκτης Sharpe

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\sigma_p$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

Όπως αναλύσαμε στο κεφάλαιο 11 ο λόγος  $\frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$  μας δείχνει την κλίση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line - CML). Για το λόγο αυτό ο δείκτης Sharpe μπορεί να χρησιμοποιηθεί με δύο τρόπους. Ο πρώτος τρόπος αναφέρεται στον υπολογισμό του δείκτη Sharpe για διαφορετικά χαρτοφυλάκια και επιλέγω εκείνο με τον υψηλότερο δείκτη. Ο δεύτερος τρόπος περιλαμβάνει τη

σύγκριση του δείκτη Sharpe που εκτιμήθηκε για ένα χαρτοφυλάκιο με τον αντίστοιχο δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Από τη σύγκριση αυτή μπορούν να παρατηρηθούν οι εξής δύο περιπτώσεις:

1. Ο δείκτης Sharpe του χαρτοφυλακίου να είναι μεγαλύτερος του δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην περίπτωση αυτή τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το, υπό μελέτη, χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση ανά μονάδα συνολικού κινδύνου μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Διαγραμματικά αυτό σημαίνει ότι η κλίση του χαρτοφυλακίου θα είναι μεγαλύτερη από την κλίση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς, με αποτέλεσμα το χαρτοφυλάκιο να βρίσκεται πάνω από την CML και θα ισχύει η εξής ανισότητα:

$$\frac{R_p - R_f}{\sigma_p} > \frac{R_m - R_f}{\sigma_m}$$

Όπου:

$R_m$  : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\sigma_p$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

$\sigma_m$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου τη αγοράς

2. Ο δείκτης Sharpe του χαρτοφυλακίου να είναι μικρότερος του δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην περίπτωση αυτή τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το, υπό μελέτη, χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση ανά μονάδα συνολικού κινδύνου μικρότερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Διαγραμματικά αυτό σημαίνει ότι η κλίση του χαρτοφυλακίου θα είναι μικρότερη από την κλίση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς, με αποτέλεσμα το



χαρτοφυλάκιο να βρίσκεται κάτω από την CML και θα ισχύει η εξής ανισότητα:

$$\frac{R_p - R_f}{\sigma_p} < \frac{R_m - R_f}{\sigma_m}$$

Όπου:

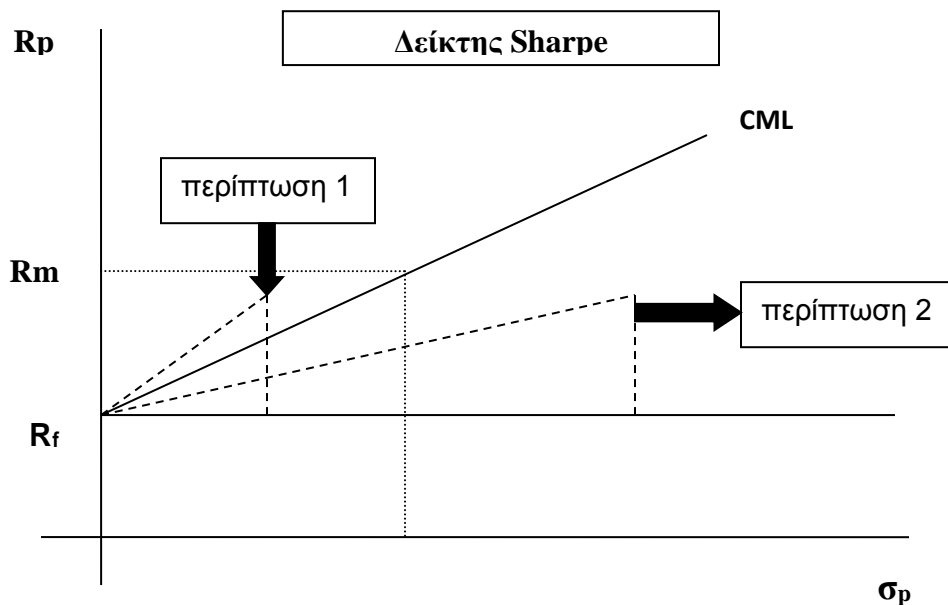
$R_m$  : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\sigma_p$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

$\sigma_m$  : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου τη αγοράς



### 2.14.2 ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ TREYNOR

Το πρώτο μέτρο εκτίμησης της αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου αναπτύχθηκε από τον Τρεγνορ το 1965. Ο Τρεγνορ στηριζόμενος στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και συγκεκριμένα στη Γραμμή Αγοράς Αξιογράφων (Security Market Line - SML) ανέπτυξε ένα μέτρο που αποδίδει την απόδοση του χαρτοφυλακίου ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου. Η διαφορά με το μέτρο του Sharpe, που παρουσιάσαμε παραπάνω, είναι ότι ο δείκτης Τρεγνορ χρησιμοποιεί στον παρονομαστή τον εκτιμώμενο συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου (συστηματικός κίνδυνος χαρτοφυλακίου), σε αντίθεση με τον Sharpe που χρησιμοποιεί στον παρονομαστή την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου (συνολικός κίνδυνος χαρτοφυλακίου). Μας δείχνει δηλαδή την επιπλέον απόδοση από το  $R_f$  ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου. Ο δείκτης του Τρεγνορ ορίζεται ως εξής:

$$T_p = \frac{R_p - R_f}{\beta_p}$$

Όπου:

$T_p$  : ο δείκτης Τρεγνορ

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_p$  : ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου

Ο λόγος  $\frac{R_p - R_f}{\beta_p}$  μας δείχνει την κλίση της Γραμμής Αγοράς Αξιογράφων (Security Market Line - SML). Όπως και στο μέτρο κατά Sharpe έτσι και στο μέτρο κατά Τρεγνορ, ο δείκτης Τρεγνορ μπορεί να χρησιμοποιηθεί με δύο τρόπους. Ο πρώτος τρόπος αναφέρεται στον υπολογισμό του δείκτη Τρεγνορ για διαφορετικά χαρτοφυλάκια και επιλέγω εκείνο με τον υψηλότερο δείκτη. Ο δεύτερος τρόπος περιλαμβάνει τη σύγκριση του δείκτη Τρεγνορ που εκτιμήθηκε για ένα χαρτοφυλάκιο με τον αντίστοιχο δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Από τη σύγκριση αυτή μπορούν να παρατηρηθούν οι εξής δύο περιπτώσεις:

1. Ο δείκτης Treynor του χαρτοφυλακίου να είναι μεγαλύτερος του δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην περίπτωση αυτή τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το, υπό μελέτη, χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Διαγραμματικά αυτό σημαίνει ότι η κλίση του χαρτοφυλακίου θα είναι μεγαλύτερη από την κλίση της Γραμμής Αγοράς Αξιογράφων, με αποτέλεσμα το χαρτοφυλάκιο να βρίσκεται πάνω από την SML και θα ισχύει η εξής ανισότητα:

$$\frac{R_p - R_f}{\beta_p} > R_m - R_f \quad *$$

Όπου:

$R_m$  : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_p$  : ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου

\* Σημειώνεται ότι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου της αγοράς ισούται με τη μονάδα.

2. Ο δείκτης Treynor του χαρτοφυλακίου να είναι μικρότερος του δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην περίπτωση αυτή τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το, υπό μελέτη, χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου μικρότερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Διαγραμματικά αυτό σημαίνει ότι η κλίση του χαρτοφυλακίου θα είναι μικρότερη από την κλίση της Γραμμής Αγοράς Αξιογράφων, με αποτέλεσμα το χαρτοφυλάκιο να βρίσκεται κάτω από την SML και θα ισχύει η εξής ανισότητα:

$$\frac{R_p - R_f}{\beta_p} < R_m - R_f \quad *$$

Όπου:

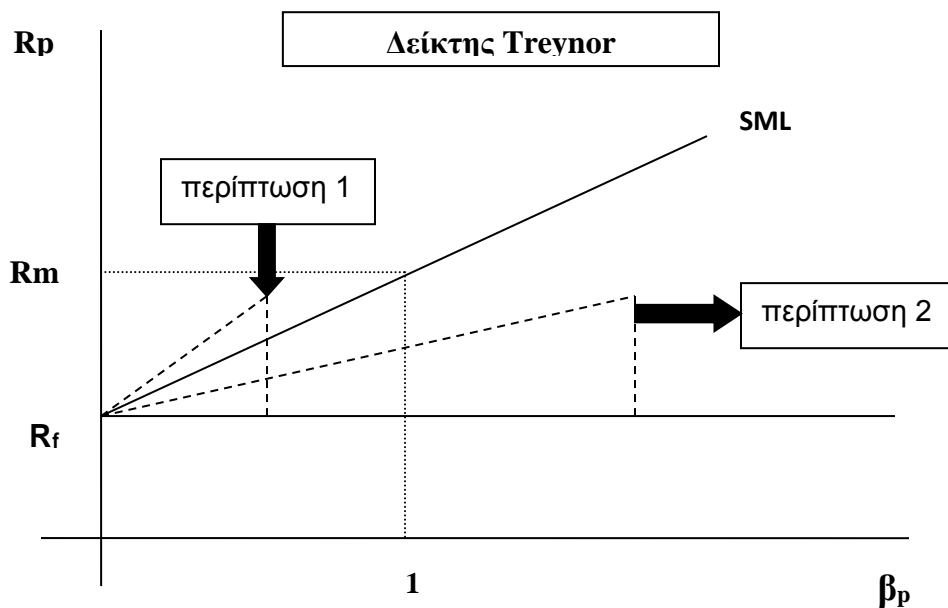
$R_m$  : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$R_p$  : η μέση αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$R_f$  : η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_p$  : ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου

\* Σημειώνεται ότι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου της αγοράς ισούται με τη μονάδα.



### 2.14.3 ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ JENSEN

Σε αντίθεση με το μέτρο κατά Treynor όπου μετράει την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου και σε αντίθεση με το μέτρο κατά Sharpe όπου μετράει την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ανά μονάδα συνολικού κινδύνου, το μέτρο κατά Jensen (Jensen's  $\alpha$ ) μετράει τη διαφορά μεταξύ της απαιτούμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου και της απόδοσης που πραγματοποιήθηκε. Κοινό σημείο αναφοράς και για τα τρία μέτρα αποτελεί το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM). Σύμφωνα με το CAPM η απαιτούμενη απόδοση ενός χρεογράφου δίνεται από τον εξής τύπο:

$$R_{it} = r_f + (R_{mt} - r_f) * \beta_i$$

Όπου

$R_{it}$  : Η απαιτούμενη απόδοση μιας μετοχής/χρεογράφου  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$R_{mt}$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς τη χρονική στιγμή  $t$

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_i$  : Ο συντελεστής βήτα της μετοχής/χρεογράφου  $i$

Με βάση Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και τον παραπάνω τύπο για ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών ο συντελεστής βήτα μπορεί να εκτιμηθεί ως ο σταθμισμένος συντελεστής βήτα ( $\beta_p$ ) των μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης σε κάθε μετοχή. Οπότε και η απαιτούμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$R_{pt} = r_f + (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt}$$

Όπου

$R_{pt}$  : Η απαιτούμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή t

$R_{mt}$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς τη χρονική στιγμή t

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_p$  : Ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου

Φέρνοντας την απόδοση του risk-free asset ( $R_{pt} - r_f = + (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt}$ ) και τρέχοντας μια απλή παλινδρόμηση καταλήγουμε στο εξής:

$$R_{pt} - r_f = \alpha_p + (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt} + \varepsilon_{pt}$$

Όπου

$R_{pt}$  : Η απαιτούμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή t

$R_{mt}$  : Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς τη χρονική στιγμή t

$r_f$  : Η απόδοση του risk-free asset, δηλαδή το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_{pt}$  : Ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή t

$\varepsilon_{pt}$  : Το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν είναι τέλεια

Με τη υπόθεση ότι ο μέσος των σφαλμάτων ισούται με το μηδέν ο Jensen καταλήγει στο εξής μοντέλο:

$$R_{pt} - r_f = \alpha_p + (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt}$$

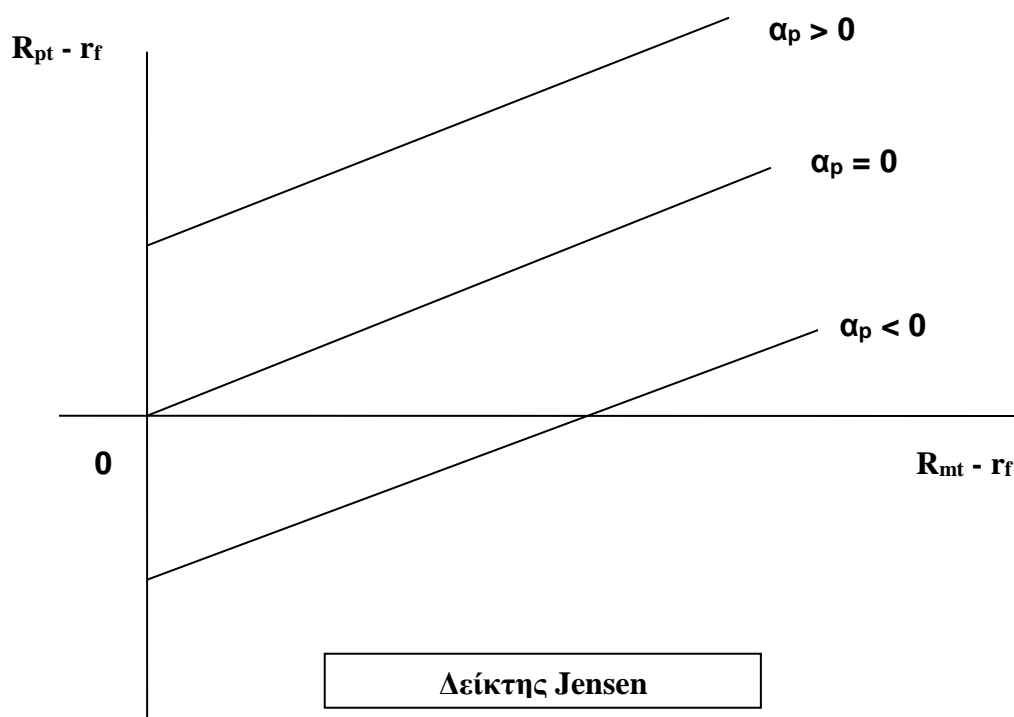
Δηλαδή:

$$\alpha_p = R_{pt} - r_f - (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt}$$

ΠΟΥ ΣΥΝΕΠΑΓΕΤΑΙ

$$\alpha_p = R_{pt} - [ r_f + (R_{mt} - r_f) * \beta_{pt} ]$$

Το  $\alpha_p$  καλείται άλφα του Jensen και μπορεί να πάρει τιμές θετικές ( $\alpha_p > 0$ ), αρνητικές ( $\alpha_p < 0$ ) και μηδέν. Στην περίπτωση που το άλφα του Jensen είναι θετικό, τότε τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Αντιθέτως, στην περίπτωση που το άλφα του Jensen είναι αρνητικό, τότε τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή το χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση μικρότερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου της αγοράς.



## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

### ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

#### 3.1 Estimating Betas In Thinner Markets: The case of the Athens Stock Exchange

**International Research Journal of finance and economics, Issue 13, pp.108-121**

**George Diacogiannis-Paraskevi Makri (2008)**

Στο Συγκεκριμένο άρθρο εξετάζεται η επίδραση που έχει, στα εκτιμώμενα beta, το χρονικό εύρος των αποδόσεων (δηλαδή εάν οι αποδόσεις υπολογίζονται σε ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία ή και ετήσια βάση) των χρεογράφων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Η χρηματιστηριακή αγορά στόχος αφορά την περίοδο 2000-2004 και επελέχθει με βάση τα εξής κριτήρια:

- Παρατήρηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων των beta, στην περίπτωση μιας ρηχής χρηματιστηριακής αγοράς. Δηλαδή μιας αγοράς με μικρό αριθμό αγοραστών και πωλητών. Δεδομένου ότι λίγες συναλλαγές πραγματοποιούνται σε ρηχές αγορές, οι τιμές είναι συχνά πιο ευμετάβλητες και τα περιουσιακά στοιχεία λιγότερο ρευστοποιήσιμα. Σε αντίθεση με τα χαρακτηριστικά ανεπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών.
- Η περίοδος του δείγματος αποτελεί μια τετραετία όπου στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατεγράφησαν μεγάλες και απότομες αλλαγές στις τιμές χρεογράφων.



Επιλέχθηκαν 187 χρεόγραφα από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών από τα οποία για χρησιμοποιήθηκαν μόνο 60 καθώς μόνο 60 Εταιρείες εισηγημένες στο Ελληνικό Χρηματιστήριο προσαρμοσμένες σε αλλαγές κεφαλαιοποίησης και σε πληρωμές μερισμάτων.

Η ακριβής περίοδος του δείγματος ξεκινάει από τον Ιανουάριο του 2001 και τελειώνει Δεκέμβριο του 2004. Έγινε επιλογή τετραετίας για την αποφυγή μεγάλων αλλαγών στα χαρακτηριστικά των εταιρειών. Υπό άλλες συνθήκες όσο μεγαλύτερο το δείγμα μας τόσο περισσότερα δεδομένα συλλέγουμε για τα εκτιμώμενα beta.

Τέλος, οι αποδόσεις των χρεογράφων υπολογίστηκαν κατά ημερήσια,εβδομαδιαία και μηνιαία βάση.

Δημιουργούμε ένα High Cap Portofolio και ένα Low Cap Portofolio. Το High Cap Portofolio απαρτίζεται από 30 χρεόγραφα υψηλής κεφαλαιοποίησης ενώ το Low Cap Portofolio απαρτίζεται από 30 χρεόγραφα χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Ουσιαστικά διαχωρίσαμε το δείγμα μας, τα 60 επελεγμένα χρεόγραφα, σε δύο επιμέρους χαρτοφυλάκια με γνώμονα το ύψος της κεφαλαιοποίησης.

Εστίαση του άρθρου γίνεται σε τρεις μεθόδους:

1. Ελέγχει την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου Hawawini(1980).
2. Χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση που μπορεί να έχει το χρονικό εύρος των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.
3. Εκτίμηση beta με το μοντέλο των Scholes και Williams (1977) και Cohen et al(1983) και στη συνέχεια τα εκτιμώμενα beta συγκρίνονται με εκείνα από τη χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

Γίνεται εκτίμηση των beta με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, για κάθε χρεόγραφο, για ολόκληρη την περίοδο του δείγματος. Οι αποδόσεις των χρεογράφων υπολογίστηκαν κατά ημερήσια,εβδομαδιαία και μηνιαία βάση.

Έπειτα γίνεται χρήση των βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με τις ημερήσιες αποδόσεις για να εκτιμήσουμε τα βήτα των χρεογράφων με εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις μέσω του Μοντέλου Hawawini(1980).

Τέλος, γίνεται χρήση του δείγματος των ημερήσιων αποδόσεων μόνο και στα δύο χαρτοφυλάκια. Συγκρίνουμε διαφορές μεταξύ των βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με βήτα που προκύπτουν από μοντέλα όπως των Scholes και Williams (1977) και Cohen et al(1983).

Σύμφωνα με τις μετρήσεις και τους πίνακες καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

Στο High Cap Portofolio το average beta αυξάνεται όσο το χρονικό εύρος των αποδόσεων αυξάνεται, όμως οι μεταβολές αυτές δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Σύμφωνα με τους Dimson(1979) και Brailsford and Josev(1997) το  $R^2$  αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων και οι τιμές είναι υψηλότερες από τις αντίστοιχες του Low Cap Portofolio. Όμως το  $R^2$  για ημερήσιες και εβδομαδιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντικό και διαφορετικό από το αντίστοιχο επίπεδο σημαντικότητας των μηνιαίων αποδόσεων. Στο Low Cap Portofolio το average beta αυξάνεται όσο το χρονικό εύρος των αποδόσεων αυξάνεται.

Το beta και για τα δύο χαρτοφυλάκια ακολουθεί την ίδια κατεύθυνση. Οι Brailsford and Josev απέδειξαν ότι σε αγορές υψηλής κεφαλαιοποίησης τα beta μειώνονται με την αύξηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων. Αντιθετως σε αγορές χαμηλής κεφαλαιοποίησης τα beta αυξάνονται με την αύξηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων.

Η τυπική απόκλιση των beta αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων τόσο στο High όσο και στο Low Cap χαρτοφυλάκιο, λογικό καθώς μειώνονται οι παρατηρήσεις του δείγματος.

Καταλήγουμε ότι υπάρχει εξάρτηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων με την αγοραία αξία των επιχειρήσεων. Συγκεκριμένα η βαρύτητα του χρονικού εύρους των αποδόσεων είναι αντιστρόφως ανάλογη της αγοραίας αξίας των επιχειρήσεων.

Το μοντέλο Hawawini είναι κατάλληλο και για το High Cap χαρτοφυλάκιο και για το Low Cap χαρτοφυλάκιο όταν κάνουμε χρήση εβδομαδιαίων αποδόσεων. Στο Low Cap χαρτοφυλάκιο η διαφορά ανάμεσα στο βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και τού βήτα από το μοντέλο Hawawini είναι ότι το βήτα από το μοντέλο Hawawini είναι στατιστικά σημαντικότερο για το επίπεδο 99%.Εαν μεταξύ της απόδοσης του χρεογράφου και της αγοράς έχουμε θετική διαφορά, το βήτα θα αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων.

Τέλος, τα βήτα από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με βήτα που προκύπτουν από μοντέλα όπως των Scholes και Williams (1977) και Cohen et al(1983) δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά. Ιδιαίτερα με το μοντέλο Cohen et al όταν γίνεται χρήση δύο lags(χρονικές υστερήσεις), δύο leads(χρονικά προβαδίσματα) και ενός σύγχρονου δείκτη αγοράς δεν έχουμε στατιστικά σημαντικές διαφορές.

### **3.2 Interval Effect on the Estimation of Beta: Evidence from Istanbul Stock Exchange**

**International Journal of Social and Humanity Studies Vol 4, No 2**

**Hakan Er & Sevgi Aydin (2010)**

Το Capital Asset Pricing Model (CAPM) είναι αναμφίβολα ένα από τα πιο διαδεδομένα μοντέλα στον τομέα της χρηματοοικονομικής επιστήμης. Σύμφωνα με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων, η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής συνδέεται με το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής που μετράται από το συντελεστή βήτα της μετοχής. Ο συντελεστής βήτα μπορεί να εκτιμηθεί μέσω παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής μιας εταιρίας με τις αποδόσεις του χαροφυλακίου της αγοράς. Ωστόσο, το υπόδειγμα δεν ορίζει τι χρονικό εύρος πρέπει να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό των αποδόσεων. Προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει, ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα παρουσιάζουν ευαισθησία στο return interval.

Η εμπειρική μελέτη των Hakan και Sevgi έχει ως στόχο να αναλύσει την ευαισθησία, που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, στο διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών. Για το λόγο αυτό έκαναν εκτίμηση των συντελεστών βήτα 225 μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονται στο Χρημαστιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE-Istanbul Stock Exchange).

Οι αποδόσεις των μετοχών αυτών υπολογίστηκαν με βάση ένα ημερήσιο, εβδομαδιαίο, bi-weekly( δύο φορές την εβδομάδα) και μηνιαίο χρονικό εύρος για την περίοδο 1η Ιανουαρίου του 2000 με 31 Δεκεμβρίου του 2008.

Για τις bi-weekly αποδόσεις χρησιμοποιήθηκαν οι απόδοσης κάθε Τετάρτης. Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν ως εξής:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Όπου:

$R_t$ : Η απόδοση της μετοχής τη χρονική στιγμή t

$P_t$ : Η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t

$P_{t-1}$ : Η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t-1

Για κάθε χρονικό εύρος, δημιουργήθηκαν εννέα περίοδοι εκτίμησης από ένα έως εννέα έτη.

Η πρώτη περίοδος εκτιμήσεων, καλύπτει δεδομένα από παρατηρήσεις μόνο του 2008.

Η δεύτερη περίοδος εκτιμήσεων, καλύπτει δεδομένα από αρχές του 2007 μέχρι και τέλη του 2008.

Η τρίτη περίοδος εκτιμήσεων, καλύπτει δεδομένα από αρχές του 2006 μέχρι και τέλη του 2008. Με την διαδικασία δημιουργήθηκαν και οι υπόλοιπες έξι περίοδοι.

Ο συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε μέσω του εξής μοντέλου παλινδρόμησης:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Όπου

$R_{it}$  : η απόδοση του χρεογράφου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t$

$R_{mt}$  : η απόδοση του δείκτη της αγοράς, Istanbul Stock Exchange 100 Index (ISE100) για τη χρονική περίοδο  $t$

$\beta_i$ : η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_{it}$  στις μεταβολές του  $R_{mt}$

$\varepsilon_{it}$  : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια

Ακολουθώντας το μοντέλου του Daves et.al (2000), το τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του βήτα  $S_\beta$  χρησιμοποιήθηκε για να επιτευχθεί μεγαλύτερη ακρίβεια στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα και υπολογίστηκε ως εξής:

$$S_\beta = \frac{1}{\sqrt{n-1}} * \frac{S_\varepsilon}{S_m}$$

Όπου

$S_\beta$ : το τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του βήτα

$S_\varepsilon$ : Η τυπική απόκλιση των εκτιμώμενων σφαλμάτων τις εξίσωσης υπολογισμού των αποδόσεων

$S_m$ : Η τυπική απόκλιση των εκτιμώμενων αποδόσεων του δείκτη της αγοράς

$n$ : Ο αριθμός των παρατηρήσεων κάθε δείγματος

Τέλος, οι μελετητές καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις, για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, δίνεται η πιο ακριβής προσέγγιση. Επίσης, αποτελέσματα σχετικά με τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα υποδηλώνουν ότι συντελεστές βήτα, που υπολογίστηκαν με περιόδους εκτίμησης μεγαλύτερες των τριών ετών, αποτυγχάνουν να συμπεριλάβουν διαθρωτικές αλλαγές που αλλάζουν το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής.

Η μελέτη καταλήγει λοιπόν στο συμπέρασμα ότι, τόσο το return interval όσο και το μέγεθος της περιόδου εκτιμήσεως, έχουν σημαντική επιρροή στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.

Επίσης, προτείνουν για μελλοντική μελέτη την επίδραση τόσο του return interval όσο και του μεγέθους της περιόδου εκτιμήσεως, να αναλυθούν ταυτόχρονα με το μέγεθος της εταιρίας και το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, καθώς επίσης την επίδραση της χαμηλής εμπορευσιμότητας χρεογράφων, ένα κοινό χαρακτηριστικό των αναδυόμενων αγορών.

### **3.3 The Choice Of Return Interval and Estimation Period**

**Journal of finance and Strategic Decisions, pp.7-13**

**Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000)**

Στην μελέτη που πραγματοποίησαν οι Kunkel, Ehrhardt & Daves το 2000 θέλησαν να δείξουν τη σημαντικότητα της εύρεσης και επιλογής του κατάλληλου χρονικού διαστήματος τόσο για την υπολογισμό περιοδικών αποδόσεων μετοχών, όσο και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών (συντελεστή βήτα). Η επιλογή των κατάλληλων χρονικών διαστημάτων βασίστηκε στην τυπική απόκλιση εκτίμησης των συντελεστών βήτα. Όσο μικρότερο το standard error of beta estimation σημαίνει παράλληλα και μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του beta coefficient.

Για την μελέτη αυτή χρησιμοποιήθηκαν ως δείγμα μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1982-1989. Ο υπολογισμός των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών πραγματοποιήθηκε σε τέσσερα χρονικά διαστήματα (ημερήσια, εβδομαδιαία, δεκαπέντε ημερών και μηνιαία).

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών πραγματοποιήθηκε σε οχτώ χρονικά διαστήματα από ένα έως και οχτώ έτη. Το κόστος ιδίων κεφαλαίων εκτιμήθηκε βάσει του Υποδείγματος Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του μέσου σταθμικού κόστους κεφαλαίου.

Τέλος, για την ημερήσια, εβδομαδιαία και δεκαπέντε ημερών περίοδο εκτίμησης χρησιμοποιήθηκαν 1,329 μετοχές εταιριών, ενώ για τη μηνιαία περίοδο εκτίμησης χρησιμοποιήθηκαν 946 μετοχές εταιριών.

Στη μεθολογία που ακολούθησαν οι συγγραφείς της μελέτης εκτίμησαν το τυποποιημένο σφάλμα των συντελεστών βήτα μέσω της σχέσης:

$$\sigma_{\beta} = \frac{1}{\sqrt{N-1}} \frac{\sigma_e}{\sigma_m}$$

Όπου:

$\sigma_{\beta}$ : Το τυποποιημένο σφάλμα των συντελεστών βήτα

$\sigma_m$ : Η τυπική απόκλιση στις αποδόσεις της αγοράς

$\sigma_e$ : Η τυπική απόκλιση που προκύπτει από την εκτίμηση των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων μέσω του υποδείγματος της αγοράς

Παρατηρήσεις στις οποίες κατέληξαν ήταν οι εξής:

- Η μελέτη αυτή έδειξε ότι η μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα παρατηρείται με τη χρήση ημερήσιων αποδόσεων.
- Μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση συντελεστών βήτα επιτυγχάνεται με μικρότερα time intervals, δηλαδή με ημερήσια χρονικά διαστήματα.
- Το χρονικό διάστημα των 8 ετών παρουσιάζει τη μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση των συντελεστών βήτα.
- Η μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση συντελεστών βήτα κατέληξαν ότι επιτυγχάνεται με τη χρήση ημερήσιων αποδόσεων και διαστήματος 3 ετών για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Κατόπιν των παραπάνω παρατηρήσεων οι Kunkel, Ehrhardt & Daves κατέληξαν ότι μια εταιρία θα πρέπει να εκτιμά το κόστος ιδίων κεφαλαίων της βασιζόμενη σε ημερήσιες αποδόσεις των τιμών των μετοχών.

Το συμπέρασμα αυτό είναι απόρροια από το γεγονός ότι όσο συντομότερα τα διαστήματα εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών, τόσο μεγαλύτερη η ακρίβεια εκτίμησης του συντελεστή βήτα ή αλλιώς τόσο μικρότερο το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα.



Δεύτερος παράγοντας που μειώνει το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα είναι η αύξηση του διαστήματος εκτίμησης του.

### **3.4 Estimating Betas From Nonsynchronous Data**

**Journal of Financial Economics, vol. 5, Issue 3, pp.309-327**

**Scholes Myron & Joseph Williams (1977)**

Η μελέτη των Scholes και Williams εστιάζει στο γεγονός ότι η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα από το μοντέλο της αγοράς για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπανιότερα είναι εσφαλμένη. Συγκεκριμένα, το μοντέλο της αγοράς οδηγεί σε ένα σημαντικό οικονομικό πρόβλημα όσον αφορά χρεόγραφα οι τιμές των οποίων διαπραγματεύονται σπάνια σε μεγάλες αγορές. Το πρόβλημα αυτό προκύπτει από την αδυναμία υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων καθώς οι τιμές αυτών των χρεογράφων παρατηρούνται σε τυχαία και διακριτά διαστήματα.

Δεύτερος στόχος της μελέτης είναι να δείξει ότι η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα για χρεόγραφα με μεγάλη εμπορευσιμότητα, δηλαδή εκείνα τα οποία διαπραγματεύονται πιο συχνά, με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι

ασυμπτωτικά λανθασμένη τόσο για το συντελεστή άλφα όσο και για το συντελεστή βήτα.

Η αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής επήλθε με τη χρήση του εξής μοντέλου από τους Scholes και Williams:

$$\beta_i = \frac{\beta_i^{-1} + \beta_i^0 + \beta_i^{+1}}{(1 + 2p_{im})}$$

Όπου:

$\beta_i^{-1}$ : ο συντελεστής βήτα (lag beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς με χρονική υστέρηση 1 (ή αλλιώς 1 lag).

$\beta_i^0$ : ο συντελεστής βήτα (beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς.

$\beta_i^{+1}$ : ο συντελεστής βήτα (lead beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς με χρονικό προβάδισμα 1 (ή αλλιώς 1 lead).

$2p_{im}$ : η πρώτη σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για την μελέτη των εκτιμητών αφορούν αποδόσεις χρεογράφων, που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, σε ημερήσια βάση.

Το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για τη μελέτη εστιάζεται στις τιμές χρεογράφων από τον Ιανουάριο του 1963 μέχρι και το Δεκέμβρη του 1975. Ακολούθησε η κατασκευή πέντε ισοσκελισμένων χαρτοφυλακίων (20% του συνολικού αριθμού χρεογράφων) βασισμένη στον όγκο συναλλαγών των χρεογράφων.

Η χρήση των ημερήσιων αποδόσεων επαλήθευσε το σημαντικό οικονομετρικό πρόβλημα που δημιουργείται. Παρατηρήθηκαν αποκλίσεις μεταξύ των πραγματικών αποδόσεων των χρεωγράφων και των αναμενόμενων.

Τα χρεόγραφα με μικρή εμπορευσιμότητα παρουσιάζουν ασυμπτωτικά λανθασμένους εκτιμητές. Συγκεκριμένα ασυμπτωτικά λανθασμένα προς τα άνω για τον συντελεστή άλφα και ασυμπτωτικά λανθασμένα προς τα κάτω για το συντελεστή βήτα. Η κατασκευή των ορθών εκτιμητών προκύπτει με τη χρήση του μοντέλου των Scholes και Williams.

### **3.5 The Intervalling Effect Bias in Beta: A note**

**Journal of Banking & Finance, Vol. 16, Issue 1, pp.61-73**

**Corhay Alber (1992)**

Ο Corhay Albert το 1992 βασιζόμενος σε προηγούμενη μελέτη των Solnik & Pogue το 1974 θέλησε να αποδείξει το γεγονός ότι ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής επηρεάζεται σημαντικά από το intervalling effect, δηλαδή από τη διαφοροποίηση στα χρονικά διαστήματα που χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών. Οι Solnik & Pogue για τη μελέτη τους χρησιμοποίησαν επτά διαφορετικές χώρες, μια εκ των οποίων ήταν και το Βέλγιο, με στόχο να αποδείξουν ότι οι ημερήσιες εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα εμφανίζουν μεγάλη εξάρτηση από το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων στον υπολογισμό των συντελεστών βήτα.

Ο Corhay για να αποδείξει την ευαισθησία των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα στη διαφοροποίηση του μήκους της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων

των μετοχών χρησιμοποίησε ένα μεγάλο δείγμα μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών.

Συγκεκριμένα έλαβε ως δείγμα για τη μελέτη του ημερήσιες αποδόσεις 250 μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών. Η παρατήρηση των αποδόσεων των μετοχών καθώς και οι αγοραίες τους αξίες πραγματοποιήθηκαν από τον Ιανουάριο του 1977 μέχρι και το Δεκέμβριο του 1985. Στη συνέχεια χώρισε την εν λόγω χρονική περίοδο σε τρεις υποπεριόδους. Η υποδιαίρεση του δείγματος έγινε ως εξής:

1. Χρήση 153 μετοχών (738 ημερήσιες αποδόσεις) για το διάστημα 1977 έως και το 1979
2. Χρήση 180 μετοχών (735 ημερήσιες αποδόσεις) για το διάστημα 1980 έως και το 1982
3. Χρήση 170 μετοχών (740 ημερήσιες αποδόσεις) για το διάστημα 1983 έως και το 1985

Χρησιμοποιήθηκαν 2,213 αποδόσεις για ολόκληρο το χρονικό διάστημα. Ο υπολογισμός τους πραγματοποιήθηκε μέσω της διαφοράς των φυσικών λογαρίθμων μεταξύ της τρέχουσας τιμής κλεισίματος και της τιμής κλεισίματος της προηγούμενης ημέρας. Το μοντέλο εκτίμησης των ημερήσιων αποδόσεων των χρεογράφων ήταν το εξής:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

Όπου:

$R_{it}$  : Η λογαριθμική απόδοση ενός χρεογράφου τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln(P_{it})$  : Ο φυσικός λογάριθμος της τιμής ενός χρεογράφου τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln(P_{it-1})$  : Ο φυσικός λογάριθμος της τιμής ενός χρεογράφου τη χρονική στιγμή  $t-1$

Ο Corhay έχοντας χωρίσει το δείγμα του σε τρεις υποπεριόδους χρησιμοποίησε δύο μεθόδους. Με τον τρόπο αυτό θέλησε να τονίσει την απόκλιση μεταξύ των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα σε περίπτωση που ο συστηματικός όσο και ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν επηρεάζονται από το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων σε αντίθεση με την περίπτωση που επηρεάζονται από το return interval.

Η πρώτη προσέγγιση πραγματοποιήθηκε με το μοντέλο της αγοράς με βάση το οποίο οι συντελεστές τόσο του συστηματικού όσο και του μη συστηματικού κίνδυνος δεν επηρεάζονται από το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων.

Δηλαδή, με τη χρήση του εξής μονοπααραγωγτικού μοντέλου:

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

Όπου:

$R_{it}$  : Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  με βάση την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$R_{mt}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς για μια δεδομένη χρονική στιγμή  $t$

$e_{it}$  : Οι τιμές των σφαλμάτων

$a_i$  και  $b_i$  : Είναι σταθερές που περιγράφουν τη γραμμική σχέση μεταξύ της δεσμευμένης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη

Η δεύτερη προσέγγιση πραγματοποιήθηκε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Στη περίπτωση αυτή οι οι συντελεστές τόσο του συστηματικού όσο και του μη συστηματικού κινδύνου επηρεάζονται από το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων. Συγκεκριμένα παρατήρησε ότι οι συντελεστές βήτα

παρουσιάζουν ευαισθησία σε περίπτωση όπου ο υπολογισμός των αποδόσεων πραγματοποιηθεί σε διάστημα μεγαλύτερο της μιας ημέρας.

Για να καταλήξει στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα αποκλίνουν όταν διαφοροποιείται το μήκος της περιόδου εκτιμήσεως των αποδόσεων των μετοχών και εξαιτίας του μεγάλου αριθμού των χρεογράφων χώρησε το δείγμα σε δέκα διαφορετικά χαρτοφυλάκια.

Στη συνέχεια πραγματοποίησε ανάλυση διακύμανσης για να συγκρίνει τις αποκλίσεις που παρουσίαζαν οι μέσες τιμές των συντελεστών βήτα αναλόγως το μέγεθος του χαρτοφυλακίου.

Η μελέτη έδειξε ότι το *intervalling effect* στις μέσες τιμές των συντελεστών βήτα, και για τα δέκα χαρτοφυλάκια, ήταν πολύ μεγαλύτερο όσο μειώνεται το μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων. Αντιθέτως, το *intervalling effect* στις μέσες τιμές των συντελεστών βήτα ήταν μικρότερο όσο αυξάνεται το μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων. Επίσης, στην περίπτωση που το *return interval* αυξάνεται το *F-Statistic* παρουσιάζει μια μικρή μείωση, όμως παραμένει στατιστικά σημαντικό.

Δευτερεύουσες παρατηρήσεις στις οποίες κατέληξε ο Corhay ήταν το γεγονός ότι το μέσο βήτα του δείγματος ήταν κοντά στη μονάδα γεγονός φυσιολογικό, καθώς το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε αντιπροσώπευε το μεγαλύτερο κομμάτι της αγοράς των Βρυξελλών.

Διαφοροποίηση υπήρξε στο μέγεθος των εταιριών σε σχέση με το συντελεστή βήτα που εκτιμήθηκε. Με μεγάλη αγοραία αξία εταιρίες παρουσίασαν μεγαλύτερο μέσο βήτα σε αντίθεση με μικρότερης αγοραίας αξίας εταιρίες που παρουσίασαν μικρότερο μέσο βήτα.

Αξιοσημείωτο ήταν και το γεγονός ότι η κατεύθυνση του *return interval* εταιριών με μεγάλη αγοραία αξία η οποία ήταν αρνητική σε σχέση με την κατεύθυνση του *return interval* εταιριών με μικρότερη αγοραία αξία η οποία ήταν θετική.

### **3.6 Nonsynchronous Security Trading and market Index Autocorrelation**

**Journal of Finance, Vol. 42, Issue 1, pp.111-118**

**Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987)**

Ένα συνήθες φαινόμενο, που παρατηρείται στις αγορές, είναι η τελευταία τιμή κλεισίματος μιας μετοχής να μην αντικατοπτρίζει πλήρως την θεμελιώδη αξία της εταιρίας. Με μια πρώτη ματιά αυτό μπορεί να ερμηνευτεί ως μια καθυστέρηση στη μεταβίβαση των νέων πληροφοριών στο επενδυτικό κοινό, που θα συνεπάγεται και μια καθυστέρηση στην αναπροσαρμογή της τιμής μιας μετοχής στα νέα δεδομένα.

Οι Atchhinson, Butler και Simonds το 1987 απέδειξαν ότι πολλές αποκλίσεις στις τιμές κλεισίματος μιας μετοχής δε σχετίζονται με την καθυστέρηση στη μεταβίβαση των νέων πληροφοριών στο επενδυτικό κοινό. Αιτία αυτού του misspricing είναι η ετεροχρονισμένη αγοραπωλησία μετοχών. Το non-synchronous trading αναφέρεται στο γεγονός ότι η καθυστέρηση στην προσαρμογή της τιμής κλεισίματος οφείλεται σε μια προγενέστερη συναλλαγή. Σύμφωνα με την προϋπόθεση ότι οι Αγορές είναι Αποτελεσματικές, δε θα έπρεπε να παρατηρείται συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων. Αντιθέτως, το Efficient Market Theory προυποθέτει μη συσχετιζόμενες και ανεξάρτητες αποδόσεις.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για την εν λόγω μελέτη αποτελείται από 280 μετοχές εταιριών εισηγμένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Η χρονική περίοδος που επιλέχθηκε ήταν από το 1978 έως και το 1981. Το χρονικό εύρος που επέλεξαν οι συγγραφείς της μελέτης ήταν ημερήσιες αποδόσεις μετοχών.

Η μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν να συγκρίνουν τις ημερήσιες συσχετίσεις των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου που καταγράφησαν με τις αντίστοιχες που προκύπτουν από το υπόδειγμα των Williams και Scholes (1987).

Ο συντελεστής αυτοσχέτισης  $\rho_1$  που εφάρμοσαν ήταν ο εξής:

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

Όπου:

$\mathbf{R}_{p,t}$  : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή  $t$

$\text{cov}(\mathbf{R}_{p,t}, \mathbf{R}_{p,t-1})$  : Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου για τις χρονικές στιγμές  $t$  και  $t-1$

$\text{var}(\mathbf{R}_{p,t})$  : Η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή  $t$

Επίσης, η απόδοση του χαρτοφυλακίου για μια χρονική στιγμή  $t$  υπολογίστηκε ως εξής:

$$\mathbf{R}_{p,t} = \sum_{i=1}^N X_i * \mathbf{R}_{i,t} \quad \text{όπου} \quad \sum_{i=1}^N X_i = 1$$

Επίσης, για ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, δηλαδή για  $X_i = \frac{1}{n}$  ο συντελεστής αυτοσχέτισης  $\rho_1$  που εφάρμοσαν ήταν ο εξής:

$$\rho_1 = \frac{\frac{1}{n}(\text{Μέση Αυτοσχετίση}) + \frac{n-1}{n}(\text{Μέση Συνδιακύμανση})}{\frac{1}{n}(\text{Μέση Διακύμανση}) + \frac{n-1}{n}(\text{Μέση Συνδιακύμανση})}$$



Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι ο συντελεστής συσχέτισης του υποδείγματος υπολογίστηκε στο 15.8% για ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο. Το συμπέρασμα, στο οποίο κατέληξαν, ήταν ότι οι συντελεστές συσχέτισης διέφεραν από εκείνους που προβλέπει το υπόδειγμα ετεροχρονισμένων συναλλαγών. Συγκεκριμένα, οι συντελεστές συσχέτισης ήταν μεγαλύτεροι από τους αντίστοιχους του υποδείγματος.

### **3.7 Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios**

**Journal of Business, Vol. 42, No. 2, pp.167-247**

**Michael C. Jensen (1969)**

Η μελέτη του Jensen επικεντρώνεται στην εκτίμηση του συστηματικού ή αλλιώς μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου χαρτοφυλακιών και ιδιαίτερα στη σημαντικότητα του συντελεστή βήτα και τα συμπεράσματα που απορέουν από την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σχετικά με το πόσο καλά είναι διαφοροποιημένα τα χαρτοφυλάκια.

Ο Jensen για τη μελέτη του χρησιμοποίησε ως δείγμα αμοιβαία κεφάλαια ανοιχτού τύπου για το διάστημα 1955 έως και το 1964. Συγκεκριμένα πραγματοποίησε ανάλυση σε 115 αμοιβαία κεφάλαια ανοιχτού τύπου σε ετήσια βάση και βασίστηκε στο μοντέλο της αγοράς για τη διερεύνηση του συστηματικού κινδύνου.

Εκτός του διαστήματος 1955 έως 1964 ο Jensen χρησιμοποίησε και επιπλέον διαθέσιμα στοιχεία από το 1945 έως και το 1954. Ο συστηματικός κίνδυνος εκτιμήθηκε μέσω ανάλυσης παλινδρόμησης για το δείγμα των 115 αμοιβαίων κεφαλαίων.

Ο Jensen ανα δέκα αμοιβαία κεφάλαια, του δείγματος των 115, κατασκεύασε τέσσερα scatter diagrams, δηλαδή τέσσερα διαγράμματα σημείων. Με αυτό τον τρόπο θέλησε να ελέξει την αποτελεσματικότητα του μοντέλου, καθώς ο συντελεστής βήτα προκύπτει μέσα από τις παλινδρομήσεις. Επίσης, να στόχος του ήταν ο έλεγχος του κατά πόσο το μοντέλο είναι στάσιμο στο χρόνο, η εξέταση της γραμμικότητας των δεδομένων και τέλος τη συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ των δεδομένων και τις αποδόσεις της αγοράς.

Τα διαγράμματα σημείων που κατασκευάστηκαν αφορούν τα εξής:

**Πρώτο Scatter Diagram:** τις αποδόσεις της αγοράς και τις αντίστοιχες αποδόσεις των αμοιβαίων κεφαλαίων

**Δεύτερο Scatter Diagram:** τα κατάλοιπα των αποδόσεων της αγοράς τη χρονική στιγμή  $t$

**Τρίτο Scatter Diagram:** τη σχέση μεταξύ των καταλοίπων των αποδόσεων της αγοράς τη χρονική στιγμή  $t$  σε σχέση με εκείνα της χρονικής στιγμής  $t+1$

**Τέταρτο Scatter Diagram:** τα κατάλοιπα των αποδόσεων της αγοράς για οποιοδήποτε χρονικό σημείο

Μέσα από τις παλινδρομήσεις που πραγματοποιήθηκαν ο Jensen κατέληξε σε τρία βασικά συμπεράσματα. Δεδομένου ότι ο συστηματικός κίνδυνος του δείκτη της αγοράς είναι ίσος με τη μονάδα και το γεγονός ότι τα διαθέσιμα χαρτοφυλάκια παρουσίαζαν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο, οδηγείται στο συμπέρασμα ότι πρόκειται για αμυντικά ή συντηρητικά χαρτοφυλάκια. Με ένα μέσο συντελεστή βήτα, για τα 115 αμοιβαία κεφάλαια, χαμηλότερο του χαρτοφυλακίου της αγοράς μια οποιαδήποτε σύγκριση των αποδόσεών τους με την απόδοση του εν λόγω δείκτη στρέφεται εναντίων των αμοιβαίων κεφαλαίων.

Δεύτερο και σημαντικό συμπέρασμα που προκύπτει από τη μελέτη είναι ως προς την αποτελεσματικότητα του μοντέλου ως προς τα κατάλοιπα. Παρουσιάζονται χαμηλές πρώτης τάξης αυτοσυσχετίσεις στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το μοντέλο είναι αποτελεσματικό ως προς τα κατάλοιπα.

Τρίτο συμπέρασμα που αφορά και την διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων ήταν ότι η ανάλυση παλινδρόμησης έδειξε υψηλούς συντελεστές συσχέτισης. Χαρτοφυλάκια με υψηλούς συντελεστές συσχέτισης είναι καλά διαφοροποιημένα.

Μία στοχαστική διαδικασία λέγεται στάσιμη αν ο μέσος και η διακύμανσή της δεν μεταβάλλονται διαχρονικά και η συνδιακύμανση των τιμών της σε δύο χρονικές περιόδους εξαρτάται μόνο από τις χρονικές υστερήσεις και όχι από καθαυτό το χρονικό σημείο στο οποίο υπολογίζεται (δεύτερης τάξης στασιμότητα).

Η εμπειρική μελέτη του Jensen διερευνά εάν στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου παρουσιάζεται στασιμότητα. Με αυτό τον τρόπο ελέγχεται κατά πόσο είναι αξιόπιστο κάποιος να βασιστεί σε ιστορικά δεδομένα για να επιλέξει ένα χαρτοφυλάκιο. Ο Jensen απέδειξε ότι όντως ο βαθμός επικινδυνότητας των αμοιβαίων κεφαλαίων παραμένει σχεδόν αμετάβλητος μέσα στο χρόνο. Συνεπώς, έδειξε ότι ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να αξιολογηθεί με βάση ιστορικά στοιχεία από έναν επενδυτή.

### **3.8 On the Assessment of Risk**

**Journal of Finance Vol. 26, Issue 1, pp.1-10**

**Marshall E. Blume (1971)**

Ο κυριότερος ίσως παράγοντας που επηρεάζει την επιλογή μιας μετοχής είναι ο κίνδυνος που περικλείεται σε αυτήν. Αυτός ο κίνδυνος μπορεί να διακριθεί σε συστηματικό και σε μη συστηματικό κίνδυνο. Ο συντελεστής βήτα (beta coefficient) είναι ένα σύγχρονο χρηματοοικονομικό εργαλείο που βοηθά στη μέτρηση του συστηματικού ή μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου μιας μετοχής, δηλαδή, του κινδύνου του χρεογράφου που προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς και ο οποίος δεν μειώνεται ή ακόμα και εξαλείφεται από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου (diversified portfolio).

Η μελέτη του Blume το 1971 επικεντρώνεται στη μελέτη της συμπεριφοράς του συντελεστή βήτα. Στην προσπάθεια του αυτή εκτίμησε το συστηματικό κίνδυνο χαρτοφυλακίων υψηλού και χαμηλού κινδύνου. Συγκεκριμένα στόχος του Blume ήταν η διερεύνηση της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα.

Η μελέτη πραγματοποιήθηκε με τη χρήση αποδόσεων όλων των κοινών μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο Ιούλιος του 1926 έως και τον Ιούνιο του 1968. Το χρονικό εύρος των αποδόσεων που επιλέχθηκε ήταν μηνιαίο ενώ η απόδοση του δείκτη της αγοράς εκτιμήθηκε με βάση το υπόδειγμα που είχε προτείνει το 1966 ο Fisher (όλες οι αποδόσεις του δείκτη υπολογίστηκαν υποθέτοντας zero taxes και zero transaction costs).

Ο Blume χώρισε το χρονικό διάστημα του δείγματος της μελέτης σε έξι ίσες υποπεριόδους ως ακολούθως:

**Πρώτη περίοδος:** Ιούλιος του 1926 με Ιούνιο του 1933

**Δεύτερη περίοδος:** Ιούλιος του 1933 με Ιούνιο του 1940

**Τρίτη περίοδος:** Ιούλιος του 1940 με Ιούνιο του 1947

**Τέταρτη περίοδος:** Ιούλιος του 1947 με Ιούνιο του 1954

**Πέμπτη περίοδος:** Ιούλιος του 1954 με Ιούνιο του 1961

**Έκτη περίοδος:** Ιούλιος του 1961 με Ιούνιο του 1968

Στη συνέχεια ο Blume δημιούργησε χαρτοφυλάκια στην προσπάθεια του να εξετάσει την συμπεριφορά του συστηματικού κινδύνου. Τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν βάσει των εκτιμημένων συντελεστών βήτα κατά φθίνουσα σειρά. Κάθε χαρτοφυλάκιο περιείχε "n" αριθμό μετοχών με τον περιορισμό ότι οι τιμές που μπορούσε να πάρει το "n" ήταν 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 και 100.

Η μεθοδολογία, που ακολουθήθηκε, ήταν η χρήση των δεδομένων της πρώτης περιόδου του δείγματος (Ιούλιος του 1926 με Ιούνιο του 1933) και η εκτίμηση των συντελεστών βήτα για κάθε μετοχή. Στη συνέχεια οι συντελεστές βήτα των μετοχών κατατάχθηκαν κατά αύξουσα σειρά.

Το πρώτο χαρτοφυλάκιο που δημιουργήθηκε περιελάμβανε "n" αριθμό μετοχών που έφεραν τις χαμηλότερες τιμές των συντελεστών βήτα. Με το ίδιο τρόπο κατασκευάστηκαν και υπόλοιπα χαρτοφυλάκια με το δεύτερο να περιλαμβάνει "n" αριθμό μετοχών που έφεραν τις αμέσως επόμενες χαμηλότερες τιμές των συντελεστών βήτα. Η διαδικασία αυτή ακολουθήθηκε έως ότου ο αριθμός των λοιπών μετοχών να καταστεί μικρότερος του "n". Ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα για κάθε χαρτοφυλάκιο πραγματοποιήθηκε από το μέσο όρο των μετοχών από τις οποίες απαρτιζόταν.

Με βάση την παραδοχή ότι ο συστηματικός κίνδυνος που εκτιμήθηκε με ιστορικά στοιχεία, δηλαδή με δεδομένα του παρελθόντος, μπορεί να χρησιμοποιηθεί και ως μέτρο εκτίμησης του μελλοντικού κινδύνου υπολογίσθηκαν οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης για τα χαρτοφυλάκια μετοχών. Με χρήση των δεδομένων της πρώτης περιόδου (Ιούλιος του 1926 με Ιούνιο του 1933) η εκτίμηση του συντελεστή συσχέτισης για τη δεύτερη περίοδο (Ιούλιος του 1933

με Ιούνιο του 1940) ,για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από 50 μετοχές, κυμαίνονταν από 0,63 μέχρι και 0,98.

Ο Blume στην προσπάθεια του να κάνει ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου, έτρεξε μια σειρά παλινδρομήσεων των συντελεστών βήτα που είχαν εκτιμηθεί μια χρονική στιγμή  $t$  σε σχέση με τους συντελεστές βήτα που είχαν εκτιμηθεί τη χρονική στιγμή  $t-1$ .

Αυτή η μέθοδος ακολουθήθηκε για πέντε περιόδους χρησιμοποιώντας το υποδείγματος Mean Squared Error (Μέσο Σφάλμα Τετραγώνων), που ορίζεται ως το άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων ακολουθούμενο από τη διαίρεση του με "n" αριθμό χαρτοφυλακίων που αναλύθηκαν, δηλαδή:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\beta_t - \beta_{t-1})^2$$

Όπου:

$\beta_t$ : Η τιμή του μελλοντικού συστηματικού κινδύνου που εκτιμήθηκε

$\beta_{t-1}$ : Η τιμή του συστηματικού κινδύνου που εκτιμήθηκε

$n$ : Ο αριθμός των χαρτοφυλακίων που αναλύθηκαν

Τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν στο σημείο αυτό ήταν 100, τα οποία χωρίστηκαν στην συνέχεια σε πέντε υπό-χαρτοφυλάκια.

Τα συμπεράσματα του Blume ήταν ότι τα χαρτοφυλάκια που έφεραν υψηλό κίνδυνο, παρουσίαζαν χαμηλότερο συντελεστή βήτα από τον αντίστοιχο της πρώτης περιόδου. Αντιθέτως, τα χαρτοφυλάκια που έφεραν χαμηλό κίνδυνο παρουσίαζαν υψηλότερο συντελεστή βήτα από τον αντίστοιχο της πρώτης περιόδου.

Από αυτά τα αποτελέσματα ο συγγραφέας κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των συντελεστών βήτα έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο και

ιδιαίτερα στα χαρτοφυλάκια χαμηλού κινδύνου σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια υψηλού κινδύνου.

### **3.9 New Evidence On Beta Stationarity and Forecast Common Stocks**

**Journal of banking and finance, Vol. 9, Issue 4, pp. 553-560**

**Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel & Corhay Albert (1985)**

Η θεωρία υποδεικνύει ότι οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων μπορούν να ελέξουν αποτελεσματικά τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου τους προσδιορίζοντας και μεταβάλλοντας το σταθμισμένο μέσο συντελεστή βήτα των χρεογράφων που κατέχουν. Ωστόσο, είναι καλά τεκμηριωμένο ότι μεμονομένοι συντελεστές βήτα μετοχών μπορούν να αλλάξουν δραματικά μέσα σε δύο διαδοχικές χρονικές περιόδους.

Η μελέτη των Hawawini, Michel και Corhay εξετάζει το κατά πόσο ισχυρή είναι η στασιμότητα των συντελεστών βήτα. Στηρίχθηκαν σε προηγούμενες μελέτες, οι οποίες παρουσίαζαν μια ισχυρή στασιμότητα στο συντελεστή βήτα, στις οποίες όμως χρησιμοποιήθηκαν μικρότερου μεγέθους δείγματα. Επίσης, η συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη έχει σαν στόχο να δείξει ότι η πρόβλεψη και η εκτίμηση ενός συντελεστή βήτα μπορεί να βελτιωθεί γενικά χρησιμοποιώντας μια μέθοδο προσαρμογής και ότι η βελτίωση είναι υψηλότερη για χαρτοφυλάκια αυξημένου μεγέθους.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε, για την μελέτη αυτή, ήταν 170 κοινές μετοχές εταιριών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών.

Το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για την άντληση δεδομένων ήταν από το Δεκέμβριο του 1966 μέχρι και το Δεκέμβριο του 1983.

Οι Hawawini, Michel και Corhay χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές μεθόδους προσαρμογής για να εξετάσουν δύο παράγοντες. Πρώτον, την ακρίβεια στην πρόβλεψη των εκτιμώμενων συντελεστών βήτα της επόμενης περιόδου, των κοινών μετοχών του δείγματος. Δεύτερον, εάν η προβλέψεις αυτές μπορούν να βελτιωθούν, κατόπιν προσαρμογής, βασιζόμενες σε εκτιμήσεις συντελεστών βήτα που προήλθαν από ιστορικά δεδομένα.

Οι μέθοδοι προσαρμογής, που ακολούθησαν, ήταν οι εξής:

1. Μέθοδος προσαρμογής του Vasicek (1973)
2. Μέθοδος προσαρμογής του Blume (1975)
3. Μέθοδος προσαρμογής των Merrill, Lynch, Pierce, Fenner και Smith (MLPFS)

Είναι γνωστό ότι οι εκτιμήσεις των βήτα για το Capital Asset Pricing Model (CAPM) μπορούν να επιτευχθούν από μια συνηθισμένη παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων (OLS) με τις αποδόσεις εταιριών του ίδιου κλάδου και τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ωστόσο, αυτές οι εκτιμήσεις με τη μέθοδο OLS είναι γνωστό ότι υπόκεινται σε ένα υψηλό βαθμό σφάλματος. Η μέθοδος του Vasicek προσαρμόζει τις εκτιμήσεις των βήτα από τη μέθοδο OLS θέτοντας μεγέθη (weights), ανάλογα με το τυπικό σφάλμα (standard error) που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις OLS. Το μοντέλο προσαρμογής είναι το εξής:

$$\beta_i^{vas} = \beta_i^{OLS} \times \frac{E(std\ error)^2}{E(std\ error)^2 + (Std\ error\ of\ OLS)^2} + \left(1 - \frac{E(std\ error)^2}{E(std\ error)^2 + (Std\ error\ of\ OLS)^2}\right)$$

Με βάση τη μέθοδο του Blume για να προβλέψουμε το συντελεστή βήτα μιας μελλοντικής περιόδου κάνουμε χρήση των εκτιμώμενων συντελεστών βήτα δύο παρελθουσών περιόδων. Στη συνέχεια τρέχουμε μια παλινδρόμηση μεταξύ του εκτιμώμενου βήτα της πιο πρόσφατης περιόδου και της αμέσως προηγούμενης.

Συγκεκριμένα το μοντέλο είναι το εξής:



$$\widehat{\beta}_{i2} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\gamma} * \widehat{\beta}_{i1}$$

Η μέθοδος προσαρμογής MLPF&S είναι πιο απλή από τις δύο προηγούμενες. Η μέθοδος αυτή χρησιμοποιεί 2/3 weight για το εκτιμημένο βήτα του δείγματος και 1/3 weight για το μέσο εκτιμώμενο βήτα που είναι ίσο με τη μονάδα.

Το μοντέλο προσαρμογής είναι το εξής:

$$\text{Adjusted beta} = 2/3 \text{ sample beta} + 1/3$$

Στη συνέχεια οι Hawawini, Michel και Corhay για να κάνουν ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα του Μέσου Σφάλματος τετραγώνου (MSE) μεταξύ του τρέχοντος εκτιμώμενου συντελεστή βήτα και του προβλεπόμενου, δηλαδή:

$$\text{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\beta_t - \beta_{t-1})^2$$

Όπου:

$\beta_t$ : Η τιμή του προβλεπόμενου συντελεστή βήτα που εκτιμήθηκε

$\beta_{t-1}$ : Η τιμή του τρέχοντος συντελεστή βήτα που εκτιμήθηκε

$n$ : Ο αριθμός των περιόδων που αναλύθηκαν

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν δε καταρρίπτουν τις προηγούμενες μελέτες που παρουσίαζαν ισχυρή στασιμότητα στο συντελεστή βήτα μικρών σε μέγεθος χαρτοφυλακίων. Δε μπορούν να θεωρηθούν στάσιμοι οι συντελεστές βήτα των κοινών μετοχών του δείγματος. Οι συντελεστές βήτα όμως των χαρτοφυλακίων παρουσιάζουν μεγαλύτερη στασιμότητα.

Ωστόσο, είναι δύσκολο να καθοριστεί από τη συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη η ακρίβεια στη μέτρηση της στασιμότητας τόσο στα χαρτοφυλάκια όσο και στις μεμονομένες κοινές μετοχές του δείγματος.

### **3.10 Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul stock Exchange**

**Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies, Vol. 17, No.2, 2003, pp.1-11**

**Attila Odabasi (2003)**

Πολλές εμπειρικές μελέτες πραγματοποιήθηκαν στο παρελθόν με αντικείμενο την σταθερότητα των συντελεστών βήτα, τόσο μεμονομένων μετοχών όσο και χαρτοφυλακίων, ως προς την επίδραση του return interval. Στη συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη ο Attila Odabasi θέτοντας ως αγορά στόχο το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης (Istanbul Stock Exchange - ISE) διερευνά την σταθερότητα που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα μέσα στο χρόνο, καθώς και την επίδραση που έχει στην εκτίμηση των συντελεστών αυτών το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων.

Το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης απαριθμεί περίπου 300 μετοχές εταιριών, όμως ένα μεγάλο μέρος των μετοχών αυτών έχουν καταχωρηθεί τα τελευταία χρόνια. Το γεγονός αυτό είναι φυσιολογικό εάν αναλογιστεί κάποιος ότι ο ISE άρχισε να υφίσταται από το 1986. Για το λόγο αυτό ο συγγραφέας της εμπειρικής μελέτης χρησιμοποιεί ένα μικρότερο δείγμα για την ανάλυση του, έχοντας ως στόχο τη χρήση των ιστορικών δεδομένων που παρέχουν αυτά τα χρεόγραφα.

Συγκεκριμένα η μελέτη επικεντρώνεται σε ένα δείγμα 100 μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης.

Το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για την άντληση δεδομένων, ήταν από τον Ιανουάριο του 1992 έως και το Δεκέμβριο του 1999. Η μελέτη δεν λαμβάνει υπόψιν το διάστημα 1986 με 1992, διότι αποτελεί το στάδιο ανάπτυξης του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης. Κατά την αρχική αυτή περίοδο ο ISE, όπως είναι φυσιολογικό, δεν παρουσιάζει μεγάλο αριθμό συναλλαγών.

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν η χρήση εβδομαδιαίου και μηνιαίου εύρους για τον υπολογισμό των αποδόσεων των 100 μετοχών του δείγματος.

Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίζονται με τη χρήση της τιμής κλεισίματος της μετοχής την τελευταία Παρασκευή για κάθε εβδομάδα.

Οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας, κάθε μήνα, την τελευταία εργάσιμη ημέρα.

Σχετικά με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς υπολογίστηκε με βάση της αποδόσεις του δείκτη ISE100, του οποίου η αξία είναι σταθμισμένη με τις τιμές κλεισίματος των κοινών μετοχών.

Στην παρούσα μελέτη όλες οι αποδόσεις υπολογίστηκαν με την μέθοδο της απλής μεταβολής στις τιμές κλεισίματος των μετοχών, δηλαδή:

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

Όπου,

$R_{it}$ : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it}$ : Η τιμή κλεισίματος μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{it-1}$ : Η τιμή κλεισίματος μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t-1$

Οι συντελεστές βήτα της μελέτης υπολογίστηκαν με βάση το μοντέλο της αγοράς, δηλαδή το ιστορικό μονοπαραγωγικό μοντέλο:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt} + u_{it}$$

Όπου,

$R_{it}$ : Η απόδοση μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$R_{mt}$ : Η απόδοση του δείκτη ISE100

$\beta_{it}$ : Η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_{it}$  στις μεταβολές του  $R_{mt}$

$\alpha_i$ : Σταθερά παράμετρος

$u_{it}$ : Το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής  $i$  και των αποδόσεων του δείκτη ISE100 δεν είναι τέλεια

Ο Attila Odabasi στηρίχθηκε στην παραδοχή του Damodaran (2002; 187-189) ότι σε πολλές αναδυόμενες αγορές, τόσο οι εταιρίες όσο και η ίδια η αγορά μεταβάλλονται σημαντικά πέρα των μικρών χρονικών περιόδων.

Για το λόγο αυτό η εκτίμηση των συντελεστών βήτα πραγματοποιήθηκε για μια σειρά περιόδων. Σχετικά με τις εβδομαδιαίες αποδόσεις η περίοδος εκτίμησης ήταν από 1/4 του έτους μέχρι 4 έτη, ενώ για τις μηνιαίες αποδόσεις η περίοδος εκτίμησης ήταν από ένα μέχρι 4 έτη.

Ένα από τα συμπεράσματα που κατέληξε ο Attila Odabasi επαληθεύει προγενέστερες εμπειρικές μελέτες. Οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο όρο.

Επίσης, η μελέτη έδειξε ότι η σταθερότητα των συντελεστών βήτα παρουσιάζει ευαισθησία στο return interval. Σταθερότεροι συντελεστες βήτα παρουσιάστηκαν για περίοδο εκτίμησης άνω των δυο ετών, για την περίπτωση των εβδομαδιαίων αποδόσεων. Στην περίπτωση όμως των μηνιαίων αποδόσεων, σταθερότεροι συντελεστες βήτα παρουσιάστηκαν για περίοδο εκτίμησης τεσσάρων ετών.

Τέλος, η ανάλυση που πραγματοποιήθηκε στα χαρτοφυλάκια υποδειλώνει ότι η διαφοροποίηση και η σταθερότητα των συντελεστών βήτα παρουσιάζουν θετική συσχέτιση.

### **3.11 Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK evidence**

**Applied Financial Economics, Vol. 21, Issue 20, pp.1525-1538**

**Seth Armitage & Janusz Brzezczynski (2011)**

Το ερώτημα που τίθεται σχετικά με το ποιός είναι ο καλύτερος τρόπος να υπολογιστεί ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής, αποτελεί αντικείμενο ζωτικής σημασίας. Σε πολλές περιπτώσεις οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα δεν εξηγούν τις διαφορές, που παρατηρούνται, σε αποδόσεις μετοχών. Μια πρόσφατη έρευνα έδειξε ότι μια μεγάλη πλειοψηφία Αμερικάνικων εταιριών χρησιμοποιούν το Capital Asset Pricing Model (CAPM) για να υπολογίσουν το κόστος των ιδίων κεφαλαίων τους, για το λόγο αυτό χρειάζονται ακριβείς εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των μετοχών τους.

Ωστόσο, το Capital Asset Pricing Model είναι επίσης η πιο κοινή μέθοδος που χρησιμοποιείται και από τις μεγάλες εταιρίες του Ηνωμένου Βασιλείου. Η μελέτη των Armitage και Brzezczynski επικεντρώνεται τόσο στη μέθοδο όσο και στο χρονικό εύρος, που οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίζονται, με στόχο να μελετηθούν την επίδραση αυτών στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρεογράφων.

Η πιο κοινή μέθοδος εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου είναι μέσω μιας συνηθισμένης ελαχίστων τετραγώνων (OLS) παλινδρόμησης μεταξύ μετοχών με return interval ημερήσιο, εβδομαδιαίο είτε μηνιαίο και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς στόχου. Ένα κοινό πρόβλημα που παρατηρείται στη μοντελοποίηση των χρηματοοικονομικών δεδομένων είναι

η διαφοροποίηση στη μεταβλητότητα των όρων σφάλματος της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων μέσα στο χρόνο. Αυτό το πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας υποθέτει ότι τα σφάλματα της μεθόδου ακολουθούν κανονική κατανομή με σταθερή διακύμανση παραβιάζοντας με αυτό τον τρόπο τις υποθέσεις της μεθόδου OLS. Για το λόγο αυτό οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα υπάρχει μεγάλη πιθανότητα να υποτιμηθούν ή να υπερεκτιμηθούν.

Η συγκεκριμένη μελέτη ερευνά τις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου μέσω ενός ARCH-type model (autoregressive conditional heteroscedasticity).

Ένα τέτοιο μοντέλο έχει την ικανότητα να εκτιμήσει συντελεστές βήτα και των τυπικών σφαλμάτων τους σε περιπτώσεις όπου υπάρχει σημαντική ετεροσκεδαστικότητα στις αποδόσεις των μετοχών.

Οι Armitage και Brzezczynski κάνουν σύγκριση των αναλύσεων τους μέσω με του ARCH-type model με τις αντίστοιχες εκτιμήσεις μέσω της μεθόδου OLS, ώστε να εξάγουν συμπεράσματα σχετικά με το κατά πόσο μια άλλη μέθοδος εκτίμησης συντελεστών βήτα είναι καταλληλότερη, από στατιστικής άποψης, όταν παρουσιάζεται ετεροσκεδαστικότητα.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε, για την εμπειρική μελέτη, ήταν μετοχές εταιριών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου (London Stock Exchange).

Η περίοδος του δείγματος είναι πέντε έτη από την 1η Ιανουαρίου του 2002 μέχρι και τις 31 Δεκεμβρίου του 2006. Η δειγματοληψία έγινε με κριτήριο το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εισημένων στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου εταιριών και επιλέχθηκαν εκείνες που παρουσίαζαν την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση στις 31 Δεκεμβρίου του 2006.

Εξαιρέθηκαν μετοχές εταιριών που δεν είχαν δεδομένα και για τα πέντε έτη του δείγματος.

Το αρχικό δείγμα περιελάμβανε 198 μετοχές και σε αρχικό στάδιο η ανάλυση πραγματοποιήθηκε μέσω της μεθόδου OLS για τον υπολογισμό των συντελεστών βήτα των μετοχών αυτών, με το εξής μοντέλο:

$$R_{i,t}^{\text{share}} = \alpha_i + \beta_i^{\text{OLS}} R_t^{\text{index}} + \varepsilon_t$$

Όπου,

$R_{i,t}^{\text{share}}$ : Η απόδοση της μετοχής  $i$  την ημέρα ή μήνα  $t$

$R_t^{\text{index}}$ : Η απόδοση του δείκτη FTSE

$\beta_i^{\text{OLS}}$ : Ο εκτιμώμενος συντελεστής βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων

$\varepsilon_t$ : Ο όρος σφάλματος

Στη συνέχεια ελέγχεται η ετεροσκεδαστικότητα στον όρος σφάλματος (error term), για κάθε μετοχή, χρησιμοποιώντας το Lagrange-multiplier test. Το γραμικό ARCH model που χρησιμοποιήθηκε ήταν το εξής :

$$R_{i,t}^{\text{share}} = \alpha_i^{\text{ARCH}} + \beta_i^{\text{ARCH}} x R_t^{\text{index}} + \xi_t$$

Όπου,

$$\xi_t = \theta_t x \sqrt{h_t}$$

και

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{s=1}^S \gamma_s * \varepsilon_{t-s}^2$$

Όπου,

$$\theta_t : \text{IID}(0,1)$$

$$\xi_t : \text{IID}(0, \sigma_{\xi}^2)$$

$\varepsilon_t$ : Ο όρος σφάλματος από την παλινδρόμηση OLS

Από τις συγκρίσεις των δύο μεθόδων η εμπειρική μελέτη παρουσίασε τα εξής αποτελέσματα:

Η μέση διαφορά μεταξύ των συντελεστών βήτα για τις ημερήσιες αποδόσεις ήταν δικαιολογημένα μικρή, μόλις 0,06. Ωστόσο, ξεπερνά το 0,10 για το 17% του δείγματος.

Ακόμα και μια τόσο μικρή διαφορά της τάξης του 0,05 μπορεί να έχει αντίκτυπο στον υπολογισμό της χρηματιστηριακής αξίας μιας επιχείρησης ακόμα και στον υπολογισμό της απόδοσης ενός fund.

Επίσης, ότι η διόρθωση για την ετεροσκεδαστικότητα στον όρο σφάλματος, μέσω της μεθόδου του ARCH model, διαφοροποιεί πολύ τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε σχέση με τη διόρθωση μέσω αυτοσυσχέτισης.

Σημαντικό ήταν το συμπέρασμα ότι το ARCH model δεν είναι πάντα ικανό να υπολογίσει το συντελεστή βήτα. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι το ARCH model δε μπορούσε να εφαρμοστεί για το 26% του δείγματος είτε γιατί δεν

παρουσιαζόταν ετεροσκεδαστικότητα, είτε διότι ο εκτιμώμενος συντελεστής βήτα δε διέφερε από το μηδέν.

Τέλος, όσο αναφορά το return interval παρατηρήθηκαν διαφορές μεταξύ των μηνιαίων και των ημερήσιων αποδόσεων. Οι διαφορές ήταν μεγαλύτερες για μετοχές με μικρότερη εμπορευσιμότητα. Επίσης, επισημάνθηκε ότι η διαφορά αυτή σχετίζεται θετικά και με το volatility και συγκεκριμένα ερμηνεύει καλύτερα τις αποκλίσεις στις εκτιμήσεις από ότι η εμπορευσιμότητα των μετοχών.

### **3.12 Market Frictions and Stock Return Dynamics: Athens Stock Exchange Evidence**

**Managerial Finance, Vol. 33, Issue 3, pp.210-219**

**Koutmos G. & Philipatos G. (2011)**

Ένα από τα προβλήματα που αντιμετωπίζει ο τομέας της χρηματοοικονομικής επιστήμης είναι η ύπαρξη ασυμμετρίας σε μετοχές, καθώς και η σχέση της με τις αποδόσεις των μετοχών και οι δύο αποτελούν βασικούς παράγοντες για την επιλογή και αποτελεσματική διαφοροποίηση χαρτοφυλακίων.

Το γεγονός αυτό μπορεί να μεταβληθεί από συστηματική ασυμμετρία των μετοχών σε μια συνολική ασυμμετρία σε ολόκληρο το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Η εμπειρική μελέτη του Koutmos και Philipatos έχει ως στόχο να διερευνήσει την υπόθεση ότι οι αποδόσεις μιας μετοχής προσαρμόζονται ασυμμετρικά με τα ιστορικά δεδομένα εξαιτίας της διαφοροποίησης στα κόστη προσαρμογής.

Το δείγμα που επιλέχθηκε για τη συγκεκριμένη μελέτη ήταν μετοχές εταιριών που Διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ASE). Για την ανάλυση



χρησιμοποιήθηκε ένα asymmetric price adjustment model που προτάθηκε από τον Koutmos.

Το χρονικό εύρος των αποδόσεων των μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν ήταν ημερήσιες αποδόσεις των χρεογράφων για το χρονικό διάστημα από 2 Ιανουαρίου 1992 έως και την 1 Μαρτίου 1999. Το υπόδειγμα προσαρμογής

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

Όπου:

$P_t$  : ο φυσικός λογάριθμος της τιμής μιας μετοχής για τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{t-1}$  : ο φυσικός λογάριθμος της τιμής μιας μετοχής για τη χρονική στιγμή  $t-1$

$V_t$  : ο φυσικός λογάριθμος της αξίας μιας μετοχής για τη χρονική στιγμή  $t$

Όπου  $V_t$  ακολουθεί την εξής στοχαστική διαδικασία:

$$V_t = \beta + \theta^+ R_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad , \text{ με } \beta = c(1-\theta) \text{ και } \varepsilon_{it} = u_t^*(1-\theta)$$

Οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν το εξής αυτοπαλίνδρομο μοντέλο:

$$R_t = \beta + \theta^+ * R_{t-1}^+ + \theta^- * R_{t-1}^- + e_t$$

Όπου:

$R_{t-1}^+$  : το  $\max(0, R_{t-1})$

$R_{t-1}^-$  : το  $\min(0, R_{t-1})$

Η συγκεκριμένη μελέτη έδειξε ότι οι τιμές των μετοχών ανταποκρίνονται ασυμμετρικά σε δεδομένα του παρελθόντος. Ιδιαίτερα, θετικές παρελθοντικές

αποδόσεις παρουσιάζουν μεγαλύτερη ανθεκτικότητα από αρνητικές παρελθοντικές αποδόσεις, ανάλογου μεγέθους.

Η συμπεριφορά αυτή είναι συνεπής με ένα ασυμμετρικό μερικής προσαρμογής μοντέλο τιμολόγησης κατά το οποίο οι πληροφορίες που σχετίζονται με την υπερτίμηση μιας μετοχής (αρνητική απόδοση) ενσωματώνονται ταχύτερα στις τρέχουσες τιμές.

Το ίδιο όμως δε συμβαίνει όταν υπάρχει πληροφόρηση για υποτίμηση μιας μετοχής (θετική απόδοση). Στην τελευταία περίπτωση οι τιμές αναπροσαρμόζονται με πιο αργό ρυθμό.

Τα συμπεράσματα που απορρεύουν από τη συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη έχουν σημαντικές πρακτικές και θεωρητικές επιπτώσεις.

1. Σε θεωρητικό επίπεδο τα ευρήματα υποδηλώνουν ότι η παραβίαση της θεωρίας περί αποτελεσματικότητας των αγορών (Efficient Markets Hypothesis) μπορεί να οφείλεται σε δύο συνιστώσες. Πρώτον, σε market frictions, δηλαδή οι επενδυτές μπορεί να είναι περισσότερο είτε λιγότερο εκτεθημένοι στον συστηματικό ή μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο από όσο θα επιθυμούσαν. Δεύτερον, αναπροσαρμογές στο κόστος.
2. Σε πρακτικό επίπεδο, η διαδικασία της ασύμμετρης προσαρμογής θα μπορούσε να βελτιώσει τα κέρδη των συναλλαγών, ιδιαίτερα εκείνα που βασίζονται σε momentum strategies. Ο μόνος περιορισμός που τίθεται στην παρούσα μελέτη είναι ότι δεν έχει διεξαχθεί έλεγχος για την πιθανότητα οι ασυμμετρικές προσαρμογές των τιμών των χρεογράφων να οφείλονται στην παρουσία ετεροσκεδαστικότητας στις αποδόσεις των μετοχών.

### **3.13 Estimation of risk on the Brussels stock exchange Methodological issues and empirical results**

**Global Finance Journal, Vol. 8, Issue 1, pp.83-94**

**Beer F. (1997)**

Η εμπειρική μελέτη του Beer το 1997 είχε ως κύριο στόχο την αξιολόγηση των ποικίλων μοντέλων πρόβλεψης αλλά και εκτίμησης του συντελεστή βήτα σε μια ρηχή Ευρωπαϊκή αγορά, όπως αυτή του Βελγίου. Η Βελγική χρηματαγορά παρουσιάζει ορισμένες ιδιαιτερότητες καθώς όλα τα χρεόγραφα διαπραγματεύονται την ίδια χρονική στιγμή ημερησίως.

Όπως έδειξαν προγενέστερες έρευνες όπως αυτή των Fung, Schwartz και Whitcomb το 1985, Adjusting for the intervalling effect bias in beta: A test using Paris Bourse data, ένα τέτοιος μηχανισμός διαπραγμάτευσης μετοχών οδηγεί σε μια διαδικασία μικρότερης προσαρμογής της τιμής σε σχέση με το μηχανισμό διαπραγμάτευσης του New York Stock Exchange (NYSE).

Επίσης, τέτοιου είδους περιορισμοί της αγοράς καθώς και οι περιορισμένες εγχώριες και ξένες θεσμικές συμμετοχές στην αγορά, προκαλούν σημαντικά προβλήματα στην προσαρμογή των τιμών.

Το κύριον πρόβλημα που παρουσιάζεται σε αναδυόμενες χρηματαγορές, όπως αυτή του Βελγίου, είναι ο μικρός όγκος συναλλαγών και η ιδιαίτερα μικρή κεφαλαιοποίηση. Οι Kraus και Heinkel επισημαίνουν ότι υπάρχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον σχετικά με τις τιμές κλεισίματος μικρών εταιριών που παρουσιάζουν πολύ μικρή εμπορευσιμότητα. Ο κύριος λόγος είναι ότι τα δεδομένα που μπορούν να εξεταστούν γύρω από την ασυμμετρία πληροφόρησης είναι περισσότερα χρησιμοποιώντας ως δείγμα μελέτης μια μικρή αγορά.

Ένα επιπλέον πρόβλημα που προστίθεται είναι οι αποκλίσεις και η δυσκολία που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα για μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας. Συγκεκριμένα, προηγούμενες μελέτες έδειξαν ότι μετοχές με μικρή εμπορευσιμότητα έχουν εκτιμηθεί με συντελεστή βήτα καθοδικό

εσφαλμένα, αντιθέτως μετοχές μεγάλης εμπορευσιμότητας έχουν εκτιμηθεί εσφαλμένα με συντελεστή βήτα ανοδικό.

Ο Beer στη συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη βασίστηκε σε μια σειρά προγενέστερων εμπειρικών μελετών οι οποίες αφορούν το return interval effect στην εκτίμηση και πρόβλεψη ενός συντελεστή βήτα αλλά και στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν ο διαχωρισμός του δείγματος έχει βασιστεί στην αγοραστική αξία των χρεογράφων. Τέτοιες μελέτες πραγματοποιήθηκαν από τους Scholes και Williams (Estimating Betas From Nonsynchronous Data - 1977), Dimson (Risk measurement when shares are subject to infrequent trading - 1979), Fisher (1966), Jacquillat (1974), Fama (1970) και Hawawini (1980).

Σχετικά με τη μεθοδολογία και το δείγμα, επιλέχθηκε για τη μελέτη η περίοδος 1974 έως και 1986 για ένα δείγμα 181 μετοχών που διαπραγματεύονταν στη χρηματαγορά του Βελγίου.

Τα χρεόγραφα επιλέχθηκαν με βάση δύο κριτήρια:

Πρώτον, τα χρεόγραφα αφορούν εταιρίες που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών του Βελγίου (BSE).

Δεύτερον, οι μετοχές υποχρεωτικά θα πρέπει να παρουσιάζουν ιστορικά στοιχεία και για τα δεκατρία χρόνια, που χρησιμοποιήθηκαν ως χρονική περίοδος του δείγματος. Ο διαχωρισμός των χρεογράφων έγινε σε δύο ομάδες ως εξής:

**Πρώτη ομάδα:** Αφορά εταιρίες που παρουσίαζαν υψηλή κεφαλαιοποίηση

**Δεύτερη ομάδα:** Αφορά εταιρίες που παρουσίαζαν μικρή κεφαλαιοποίηση

Ένα γενικό πρώτο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο ερευνητής ήταν ότι η αγορά του Βελγίου πλήττεται από προβλήματα μη εμπορευσιμότητας. Το γεγονός αυτό υποδηλώνει ότι οι επενδυτές δεν αναπροσαρμόζουν τα χαρτοφυλάκια τους, αντιθέτως κρατούν τα χρεόγραφα για μεγάλα χρονικά διαστήματα.

Το δεύτερο συμπέρασμα της μελέτης αφορά την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σε σύγκριση με την εμπορευσιμότητα των μετοχών. Μετοχές που παρουσιάζουν

μεγάλη εμπορευσιμότητα εκτίμησαν συστηματικό κίνδυνο μεγαλύτερο ενώ ο συντελεστής βήτα εκτιμάται μειωμένος όσο σπανιότερα διαπραγματεύονται οι μετοχές.

Για τη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν, για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του δείγματος χρεογράφων, διαφορετικές μέθοδοι όπου στη συνέχεια έγινε σύγκριση των αποτελεσμάτων τους.

Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκε αρχικά η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων η οποία όμως παρουσίαζε σημαντικά σφάλματα, βάσει του εξής μοντέλου:

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

Όπου:

$R_{it}$  : η απόδοση του χρεογράφου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t$

$R_{mt}$  : η απόδοση του δείκτη της αγοράς του Βελγίου για τη χρονική περίοδο  $t$

$b_i$ : η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_{it}$  στις μεταβολές του  $R_{mt}$

$e_{it}$  : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια.

Στη συνέχεια τα αποτελέσματα διορθώθηκαν σε ένα βαθμό με τη χρήση της μεθόδου των Scholes και Williams (1977). Ακόμη μεγαλύτερη βελτίωση παρατηρήθηκε χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα την μέθοδο του Dimson (1979) και το μοντέλο του Bayesian και ιδιαίτερα για χρονική υστέρη ίση με ένα (1 lag).

Στηριζόμενος στις άνω μεθόδους ο Beer κατέληξε στο συμπέρασμα ότι με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων μετοχές που διαπραγματεύονται συχνότερα εκτιμούν υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο, ενώ μετοχές που διαπραγματεύονται σπανιότερα εκτιμούν χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο.

Ωστόσο, ακόμα και αν και οι τρεις μέθοδοι παρουσιάζουν σφάλματα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων να παρουσιάζει τα σημαντικότερα, είναι σύνηθες

φαινόμενο να προτείνεται η τελευταία μέθοδος για τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές όπως είναι και η Βέλγικη.

Το φαινόμενο αυτό δεν είναι αφύσικο καθώς η μέθοδος OLS είναι, συγκριτικά με τις υπόλοιπες δύο μεθόδους, πιο ευκολή τόσο στην εφαρμογή όσο και στην κατανόηση της.

### **3.14 Sampling Interval and Estimated betas: Implications for the Presence of Transitory Components In stock Prices**

**Journal of Empirical Finance, Vol. 20, pp.42-62**

**Pierre Perron & Cosme Voudounou (1997)**

Η μελέτη των Perron και Voudounou παρέχει ένα θεωρητικό πλαίσιο στην προσπάθεια τους να εξηγήσουν την ευαισθησία που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα στο χρονικό εύρος του δείγματος όταν χρησιμοποιούνται συνεχώς επανατοκιζόμενες αποδόσεις. Υποθέτουν ότι οι τιμές των μετοχών έχουν τόσο μόνιμα όσο και παροδικά συστατικά στοιχεία.

Η μόνιμη συνιστώσα είναι μία τυπική γεωμετρική κίνηση κατά Brown (geometric Brownian motion) ενώ η παροδική συνιστώσα περιγράφεται από μια στάσιμη διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck.

Η αναπαράσταση του συντελεστή βήτα, σε διακριτό χρόνο, εξαρτάται από το χρονικό εύρος της δειγματοληψίας και δυο συνιστώσες που ονομάστηκαν " μόνιμος και παροδικός συντελεστής βήτα " .

Η μελέτη έχει ως στόχο να δείξει ότι εάν η παροδική συνιστώσα απουσιάζει δεν παρατηρείται ευαισθησία στο δείγμα εξαιτίας του χρονικού εύρους. Ωστόσο, η παρουσία της παροδικής συνιστώσας συνεπάγεται ότι ο συντελεστής βήτα είναι γνησίως αύξουσα ή γνησιώς φθίνουσα εξίσωση του χρονικού εύρους της δειγματοληψίας για περιουσιακά στοιχεία που φέρουν περισσότερο ή λιγότερο κίνδυνο αντίστοιχα.

Στην παρούσα μελέτη, ως περιουσιακά στοιχεία που φέρουν μεγαλύτερο κίνδυνο θέτονται τα χρεόγραφα εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα και ως περιουσιακά στοιχεία που φέρουν λιγότερο κίνδυνο θέτονται τα χρεόγραφα εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μικρότερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα.

Οι υπολογισμοί έδειξαν ότι τα θεωρητικά αποτελέσματα παρέχουν καλές προσεγγίσεις για τους μέσους όρους και τις τυπικές αποκλίσεις των εκτιμώμενων συντελεστών βήτα για μικρού μεγέθους δείγματα.

Κατά τη μεθοδολογία οι τιμές των χρεογράφων υπολογίστηκαν με βάση το μοντέλο των παροδικών και μόνιμων συνιστωσών και χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των χρεογράφων. Ο τύπος που ακολουθήθηκε ήταν το εξής:

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

Όπου:

$\ln P_{i,t}$ : Ο φυσικός λογάριθμος της τιμής μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln P_{i,t}^a$ : Ο φυσικός λογάριθμος της παροδικής συνιστώσας μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$\ln P_{i,t}^b$ : Ο φυσικός λογάριθμος της μόνιμης συνιστώσας μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

Μια λιγότερο ακριβής εκτίμηση της τιμής ενός χρεογράφου δίνεται από τον τύπο:

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

Όπου

$P_{i,t}$  : Η τιμή μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{i,t}^a$  : Η τιμή της παροδικής συνιστώσας μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

$P_{i,t}^b$  : Η τιμή της μόνιμης συνιστώσας μιας μετοχής  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$

Όπως προαναφέρθηκε, η μόνιμη συνιστώσα είναι μία τυπική γεωμετρική κίνηση κατά Brown (geometric Brownian motion) ενώ η παροδική συνιστώσα περιγράφεται από μια στάσιμη διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck.

Για το λόγο αυτό η μόνιμη συνιστώσα της τιμής ενός χρεογράφου δίνεται από τον εξής τύπο:

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

Όπου

$dW_{i,t}^b$  και  $dW_{i,t}^a$  : περιγράφονται από δύο ανεξάρτητες Wiener process

$\mu_i$ : Η μέση απόδοση μιας μετοχής  $i$

Η μόνιμη συνιστώσα της τιμής ενός χρεογράφου δίνεται από την εξής διαφορική εξίσωση:

$$dP_{i,t}^a = -\gamma_i P_{i,t}^a dt + P_{i,t}^a \sigma_i^a dW_{i,t}^a$$

Οπότε η μόνιμη συνιστώσα της τιμής ενός χρεογράφου όσο και η παροδική ακολουθούν στοχαστικές διαφορικές εξισώσεις, που ορίζονται για  $[0, N]$ , όπου  $N$



τα ζεύγη των δεδομένων. Ο επενδυτικός ορίζοντας που ορίστηκε, για τις αποδόσεις του δείγματος, ήταν για "n" περιόδους.

Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν όντως ότι ο συντελεστής βήτα εξαρτάται από το χρονικό εύρος της δειγματοληψίας και από το μόνιμο και παροδικό συντελεστή βήτα.

Επίσης, επιβεβαίωσαν την αρχική τους υπόθεση ότι περιουσιακά στοιχεία που φέρουν μεγαλύτερο κίνδυνο, θέτονται τα χρεόγραφα εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα και ως περιουσιακά στοιχεία που φέρουν λιγότερο κίνδυνο, θέτονται τα χρεόγραφα εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μικρότερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα.

### **3.15 On the instability of betas: the case of Spain**

**Social Science Research Network, pp.1-16**

**Pablo Fernandez (2013)**

Ένα σοβαρό λάθος που παρατηρείται είναι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, με σκοπό να υπολογιστεί η απαιτούμενη απόδοση των ιδίων κεφαλαίων. Ο Fernandez υποστηρίζει ότι η ενλόγο μέθοδος οδηγεί σε σοβαρά σφάλματα στις μετρήσεις, κυρίως για εφτά λόγους.

Ο πρώτος λόγος είναι ότι οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν από ιστορικά δεδομένα αλλάζουν σημαντικά από τη μια μέρα στην άλλη.

Ο δεύτερος λόγος είναι ότι οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα βασίζονται ιδιαίτερα στο ποιόν δείκτη χρησιμοποιήσαμε ως αγορά αναφοράς.

Ο τρίτος λόγος είναι η βαρύτητα που έχει η ιστορική περίοδος που αντλήσαμε τα δεδομένα για τις εκτιμήσεις.

Ο τέταρτος λόγος αναφέρεται στην ευαισθησία των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου στο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών που χρησιμοποιήθηκε.

Πέμπτον, συχνά δε γνωρίζουμε εάν ο συστηματικός κίνδυνος μιας εταιρίας είναι μικρότερος ή μεγαλύτερος από εκείνον μιας άλλης.

Έκτον, οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα έχουν μικρή συσχέτιση με τις αποδόσεις τη μετοχής. Τέλος, οι συντελεστές συσχέτισης των παλινδρομήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση των βήτα είναι σημαντικά μικροί.

Για τους άνωθεν λόγους ο Fernandez υποστηρίζει ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα δεν αποτελεί καλή προσέγγιση για το πραγματικό βήτα μιας εταιρίας, ή ότι το Capital Asset Pricing

Model δε λειτουργεί στην πράξη. Η μεθοδολογία και δομή της μελέτης επικεντρώνεται στην απόδειξη των εφτά ανωτέρων ισχυρισμών του ερευνητή.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν από ιστορικά δεδομένα αλλάζουν σημαντικά από τη μια μέρα στην άλλη, χρησιμοποιήθηκαν και εκτιμήθηκαν καθημερινά οι συντελεστές βήτα 106 εταιριών, που διαπραγματεύονται στο γενικό χρηματιστηριακό δείκτη της Μαδρίτης IGBM (Madrid Stock Exchange General Index).

Για τις εκτιμήσεις χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τα προηγούμενα πέντε έτη. Με τον τρόπο αυτό, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι συντελεστές βήτα βασίζονται δραματικά με βάση το ποιά μέρα υπολογίστηκαν, παρουσιάζοντας μια μέση ημερήσια διαφορά της τάξης του 9,8% και μια μέση εβδομαδιαία διαφορά της τάξης του 24%.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα βασίζονται ιδιαίτερα στο ποιόν δείκτη χρησιμοποιήσαμε ως αγορά αναφοράς, χρησιμοποίησε εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα της εταιρίας Coca-Cola με βάση τρεις διαφορετικούς δείκτες, μόνο για το Δεκέμβριο του 2001.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι συντελεστές βήτα, που εκτιμήθηκαν από τον Dow Jones industrial Average, ήταν υψηλότεροι από τους συντελεστές βήτα, που εκτιμήθηκαν από τον S&P500, οι οποίοι με τη σειρά τους ήταν υψηλότεροι από τους συντελεστές βήτα, που εκτιμήθηκαν από τον δείκτη Wilshire 5000.

Οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα κυμαίνονταν από 0,44 μέχρι και 1,18. Με λίγα λόγια, με βάση αυτές τις εκτιμήσεις, δε θα μπορούσε κάποιος να έχει μια ξεκάθαρη εικόνα για τον ακριβή συστηματικό κίνδυνο της εταιρίας Coca-Cola για το Δεκέμβριο του 2001.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα βασίζονται στο ποιιά ιστορική περίοδος χρησιμοποιήθηκε, εκτίμησε το συστηματικό κίνδυνο των εταιριών Coca-Cola, PepsiCo, AT&T και Merck για τις 30 Δεκεμβρίου του 2003 και 31 Δεκεμβρίου του 200.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε αφορούσαν διαφορετικές ιστορικά περιόδους. Συγκεκριμένα χρησιμοποίησε μηνιαία δεδομένα πέντε ετών, μηνιαία δεδομένα ενός έτους και μηνιαία δεδομένα έξη μηνών.

Οι εκτιμήσεις στο παράδειγμα π.χ. της Coca-Cola έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα στις 30 Δεκεμβρίου του 2003 ήταν 0,29, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα πέντε προηγούμενων ετών και 0,69, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα των έξη προηγούμενων μηνών.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, οι εκτιμώμενοι συντελεστές παρουσιάζουν ευαισθησία στο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών που χρησιμοποιήθηκε, χρησιμοποίησε διαφορετικό χρονικό εύρος για να εκτιμήσει τον κίνδυνο πέντε Ισπανικών εταιριών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησε ημερήσιες,εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις για τον υπολογισμό των αποδόσεων των εταιριών Telefonica, Repsol, Endesa, BBVA και BSCH.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, δε γνωρίζουμε πολλές φορές εάν ο συστηματικός κίνδυνος μιας εταιρίας είναι μικρότερος ή μεγαλύτερος από εκείνον μιας άλλης, έκανε εκτιμήσεις συντελεστών βήτα 106 Ισπανικών εταιριών.

Στη συνέχεια κατασκεύασε δέκα χαρτοφυλάκια, για κάθε ημέρα, με κριτήρια επιλογής το εκτιμώμενο βήτα εκείνης της μέρας. Το χαρτοφυλάκιο 1 περιείχε δέκα εταιρίες που παρουσίαζαν τα μικρότερα βήτα, ενώ το χαρτοφυλάκιο υπαριθμόν 10 τις Ισπανικές εταιρίες με τα μεγαλύτερα βήτα.

Το επόμενο βήμα ήταν να συγκρίνει εάν οι συνθέσεις των χαρτοφυλακίων θα άλλαζαν από μέρα σε μέρα. Η ανάλυση έδειξε ότι τα χαρτοφυλάκια διαφοποιήθηκαν από μέρα σε μέρα με μοναδικές εξαιρέσεις το χαρτοφυλάκιο 1 την πρώτη μέρα και το χαρτοφυλάκιο 10 την έκτη μέρα.

Σχετικά με την παραδοχή ότι, οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα έχουν μικρή συσχέτιση με τις αποδόσεις της μετοχής, χρησιμοποίησε τις 106 Ισπανικές εταιρίες, όπως και προηγουμένως, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για τα τελευταία πέντε έτη. Τα αποτελέσματα έδειξαν μικρά R-square για όλες τις παλινδρομήσεις.

Ο Fernandez επαληθεύοντας όλες τις παραπάνω παραδοχές καταλήγει στο αρχικό του συμπέρασμα, ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, είναι ένας κακός παράγοντας για να χρησιμοποιηθεί για μελλοντικές εκτιμήσεις συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.

Επίσης, αμφισβητεί την εφαρμογή του CAPM και επισήμανε ότι εταιρίες μεγάλου κινδύνου συχνά παρουσιάζουν μικρότερα ιστορικά βήτα από εταιρίες χαμηλού κινδύνου.

### **3.16 Volatility, Correlation And Tails For Systemic Risk Measurement**

**Science Research Network, pp.1-38**

**Christian T. Brownlees & Robert Engle (2012)**

Αυτή η μελέτη προτείνει μια εμπειρική μεθοδολογία για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου. Οι Brownlees και Engle συνδέουν το συστηματικό ή μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο ενός χρηματοπιστωτικού ιδρύματος με τη συμβολή του στην υποβάθμιση της κεφαλαιοποίησης που θα υποστεί σε μια περίοδο κρίσης.

Με στόχο την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιείται ο δείκτης SRISK, για να αποδειχθεί ότι μια αναμενόμενη έλλειψη κεφαλαίων μιας επιχείρησης εξαρτάται από μια σημαντική πτώση της αγοράς. Ο δείκτης παρουσιάζεται ως μια συνάρτηση του βαθμού μόχλευσης, του μεγέθους και του οριακού αναμενόμενου ελλείμματος MES (Marginal Expected Shortfall) μιας επιχείρησης. Το MES είναι η αναμενόμενη απώλεια στο μετοχικό κεφάλαιο, που ένας επενδυτής μιας εταιρίας θα βιώσει από μια ουσιαστική πτώση της αγοράς.

Για τον υπολογισμό του MES οι Brownlees και Engle εισάγουν ένα δυναμικό μοντέλο για τις αποδόσεις της εταιρίας και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Για να αποδειχθεί η χρησιμότητα της μεθοδολογίας χρησιμοποιήθηκε ένας αριθμός των κορυφαίων Αμερικανικών εταιριών για την περίοδο 2000 με 2010.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο SRISK παρέχει μια χρήσιμη διαβάθμιση ως προς τον συστηματικό κίνδυνο των εταιριών, σε ποικίλα στάδια της οικονομικής κρίσης. Συγκριμένα, ενάμιση χρόνο πριν από τη χρεοκοπία της Lehman, εννέα από τις δέκα εταιρίες ,με την υψηλότερη θέση στον SRISK, αποδείχθηκε ότι ήταν εταιρίες που παρουσίαζαν σοβαρά προβλήματα.

Κίνητρο για αυτή τη μελέτη αποτέλεσε η μεγάλη ύφεση του 2007 με 2009 που έδωσε κίνητρο σε πολλούς επενδυτές και ερευνητές να προσπαθήσουν να καταλάβουν και να εκτιμήσουν καλύτερα το συστηματικό κίνδυνο. Σύμφωνα με τον Federal Reserve Governor Daniel Tarullo, η αποτυχία, ενός χρηματοπιστωτικού ιδρύματος, να ικανοποιήσει τις υποχρεώσεις του ως προς τους πιστωτές και πελάτες του, θα έχει σημαντικές αρνητικές συνέπειες για το χρηματοπιστωτικό σύστημα και την ευρύτερη οικονομία.

Στην μελέτη αυτή, προτείνονται νέοι δείκτες συστηματικού κινδύνου (που ονομάστηκαν SRISK για συντομία) για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου με τη συμβολή ενός χρηματοπιστωτικού ιδρύματος, καθώς και το συνολικό συστηματικό κίνδυνο ολόκληρου το χρηματοπιστωτικού συστήματος.

Ο υπολογισμός των δεικτών SRISK απαιτεί πληροφορίες σχετικά με το μετοχικό κεφάλαιο, το χρέος και το οριακό αναμενόμενο έλλειμμα (MES) της κάθε επιχείρησης. Το μετοχικό κεφάλαιο και το χρέος μπορούν εύκολα να μετρηθούν, όμως το οριακό αναμενόμενο έλλειμμα εκτιμάται μέσω των αποδόσεων του δείγματος από μια εταιρία χρησιμοποιώντας κατάλληλες οικονομετρικές μεθόδους.

Οι ερευνητές για αυτό το λόγο προτείνουν ένα υπό όρους ετεροσκεδαστικό διμεταβλητό μοντέλο για τις αποδόσεις της εταιρίας και του δείκτη της αγοράς. Γίνεται μια σύνθετη διαδικασία μοντελοποίησης βασιζόμενη στο GARCH και DCC (Engle 2002) για να εισαχθούν στο μοντέλο η μεταβλητότητα και οι συσχετίσεις.

Για τη μελέτη χρησιμοποιήθηκε ένας αριθμός των κορυφαίων Αμερικανικών εταιριών για την περίοδο Ιούλιος του 2000 με Ιούλιο του 2010. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν 94 κορυφαία χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Οι εταιρίες

χωρίστηκαν σε τέσσερις κατηγορίες : Depositories, Insurance, Broker-Dealers και άλλη μια κατηγορία με την ονομασία "Others". Στη συνέχεια έκαναν μέτρηση του capital buffer κάθε εταιρίας. Το capital buffer αντιπροσωπεύει το κεφάλαιο κίνησης το οποίο εάν είναι θετικό σημαίνει αυτομάτως ότι η εταιρία πρόκειται να λειτουργήσει κανονικά.

Για την εκτίμηση του capital buffer χρησιμοποίησαν τον εξής τύπο:

$$CB_{it} = W_{it} - k(D_{it} + W_{it})$$

Όπου:

$D_{it}$ : Η λογιστική αξία του χρέους μια εταιρίας  $i$  παρατηρούμενη τη χρονική στιγμή  $t$

$W_{it}$ : Η λογιστική αξία του μετοχικού κεφαλαίου μια εταιρίας  $i$  παρατηρούμενη τη χρονική στιγμή  $t$

Η αναμενόμενη έλλειψη κεφαλαίου που οφείλεται σε ένα γεγονός που οδήγησε την πτώση της αγοράς, για ένα επενδυτικό ορίζοντα  $h$ , δίνεται από τη σχέση:

$$CS_{it+h|t} = -E_t(CB_{it+h}|R_{mt+h:t}<C) = -k * E_t(D_{it+h}|R_{mt+h:t}<C) + (1-k)E_t(W_{it+k}|R_{mt+h:t}<C)$$

Με την προϋπόθεση ότι  $E_t(D_{it+h}|R_{mt+h:t}<C) = D_{it}$  τότε θα έχουμε την ακόλουθη σχέση:

$$CS_{it+h|t} = -k * D_{it} + (1-k) * W_{it} * E_t(R_{it+h:t}|R_{mt+h:t}<C) = -k * D_{it} + (1-k) * W_{it} * MES_{it+h|t}$$

Οπότε ο συστηματικός κίνδυνος μιας εταιρίας  $i$  ορίζεται ως εξής:

$$SRISK_{it} = \max(0, CS_{it})$$

και η επί τις εκατό εκδοχή του τύπου η εξής:

$$SRISK\%_{it} = \frac{SRISK_{it}}{\sum_{i=1}^I SRISK_{it}}$$

Τα συμπεράσματα από την έρευνα ήταν ότι η ανάλυση μέσω του SRISK παρέχει χρήσιμες προβλέψεις για την παρακολούθηση του χρηματοοικονομικού συστήματος και παρέχει πρώιμα σημάδια μιας επερχόμενης κρίσης.

Επίσης, οι Brownlees και Engle απέδειξαν ότι το SRISK εταιριών παρέχει μια χρήσιμη κατάταξη των εταιριών με το μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο στα διάφορα στάδια μιας οικονομικής κρίσης και ταυτόχρονα παρέχει πρώιμα σημάδια για μια μελλοντική πτώση της οικονομίας.



### 3.17 Estimating And Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta

Management Science, Vol. 29, Issue 1

Hawawini G. - Kalman C. - Steven M. - Robert Schwartz - David Whitcomb (1983)

Κύριος στόχος της εμπειρικής μελέτης είναι ο έλεγχος και η εξεύρεση ενός υποδείγματος που να εξετάζει και να εξηγεί πως και γιατί η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων, δηλαδή το χρονικό εύρος των αποδόσεων μετοχών, επηρεάζει τον συντελεστή βήτα μετοχών. Γενικά όταν το διάστημα που χρησιμοποιείται (t-1 με t) για τον υπολογισμό των χρηματιστηριακών αποδόσεων μετοχών αυξάνεται σημαίνει ότι η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων μειώνεται και το αντίστροφο.

Σκοπός της μελέτης ήταν να αποδειχθεί το γεγονός ότι όταν η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων αυξάνεται μετοχές μικρότερης κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν μικρότερους συντελεστές βήτα, σε αντίθεση με μετοχές με μεγαλύτερη χρηματιστηριακή τιμή από το μέσο όρο ενός Δείκτη που έχουν υψηλότερο βήτα. Σημειώνεται ότι οι συντελεστές βήτα στο υπόδειγμα αυτό εκτιμήθηκαν μέσω των αποδόσεων των μετοχών.

Πραγματοποιήθηκε έλεγχος των διαχρονικών συσχετίσεων μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς και των αποδόσεων μετοχών.

Ο έλεγχος αυτός πραγματοποιήθηκε μέσω του λόγου του αθροίσματος του  $\rho_{im}^{-1}$  και του  $\rho_{im}^{+1}$  προς το συντελεστή συσχέτισης  $\rho_{im} = \frac{cov(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$ , λόγος  $q$  κατά τον Hawawini (1983).

Το δείγμα της μελέτης περιελάμβανε 20 Αμερικάνικες μετοχές μέσα στην τριετία 1970-1973. Εκτιμήθηκαν για αυτές οι συντελεστές  $\rho_{im}^{+1}$ ,  $\rho_{im}^{-1}$ ,  $\rho_{im}$  και ο λόγος  $q$ .

Για να αποδείξει ο Hawawini ότι η μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα με βάση την περιοδικότητα των αποδόσεων των μετοχών εξηγείται από την ταυτόχρονη είτε την ετεροχρονισμένη μεταβολή των αποδόσεων των μετοχών και των αποδόσεων της αγοράς (πολλές φορές μια μεταβολή της απόδοσης μιας μετοχής μπορεί να προηγείται είτε να έπεται από την αντίστοιχη της αγοράς), κατέληξε στην εξής ισότητα για το συντελεστή βήτα μιας μετοχής  $i$  ( $\beta_i$ ):

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

Όπου:

$\beta_i$  : το βήτα της μετοχής  $i$  για χρονικό διάστημα  $T$

$\beta_i(1)$  : το βήτα της μετοχής  $i$  με εκτίμηση μέσω ημερήσιων αποδόσεων

$q_{im}$  και  $q_m$  : οι λόγοι  $q$

Οι Hawawini , Kalman , Steven , Schwartz και David Whitcomb κατέληξαν στα εξής συμπεράσματα:

- Η πρώτη παράγωγος του  $\beta_i$  προς το  $T$  είναι διαφορετική του μηδενός, που σημαίνει ότι η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων επηρεάζει το συντελεστή βήτα.

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

- Εάν η διαφορά  $q_{im} - q_m$  είναι θετική, δηλαδή εάν ο λόγος  $q$  της μετοχής είναι μεγαλύτερος από το λόγο  $q$  της αγοράς, από την πρώτη παράγωγος του  $\beta_i$  προκύπτει ότι όταν μεγαλώνει το διάστημα μέσα στο οποίο εκτιμώνται οι συντελεστές βήτα ( $T$ ) ο συντελεστής βήτα αυξάνεται.

- Η αρνητική σχέση μεταξύ βήτα και της περιόδου εκτίμησης αποδόσεων επίσης φαίνεται και από την αντίστροφη σχέση του λόγου  $q$  και του ύψους της κεφαλαιοποίησης μιας μετοχής.

### **3.18 The stability of UK Risk Measures and the problem of Thin Trading**

**The journal of finance, Vol. 38, Issue 3, pp.753-783**

**E. Dimson & P. R. Marsh (1983)**

Η μελέτη των Dimson και Marsh εξετάζει τα προβλήματα που παρουσιάζονται στην εκτίμηση και σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές αγορές. Δείχνει αναλυτικά ότι συμβατικές προεσιγγίσεις όπως αυτές των Brealey, Cunningham, Guy, Pogue και Solnik, που χρησιμοποιήθηκαν σε προηγούμενες μελέτες, μπορούν να οδηγήσουν σε σοβαρές υπερκτιμήσεις στις μετρήσεις του συστηματικού κινδύνου όταν οι μετοχές είναι αντικείμενο σπάνιας εμπορευσιμότητας.

Στη συνέχεια, χρησιμοποιώντας δεδομένα από τη χρηματαγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, αποδεικνύει ότι το γεγονός αυτό αποτελεί ένα πολύ σημαντικό πρακτικό πρόβλημα.

Τέλος, η μελέτη παρέχει αξιόπιστα αποτελέσματα σχετικά με τη σταθερότητα στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου κάνοντας χρήση μεθόδων εκτίμησης, του συντελεστή βήτα χρεογράφων εταιριών που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Αγγλίας, σχεδιασμένες κατά τέτοιο τρόπο ώστε να αποφεύγεται η επίδραση της χαμηλής εμπορευσιμότητας των μετοχών. Συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των Dimson και Marsh παρουσίαζαν σταθερότητα ισοδύναμη με χρεόγραφα που διαπραγματεύονται στην Αμερικάνικη χρηματαγορά.

Το δείγμα της εμπειρικής μελέτης των Dimson και Marsh απαρτίζεται από χρεόγραφα Βρετανικών εταιριών των οποίων τα δεδομένα ήταν διαθέσιμα στο LSPD-London Share Price Database.

Το χρονικό εύρος του δείγματος, που χρησιμοποίησαν, ήταν μηνιαίες αποδόσεις των χρεογράφων. Τα δεδομένα που αναλύθηκαν αφορούν το διάστημα Ιανουάριος του 1955 με Δεκέμβριο του 1979. Το χρονικό αυτό διάστημα χωρίστηκε σε πέντε υποπεριόδους των εξήντα μηνών.

Επίσης, οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με βάση το σταθμισμένο δείκτη FTA ( Financial Times-Actuaries All-share Index).

Τέλος, για την βελτίωση των προβλέψεων του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιήθηκαν δύο μέθοδοι προσαρμογής.

Η πρώτη μέθοδος αναπτύχθηκε από τον Blume (1975) . Με βάση τη μέθοδο του Blume για να προβλέψουμε το συντελεστή βήτα μιας μελλοντικής περιόδους κάνουμε χρήση των εκτιμώμενων συντελεστών βήτα δύο παρελθουσών περιόδων.

Στη συνέχεια τρέχουμε μια παλινδρόμηση μεταξύ του εκτιμώμενου βήτα της πιο πρόσφατης περιόδου και της αμέσως προηγούμενης.

Συγκεκριμένα το μοντέλο είναι το εξής:

$$\widehat{\beta}_{i2} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\gamma} * \widehat{\beta}_{i1}$$

Η πρώτη μέθοδος αναπτύχθηκε από τον Vasicek (1973) . Η προσέγγιση του Vasicek προσαρμόζει παρελθοντικούς συντελεστές βήτα μέσω του μέσου συντελεστή βήτα προσαρμόζοντας κάθε συντελεστή βήτα με βάση το σφάλμα που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του δείγματος.

Όσο υψηλότερο το σφάλμα τόσο μεγαλύτερη η πιθανότητα να υπάρξει μεγάλη απόκλιση από το μέσο βήτα. Για το λόγο αυτό σε τέτοιους συντελεστές βήτα δίνονται μικρότερα weights (σταθμά).

Συγκεκριμένα το μοντέλο είναι το εξής:

$$\beta_{i2} = \frac{\sigma_{\beta_{i1}}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{i1}}^2} \beta_1 + \frac{\sigma_{\beta_1}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{i1}}^2} \beta_{i1}$$

Όπου:

$\beta_{i2}$ : Η πρόβλεψη του συντελεστή βήτα μιας μετοχής  $i$  για τη χρονική περίοδο 2 (later period)

$\beta_1$ : Ο μέσος συντελεστής βήτα του δείγματος μετοχών για τη χρονική περίοδο 1 (earlier period)

$\sigma_{\beta_1}^2$ : Η διακύμανση της κατανομής των ιστορικών εκτιμώμενων συντελεστών βήτα του δείγματος

$\beta_{i1}$ : Ο συντελεστής βήτα για τη χρονική περίοδο 1

$\sigma_{\beta_{i1}}^2$ : Η διακύμανση των εκτιμώμενων συντελεστών βήτα του δείγματος για τη χρονική περίοδο 1

Τα πρώτα συμπεράσματα της μελέτης έδειξαν ότι οι μετρήσεις του συστηματικού κινδύνου μετοχών, που παρουσιάζουν μικρή εμπορευσιμότητα, μπορούν να οδηγήσουν σε σοβαρά μεροληπτικά σφάλματα. Το εκτενές δείγμα των 25 ετών έδειξε ότι ελάχιστες μετοχές παρουσίασαν σημαντικά προβλήματα.

Οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν παρουσίασαν μια οριακή σταθερότητα για μεμονωμένες μετοχές και σημαντική σταθερότητα για τα χαρτοφυλάκια μετοχών.

Τέλος, ακόμη και μετά από τις προσαρμογές με τις μεθόδους του Blume (1975) και Vasicek (1973), οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε ένα μικρό ποσοστό παλινδρομούν προς το μέσο όρο.

### **3.19 Why Betas Shifts As The Return Interval Changes**

**Financial Analysis Journal, Vol. 39, pp. 73-77**

**Hawawini G. A. (1983)**

Η μοντέρνα θεωρία χαρτοφυλακίου MPT (Modern Portfolio Theory) υποστηρίζει ότι τα ιστορικά δεδομένα των αποδόσεων μιας μετοχής μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να εκτιμηθεί ο συντελεστής βήτα της μετοχής αυτής.

Ωστόσο, το MPT δεν αποσαφηνίζει εάν οι αποδόσεις αυτές πρέπει να υπολογίζονται σε ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία είτε ακόμη και μελύτερη χρονικά βάση.

Στο παρελθόν για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιούσαν κατά κύριο λόγο μηνιαίες αποδόσεις καθώς τα δεδομένα αυτά ήταν ευκολότερο διαθέσιμα.

Στη σημερινή εποχή, οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα βασίζονται κυρίως σε ημερήσιες ή εβδομαδιαίες αποδόσεις μετοχών. Η συγκεκριμένη μελέτη παρουσιάζει ένα απλό μοντέλο που εξηγεί γιατί οι εκτιμήσεις των συντελεστών

βήτα παρουσιάζουν ευαισθησία στο χρονικό εύρος μέτρησης των αποδόσεων χρεογράφων.

Η μέθοδος που ανέπτυξε ο Hawawini το 1983 βασίζεται στην παραδοχή ότι μπορούμε να υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα μιας μετοχής, για ένα μεγαλύτερο χρονικό εύρος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής (return interval) καθώς και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, χρησιμοποιώντας ένα εκτιμώμενο συντελεστή βήτα για ένα μικρότερο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων (π.χ. ημερήσιες αποδόσεις).

Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$ , η οποία εκτιμήθηκε με τη χρήση ενός μικρότερου χρονικού εύρους για να υπολογιστούν οι περιοδικές της αποδόσεις καθώς και οι αποδόσεις του δείκτη της αγοράς.

Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες αποδόσεις και ο τύπος που εφαρμόστηκε ήταν ο εξής:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1) \mathbf{x} \left[ \frac{(T+(T-1)q_i)}{(T+(T+1)q_m)} \right] \quad (1)$$

Όπου:

$\beta_i(1)$  : Ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής  $i$  που εκτιμήθηκε με τη χρήση μικρότερου return interval

$q_i$  : Ένας δείκτης που προκύπτει από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των περιοδικών αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς, καθώς και από τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των περιοδικών αποδόσεων μιας μετοχής  $i$  με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς με χρονικό προβάδισμα ένα (ή αλλιώς 1 lead) και με χρονική υστέρηση ένα (ή αλλιώς 1 lag). Ο τύπος που χρησιμοποιήθηκε ήταν ο εξής:

$$q_i = \left[ \frac{P_{i,m+1} + P_{i,m-1}}{P_{i,m}} \right]$$

Όπου

$$p_{i,m+1} = \frac{cov(R_i, R_{m+1})}{\sigma(R_i) * \sigma(R_{m+1})}$$

$$p_{i,m-1} = \frac{cov(R_i, R_{m-1})}{\sigma(R_i) * \sigma(R_{m-1})}$$

$$p_{i,m} = \frac{cov(R_i, R_m)}{\sigma(R_i) * \sigma(R_m)}$$

Επίσης, χρησιμοποιήθηκε και ο δείκτης  $q_m$  ο οποίος βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή μια συστοσυσχέτιση, κάνοντας χρήση ενός χρονικού προβαδίσματος και μιας χρονικής υστέρησης.

Ο δείκτης δίνεται από τον εξής τύπο:

$$q_m = \left[ \frac{P_{m,m+1} + P_{m,m-1}}{P_{m,m}} \right] = 2p_{m,m-1}$$

Όπου

$$p_{m,m+1} = \frac{cov(R_m, R_{m+1})}{\sigma(R_m) * \sigma(R_{m+1})}$$

$$p_{m,m-1} = \frac{cov(R_m, R_{m-1})}{\sigma(R_m) * \sigma(R_{m-1})}$$

Ο Hawawini υποθέτει ότι ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής για ένα μεγαλύτερο χρονικό εύρος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής ( $T$ ) καθώς και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, χρησιμοποιώντας ένα εκτιμώμενο συντελεστή βήτα για ένα μικρότερο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων ( $t$ ), όπου  $t < T$ .

Ο υπολογισμός αυτός γίνεται από τη σχέση (1) της οποίας η πρώτη παράγωγος ως προς το χρόνο  $T$  μας οδηγεί στην εκτίμηση της κατεύθυνσης προς την οποία αλλάζει η τιμή του συντελεστή βήτα. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα



μεγαλώνει όσο μεγαλώνει ο χρόνος  $T$ , όταν ο δείκτης  $q_m$  είναι μικρότερος του δείκτη  $q_i$ .

Αντιθέτως, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μειώνεται όσο αυξάνει ο χρόνος  $T$ , όταν ο δείκτης  $q_m$  είναι μεγαλύτερος του δείκτη  $q_i$ . Το γεγονός αυτό οδηγεί στο συμπέρασμα ότι όσο μεγαλύτερη είναι η διαφορά μεταξύ των δεικτών  $q_i$  και  $q_m$  τόσο μεγαλύτερη και η μεταβολή στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Ένα ακόμη συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο Hawawini, αφορά τη σχέση των δεικτών  $q_i$  και  $q_m$  με το ύψος κεφαλαιοποίησης των εταιριών. Εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν δείκτη  $q_i$  μικρότερο από το δείκτη  $q_m$  της αγοράς, ενώ εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν δείκτη  $q_i$  μικρότερο από το δείκτη  $q_m$  της αγοράς.

Επίσης, στην περίπτωση όπου θα είχαμε  $q_i = q_m = 0$ , τότε για οποιοδήποτε return interval η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα παρέμενε αμετάβλητη. Το ίδιο θα συνέβαινε και στην περίπτωση όπου  $q_i = q_m \neq 0$ , τότε και πάλι για οποιοδήποτε return interval η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα παρέμενε αμετάβλητη.

Ο Hawawini εντόπισε ότι η ευαισθησία που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα στη διαφοροποίηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων μιας μετοχής οφείλεται κυριώς στο γεγονός ότι η συνδιακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής με την απόδοση του δείκτη της αγοράς, καθώς και η διακύμανση των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, μεταβάλλονται όσο αλλάζει το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων, όμως όχι αναλογικά.

Τέλος, προτείνει για τη χρήση του μοντέλου του, την κατάταξη των μετοχών των εταιριών με βάση την κεφαλαιοποίησή τους ως τρόπο προσέγγισης της εμπορευσιμότητάς τους. Αυτό το συμπέρασμα προέκυψε από την παρατήρηση, ότι οι μετοχές εταιριών χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα, ενώ οι μετοχές εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν μεγάλη εμπορευσιμότητα.

### **3.20 Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval**

**The Journal of Finance, Vol. 48, Issue 4, pp. 1543-1551**

**Charles Wasley & Puneet Handa (1993)**

Οι Wasley και Handa έθεσαν ως κύριο στόχο της εμπειρικής τους μελέτης την ευαισθησία που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου στο return interval, βασιζόμενοι στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων (CAPM). Ένας δεύτερος έμμεσος σκοπός της παρούσας εμπειρικής μελέτης ήταν ο έλεγχος της εγκυρότητας του Capital Asset Pricing Model για τα διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων χαρτοφυλακίων μετοχών. Το CAPM πρόκειται για μια γραμμική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός χρεογράφου και του σχετικού συστηματικού κινδύνου που φέρει το χρεόγραφο. Για το λόγο ότι πρόκειται ουσιαστικά για ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο οι συγγραφείς της μελέτης εξετάζουν την επίδραση ενός επιπλέον παράγοντα, του intervalling effect.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για την εμπειρική μελέτη αποτελείται από μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE) και στο American Stock Exchange (AMEX), που αποτελεί τη δεύτερη μεγαλύτερη αγορά μετοχών στην Αμερική μετά το NYSE. Το χρονικό εύρος που χρησιμοποιήθηκε για την άντληση των δεδομένων ήταν από τον Ιανουάριο του 1927 μέχρι και το Δεκέμβριο του 1988. Το διάστημα αυτό χωρίστηκε σε τρεις ίσες υποπεριόδους. Η κάθε περίοδος αποτελείται από είκοσι έτη και οκτώ μήνες. Συγκεκριμένα οι υποπεριόδοι ήταν οι εξής:

1. Ιανουάριος του 1927 μέχρι και Αύγουστο του 1947
2. Σεπτέμβριος του 1947 μέχρι και Απρίλιο του 1968
3. Μάιος του 1968 μέχρι και Δεκέμβριο του 1988

Δημιουργήθηκαν για κάθε έτος είκοσι χαρτοφυλάκια με κριτήριο την κεφαλαιοποίηση κάθε μετοχής στην έναρξη κάθε έτους. Με τον τρόπο αυτό δημιουργήθηκαν, για κάθε έτος αναφοράς, είκοσι ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με κατάταξη φθίνουσας κεφαλαιοποίησης. Δηλαδή, το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιείχε το 5% του συνόλου των μετοχών που παρουσίαζαν στην αρχή του έτους τη μικρότερη κεφαλαιοποίηση και αντίστοιχα το τελευταίο χαρτοφυλάκιο περιείχε το 5% του συνόλου των μετοχών που παρουσίαζαν στην αρχή του έτους τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση. Στη συνέχεια δημιούργησαν πέντε και δέκα χαρτοφυλάκια αποκλείοντας το αποκλείοντας το δέκατο κατά σειρά κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκιο.

Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν σε μηνιαία και σε ετήσια βάση. Στην απουσία του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου το μοντέλο CAPM μπορεί να έχει την εξής μορφή:

$$E = \beta * \gamma_1$$

Όπου:

$E$  : ένα N-διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων N χρεογράφων

$\beta$  : ένα N-διάνυσμα των "πραγματικών" συντελεστών βήτα N χρεογράφων

$\gamma_1$  : το θετικό market risk premium

Με την υπόθεση ότι όλα τα  $\alpha_i$  του CAPM όλων των χρεογράφων είναι μηδέν ο MacKinlay το 1987 παρουσίασε το εξής test statistic:

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

Όπου  $K = (T-N-1)*T/(T-2)*N$

$\mu_m$  : ο μέσος της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς για Τα χρονικές περιόδους

$\sigma_m^2$  : η διακύμανση της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς για Τα χρονικές περιόδους

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

**S** : Ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων για τα κατάλοιπα N χρεογράφων

Τα συμπεράσματα της εμπειρικής μελέτης έδειξαν ότι ο εκτιμώμενος συντελεστής βήτα επηρεάζεται από το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών, πιθανόν αυτό να οφείλεται στο γεγονός ότι οι συντελεστές βήτα μεταβάλλονται όταν αλλάζει το return interval και διότι ο επενδυτικός ορίζοντας ενός οριακού επενδυτή είναι μεγαλύτερος του ενός μήνα. Σχετικά με την εγκυρότητα του CAPM, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων δεν απορρίπτεται μέσω των ετησίων αποδόσεων των μετοχών. Αντιθέτως για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών η εγκυρότητα του CAPM απορρίπτεται.

### 3.21 Different Beta Estimation Techniques In Infrequently Traded And Inefficient Stock Markets

Omega, Vol. 22, Issue 5, pp. 471-476

M. Luoma, T. Martikainen, J. Perttunen & S. Pynnönen (1994)

Οι Luoma, Martikainen, Perttunen και Pynnönen στην εν λόγω εμπειρική μελέτη εξετάζουν διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης του συντελεστή βήτα σε αγορές με χαμηλή εμπορευσιμότητα, δηλαδή ρηχές και αναποτελεσματικές αγορές. Στην πραγματικότητα οι αγορές αυτές είναι αποτέλεσμα της καθυστέρησης μεταφοράς της νέας πληροφορίας από τις αποδόσεις της αγοράς σε μεμονωμένες μετοχές.

Σαν ρηχή αγορά-στόχο επέλεξαν τη Φιλανδία, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Φινλανδίας. Στη συνέχεια εκτίμησαν το συστηματικό κίνδυνο κάθε μετοχής με δέκα διαφορετικές μεθόδους, με σκοπό να συγκρίνουν τα αποτελέσματα με διαφορετικές αγορές και διαφορετικούς τύπους μετοχών. Οι μέθοδοι εκτίμησης που ακολουθήθηκαν ήταν οι εξής:

1. Το μοντέλο της αγοράς:

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

Όπου:

$R_{it}$  : η απόδοση του χρεογράφου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t$

$R_{mt}$  : η απόδοση του δείκτη της αγοράς-στόχου για τη χρονική περίοδο  $t$

$b_i$  : η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_{it}$  στις μεταβολές του  $R_{mt}$

$e_{it}$  : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια.

2. Το μοντέλο Cohen et al:

$$\beta_i = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^N \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^N \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m-n}}$$

Όπου:

$\beta_{i\pm n}$  : ο συντελεστής βήτα κάθε χρεογράφου  $i$  μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων με  $-n$  και  $+n$  χρονικές υστερήσεις ή χρονικά προβάδια.

$\rho_{m,m\pm n}$ : η σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς με  $-n$  και  $+n$  χρονικές υστερήσεις ή χρονικά προβάδια.

3. Το μοντέλο Cohen et al, με χρονική υστέρηση μιας ημέρας (1 lag) και με χρονικό προβάδιο μιας ημέρας (1 lead).
4. Το μοντέλο Cohen et al, με χρονική υστέρηση δύο ημερών (2 lag) και με χρονικό προβάδιο δύο ημερών (2 lead).
5. Το μοντέλο Cohen et al, με χρονική υστέρηση πέντε ημερών (5 lag) και με χρονικό προβάδιο πέντε ημερών (5 lead).
6. Το μοντέλο Cohen et al, με χρονική υστέρηση δέκα ημερών (10 lag) και με χρονικό προβάδιο δέκα ημερών (10 lead).
7. Το μοντέλο του Vasicek:

$$\beta_i^{VASI} = \frac{\frac{\beta}{s_\beta^2} + \frac{\beta_i}{s_{\beta_i}^2}}{\frac{1}{s_\beta^2} + \frac{1}{s_{\beta_i}^2}}$$

Όπου:

$\beta_i^{VASI}$  : το βήτα του Vasicek

$\beta$  : ο μη σταθμισμένος μέσος των βήτα του μοντέλου της αγοράς

$s_\beta^2$  : η διακύμανση του βήτα του μοντέλου της αγοράς

$s_{\beta_i}^2$  : η διακύμανση του βήτα ενός χρεογράφου  $i$

$\beta_i$  : το βήτα ενός χρεογράφου  $i$

8. Το Lag Distribution Model:

$$R_{it} = a_t + \sum_{k=0}^{\max K} \beta_{ik} * R_{m,t-k} + e_{it}$$

9. Το Lag Distribution Model, με χρονική υστέρηση 10 ημερών

10. Το Error Correlation Model Beta:

$$\Delta R_{it} = a_0 + \gamma_0 * \Delta R_{mt} + \alpha * R_{t-1} - b * R_{m,t-1} + e_{it}$$

Μια ρηχή αγορά, όπως αυτή που εξετάζει η εμπειρική μελέτη, αντιμετωπίζει δύο σημαντικά προβλήματα. Το πρώτο, αναφέρεται στις μηδενικές αποδόσεις δηλαδή στις ημέρες όπου ένα χρεόγραφο διαπραγματεύεται με αποτέλεσμα η αντικειμενική του αξία να μην είναι γνωστή. Για το λόγο αυτό εξαίρεσαν από το

δείγμα τους τις τιμές ορισμένων μετοχών και στη συνέχεια τις αντικατέστησαν με τιμές της προηγούμενης ημέρας.

Το δεύτερο πρόβλημα εντοπίζεται στην καθυστέρηση αναπροσαρμογής των τιμών εξαιτίας του γεγονότος ότι η νέα πληροφορία δεν φτάνει έγκαιρα στους επενδυτές. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος μείωσαν της επίδραση της πληροφόρησης στις τιμές των μετοχών ώστε οι αποδόσεις να αντανakλούν τη μεταβολή των τιμών των μετοχών δύο διαδοχικών ημερών.

Στη συνέχεια κατασκεύασαν ένα πίνακα στον οποίο απεικονίζονταν τα βασικά χαρακτηριστικά των συντελεστών βήτα αποτελεσματικών αγορών και οι αντίστοιχοι συντελεστές βήτα ρηχών αγορών. Ως αποτελεσματική αγορά χρησιμοποιήθηκε το Χρηματιστήριο της Στοκχόλμης και συγκεκριμένα οι 25 μετοχές που παρουσίαζαν τη μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι Luoma, Martikainen, Perttunen και Rynhonen επικεντρώνεται στην άποψη ότι είναι δύσκολο να συγκριθούν οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα διαφορετικών χωρών για την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων και ότι οι διαφορετικές μέθοδοι εκτίμησης του βήτα παρουσιάζουν διαφορές μεταξύ διαφορετικών αγορών. Οπότε και η ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου πραγματοποιείται με διαφορετικές μεθόδους για κάθε αγορά-στόχο.



### **3.22 ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ**

Όλες οι προαναφερθείσες εμπειρικές μελέτες έχουν ως κύριο στόχο την εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός χαρτοφυλακίου και ιδιαίτερα τη λήψη οικονομετρικών περιορισμών και εφαρμογή μοντέλων για την ακριβέστερη προσέγγιση στην προσπάθεια εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου τόσο μιας μεμονωμένης μετοχής ή χρεογράφου καθώς και ενός χαρτοφυλακίου χρεογράφων. Οι εμπειρικές μελέτες που επιλέχθηκαν ξεκινούν χρονολογικά από το 1969 με τη μελέτη του Michael C. Jensen (Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios) και καταλήγουν στο 2013 (On the instability of betas: The case of Spain) με την εμπειρική μελέτη του Pablo Fernandez. Με τον τρόπο αυτό φαίνεται διαχρονικά η προσπάθεια των αναλυτών για μια ακριβέστερη προσέγγιση του συντελεστή βήτα.

Δέκα από τις παραπάνω εμπειρικές μελέτες στοχεύουν στην ανάλυση της ευαισθησίας στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα χαρτοφυλακίων αξιογράφων αλλά και μετοχών στην επίδραση του return interval, δηλαδή στην διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων μετοχών. Συγκεκριμένα οι μελέτες των M. Luoma, T. Martikainen, J. Perttunen & S. Pynnönen (1994), Charles Wasley & Puneet Handa (1993), Hawawini G. A. (1983), Hawawini G., Kalman C., Steven M., Robert Schwartz & David Whitcomb (1983), Pierre Perron & Cosme Voudounou (1997), Corhay Alber (1992), Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000), Hakan Er & Sevgi Aydin (2010) και George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008), Beer F. (1997), Attila Odabasi., (2003) και Dr. Hakan Er., (2010).

Οι μελέτες των E. Dimson & P. R. Marsh (1983), Koutmos G. & Philipatos G. (2011), Pablo Fernandez (2013), Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel & Corhay Albert (1985), George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008), Beer F. (1997), Corhay Alber (1992), Attila Odabasi., (2003) και Dr. Hakan Er., (2010) έχουν ως κοινό στοιχείο το γεγονός ότι στοχεύουν στην εκτίμηση και βελτίωση των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα σε ρηχές αγορές, όπως αυτές των Βρυξελλών, της Αγγλίας, της Κωνσταντινούπολης, της Ελλάδας και της Ισπανίας. Οι άνω εμπειρικές μελέτες έχουν ως αντικείμενο έρευνας την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε αγορές όπου το τρέχον επίπεδο συναλλαγών είναι ασυνήθιστα χαμηλό και η χρηματιστηριακή ρευστότητα ακολουθώς, στις αγορές αυτές, είναι μειωμένη.

Οι κύριες διαφορές μεταξύ των προηγούμενων εμπειρικών μελετών εντοπίζονται στον τρόπο εκτίμησης του συντελεστή βήτα και στην προσπάθεια για ακριβέστερη προσέγγιση του. Ο Attila Odabasi το 2003 εκτίμησε τους συντελεστές βήτα για τους σκοπούς της μελέτης του μόνο με βάση το μοντέλο της αγοράς. Οι George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008) σε πρώτο στάδιο εκτίμησαν το beta coefficient με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις και στη συνέχεια έκαναν σύγκριση των εκτιμώμενων βήτα με τα αντίστοιχα από τις μεθόδους των Scholes και Williams (1977) και Cohen et al (1983). Αντιθέτως, οι Hakan Er & Sevgi Aydin (2010) εκτίμησαν το beta μέσω του ιστορικού μονοπαριγοντικού μοντέλου και στη συνέχεια έκαναν χρήση του μοντέλου του Daves et.al (2000) για να επιτευχθεί μεγαλύτερη ακρίβεια στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα. Οι Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000) εκτίμησαν το συντελεστή βήτα μόνο μέσω του τυπικού σφάλματος των συντελεστών βήτα. Οι Scholes Myron & Joseph Williams (1977) στην προσπάθειά τους να αποδείξουν ότι η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα για χρεόγραφα με μεγάλη εμπορευσιμότητα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωτικά λανθασμένη τόσο για το συντελεστή άλφα όσο και για το συντελεστή βήτα, χρησιμοποίησαν το μοντέλο των Scholes και Williams. Το μοντέλο των Scholes και Williams χρησιμοποιήθηκε επίσης και από τους Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987). Ο Corhay Albert (1985) εκτίμησε τα beta με δύο μεθόδους: με το μοντέλο της αγοράς και με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Ο Beer F. (1997) αρχικά, χρησιμοποίησε τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του δείγματος χρεογράφων και στη συνέχεια τα αποτελέσματα διορθώθηκαν σε ένα βαθμό με τη χρήση της μεθόδου των Scholes και Williams (1977) και ακόμη περισσότερο χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα την μέθοδο του Dimson (1979) και το μοντέλο του Bayesian και ιδιαίτερα για χρονική υστέρηση με ένα. Οι Hawawini G., Kalman C., Steven M., Robert Schwartz & David Whitcomb (1983) για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησαν τους συντελεστές  $\rho_{im+1}$ ,  $\rho_{im-1}$ ,  $\rho_{im}$  και ο λόγος  $q$  κατά τον Hawawini (1983) για ημερήσιες μόνο αποδόσεις μετοχών. Οι E. Dimson & P. R. Marsh (1983) για την βελτίωση των προβλέψεων του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησαν δύο μεθόδους προσαρμογής: τη μέθοδο του Blume (1975) και τη μέθοδο του Vasicek (1973). Τέλος, μια τελείως διαφορετική προσέγγιση πραγματοποιήθηκε από τον Hawawini το 1983, που βασίζεται στην παραδοχή ότι μπορούμε να υπολογίσουμε το beta coefficient μιας μετοχής, για ένα μεγαλύτερο χρονικό εύρος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής (return interval) καθώς και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, χρησιμοποιώντας ένα εκτιμώμενο συντελεστή βήτα για ένα μικρότερο χρονικό

εύρος υπολογισμού των αποδόσεων χρησιμοποιώντας και το δείκτη  $q_m$  ο οποίος βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή μια συστοσυσχέτιση, κάνοντας χρήση ενός χρονικού προβαδίσματος και μιας χρονικής υστέρησης.

Αξιοσημείωτη είναι η μελέτη των M. Luoma, T. Martikainen, J. Perttunen & S. Rynhonen κατά την οποία οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δέκα διαφορετικές μεθόδους για τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μια ρηχή αγορά και τις σύγκριναν με αντίστοιχα εκτιμώμενα βήτα χρεογράφων αποτελεσματικών αγορών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν το μοντέλο της αγοράς, το μοντέλο Cohen et al για χρονικές υστερήσεις και προβαδίσματα 1,2,5 και 10 ημερών, το βήτα του Vasicek, το Error Correction model beta, το Lag distribution model και το Lag distribution model με υστέρηση 10 ημερών.

Τέλος, τελείως διαφορετικές προσεγγίσεις από τις προαναφερθείσες εμπειρικές μελέτες πραγματοποιηθήκαν από τους Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel & Corhay Albert (1985), Seth Armitage & Janusz Brzezczynski (2011), Koutmos G. & Philipatos G. (2011), Pierre Perron & Cosme Voudounou (1997), Pablo Fernandez (2013) και Christian T. Brownlees & Robert Engle (2012), όπως αναφέρονται ακολούθως.

Οι Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel & Corhay Albert εφαρμόσαν τρεις μεθόδους προσαρμογής: 1) Μέθοδος προσαρμογής του Vasicek, 2) Μέθοδος προσαρμογής του Blume και 3) Μέθοδος προσαρμογής των Merrill, Lynch, Pierce, Fenner και Smith (MLPFS). Τέλος, για την ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα του Μέσου Σφάλματος τετραγώνου (MSE) μεταξύ του τρέχοντος εκτιμώμενου συντελεστή βήτα και του προβλεπόμενου.

Οι Seth Armitage & Janusz Brzezczynski εκτίμησαν το συντελεστή βήτα των μετοχών μέσω της μεθόδου OLS και ελέγχεται η ετεροσκεδαστικότητα στον όρο σφάλματος για κάθε μετοχή μέσω του Langrance multiplier test. Τέλος, οι άνω εκτιμήσεις συγκρίθηκαν με τις αντίστοιχες που προέκυψαν από τη χρήση ενός γραμμικού ARCH-type model (autoregressive conditional heteroscedasticity).

Οι Koutmos G. & Philipatos G. διερεύνησαν την υπόθεση ότι οι αποδόσεις μιας μετοχής προσαρμόζονται ασυμμετρικά με τα ιστορικά δεδομένα εξαιτίας της διαφοροποίηση στα κόστη προσαρμογής χρησιμοποιώντας ένα *asymmetric price adjustment model*.

Οι Pierre Perron & Cosme Voudounou έδωσαν μια ερμηνεία της ευαισθησίας που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα στο χρονικό εύρος του δείγματος όταν χρησιμοποιούνται συνεχώς επανατοκιζόμενες αποδόσεις, υποθέτοντας ότι οι τιμές των μετοχών έχουν τόσο μόνιμα όσο και παροδικά συστατικά στοιχεία. Η μόνιμη συνιστώσα είναι μία τυπική γεωμετρική κίνηση κατά Brown (*geometric Brownian motion*) ενώ η παροδική συνιστώσα περιγράφεται από μια στάσιμη διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck.

Σε αντίθεση με τις υπόλοιπες μελέτες οι Christian T. Brownlees & Robert Engle πρότειναν μια εμπειρική μεθοδολογία για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου. Σύνδεσαν το συστηματικό ενός χρηματοπιστωτικού ιδρύματος με τη συμβολή του στην υποβάθμιση της κεφαλαιοποίησης που θα υποστεί σε μια περίοδο κρίσης. Οι αποδόσεις των εταιριών και του δείκτη της αγοράς υπολογίστηκαν με μια σύνθετη διαδικασία μοντελοποίησης βασιζόμενη στο GARCH και DCC (Engle 2002) για να εισαχθούν στο μοντέλο η μεταβλητότητα και οι συσχετίσεις. Στη συνέχεια έκαναν μέτρηση του *capital buffer* κάθε εταιρίας και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιείται ο δείκτης SRISK, για να αποδειχθεί ότι μια αναμενόμενη έλλειψη κεφαλαίων μιας επιχείρησης εξαρτάται από μια σημαντική πτώση της αγοράς.

Τέλος, Ο Pablo Fernandez υποστηρίζει ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, με σκοπό να υπολογιστεί η απαιτούμενη απόδοση των ιδίων κεφαλαίων οδηγεί σε σοβαρά σφάλματα στις μετρήσεις και έχει ως κύριο στόχο να αποδείξει ότι το *Capital Asset Pricing Model* δε λειτουργεί στην πράξη.

### 3.23 ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Συγγραφείς	Σκοπός	Μέθοδος & Δεδομένα	Αποτελέσματα & Συμπεράσματα
George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008)	Η επίδραση του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων χρεογράφων στους εκτιμώμενους συντελεστές βήτα	Προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου Hawawini (1980). Εκτίμηση συντελεστή βήτα 60 εταιριών του Χρηματιστήριου Αξιών Αθηνών, χωρισμένες σε 2 χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίηση, με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις. Εκτίμηση beta με το μοντέλο των Scholes και Williams (1977) και Cohen et al (1983) και σύγκριση των beta με τα αντίστοιχα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.	Η τυπική απόκλιση των beta αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων τόσο στο High όσο και στο Low Cap χαρτοφυλάκιο. Υπάρχει εξάρτηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων με την αγοραία αξία των επιχειρήσεων. Η βαρύτητα time interval είναι αντιστρόφως ανάλογη της αγοραίας αξίας των επιχειρήσεων. Τα βήτα από OLS, Scholes και Williams και Cohen et al δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά
Hakan Er & Sevgi Aydin (2010)	Αναλύση της ευαισθησίας, που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, στο διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών.	Ανάλυση 225 μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Οι αποδόσεις των μετοχών αυτών υπολογίστηκαν με βάση ένα ημερήσιο, εβδομαδιαίο, bi-weekly ( δύο φορές την εβδομάδα) και μηνιαίο χρονικό εύρος. Δημιουργήθηκαν εννέα περίοδοι εκτίμησης από ένα έως εννέα έτη (2000-2008). Εκτίμηση beta μέσω ιστορικού μονοπαραγοντικού μοντέλου. Χρήση του μοντέλου του Daves et.al (2000) για να επιτευχθεί	Χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις, για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, δίνεται η πιο ακριβής προσέγγιση. Τα beta που υπολογίστηκαν με περιόδους εκτίμησης μεγαλύτερες των τριών ετών, αποτυγχάνουν να συμπεριλάβουν διαθρωτικές αλλαγές που αλλάζουν το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής. Τέλος,

		μεγαλύτερη ακρίβεια στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα.	το return interval όσο και το μέγεθος της περιόδου εκτιμήσεως, έχουν σημαντική επιροή στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.
Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000)	Επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος τόσο για την υπολογισμό περιοδικών αποδόσεων μετοχών, όσο και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών.	Εκτίμηση beta για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και δεκαπενθήμερες αποδόσεις 1,329 μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1982-1989 και για μηνιαίες αποδόσεις 946 μετοχών εταιριών. Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα έγινε μέσω του τυπικού σφάλματος των συντελεστών βήτα.	Μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση συντελεστών βήτα επιτυγχάνεται με μικρότερα time intervals, δηλαδή με ημερήσια χρονικά διαστήματα. Επίσης, ένας παράγοντας που μειώνει το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή βήτα είναι η αύξηση του διαστήματος εκτίμησης του.
Scholes Myron & Joseph Williams (1977)	Η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα από το μοντέλο της αγοράς για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπανιότερα είναι εσφαλμένη. Επίσης, η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα για χρεόγραφα με μεγάλη εμπορευσιμότητα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωτικά λανθασμένη τόσο για το συντελεστή	Αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής μέσω του μοντέλου από τους Scholes και Williams. Οι εκτιμητές μελετήθηκαν από ημερήσιες αποδόσεις χρεογράφων, που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Κατασκευή πέντε ισοσκελισμένων χαρτοφυλακίων (20% του συνολικού αριθμού χρεογράφων) βασισμένη στον όγκο συναλλαγών των χρεογράφων για την περίοδο 1963-1975.	Η χρήση των ημερήσιων αποδόσεων επαλήθευσε το σημαντικό οικονομικό πρόβλημα που δημιουργείται. Τα χρεόγραφα με μικρή εμπορευσιμότητα παρουσιάζουν ασυμπτωτικά λανθασμένους εκτιμητές, προς τα άνω για τον συντελεστή άλφα και ασυμπτωτικά λανθασμένα προς τα κάτω για το συντελεστή βήτα. Η κατασκευή των

	άλφα όσο και για το συντελεστή βήτα.		ορθών εκτιμητών προκύπτει με τη χρήση του μοντέλου των Scholes και Williams.
Corhay Albert (1992)	Στόχος της μελέτης είναι ότι ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής επηρεάζεται σημαντικά από το intervalling effect.	Χρήση ημερησίων αποδόσεων αποδόσεις 250 μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών για την περίοδο 1977-1985. Η χρονική περίοδος χωρίστηκε σε τρεις υποπεριόδους και το δείγμα μετοχών χωρίστηκε σε δέκα χαρτοφυλάκια.. Η εκτίμηση των beta έγινε με δύο μεθόδους: α) με το μοντέλο της αγοράς και β) με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.	Το intervalling effect στις μέσες τιμές των συντελεστών βήτα, και για τα δέκα χαρτοφυλάκια, ήταν πολύ μεγαλύτερο όσο μειώνεται το μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων. Εταιρίες με μεγάλη αγοραία αξία παρουσίασαν μεγαλύτερο μέσο βήτα σε αντίθεση με μικρότερης αγοραίας αξίας εταιρίες. Επίσης, η κατεύθυνση του return interval εταιριών με μεγάλη αγοραία αξία ήταν αρνητική σε σχέση με την κατεύθυνση του return interval εταιριών με μικρότερη αγοραία αξία η οποία ήταν θετική.
Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987)	Η απόδειξη ότι πολλές αποκλίσεις στις τιμές μιας μετοχής δε σχετίζονται με την καθυστέρηση στη μεταβίβαση των νέων πληροφοριών στο επενδυτικό κοινό, αλλά με την ετεροχρονισμένη αγοραπωλησία	Χρησιμοποίησαν ημερήσιες αποδόσεις μετοχών 280 εταιριών εισηγημένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1978-1981. Στη συνέχεια έκαναν σύγκριση τις συσχέτισης των ημερήσιων αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου με τις αντίστοιχες από το υπόδειγμα των Williams και Scholes (1987). Οι αποδόσεις των	Οι συγγραφείς κατέληξαν ότι οι συντελεστές συσχέτισης διέφεραν από εκείνους που προβλέπει το υπόδειγμα ετεροχρονισμένων συναλλαγών. Συγκεκριμένα, οι συντελεστές συσχέτισης ήταν μεγαλύτεροι από τους

	μετοχών	χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν ως οι σταθμισμένοι μέσοι των αποδόσεων των μετοχών που τα αποτελούν με σταθμά τον αριθμό μετοχών.	αντίστοιχους του υποδείγματος.
Michael C. Jensen (1969)	Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα χαρτοφυλακίων, τα συμπεράσματα που απορέουν από την εκτίμηση τους σε σχέση με το πόσο καλά είναι διαφοροποιημένο ένα χαρτοφυλάκιο. Τέλος, διερευνά εάν στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου παρουσιάζεται στασιμότητα.	Το δείγμα της μελέτης περιλαμβάνει 115 αμοιβαία κεφάλαια ανοιχτού τύπου για την περίοδο 1955-1964. Επίσης, χρησιμοποίησε και επιπλέον διαθέσιμα στοιχεία από το 1945 έως και το 1954 ενώ για την ανάλυση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησε το μοντέλο της αγοράς. Κατασκευάστηκαν τέσσερα scatter diagrams που αφορούν 1) τις αποδόσεις της αγοράς και τις αντίστοιχες αποδόσεις των αμοιβαίων κεφαλαίων, 2) τα κατάλοιπα των αποδόσεων της αγοράς, 3) τη σχέση μεταξύ των καταλοίπων των αποδόσεων της αγοράς τη χρονική στιγμή $t$ σε σχέση με εκείνα της χρονικής στιγμής $t+1$ και 4) τα κατάλοιπα των αποδόσεων της αγοράς για οποιοδήποτε χρονικό σημείο	Τα διαθέσιμα χαρτοφυλάκια παρουσίαζαν μικρότερο της μονάδας συστηματικό κίνδυνο, οπότε πρόκειται για αμυντικά ή συντηρητικά χαρτοφυλάκια. Παρουσιάζονται χαμηλές πρώτης τάξης αυτοσυσχετίσεις στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δηλαδή το μοντέλο είναι αποτελεσματικό ως προς τα κατάλοιπα. Η ανάλυση παλινδρόμησης έδειξε υψηλούς συντελεστές συσχέτισης, οπότε τα χαρτοφυλάκια είναι καλά διαφοροποιημένα. Ο Jensen έδειξε ότι ο βαθμός επικινδυνότητας των αμοιβαίων κεφαλαίων παραμένει σχεδόν αμετάβλητος μέσα στο χρόνο. Συνεπώς έδειξε ότι ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να αξιολογηθεί με βάση ιστορικά



			στοιχεία από έναν επενδυτή.
Marshall E. Blume (1971)	Η διερεύνηση της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα χαρτοφυλακίων υψηλού και χαμηλού κινδύνου.	Το δείγμα της μελέτης περιελάμβανε μηνιαίες αποδόσεις όλων των κοινών μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο Ιούλιος του 1926 έως και τον Ιούνιο του 1968. Το χρονικό διάστημα του δείγματος της μελέτης χωρίστηκε σε έξι ίσες υποπεριόδους. Η απόδοση του δείκτη της αγοράς εκτιμήθηκε με βάση το υπόδειγμα του Fisher (1926), υποθέτοντας zero taxes και zero transaction costs. Κατασκευάστηκαν χαρτοφυλάκια με κριτήριο τα εκτιμώμενα beta κατά φθίνουσα σειρά. Υπολογίσθηκαν οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης για τα χαρτοφυλάκια μετοχών. Στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκε το υποδείγματος Mean Squared Error, στην προσπάθεια του να κάνει ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου.	Ο συγγραφέας κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των συντελεστών βήτα έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο και ιδιαίτερα στα χαρτοφυλάκια χαμηλού κινδύνου σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια υψηλού κινδύνου. Τα χαρτοφυλάκια που έφεραν υψηλό κίνδυνο, παρουσίαζαν χαμηλότερο συντελεστή βήτα από τον αντίστοιχο της πρώτης περιόδου. Τα χαρτοφυλάκια που έφεραν χαμηλό κίνδυνο παρουσίαζαν υψηλότερο συντελεστή βήτα από τον αντίστοιχο της πρώτης περιόδου.
Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel & Corhay Albert (1985)	Εξετάζει το κατά πόσο ισχυρή είναι η στασιμότητα των συντελεστών βήτα. Επίσης, προσπαθεί να δείξει ότι η πρόβλεψη και η εκτίμηση ενός συντελεστή βήτα μπορεί να βελτιωθεί γενικά χρησιμοποιώντας μια μέθοδο	Χρησιμοποιήθηκαν 170 κοινές μετοχές εταιριών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών για την περίοδο Δεκέμβριος του 1966 - Δεκέμβριος του 1983. Εφαρμόστηκαν τρεις μέθοδοι προσαρμογής: 1) Μέθοδος προσαρμογής του Vasicek, 2) Μέθοδος προσαρμογής του Blume και 3) Μέθοδος προσαρμογής των Merrill, Lynch, Pierce,	Οι συντελεστές βήτα των κοινών μετοχών του δείγματος δε μπορούν να θεωρηθούν στάσιμοι. Οι συντελεστές βήτα όμως των χαρτοφυλακίων παρουσιάζουν μεγαλύτερη στασιμότητα. Ωστόσο, είναι δύσκολο να καθοριστεί από τη

	προσαρμογής και ότι η βελτίωση είναι υψηλότερη για χαρτοφυλάκια αυξημένου μεγέθους.	Fenner και Smith (MLPFS). Τέλος, για την ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα του Μέσου Σφάλματος τετραγώνου (MSE) μεταξύ του τρέχοντος εκτιμώμενου συντελεστή βήτα και του προβλεπόμενου	συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη η ακρίβεια στη μέτρηση της στασιμότητας.
Attila Odabasi (2003)	Θέτοντας ως αγορά στόχο το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης διερευνά την σταθερότητα που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα μέσα στο χρόνο, καθώς και την επίδραση που έχει στην εκτίμηση των συντελεστών αυτών το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων.	Το δείγμα παριελάμβανε 100 μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης για την περίοδο 1992-1999. Έγινε χρήση εβδομαδιαίου και μηνιαίου εύρους για τον υπολογισμό των αποδόσεων των 100 μετοχών. Η απόδοση του δείκτη ISE υπολογίστηκε ως η μέση σταθμισμένη απόδοση των τιμών κλεισίματος των κοινών μετοχών. Οι συντελεστές βήτα της μελέτης υπολογίστηκαν με βάση το μοντέλο της αγοράς. Για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις η περίοδος εκτίμησης ήταν από 1/4 του έτους μέχρι 4 έτη, ενώ για τις μηνιαίες αποδόσεις η περίοδος εκτίμησης ήταν από ένα μέχρι 4 έτη.	Οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο όρο. Το συμπέρασμα της μελέτης ήταν ότι η σταθερότητα των συντελεστών βήτα παρουσιάζει ευαισθησία στο return interval. Επίσης, η διαφοροποίηση και η σταθερότητα των συντελεστών βήτα παρουσιάζουν θετική συσχέτιση για τα χαρτοφυλάκια που αναλύθηκαν.
Seth Armitage & Janusz Brzezczynski (2011)	Ερευνά τις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου μέσω ενός ARCH-type model (autoregressive conditional heteroscedasticity)	Η δειγματοληψία έγινε με κριτήριο το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου εταιριών και επιλέχθηκαν εκείνες που παρουσίαζαν την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση στις 31 Δεκεμβρίου του 2006, για την περίοδο 2002-2006. Η	Το ARCH model δεν είναι πάντα ικανό να υπολογίσει το συντελεστή βήτα. Επίσης, η μέση διαφορά μεταξύ των συντελεστών βήτα για τις ημερήσιες αποδόσεις ήταν μόλις 0,06, όμως ακόμα και

		<p>εκτίμηση του συντελεστή βήτα των 198 μετοχών του πρώτου δείγματος πραγματοποιήθηκε μέσω της μεθόδου OLS και ελέγχεται η ετεροσκεδαστικότητα στον όρο σφάλματος για κάθε μετοχή μέσω του Langrance multiplier test. Τέλος, οι άνω εκτιμήσεις συγκρίθηκαν με τις αντοίσιτες που προέκυψαν από τη χρήση του γραμμικού ARCH model.</p>	<p>αυτή η διαφορά μπορεί να έχει αντίκτιπο στον υπολογισμό της χρηματιστηριακή αξίας μιας επιχείρησης ακόμα και στον υπολογισμό την απόδοσης ενός fund. Η διόρθωση για την ετεροσκεδαστικότητα στον όρο σφάλματος, μέσω της μεθόδου του ARCH model, διαφοροποιεί πολύ τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε σχέση με τη διόρθωση μέσω αυτοσυσχέτισης. Τέλος , όσο αναφορά το return interval παρατηρήθηκαν διαφορές μεταξύ των μηνιαίων και των ημερήσιων αποδόσεων και η διαφορά αυτή σχετίζεται θετικά με το volatility.</p>
<p>Koutmos G. &amp; Philipatos G. (2011)</p>	<p>Διερευνά την υπόθεση ότι οι αποδόσεις μιας μετοχής προσαρμόζονται ασυμμετρικά με τα ιστορικά δεδομένα εξαιτίας της διαφοροποίηση στα κόστη προσαρμογής.</p>	<p>Το δείγμα που επιλέχθηκε για τη συγκεκριμένη μελέτη ήταν ημερήσιες αποδόσεις μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ASE), για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1992 έως και την 1 Μαρτίου 1999. Για την ανάλυση χρησιμοποιήθηκε ένα asymmetric price adjustment model που προτάθηκε από τον Koutmos. Περιορισμός της συγκεκριμένης εμπειρικής</p>	<p>Η συγκεκριμένη μελέτη έδειξε ότι οι τιμές των μετοχών ανταποκρίνονται ασυμμετρικά σε δεδομένα του παρελθόντος. Πληροφορίες που σχετίζονται με την υπερτίμηση μιας μετοχής ενσωματώνονται ταχύτερα στις τρέχουσες τιμές ενώ όταν υπάρχει</p>

		<p>μελέτης αποτελεί το γεγονός ότι δεν έχει διεξαχθεί έλεγχος για την πιθανότητα οι ασυμμετρικές προσαρμογές των τιμών των χρεογράφων να οφείλονται στην παρουσία ετεροκεδαστικότητας στις αποδόσεις των μετοχών.</p>	<p>πληροφόρηση για υποτίμηση μιας μετοχής αναπροσαρμόζονται με πιο αργό ρυθμό. Σε θεωρητικό επίπεδο παραβιάζεται η θεωρία περί αποτελεσματικότητας των αγορών. Σε πρακτικό επίπεδο, η διαδικασία της ασύμμετρης προσαρμογής θα μπορούσε να βελτιώσει τα κέρδη των συναλλαγών, ιδιαίτερα εκείνα που βασίζονται σε momentum strategies.</p>
Beer F. (1997)	<p>Η αξιολόγηση των ποικίλων μοντέλων πρόβλεψης αλλά και εκτίμησης του συντελεστή βήτα σε μια ρηχή Ευρωπαϊκή αγορά, όπως αυτή του Βελγίου.</p>	<p>Το δείγμα που επέλεξε ήταν 181 μετοχές που διαπραγματεύονταν στη χρηματαγορά του Βελγίου για την περίοδο 1974-1986. Τα χρεόγραφα χωρίστηκαν σε δύο κατηγορίες χαμηλής και υψηλής κεφαλαιοποίησης. Αρχικά, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του δείγματος χρεογράφων. Στη συνέχεια τα αποτελέσματα διορθώθηκαν σε ένα βαθμό με τη χρήση της μεθόδου των Scholes και Williams (1977) και ακόμη περισσότερο χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα την μέθοδο του Dimson (1979) και το μοντέλο του Bayesian και ιδιαίτερα για χρονική υστέρηση ίση με ένα.</p>	<p>Η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων για μετοχές που διαπραγματεύονται συχνότερα εκτιμούν υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο, ενώ μετοχές που διαπραγματεύονται σπανιότερα εκτιμούν χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο. Επίσης, και οι τρεις μέθοδοι παρουσιάζουν σφάλματα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων να παρουσιάζει τα σημαντικότερα.</p>

<p>Pierre Perron &amp; Cosme Voudounou (1997)</p>	<p>Εξήγηση της ευαισθησίας που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα στο χρονικό εύρος του δείγματος όταν χρησιμοποιούνται συνεχώς επανατοκιζόμενες αποδόσεις. Υποθέτουν ότι οι τιμές των μετοχών έχουν τόσο μόνιμα όσο και παροδικά συστατικά στοιχεία.</p>	<p>Στην παρούσα μελέτη, ως περιουσιακά στοιχεία που φέρουν μεγαλύτερο κίνδυνο θέτονται τα χρεόγραφα εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα. Οι τιμές των χρεογράφων υπολογίστηκαν με βάση το μοντέλο των παροδικών και μόνιμων συνιστωσών και χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των χρεογράφων. Η μόνιμη συνιστώσα είναι μία τυπική γεωμετρική κίνηση κατά Brown (geometric Brownian motion) ενώ η παροδική συνιστώσα περιγράφεται από μια στάσιμη διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck.</p>	<p>Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν όντως ότι ο συντελεστής βήτα εξαρτάται από το χρονικό εύρος της δειγματοληψίας και από το μόνιμο και παροδικό συντελεστή βήτα. Τέλος, επιβεβαίωσαν ότι περιουσιακά στοιχεία που φέρουν μεγαλύτερο κίνδυνο, θέτονται εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από τον παροδικό συντελεστή βήτα και ως περιουσιακά στοιχεία που φέρουν λιγότερο κίνδυνο, θέτονται εκείνα όπου ο μόνιμος συντελεστής βήτα είναι μικρότερος από τον παροδικό.</p>
<p>Pablo Fernandez (2013)</p>	<p>Ο Fernandez υποστηρίζει ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, με σκοπό να υπολογιστεί η απαιτούμενη απόδοση των ιδίων κεφαλαίων οδηγεί σε σοβαρά σφάλματα στις μετρήσεις. Επίσης, ότι το Capital Asset Pricing Model δε</p>	<p>Εξετάστηκαν επτά λόγοι για τους ισχυρισμούς του Fernandez: 1) οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν από ιστορικά δεδομένα αλλάζουν σημαντικά από τη μια μέρα στην άλλη, 2) οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα βασίζονται ιδιαίτερα στο ποιόν δείκτη χρησιμοποιήσαμε ως αγορά αναφοράς, 3) η βαρύτητα που έχει η ιστορική περίοδος που αντλήσαμε τα δεδομένα για τις εκτιμήσεις, 4) η ευαισθησία των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου στο χρονικό εύρος υπολογισμού των</p>	<p>Ο Fernandez επαληθεύοντας όλες τις παραπάνω παραδοχές καταλήγει στο αρχικό του συμπέρασμα, ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, είναι ένας κακός παράγοντας για να χρησιμοποιηθεί για μελλοντικές εκτιμήσεις συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.</p>

	<p>λειτουργεί στην πράξη.</p>	<p>αποδόσεων των μετοχών που χρησιμοποιήθηκε, 5) δε γνωρίζουμε εάν ο συστηματικός κίνδυνος μιας εταιρίας είναι μικρότερος ή μεγαλύτερος από εκείνον μιας άλλης, 6) οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα έχουν μικρή συσχέτιση με τις αποδόσεις της μετοχής και 7) οι συντελεστές συσχέτισης των παλινδρομήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση των βήτα είναι σημαντικά μικροί.</p>	<p>Επίσης, αμφισβητεί την εφαρμογή του CAPM και επισήμανε ότι εταιρίες μεγάλου κινδύνου συχνά παρουσιάζουν μικρότερα ιστορικά βήτα από εταιρίες χαμηλού κινδύνου.</p>
<p>Christian T. Brownlees &amp; Robert Engle (2012)</p>	<p>Αυτή η μελέτη προτείνει μια εμπειρική μεθοδολογία για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου συνδέοντας το συστηματικό ενός χρηματοπιστωτικού ή ιδρύματος με τη συμβολή του στην υποβάθμιση της κεφαλαιοποίησης που θα υποστεί σε μια περίοδο κρίσης.</p>	<p>Για τη μελέτη χρησιμοποιήθηκε ένας αριθμός των κορυφαίων Αμερικανικών εταιριών για την περίοδο Ιούλιος του 2000 με Ιούλιο του 2010. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν 94 κορυφαία χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Οι εταιρίες χωρίστηκαν σε τέσσερις κατηγορίες : Depositories, Insurance, Broker-Dealers και "Others". Για τις αποδόσεις των εταιριών και του δείκτη της αγοράς οι ερευνητές προτείνουν μια σύνθετη διαδικασία μοντελοποίησης βασιζόμενη στο GARCH και DCC (Engle 2002) για να εισαχθούν στο μοντέλο η μεταβλητότητα και οι συσχετίσεις. Στη συνέχεια έκαναν μέτρηση του capital buffer κάθε εταιρίας και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιείται ο δείκτης SRISK, για να αποδειχθεί ότι μια αναμενόμενη έλλειψη κεφαλαίων μιας επιχείρησης</p>	<p>Η ανάλυση μέσω του SRISK παρέχει χρήσιμες προβλέψεις για την παρακολούθηση του χρηματοοικονομικού συστήματος και παρέχει πρώιμα σημάδια μιας επερχόμενης κρίσης. Επίσης, οι Brownlees και Engle απέδειξαν ότι το SRISK εταιριών παρέχει μια χρήσιμη κατάταξη των εταιριών με το μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο στα διάφορα στάδια μιας οικονομικής κρίσης και ταυτόχρονα παρέχει πρώιμα σημάδια για μια μελλοντική πτώση της οικονομίας.</p>

		εξαρτάται από μια σημαντική πτώση της αγοράς.	
Hawawini G., Kalman C., Steven M., Robert Schwartz & David Whitcomb (1983)	Έλεγχος και εξεύρεση ενός υποδείγματος που να εξετάζει και να εξηγεί πως και γιατί η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων, δηλαδή το χρονικό εύρος των αποδόσεων μετοχών, επηρεάζει τον συντελεστή βήτα μετοχών.	Το δείγμα της μελέτης περιελάμβανε 20 Αμερικάνικες μετοχές μέσα στην τριετία 1970-1973. Εκτιμήθηκαν για αυτές οι συντελεστές $\rho_{im}^{+1}$ , $\rho_{im}^{-1}$ , $\rho_{im}$ και ο λόγος $q$ κατά τον Hawawini (1983). Στη συνέχεια η εκτίμηση του συντελεστή βήτα βασιζόμενος στο συντελεστή βήτα μιας μετοχής με εκτίμηση μέσω ημερήσιων αποδόσεων.	Η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων επηρεάζει το συντελεστή βήτα. Εάν, ο λόγος $q$ της μετοχής είναι μεγαλύτερος από το λόγο $q$ της αγοράς τότε όταν μεγαλώνει το διάστημα μέσα στο οποίο εκτιμώνται οι συντελεστές βήτα, ο συντελεστής βήτα αυξάνεται. Τέλος, παρατήρηση αρνητικής σχέσης μεταξύ βήτα και της περιόδου εκτίμησης αποδόσεων
E. Dimson & P. R. Marsh (1983)	Η μελέτη των Dimson και Marsh εξετάζει τα προβλήματα που παρουσιάζονται στην εκτίμηση και σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές αγορές.	Το δείγμα της εμπειρικής μελέτης απαρτίζεται από χρεόγραφα Βρετανικών εταιριών των οποίων τα δεδομένα ήταν διαθέσιμα στο LSPD-London Share Price Database για την περίοδο 1955-1979. Το χρονικό αυτό διάστημα χωρίστηκε σε πέντε υποπεριόδους των εξήντα μηνών. Επίσης, οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με βάση το σταθμισμένο δείκτη FTA (Financial Times-Actuaries All-share Index). Τέλος, για την βελτίωση των προβλέψεων του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιήθηκαν δύο μέθοδοι προσαρμογής: 1) μέθοδος του Blume (1975) και 2) μέθοδος του Vasicek (1973).	Οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν παρουσίασαν μια οριακή σταθερότητα για μεμονωμένες μετοχές και σημαντική σταθερότητα για τα χαρτοφυλάκια μετοχών. Τα πρώτα συμπεράσματα της μελέτης έδειξαν ότι οι μετρήσεις του συστηματικού κινδύνου μετοχών, που παρουσιάζουν μικρή εμπορευσιμότητα, μπορούν να οδηγήσουν σε σοβαρά μεροληπτικά σφάλματα. Τέλος, ακόμη και μετά από

			τις προσαρμογές με τις μεθόδους του Blume (1975) και Vasicek (1973), οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε ένα μικρό ποσοστό παλινδρομούν προς το μέσο όρο.
Hawawini G. A. (1983)	Η συγκεκριμένη μελέτη παρουσιάζει ένα απλό μοντέλο που εξηγεί γιατί οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα παρουσιάζουν ευαισθησία στο χρονικό εύρος μέτρησης των αποδόσεων χρεογράφων.	Η μέθοδος που ανέπτυξε ο Hawawini το 1983 βασίζεται στην παραδοχή ότι μπορούμε να υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα μιας μετοχής, για ένα μεγαλύτερο χρονικό εύρος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής (return interval) καθώς και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, χρησιμοποιώντας ένα εκτιμώμενο συντελεστή βήτα για ένα μικρότερο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Επίσης, χρησιμοποιήθηκε και ο δείκτης $q_m$ ο οποίος βασίζεται στην υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή μια συστοσυσχέτιση, κάνοντας χρήση ενός χρονικού προβαδίσματος και μιας χρονικής υστέρησης.	Η ευαισθησία που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα στη διαφοροποίηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων μιας μετοχής οφείλεται κυρίως στο γεγονός ότι η συνδιακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής με την απόδοση του δείκτη της αγοράς, καθώς και η διακύμανση των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς, μεταβάλλονται όσο αλλάζει το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων, όμως όχι αναλογικά και προτείνει για τη χρήση του μοντέλου του, την κατάταξη των μετοχών των εταιριών με βάση την κεφαλαιοποίηση τους ως τρόπο προσέγγισης της εμπορευσιμότητας τους.
Charles Wasley & Puneet Handa (1993)	Ανάλυση της ευαισθησίας που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του	Χρησιμοποιήθηκαν μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock	Ο εκτιμώμενος συντελεστής βήτα επηρεάζεται από το χρονικό εύρος



	<p>συστηματικού κινδύνου στο return interval, βασιζόμενοι στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων (CAPM)</p>	<p>Exchange-NYSE) και στο American Stock Exchange (AMEX). Διάστημα δειγματοληψίας: από τον Ιανουάριο του 1927 μέχρι και το Δεκέμβριο του 1988. Εκτίμηση στατιστικής σημαντικότητας των βήτα μέσω CAPM για μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις.</p>	<p>υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών, πιθανόν αυτό να οφείλεται στο γεγονός ότι οι συντελεστές βήτα μεταβάλλονται όταν αλλάζει το return interval και διότι ο επενδυτικός ορίζοντας ενός οριακού επενδυτή είναι μεγαλύτερος του ενός μήνα. Το CAPM δεν απορρίπτεται μέσω των ετησίων αποδόσεων των μετοχών, ενώ για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών η εγκυρότητα του CAPM απορρίπτεται.</p>
<p>Charles Wasley &amp; Puneet Handa (1993)</p>	<p>Εξετάζουν διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης του συντελεστή βήτα σε αγορές με χαμηλή εμπορευσιμότητα, δηλαδή ρηχές και αναποτελεσματικές αγορές.</p>	<p>Χρήση ημερήσιων αποδόσεων μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Φινλανδίας. Εκτίμηση βήτα με τις εξής μεθόδους: Το μοντέλο της αγοράς, το μοντέλο Cohen et al για χρονικές υστερήσεις και προβαδίσματα 1,2,5 και 10 ημερών, το βήτα του Vasicek, το Error Correction model beta, το Lag distribution model και το Lag distribution model με υστέρηση 10 ημερών. Τέλος, έγινε σύγκριση των εκτιμώμενων βήτα με αντίστοιχα βήτα μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας.</p>	<p>Η ακριβέστερη προσέγγιση του συστηματικού κινδύνου πραγματοποιείται με διαφορετικές μεθόδους για κάθε αγορά-στόχο και είναι δύσκολο να συγκριθούν οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα διαφορετικών χωρών για την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων.</p>

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

### 4. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ, ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟΙ ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ

Όπως αναλύθηκε σε πολλές προγενέστερες εμπειρικές μελέτες, όπως αυτές των Hawawini G. A. (1983), Hawawini G., Kalman C., Steven M., Robert Schwartz & David Whitcomb (1983), Pierre Perron & Cosme Voudounou (1997), Corhay Alber (1992), Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000), Hakan Er & Sevgi Aydin (2010) και George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008), αντικείμενο μελέτης αποτέλεσε το γεγονός ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μετοχών αλλά και χαρτοφυλακίων χρεογράφων εμφανίζουν ευαισθησία στο διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων των χρεογράφων. Επίσης, έγινε μια προσπάθεια ανάλυσης για το πώς το return interval επηρεάζει τις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου και για το πώς οι εκτιμήσεις αυτές μπορούν να βελτιωθούν.

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές, δηλαδή σε αγορές με μικρό αριθμό αγοραστών/πωλητών άρα και με χαμηλή ρευστότητα όπου οι τιμές εμφανίζουν εύκολα μεγάλες διακυμάνσεις. Συγκεκριμένα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρεογράφων, που χρησιμοποιείται από τη Χρηματοοικονομική επιστήμη, για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου χρεογράφων, δηλαδή του κινδύνου που φέρει ένα χρεόγραφο είτε και ένα χαρτοφυλάκιο χρεογράφων και δεν μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί μέσω διαφοροποίησης (diversification).

Στην ανάλυση που θα πραγματοποιήσουμε θα δείξουμε πόσο σημαντική είναι η επίδραση και του return interval, που χρησιμοποιείται στην εκτίμηση ενός συντελεστή βήτα. Δηλαδή, κατά πόσο επηρεάζεται η εκτίμηση ενός συντελεστή βήτα βάσει ημερήσιων αποδόσεων (daily return interval), εβδομαδιαίων (weekly return interval) και μηνιαίων (monthly return interval) για ένα εκτιμώμενο δείγμα 4 ετών με έναρξη από 1/1/2010 μέχρι 31/12/2013. Η επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος εκτίμησης των αποδόσεων είναι ιδιαίτερα σημαντική, καθώς οι τιμές των συντελεστών βήτα επηρεάζονται από το μήκος του.

Για το δείγμα της μελέτης αυτής θα χρησιμοποιηθούν τρεις ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές: η Ελλάδα, η Ισπανία και η Ιρλανδία. Τόσο η Ελλάδα, όσο και η Ισπανία και η Ιρλανδία αποτελούν αγορές, όπου το τρέχον επίπεδο συναλλαγών είναι ασυνήθιστα χαμηλό. Ρηχή καλείται μια αγορά που βιώνει μια διευρυμένη διαφορά μεταξύ bid και ask quotes για το λόγο ότι ο όγκος συναλλαγών είναι πολύ μικρός. Επομένως, και η χρηματιστηριακή ρευστότητα ακολουθώντας, στις αγορές αυτές, είναι μειωμένη. Ένα ανάλογο παράδειγμα ρηχής Ευρωπαϊκής αγοράς είναι και η αγορά του Βελγίου που αποτέλεσε αντικείμενο μελέτης στην έρευνα των Beer F. (1997) και Corhay Alber (1992). Ένα επιπλέον σχετικό παράδειγμα είναι και η περίπτωση του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης, όπως αναλύθηκε παραπάνω από τους Attila Odabasi., (2003) και Dr. Hakan Er., (2010), μπορεί να μην αποτελεί μια ρηχή Ευρωπαϊκή αγορά αλλά είναι μια αναδυόμενη αγορά που φέρει τα ίδια χαρακτηριστικά με μια ρηχή αγορά, καθώς το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης απαριθμεί περίπου 300 μετοχές εταιριών, όμως ένα μεγάλο μέρος των μετοχών αυτών έχουν καταχωρηθεί τα τελευταία χρόνια. Το γεγονός αυτό είναι φυσιολογικό εάν αναλογιστεί κάποιος ότι ο ISE άρχισε να υφίσταται από το 1986.

Η μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε στην μελέτη μας ξεκινάει με τη δημιουργία δύο χαρτοφυλακίων μετοχών, για κάθε μια από τις τρεις χώρες ξεχωριστά. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών που θα αποτελούν τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια θα είναι το ύψος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών για το δείγμα των τεσσάρων ετών με έναρξη από 1/1/2010 μέχρι 31/12/2013. Το ύψος της κεφαλαιοποίησης για κάθε εταιρία θα υπολογιστεί από το average Market Value της εταιρίας για το, υπό μελέτη, δείγμα της εμπειρικής μελέτης των τεσσάρων ετών. Για το λόγο αυτό θα δημιουργηθούν δύο χαρτοφυλάκια των 20 μετοχών για τις χώρες Ελλάδα και Ισπανία, ως εξής:

- **High Cap Portfolio:** θα περιέχει τις 20 εταιρείες που παρουσιάζουν την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση για την περίοδο των τεσσάρων ετών που εξετάζουμε.
- **Low Cap Portfolio:** θα περιέχει τις 20 αμέσως επόμενες εταιρείες σε ύψος κεφαλαιοποίησης για την περίοδο των τεσσάρων ετών που εξετάζουμε.

Σχετικά με την Ιρλανδία, καθώς αποτελεί μια ακραία περίπτωση ρηχής ευρωπαϊκής αγοράς, θα δημιουργηθούν δύο χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών. Αποκλείσαμε την επιλογή 20 μετοχών για κάθε χαρτοφυλάκιο, διότι το χρηματιστήριο της Ιρλανδίας απαριθμεί έναν ιδιαίτερα μικρό αριθμό

διαπραγματεύσιμων χρεογράφων. Για το λόγο αυτό, δημιουργήσαμε δύο χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών, ώστε να τονίσουμε πιο αποτελεσματικά την επίδραση της κεφαλαιοποίησης και το γεγονός ότι σε εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση παρατηρούνται υψηλότερα ποσοστά μηδενικών αποδόσεων, σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Για τους άνω λόγους, για την Ιρλανδία θα δημιουργηθούν δύο χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών, ως εξής:

- **High Cap Portfolio:** θα περιέχει τις 10 εταιρείες που παρουσιάζουν την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση για την περίοδο των τεσσάρων ετών που εξετάζουμε.
- **Low Cap Portfolio:** θα περιέχει τις 10 αμέσως επόμενες εταιρείες σε ύψος κεφαλαιοποίησης για την περίοδο των τεσσάρων ετών που εξετάζουμε.

Από τα έξι συνολικά χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε έχουν απορριφτεί μετοχές οι οποίες παρουσιάζανε υπεραποδόσεις, καθώς και μετοχές εταιριών με μικρότερη ζωή από το χρονικό διάστημα από 1/1/2010 μέχρι 31/12/2013, δηλαδή μετοχές εταιριών που δε μας παρείχαν πλήρη δεδομένα για την υπό μελέτη τετραετία. Με βάση όλες τις άνω παραδοχές παρατίθενται τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν, για κάθε χώρα, με αναφορά στις εταιρίες που τα απαρτίζουν και το average market value που εκτιμήθηκε για κάθε εταιρία ξεχωριστά, στους **πίνακες 1 έως και 6.**

Εφόσον τα χρεόγραφα, και των τριών Ευρωπαϊκών αγορών, βιώνουν προβλήματα σπάνιας εμπορευσιμότητας, τότε λόγω της σπάνιας αγοραπωλησίας τους τα χρεόγραφα θα παρουσιάζουν ένα ποσοστό μηδενικών αποδόσεων. Προηγούμενες μελέτες έδειξαν ότι χαρτοφυλάκια που περιέχουν χρεόγραφα εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν μικρότερο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων. Αντιθέτως, χαρτοφυλάκια που περιέχουν χρεόγραφα εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν μεγαλύτερο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων.

Πολλές φορές οι εσφαλμένα εκτιμημένοι συντελεστές βήτα των χρεογράφων αποτελούν αρνητικό παράγοντα που έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της εμπορευσιμότητας αυτών των χρεογράφων. Είναι μια απόδειξη του ποσοστού των μηδενικών αποδόσεων που ενδεχομένως να έχει το χρεόγραφο μιας εταιρίας λόγω της σπάνιας εμπορευσιμότητάς του. Με βάση τις άνω παραδοχές θα

δείξουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι πιο επιρρεπείς στην παρατήρηση υψηλότερων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων, σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Για το λόγο αυτό στους **Πίνακες 7 έως και 9** παρατίθενται οι πίνακες με τα ποσοστά των μηδενικών αποδόσεων, τόσο για ημερήσιες, όσο για εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις, που παρατηρούνται για κάθε χαρτοφυλάκιο ξεχωριστά καθώς και η τυπική απόκλιση των παρατηρήσεων αυτών.

Το μέσο ποσοστό των μηδενικών αποδόσεων για όλα τα χαρτοφυλάκια υπολογίστηκε με την δημιουργία ενός "**If assumption**" στις αποδόσεις κάθε χρεογράφου, όπου στην περίπτωση που η μετοχή παρουσίαζε μηδενική απόδοση δίναμε την τιμή "**1**" και την περίπτωση που η μετοχή δεν παρουσίαζε μηδενική απόδοση δίναμε την τιμή "**0**". Επίσης, αφαιρέθηκαν από τις παρατηρήσεις οι ημέρες όπου τα χρεόγραφα δεν διαπραγματεύονταν, όπως σαββατοκύριακα και αργίες, για κάθε χώρα ξεχωριστά με σκοπό να εκτιμηθεί το ακριβές ποσοστό μηδενικών αποδόσεων.

Όπως παρατηρούμε το ποσοστό μηδενικών αποδόσεων που παρουσιάζουν τα σχηματισμένα χαρτοφυλάκια μειώνεται όσο αυξάνεται το time interval. Αυτό αποτελεί ένα αναμενόμενο αποτέλεσμα καθώς μειώνεται ο αριθμός των παρατηρήσεων αυξάνοντας το χρονικό εύρος με το οποίο εκτιμάμε τις αποδόσεις. Επίσης, επαληθεύεται και το γεγονός ότι η Ιρλανδία αποτελεί μια ακραία περίπτωση ρηχής αγοράς και ειδικά στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, όπου το ποσοστό των μηδενικών αποδόσεων σε ημερήσια βάση είναι μόλις **57.76%**, μόλις **27.53%** υψηλότερο από το αντίστοιχο ποσοστό του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ελλάδας και **33.85%** υψηλότερο από το αντίστοιχο ποσοστό του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ισπανίας.

Στα επόμενα τρία υποκεφάλαια παρουσιάζονται οι εννέα διαφορετικοί μέθοδοι εκτίμησης των συντελεστών βήτα που χρησιμοποιήσαμε καθώς και όλους τους οικονομετρικούς περιορισμούς που λάβαμε υπόψη μας για την καλύτερη αξιοπιστία των εκτιμήσεων μας.

#### 4.1 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων Για Τα Τρία Διαφορετικά Χρονικά Εύρη Υπολογισμού Των Αποδόσεων

Σε πρώτο στάδιο πραγματοποιήθηκε ο υπολογισμός, για κάθε χρεόγραφο του δείγματος, των ημερήσιων, εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων. Ο υπολογισμός των αποδόσεων των μετοχών θα γίνει ως εξής:

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

Όπου:

**ln** : ο φυσικός λογάριθμος

**P<sub>it</sub>** : η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη σε ένα διάστημα t και για ένα i, δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

**P<sub>it-1</sub>**: η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη τη χρονική στιγμή t-1 και για ένα i, δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

Σε περίπτωση όπου η μετοχή έχει πληρώσει μέρισμα μεταξύ της χρονικής στιγμής t και της χρονικής στιγμής t-1, η καθαρή απόδοση της μετοχής ισούται με:  $R_{it} = [(P_{it} - D_{it}) / P_{it}] - 1$

Ο υπολογισμός της λογαριθμικής απόδοσης της μετοχής όταν έχει πληρωθεί μέρισμα δίνεται από το  $\ln(1 + R_{it})$  και ορίζεται ως εξής:

$$R_{it} = \ln(P_{it} - D_{it}) - \ln(P_{it-1}) \quad (2)$$

Όπου:

**ln** : ο φυσικός λογάριθμος

$P_{it}$  : η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη σε ένα διάστημα  $t$  και για ένα  $i$ , δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

$P_{it-1}$ : η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη τη χρονική στιγμή  $t-1$  και για ένα  $i$ , δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

$D_{it}$  : το μέρισμα που αποδόθηκε για ένα χρεόγραφο ορισμένο σε ένα διάστημα  $t$  και για ένα  $i$ , δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

Που αποτελεί μια ακριβέστερη προσέγγιση της απόδοσης ενός χρεογράφου σε αντίθεση με τη απλή ποσοστιαία μεταβολή της τιμής ενός χρεογράφου  $i$  μεταξύ δύο διαδοχικών χρονικών στιγμών  $t$  και  $t-1$ , δηλαδή:

$$R_{it} = \frac{(P_{it} - P_{it-1})}{P_{it-1}} \quad (3)$$

Όπου:

$R_{it}$  : η απόδοση ενός χρεογράφου  $i$

$P_{it}$  : η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη σε ένα διάστημα  $t$  και για ένα  $i$ , δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

$P_{it-1}$ : η τελευταία εμπορεύσιμη τιμή ενός χρεογράφου ορισμένη τη χρονική στιγμή  $t-1$  και για ένα  $i$ , δηλαδή ποιιάς εταιρίας είναι το χρεόγραφο

Στη συνέχεια κάνουμε εκτίμηση των συντελεστών βήτα μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων και για τα τρία χρονικά εύρη υπολογισμού των αποδόσεων. Δηλαδή, θα γίνει εκτίμηση συντελεστών βήτα μέσω του μοντέλου της αγοράς και τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), χρησιμοποιώντας ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις, βάσει του εξής μοντέλου:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \quad (4)$$

Όπου:

$R_{it}$  : η απόδοση του χρεογράφου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t$

$R_{mt}$  : η απόδοση του δείκτη της αγοράς-στόχου για τη χρονική περίοδο  $t$

$b_i$  : η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης  $R_{it}$  στις μεταβολές του  $R_{mt}$

$e_{it}$  : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια

Επίσης κάνουμε τις εξής υποθέσεις: ακολουθεί κανονική κατανομή, με μηδενικό μέσο  $E(e_{it}) = 0$ ,  $Cov(R_{mt}, e_{it}) = 0$  και  $Cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0$  δηλαδή δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση.

### Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

Ο πρώτος οικονομετρικός περιορισμός που θα πρέπει να εξετάσουμε είναι η ομοσκεδαστικότητα ή αλλιώς ομοιογένεια των διασπορών. Για να είναι αξιόπιστες οι εκτιμήσεις μας θα πρέπει τα σφάλματα να παρουσιάζουν διαχρονικά ίδια διασπορά  $\sigma^2$ . Για το λόγο αυτό θα χρησιμοποιήσουμε το Levene's Test ομοσκεδαστικότητας, τον έλεγχο  $F$  για την ισότητα διασπορών των καταλοίπων. Η ομοσκεδαστικότητα των καταλοίπων φαίνεται κάνοντας τον έλεγχο:

$H_0 : S_1^2 = S_2^2$  , οι διασπορές είναι ίσες

$H_1 : S_1^2 \neq S_2^2$  , οι διασπορές δεν είναι ίσες



Εάν λάβουμε επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και γίνεται δεκτό ότι οι διασπορές των σφαλμάτων είναι ίσες. Στην περίπτωση των εκτιμήσεων μας η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται για το λόγο αυτό τα σφάλματα δεν παρουσιάζουν δαιχρονικά ίδιες διασπορές.

Σε περίπτωση που η ομοσκεδαστικότητα δεν ισχύει τότε έχουμε το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας, για το λόγο αυτό στη συνέχεια πραγματοποιήσαμε έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας και την διορθώσαμε με σκοπό να πάρουμε πιο ακριβείς εκτιμήσεις για τα standard error και t-statistic των παλινδρομήσεων μας.

### **Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας**

Ο έλεγχος της ετεροσκεδαστικότητας μπορεί να πραγματοποιηθεί με το κριτήριο White. Δηλαδή, θα χρησιμοποιήσουμε τα τεράγωνα των εκτιμήσεων των σφαλμάτων χρησιμοποιώντας τα σαν εξαρτημένη μεταβλητή και ως ανεξάρτητες θα χρησιμοποιηθούν όλα τα τετράγωνα των εξαρτημένων και τα γινόμενα τους ανά δύο. Ο έλεγχος θα πραγματοποιηθεί μέσω `enviews` και στα Residual Tests με White Heteroskedasticity (cross terms). Από τα αποτελέσματα θα ελέξουμε είτε τη στατιστική F είτε τη στατιστική  $TR^2$  (Obs\*R-squared). Εάν λάβουμε χαμηλή τιμή πιθανότητας τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει ομοσκεδαστικότητα και θα πρέπει να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα.

Η διόρθωση μέσω `enviews` μπορεί να γίνει είτε με Consistent Covariance με White είτε με Newey-West. Η μέθοδος που επιλέχθηκε για τη διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας ήταν η HAC (Newey-West) χωρίς lag specifications και με Bandwith method Newey-West Fixed.

### **Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης**

Ένας ακόμη οικονομετρικός έλεγχος που πρέπει να λάβουμε υπόψη μας είναι η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Ο έλεγχος θα πραγματοποιηθεί με το κριτήριο Durbin-Watson. Στην περίπτωση που η στατιστική Durbin-Watson είναι μικρότερη από τιμές  $d_L$  και  $d_U$  απορρίπτουμε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, άρα υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού. Σε περίπτωση που  $R^2 > DW$  τότε η παλινδρόμηση είναι κίβδηλη. Οπότε με το κριτήριο Durbin-Watson δε μπορούμε να καταλήξουμε σε ασφαλή συμπεράσματα και στην περίπτωση αυτή κάνουμε έλεγχο με το κριτήριο των Breusch-Godfrey.

Δεύτερος τρόπος είναι μέσω του ελέγχου με το κριτήριο Lagrange-Multiplier, με Breusch-Godfrey Serial correlation LM test. Εάν η πιθανότητα δίπλα από τη στατιστική  $TR^2(Obs \cdot R\text{-squared})$  είναι μικρότερη του 0.5 απορρίπτουμε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού. Για τους σκοπούς της εμπειρικής μελέτης επιλέξαμε τον έλεγχο για ύπαρξη αυτοσυσχέτισης με το κριτήριο Lagrange-Multiplier, με Breusch-Godfrey Serial correlation LM test.

### Έλεγχος Στασιμότητας των Χρονοσειρών

Επίσης, πραγματοποιήσαμε έλεγχο για ύπαρξη στασιμότητας των σειρών των αποδόσεων. Σε μια σειρά αποδόσεων παρατηρείται στασιμότητα εάν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν μεταβάλλονται διαχρονικά και συγκλίνουν σε μια μακροχρόνια ισορροπία. Συγκεκριμένα στασιμότητα υπάρχει αν ο μέσος, η διακύμανση και η αυτοσυνδιακύμανση των τιμών της σειράς των αποδόσεων είναι σταθερές και δεν είναι συναρτήσεις του χρόνου. Ο έλεγχος θα πραγματοποιηθεί με τη μέθοδο των Dickey&Fuller (DF), η οποία εξετάζει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στο εξής υπόδειγμα:

$$\Delta R_{it} = \rho \cdot R_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Όπου:

$R_{it}$  : η απόδοση του χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t$

$R_{it-1}$  : η απόδοση του χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου  $i$  για τη χρονική περίοδο  $t-1$

$\varepsilon_{it}$  : μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία

$\rho$  : ο συντελεστής, όπου στην περίπτωση που είναι διάφορος του μηδενός τότε η σειρά των αποδόσεων χαρακτηρίζεται από στασιμότητα

Μέσω *enviews* θα διεξαχθεί έλεγχος στασιμότητας στις σειρές των αποδόσεων με το επαυξημένο κριτήριο των Dickey-Fuller (ADF). Το κριτήριο αυτό θέτει ως μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και απορρίπτεται στην περίπτωση που η  $t$ -statistic πάρει τιμή μικρότερη της τιμής της στατιστικής των Dickey-Fuller. Ο άνω έλεγχος (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on  $R$ ) θα μας δείξει εάν η σειρά των αποδόσεων είναι στάσιμη και για ποιά επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Χρησιμοποιήθηκαν μέχρι και 21 lags για τον άνω έλεγχο και τα αποτελέσματα για όλες εκτιμώμενες αποδόσεις έδειξαν την ύπαρξη στασιμότητας, για το λόγο αυτό δε χρειάστηκε να προχωρήσουμε σε Test for unit root σε 1st difference, είτε 2nd difference.

Λαμβάνοντας υπόψη όλους τους άνω οικονομετρικούς περιορισμούς εκτιμήθηκαν οι συντελεστές βήτα όλων των μετοχών που συνθέτουν τα χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης, για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Οι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν, οι τυπικές αποκλίσεις των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα, το standard error, το επίπεδο σημαντικότητας και τα λοιπά στοιχεία της περιγραφικής στατιστικής παρουσιάζονται στους **πίνακες 10 έως και 15**.

Όπως προαναφέραμε για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα απορρίψαμε τις ημέρες όπου τα χρεόγραφα δε διαπραγματεύονταν (σαββατοκύριακα και αργίες). Για το λόγο αυτό, για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα, τόσο που high cap

όσο και του low cap portfolio της Ελλάδας, χρησιμοποιήθηκαν 998 παρατηρήσεις βάσει ημερησίων αποδόσεων, 208 παρατηρήσεις βάσει εβδομαδιαίων αποδόσεων και 47 παρατηρήσεις βάσει μηνιαίων αποδόσεων. Για το high και low cap portfolio της Ισπανίας, χρησιμοποιήθηκαν 1024 παρατηρήσεις βάσει ημερησίων αποδόσεων, 208 παρατηρήσεις βάσει εβδομαδιαίων αποδόσεων και 47 παρατηρήσεις βάσει μηνιαίων αποδόσεων. Τέλος, για το high και low cap portfolio της Ιρλανδίας, χρησιμοποιήθηκαν 1015 παρατηρήσεις βάσει ημερησίων αποδόσεων, 208 παρατηρήσεις βάσει εβδομαδιαίων αποδόσεων και 47 παρατηρήσεις βάσει μηνιαίων αποδόσεων.

Ένα μέτρο που μας βοηθάει να διαπιστώσουμε την κανονικότητα των κατανομών μας είναι η ασυμμετρία ή η λοξότητα (Skewness) και η κύρτωση (Kurtosis). Η συμμετρία είναι ένα μέτρο που μας δείχνει το επίπεδο της ασυμμετρίας (non-symmetry). Στην περίπτωση που η κατανομή των δεδομένων μας είναι συμμετρική, τότε το Coefficient of skewness θα είναι κοντά στο μηδέν. Όμως στην περίπτωση που η κατανομή των δεδομένων μας αποκλίνει από την πλήρη συμμετρία (skewness=0), τότε παρατηρούνται τα εξής δύο είδη ασυμμετρίας:

- Η θετική ασυμμετρία (skewness>0) κατά την οποία παρατηρείται μια εξόγκωση της κατανομής προς τα αριστερά και μια "ουρά" προς τα δεξιά (skew to the right).
- Η αρνητική ασυμμετρία (skewness<0) κατά την οποία παρατηρείται μια εξόγκωση της κατανομής προς τα δεξιά και μια "ουρά" προς τα αριστερά (skew to the left).

Το μέγεθος του Coefficient of skewness που εκτιμήθηκε στους πίνακες 10 έως και 15, από μόνο του δεν μας δείχνει εάν το επίπεδο της ασυμμετρίας είναι αρκετά υψηλό ώστε να επηρεάσει την κανονικότητα των κατανομών μας. Για το λόγο πραγματοποιήσαμε έλεγχο της σημαντικότητας των εκτιμώμενων Coefficient of skewness μέσω του standard error of skewness. Το standard error of skewness προσδιορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα του έξι δια τον αριθμό των παρατηρήσεων μας ( $\sqrt{(6/N)}$ ), σημειώνεται ότι ο αριθμός των παρατηρήσεων για την Ελλάδα και την Ισπανία σε κάθε εκτίμηση ήταν 20 ενώ για την Ιρλανδία 10. Εάν το Coefficient of skewness που εκτιμήθηκε είναι μεγαλύτερο από το διπλάσιο του standard error of skewness (coefficient of skewness >  $2 * \sqrt{(6/N)}$ ), τότε το γεγονός αυτό αποτελεί μια ένδειξη ότι η κατανομή των δεδομένων μας είναι μη συμμετρική (non-symmetry). Όπως, παρατηρούμε από τους πίνακες 10 έως 15 σε όλα τα χαρτοφυλάκια και για όλα τα διαφορετικά χρονικά εύρη η

κριτική του coefficient of skewness δε ξεπερνά το διπλάσιο του standard error of skewness. Αυτό μας δείχνει ότι όλες οι κατανομές των δεδομένων μας είναι συμμετρικές. Το συμπέρασμα όμως αυτό δε μας εξασφαλίζει, από μόνο του, και την κανονικότητα των κατανομών μας.

Αναφορικά με την κύρτωση (Kurtosis) αποτελεί ένα μέτρο που μας δείχνει την οξύτητα των κορυφών των κατανομών μας (peakedness of the data). Οι κατανομές γενικά μπορούν να είναι είτε Μεσόκυρτες (Kurtosis=3), είτε Λεπτόκυρτες (Kurtosis>3), είτε Πλατύκυρτες (Kurtosis<3). Όπως προαναφέραμε και στην ασυμμετρία, έτσι στην κύρτωση το μέγεθος της (είτε πολύ υψηλό, είτε πολύ μικρό) μπορεί να προκαλέσει αμφιβολίες για την κανονικότητα των κατανομών των δεδομένων μας. Για το λόγο πραγματοποιήσαμε έλεγχο της σημαντικότητας των εκτιμώμενων Coefficient of kurtosis μέσω του standard error of kurtosis. Το standard error of kurtosis προσδιορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα του εικοσιτέσσερα δια τον αριθμό των παρατηρήσεων μας ( $\sqrt{(24/N)}$ ), σημειώνεται ότι όπως και στην περίπτωση της ασυμμετρίας ο αριθμός των παρατηρήσεων για την Ελλάδα και την Ισπανία σε κάθε εκτίμηση ήταν 20 ενώ για την Ιρλανδία 10. Στην περίπτωση που το Coefficient of kurtosis που εκτιμήθηκε είναι μεγαλύτερο από το διπλάσιο του standard error of kurtosis (coefficient of kurtosis  $> 2 * \sqrt{(24/N)}$ ), τότε οι εκτιμημένοι συντελεστές κύρτωσης δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Όπως, παρατηρούμε από τους πίνακες 10 έως 15 οι εκτιμημένες κριτικές τιμές του συντελεστή κύρτωσης δεν στατιστικά σημαντικές, με εξαίρεση το low cap portfolio Ελλάδας και Ισπανίας και το high cap portfolio Ελλάδας για τις μηνιαία εκτιμημένες αποδόσεις.

Εξαιτίας των στατιστικά μη σημαντικών εκτιμημένων συντελεστών κύρτωσης δε μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα για την κανονικότητα των κατανομών μας. Για το λόγο αυτό πραγματοποιήσαμε για κάθε εκτιμημένο συντελεστή βήτα κάθε χρεογράφου ξεχωριστά ένα Residual Diagnostic Histogram Normality test. Όλα τα αποτελέσματα των normality tests μας δείξαν ότι οι κατανομές μας είναι κανονικές και πιο συγκεκριμένα οι περισσότερες παρουσιάζουν μια ήπια ή λίγο πιο έντονη εξόγκωση προς τα αριστερά και skew to the right. Εξαίρεση αποτελούν η πλειοψηφία των κατανομών του low cap portfolio της Ισπανίας με εβδομαδιαίες αποδόσεις, όπου παρατηρείται μια ήπια εξόγκωση προς τα δεξιά και skew to the left.

Το επόμενο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε από τη μελέτη των άνω έξι πινάκων είναι ότι στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνονται και οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα. Συγκεκριμένα στον πίνακα 11 ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.592512 βάσει ημερήσιων αποδόσεων ενώ βάσει μηνιαίων αποδόσεων ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.653001, παρατηρούμε δηλαδή μια αύξηση της τάξεως του 10.21%. Στον πίνακα 13 ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.381131 βάσει ημερήσιων αποδόσεων ενώ βάσει μηνιαίων αποδόσεων ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.760985, παρατηρούμε δηλαδή μια αύξηση της τάξεως του 99.66%. Τέλος, στον πίνακα 15 ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.237558 βάσει ημερήσιων αποδόσεων ενώ βάσει μηνιαίων αποδόσεων ο μέσος συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε 0.687797, παρατηρούμε δηλαδή μια αύξηση της τάξεως του 189%. Σημειώνεται ότι και στα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνονται και οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα. Όμως η αύξηση που παρατηρείται είναι ιδιαίτερα μικρή, με την μικρότερη μεταβολή να παρατηρείται στο high cap portfolio της Ιρλανδίας με αύξηση του μέσου συντελεστή βήτα μόλις 0.74% μεταξύ του μέσου ημερήσιου και μέσου μηνιαίου συντελεστή βήτα.

Από τις άνω παρατηρήσεις καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση μεταξύ του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων και του ύψους της κεφαλαιοποίησης των εταιριών. Η αντίστροφη αυτή σχέση είναι πιο έντονη όπως δείξαμε για τα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης καθώς οι εκτιμήσεις των μέσων συντελεστών βήτα υποεκτιμούνται όσο μειώνεται το time interval effect.

Από την μελέτη των εκτιμήσεων μας στους πίνακες 10 έως 15 καταλήγουμε και σε ένα ακόμα συμπέρασμα που αφορά τη σχέση του mean standard error of beta estimates και του time interval effect. Παρατηρούμε λοιπόν ότι το τυπικό σφάλμα των συντελεστών βήτα που εκτιμήθηκαν αυξάνεται όσο αυξάνεται και το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Η παρατήρηση αυτή δε περιορίζεται από την κεφαλαιοποίηση των εταιριών, δηλαδή είναι κοινή για όλα τα χαρτοφυλάκια όλων των χωρών (τόσο για τα High cap όσο και για τα Low cap portfolios). Η σχέση αυτή μεταξύ τυπικού σφάλματος των συντελεστών βήτα και του χρονικού εύρους υπολογισμού αποδόσεων είναι φυσιολογική καθώς για ένα δεδομένα χρονικό διάστημα που χρησιμοποιήσαμε για τις μετρήσεις μας (τέσσερα έτη) όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού αποδόσεων τόσο μειώνεται ο αριθμός

των παρατηρήσεων μας. Η μείωση των παρατηρήσεων έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του τυπικού σφάλματος των εκτιμήσεων μας.

Τέλος, από την ανάλυση των εκτιμήσεων που πήραμε από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων παρατηρούμε ότι οι μέσες τιμές των R-square αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος. Μεγαλύτερη αύξηση παρατηρείται στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης σχέση με τα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης. Μόνη εξαίρεση αποτελεί το High cap portfolio της Ιρλανδίας. Όπως είχαμε προαναφέρει η Ιρλανδία αποτελεί μια ακραία περίπτωση ρηχής ευρωπαϊκής αγοράς. Αυτό μπορούμε να το αντιληφθούμε παρατηρώντας τους πίνακες 14 και 15. Στο high cap portfolio της Ιρλανδίας παρατηρούμε χαμηλά R-square της τάξεως του 20-21%. Ιδιαίτερα στο low cap portfolio τα R-square κυμαίνονται από 0.2% έως 3.54%. Επίσης, η ύπαρξη αρνητικού minimum beta με βάση εβδομαδιαίες αποδόσεις μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε μια τόσο ακραία περίπτωση όπως το low cap portfolio της Ιρλανδίας αποτυγχάνει και δε μας δίνει αξιόπιστες εκτιμήσεις. Σε μια τόσο ακραία περίπτωση θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα.

Στους **πίνακες 16 έως και 18** παρουσιάζουμε συνοπτικά τις διαφορές μεταξύ των εκτιμημένων μέσων συντελεστών βήτα, που προέκυψαν από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, για κάθε διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού αποδόσεων και για κάθε χώρα και χαρτοφυλάκιο.

Οι άνω πίνακες μας αποδεικνύουν το συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε νωρίτερα, δηλαδή το γεγονός ότι στα χαρτοφυλάκια όλων των χωρών όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνονται και οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα. Με την μεγαλύτερη αύξηση να παρατηρείται στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης και ιδιαίτερα στο Low cap portfolio της Ιρλανδίας μεταξύ των ημερήσιων και μηνιαίων εκτιμημένων συντελεστών βήτα.

#### **4.2 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τη Μέθοδο Scholes & Williams (1977) και Με Τη Μέθοδο Cohen et al (1983) Βάσει Ημερήσιων Αποδόσεων**

Οι E. Dimson, P.R. Marsh., (1983) στην εμπειρική τους μελέτη " The stability of UK Risk Measures and the problem of Thin Trading " έδειξαν ότι οι μετρήσεις του συστηματικού κινδύνου μετοχών, που παρουσιάζουν μικρή εμπορευσιμότητα, μπορούν να οδηγήσουν σε σοβαρά μεροληπτικά σφάλματα, ακόμη και μετά από τις προσαρμογές με τις μεθόδους του Blume (1975) και Vasicek (1973), οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε ένα μικρό ποσοστό παλινδρομούν προς το μέσο όρο.

Λόγω της ύπαρξης λοιπόν αυτών των σοβαρών μεροληπτικών σφαλμάτων, χρησιμοποιούμε τη μέθοδο Scholes και Williams (1977) για την εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, χρησιμοποιώντας μόνο ημερήσιες αποδόσεις. Όπως, αναφερθήκαμε παραπάνω στην μελέτη στην Scholes και Williams " Estimating Betas From Nonsynchronous Data " η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα από το μοντέλο της αγοράς για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπανιότερα είναι εσφαλμένη. Συγκεκριμένα το μοντέλο της αγοράς οδηγεί σε ένα σημαντικό οικονομετρικό πρόβλημα. Το πρόβλημα αυτό προκύπτει από την αδυναμία υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων καθώς οι τιμές αυτών των χρεογράφων παρατηρούνται σε τυχαία και διακριτά διαστήματα.

Επειδή παρόμοιο οικονομετρικό πρόβλημα παρατηρείται και στις τρεις ρηχές αγορές που εξετάζουμε, καθώς ο όγκος συναλλαγών κυμαίνεται σε χαμηλά επίπεδα. Για να αντιμετωπίσουμε λοιπόν το μεροληπτικό σφάλμα του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής θα εφαρμόσουμε το εξής μοντέλο των Scholes και Williams:

$$\beta_i = \frac{\beta_i^{-1} + \beta_i^0 + \beta_i^{+1}}{(1 + 2p_{im})} \quad (6)$$



Όπου:

$\beta_i^{-1}$ : ο συντελεστής βήτα (lag beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς με χρονική υστέρηση 1 (ή αλλιώς 1 lag).

$\beta_i^0$ : ο συντελεστής βήτα (beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς.

$\beta_i^{+1}$ : ο συντελεστής βήτα (lead beta) εκτιμημένος από απλή παλινδρόμηση των ημερήσιων αποδόσεων και του δείκτη της αγοράς με χρονικό προβάδισμα 1 (ή αλλιώς 1 lead).

$2p_{im}$ : η πρώτη σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς.

Η πρώτη σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς υπολογίστηκε μέσω enviews με τη χρήση ενός Correlogram of residuals για κάθε δείκτη ξεχωριστά και λάβαμε υπόψη το autocorrelation που εκτιμήθηκε στο πρώτο lag.

Το μειονέκτημα του μοντέλου των Scholes και Williams είναι ότι χρησιμοποιεί μόνο μια χρονική υστέρηση και μόνο ένα χρονικό προβάδισμα. Για το λόγο αυτό στη συνέχεια θα εφαρμόσουμε το μοντέλο του Cohen et al (1983), που αποτελεί εξέλιξη του μοντέλου των Scholes και Williams και μας επιτρέπει τη χρήση αρκετών χρονικών προβαδισμάτων και χρονικών υστερήσεων. Συγκεκριμένα το μοντέλο που εφαρμόσαμε ορίζεται ως εξής:

$$\beta_i = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^N \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^N \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^N p_{m,m+n} + \sum_{n=1}^N p_{m,m-n}} \quad (7)$$

Όπου:

$\beta_{i\pm n}$  : ο συντελεστής βήτα κάθε χρεογράφου  $i$  μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων με  $-n$  και  $+n$  χρονικές υστερήσεις ή χρονικά προβαδίσματα.

$\rho_{m,m\pm n}$ : η σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς με  $-n$  και  $+n$  χρονικές υστερήσεις ή χρονικά προβαδίσματα.

Στην σχέση 6 του μοντέλου Cohen et al (1983) χρησιμοποιήθηκαν μέχρι και 12 lags (χρονικές υστερήσεις) και 12 leads (χρονικά προβαδίσματα). Όμως, πέρα των 7 lags&leads τα αποτελέσματα και οι εκτιμήσεις δε παρουσιάζουν ιδιαίτερες μεταβολές. Για το λόγο αυτό λάβαμε υπόψη μας τις εκτιμήσεις που προέκυψαν με τη χρήση 2 χρονικών υστερήσεων και χρονικών προβαδισμάτων έως και τη χρήση 7 χρονικών υστερήσεων και χρονικών προβαδισμάτων. Για τον υπολογισμό του αριθμητή της σχέσης 6 πραγματοποιήθηκαν 15 διαφορετικές παλινδρομήσεις για κάθε χρεόγραφο ανεξάρτητα το χαρτοφυλάκιο και τη χώρα στην οποία αναφερόταν. Σχετικά με τον παρονομαστή της σχέσης 6 η σειρά αυτοσυσχέτισης του δείκτη της αγοράς με  $-n$  και  $+n$  χρονικές υστερήσεις ή χρονικά προβαδίσματα δημιουργήσαμε μια εξίσωση που ισούται με τον κάθε δείκτη ξεχωριστά. Στη συνέχεια μέσω Eviews τρέξαμε ένα cross correlation μεταξύ της νέας εξίσωσης που δημιουργήσαμε και του αντίστοιχου δείκτη, από τον οποία δημιουργήθηκε η εξίσωση, και συμπεριλάβαμε 12 lags και 12 leads στο cross correlation.

Οι **πίνακες 19 έως και 24** απεικονίζουν τις εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα των οκτώ διαφορετικών μεθόδων που χρησιμοποιήθηκαν. Δηλαδή, παρουσιάζουν τις διαφορετικές εκτιμήσεις με τις μεθόδους:

- Ordinary Least Squares (OLS)
- Scholes και Williams (1 lead και 1 lag)
- Cohen et al (2 leads και 2 lags)
- Cohen et al (3 leads και 3 lags)
- Cohen et al (4 leads και 4 lags)
- Cohen et al (5 leads και 5 lags)
- Cohen et al (6 leads και 6 lags)
- Cohen et al (7 leads και 7 lags).

Οι έξι, προαναφερθέντες, πίνακες μας οδηγούν έμμεσα σε ένα συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν και πολλές προγενέστερες μελέτες. Η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων ενώ θεωρητικά απορρίπτεται ως ένα αξιόπιστο μέτρο εκτίμησης του συντελεστή βήτα, από τους πίνακες 10 έως και 15 αλλά και 19 έως και 24 καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων μπορεί να αποτελέσει τελικά ένα μέτρο εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου μετοχών.

Επίσης, από τους πίνακες 19 έως και 24 παρατηρούμε ότι όσο αυξάνονται συνήθως οι χρονικές υστερήσεις και τα χρονικά προβαδίσματα οι εκτιμημένοι μέσοι συντελεστές βήτα υπερεκτιμώνται στις περισσότερες περιπτώσεις. Αυτό όμως δε σημαίνει ότι βελτιώθηκαν και τα αποτελέσματα με τη χρήση της μεθόδου Scholes & Williams και Cohen et al με τη χρήση ενός lag/lead μέχρι επτά lags/leads καθώς δε βελτιώθηκαν τα σφάλματα από τα αντίστοιχα που εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Πρέπει να επισημάνουμε για ακόμη μια φορά ότι στην περίπτωση του low cap portfolio Ιρλανδίας τόσο η μέθοδος OLS, όσο και τα μοντέλα Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983) δε μας παρέχουν αξιόπιστες εκτιμήσεις. Στην περίπτωση αυτή το μονοπαραγοντικό μοντέλο αποτυγχάνει.

#### **4.3 Εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τις Μεθόδους OLS, Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983) Με τη Χρήση Σταθμισμένων Αποδόσεων**

Σχεδόν όλες οι προγενέστερες εμπειρικές μελέτες, που έχουν ως αντικείμενο την εκτίμηση και βελτίωση των συντελεστών βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές και λαμβάνουν υπόψη τους το time interval effect και το επίδραση της κεφαλαιοποιήσεις στους εκτιμημένους συντελεστές βήτα, για τα αποτελέσματα χρησιμοποιούνται mean ή median beta estimates. Στο κεφάλαιο αυτό επιχειρούμε μια προσέγγιση των οκτώ διαφορετικών μεθόδων που εφαρμόσαμε με τη διαφορά ότι θα χρησιμοποιήσουμε σταθμά (weights). Τα σταθμά θα προκύπτουν από το ύψος κεφαλαιοποίησης των εταιριών και το συνολικό ύψος κεφαλαιοποίησης κάθε χαρτοφυλακίου. Η προσέγγιση αυτή δημιουργεί μια διαφοροποίηση βασισμένη στο μέγεθος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών και έχει ως στόχο να επιβεβαιώσει την επίδραση του ύψους κεφαλαιοποίησης εταιριών στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα χρεογράφων.

Το πρώτο βήμα για την προσέγγιση των weighted beta estimates των χαρτοφυλακίων κάθε χώρας, αποτελεί ο καθορισμός των σταθμών κάθε μετοχής μέσα σε κάθε χαρτοφυλάκιο. Για το λόγο αυτό στους **πίνακες 25 έως και 30** παρουσιάζουμε τα σταθμά που υπολογίστηκαν και χρησιμοποιήθηκαν.

Με βάση τα σταθμά αυτά υπολογίστηκαν οι σταθμισμένες αποδόσεις για κάθε χρεόγραφο και των έξη χαρτοφυλακίων και για κάθε διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Οι νέες παλινδρομήσεις πραγματοποιήθηκαν με τη χρήση των νέων weighted returns των μετοχών και οι εκτιμήσεις των νέων συντελεστών βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα από το διαφορετικό αυτό τρόπο προσέγγισης της OLS παρατίθενται στους **πίνακες 31 έως και 36**.

Τα πρώτα συμπεράσματα συγκρίνοντας τις μέσες εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων και τις σταθμισμένες εκτιμήσεις αυτών, όπως παρουσιάζονται στους πίνακες 31 έως και 36, είναι ότι η τυπική απόκλιση των σταθμισμένων εκτιμήσεων όπως και η διαφορές μεταξύ των σταθμισμένων minimum και maximum συντελεστών βήτα μειώθηκαν αισθητά. Το αποτέλεσμα

αυτό ήταν αναμενόμενο καθώς πραγματοποιήσαμε, με τη χρήση σταθμών, μια διαφοροποίηση (diversification) στα χαρτοφυλάκια μετοχών που αρχικά δημιουργήσαμε. Στις περισσότερες περιπτώσεις η μείωση της τυπικής απόκλισης φτάνει το 20%.

Το σημαντικότερο συμπέρασμα είναι χρησιμοποιώντας σταθμισμένες αποδόσεις είναι το γεγονός ότι οι νέοι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν εμφανίζονται υπερεκτιμημένοι τόσο στα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας όσο και στα χαρτοφυλάκια της Ισπανίας. Συγκεκριμένα στο High cap portfolio της Ελλάδας οι ημερήσιοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 20.05%, οι εβδομαδιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 18.42% και οι μηνιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 13.19%. Μικρότερη αύξηση παρουσιάζεται στο Low cap portfolio της Ελλάδας όπου οι ημερήσιοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 2.68%, οι εβδομαδιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 4.16% και οι μηνιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 6.14%.

Επίσης, στα χαρτοφυλάκια της Ισπανίας παρατηρήθηκαν τα εξής: **1)** στο High cap portfolio της Ισπανίας οι ημερήσιοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 10.82%, οι εβδομαδιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 8.15% και οι μηνιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 2.97%, **2)** στο Low cap portfolio της Ισπανίας οι ημερήσιοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 0.92%, οι εβδομαδιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 0.90% και οι μηνιαίοι συντελεστές βήτα αυξήθηκαν κατά 0.07%. Η μικρότερη υπερεκτίμηση των συντελεστών στα Low cap portfolios και των δύο χωρών μας αποδεικνύει και πάλι ότι υπάρχει επίδραση του μεγέθους κεφαλαιοποίησης στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα. Επίσης, καταλήγουμε για ακόμη μια φορά στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση μεταξύ του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων και του ύψους της κεφαλαιοποίησης των εταιριών. Όσο αυξάνεται το time interval effect οι συντελεστές βήτα υπερεκτιμώνται.

Τα αποτελέσματα των πινάκων 31 έως και 36 μας δείχνουν επίσης ότι τα R-square των παλινδρομήσεων αυξήθηκαν με τη σταθμισμένη προσέγγιση με τη μεγαλύτερη αύξηση να παρατηρείται στις ημερήσιες εκτιμήσεις του High cap portfolio της Ισπανίας όπου η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αυξήθηκε κατά 13.62%. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί το Low cap portfolio της Ελλάδας όπου στις μηνιαίες εκτιμήσεις το R-square μειώθηκε κατά 1.92%.

Τέλος, ακόμα και με τη σταθμισμένη μέθοδο που εφαρμόσαμε οι εκτιμήσεις του Low cap της Ιρλανδίας παραμένουν αναξιόπιστες παρά την μικρή αύξηση στα R-square τόσο των ημερήσιων, όσο και των εβδομαδιαίων και μηνιαίων εκτιμήσεων. Για ακόμη μια φορά καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η μέθοδος

ελαχίστων τετραγώνων αδυνατεί να παρέχει αξιόπιστες μετρήσεις του συστηματικού κινδύνου για την ακραία αυτή περίπτωση της Ιρλανδίας.

Στη συνέχεια πραγματοποιήσαμε τις αντίστοιχες σταθμισμένες εκτιμήσεις με τα μοντέλα των Scholes & Williams και Cohen et al για τον ίδιο αριθμό χρονικών υστερήσεων και χρονικών προβαδισμάτων. Τα αποτελέσματα μέσω του σταθμισμένου τρόπου προσέγγισης στα άνω δύο μοντέλα εκτίμησης παρουσιάζονται στους **πίνακες 37 έως και 42**.

Στη σταθμισμένη προσέγγιση που πραγματοποιήσαμε και πάλι δε βελτιώνονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε σύγκριση με τις αντίστοιχες εκτιμήσεις με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων καθώς για ακόμη μια φορά δε βελτιώνονται τα σφάλματα των εκτιμήσεων μας.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

### 5.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ ΚΑΙ ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΜΕ ΠΟΡΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

Στόχος την παρούσας εργασίας είναι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές, δηλαδή σε αγορές με μικρό αριθμό αγοραστών/πωλητών άρα και με χαμηλή ρευστότητα όπου οι τιμές εμφανίζουν εύκολα μεγάλες διακυμάνσεις. Συγκεκριμένα, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρεογράφων, που χρησιμοποιείται από τη Χρηματοοικονομική επιστήμη, για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου χρεογράφων, δηλαδή του κινδύνου που φέρει ένα χρεόγραφο είτε και ένα χαρτοφυλάκιο χρεογράφων και δεν μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί μέσω διαφοροποίησης (diversification).

Απώτερος σκοπός της μελέτης, που πραγματοποιήσαμε, είναι πρώτον το γεγονός ότι πολλές φορές οι εσφαλμένα εκτιμημένοι συντελεστές βήτα των χρεογράφων αποτελούν αρνητικό παράγοντα που έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της εμπορευσιμότητας αυτών των χρεογράφων. Είναι μια απόδειξη του ποσοστού των μηδενικών αποδόσεων που ενδεχομένως να έχει το χρεόγραφο μιας εταιρίας λόγω της σπάνιας εμπορευσιμότητάς του. Με βάση τις άνω παραδοχές θα δείξουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι πιο επιρρεπείς στην παρατήρηση υψηλότερων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων, σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση.

Δεύτερον, εξετάσαμε πως επιδρά το διαφορετικό μήκος της περιόδου εκτίμησης των αποδόσεων στον υπολογισμό των συντελεστών βήτα. Όσο περισσότερες οι παρατηρήσεις μέσα στο δείγμα μας, τόσο μικρότερο θα είναι και το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης μας και επομένως τα αποτελέσματα μας θα είναι πιο ακριβή.

Η παρούσα εμπειρική μελέτη βασίστηκε σε 21 διαφορετικές προγενέστερες μελέτες ξεκινώντας χρονολογικά από το 1969 και τη μελέτη του Michael C. Jensen " Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios " και ολοκληρώνεται χρονολογικά το 2013 με τη μελέτη των Pierre

Perron και Cosme Voudounou " Sampling Interval and Estimated betas: Implications for the Presence of Transitory Components In stock Prices ".

Οι κύριες μελέτες που σχετίζονται άμεσα με την επίδραση του μεγέθους της κεφαλαιοποίησης και του χρονικού εύρους προσδιορισμού των αποδόσεων στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών είναι οι εξής: Hawawini G., Kalman C., Steven M., Robert Schwartz & David Whitcomb το 1983, Corhay Albert το 1992, των Hawawini G. A. το 1983, των Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves το 2000, Hakan Er & Sevgi Aydin το 2010 και των George Diacogiannis & Paraskevi Makri το 2008.

Οι χώρες-στόχοι της εμπειρικής μελέτης αποτελούν η Ελλάδα, Ισπανία και η Ιρλανδία και οι τρεις χώρες αποτελούν τρεις ρηχές ευρωπαϊκές αγορές με πιο ακραία περίπτωση αυτή της Ιρλανδίας. Για κάθε χώρα δημιουργήσαμε δύο χαρτοφυλάκια ένας χαμηλής και ένα υψηλής κεφαλαιοποίησης. Η επιλογή των μετοχών για τη σύνθεση κάθε χαρτοφυλακίου πραγματοποιήθηκε μέσω του average market value κάθε εταιρίας. Στην συνέχεια οι συντελεστές βήτα εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, όπως πραγματοποιήθηκε και στις μελέτες των George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008), του Corhay Albert το 1992, Attila Odabasi (2003), του Puneet Handa (1993) και τέλος των Charles Wasley και Puneet Handa (1993).

Από τα αποτελέσματα μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων οδηγηθήκαμε στα εξής συμπεράσματα:

Πρώτον, στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνονται και οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα. Όπως, μπορούμε να δούμε και από το συγκριτικό **Γράφημα 1** των μέσων εκτιμημένων συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης και των τριών χωρών.

Δεύτερον, στα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνονται και οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα, όμως η αύξηση που παρατηρείται είναι ιδιαίτερα μικρή σε σύγκριση με τις μεταβολές των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα στα αντίστοιχα Low cap portfolios. Διαγραμματικά μπορούμε να παρατηρήσουμε το συμπέρασμα αυτό και από το **Γράφημα 2**.

Επίσης, το τυπικό σφάλμα των συντελεστών βήτα που εκτιμήθηκαν αυξάνεται όσο αυξάνεται και το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Η



παρατήρηση αυτή δε περιορίζεται από την κεφαλαιοποίηση των εταιριών, δηλαδή είναι κοινή για όλα τα χαρτοφυλάκια όλων των χωρών (τόσο για τα High cap όσο και για τα Low cap portfolios). Η σχέση αυτή μεταξύ τυπικού σφάλματος των συντελεστών βήτα και του χρονικού εύρους υπολογισμού αποδόσεων είναι φυσιολογική καθώς για ένα δεδομένα χρονικό διάστημα που χρησιμοποιήσαμε για τις μετρήσεις μας (τέσσερα έτη) όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού αποδόσεων τόσο μειώνεται ο αριθμός των παρατηρήσεων μας. Στα **Γραφήματα 3 και 4** παρουσιάζονται διαγραμματικά τα αποτελέσματα αυτά για τα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης και χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

Το επόμενο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε είναι ότι οι μέσες τιμές των R-square αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος. Η μεγαλύτερη αύξηση στις μέσες τιμές των R-square παρατηρείται στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης σχέση με τα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης με μόνη εξαίρεση να αποτελεί το High cap portfolio της Ιρλανδίας. Το συμπέρασμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με προγενέστερες μελέτες όπου μεγαλύτερη αύξηση στις μέσες τιμές των R-squares παρατηρούνταν στα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης και όχι στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται στο καλύτερο διαχωρισμό που έγινε στα χαρτοφυλάκια επιλέγοντας χρεόγραφα εταιριών με το μεγαλύτερο average market value και το μικρότερο average market value για το χρονικό διάστημα του δείγματος, τα τέσσερα έτη. Στα **Γραφήματα 5 και 6** παρουσιάζονται διαγραμματικά τα εκτιμημένα mean R-squares τόσο για τα χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης, όπου είναι πιο έντονο το φαινόμενο που αναφέραμε, όσο και για τα χαμηλής κεφαλαιοποίησης όπου τα μέσα εκτιμημένα R-squares αυξάνονται αλλά η αύξηση είναι εμφανώς μικρότερη.

Το επόμενο και σημαντικό συμπέρασμα είναι η ύπαρξη μιας αντίστροφης σχέσης μεταξύ του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων και του ύψους της κεφαλαιοποίησης των εταιριών. Η σχέση αυτή είναι πιο έντονη στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης καθώς οι εκτιμήσεις των μέσων συντελεστών βήτα υποεκτιμούνται όσο μειώνεται το time interval effect. Αυτό φαίνεται και στα προηγούμενα γραφήματα 1 και 2.

Επίσης, σημειώνεται ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε μια τόσο ακραία περίπτωση όπως το low cap portfolio της Ιρλανδίας αποτυγχάνει και δε μας δίνει αξιόπιστες εκτιμήσεις. Σε μια τόσο ακραία περίπτωση θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα. Επίσης, και στο low cap Ισπανίας με τη χρήση ημερήσιων και εβδομαδιαίων αποδόσεων, η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων δε μας παρέχει αξιόπιστες εκτιμήσεις.

Το 2013 ο Pablo Fernandez στη μελέτη του με τίτλο " On the instability of betas: the case of Spain " καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η χρήση συντελεστών βήτα, που έχουν εκτιμηθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, είναι ένας κακός παράγοντας για να χρησιμοποιηθεί για μελλοντικές εκτιμήσεις συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων και επίσης ότι το μοντέλο της αγοράς δε μας απρέχει αξιόπιστες εκτιμήσεις. Τα συμπεράσματα της εμπειρικής μας μελέτης έρχονται σε αντίθεση με αυτή την παραδοχή του Pablo Fernandez καθώς το Capital Asset Pricing Model δεν απορρίφθηκε για τις εκτιμήσεις των χαρτοφυλακίων της Ελλάδας και της Ισπανίας, όπως και για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης της Ιρλανδίας. Απορρίπτεται όμως για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ιρλανδίας καθώς δε μας παρέχει στατιστικά σημαντικές εκτιμήσεις. Για το λόγο αυτό εμείς καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως ένα μέτρο για την εκτίμηση συντελεστών βήτα μετοχών ρηχών χρηματιστηριακών αγορών.

Ένα ακόμη συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε είναι το εύρος μεταξύ του minimum και maximum beta αυξάνεται, όσο αυξάνεται το time interval effect. Το μεγαλύτερο εύρος (range) μεταξύ των ελάχιστων και μέγιστων συντελεστών βήτα παρατηρείται στο monthly return interval στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης της Ιρλανδίας. Το αμέσως επόμενο μεγαλύτερο εύρος παρατηρείται στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης της Ελλάδας με τη χρήση εβδομαδιαίων αποδόσεων. Μόνες εξαιρέσεις αποτελούν 1) το high cap portfolio της Ελλάδας όπου το εύρος των εκτιμημένων συντελεστών βήτα μειώνεται με τη χρήση μηνιαίων αποδόσεων 2) το high cap portfolio της Ιρλανδίας με τη χρήση εβδομαδιαίων αποδόσεων και 3) το low cap portfolio της Ελλάδας. Η σχέση αυτή, μεταξύ του εύρους και του time interval effect, φαίνεται καλύτερα στα **Γραφήματα 7 και 8**.

Το κοινό σημείο στα συμπεράσματα μας για όλα τα χαρτοφυλάκια, εκτός του χαρτοφυλακίου χαμηλής κεφαλαιοποίησης της Ιρλανδίας, είναι το γεγονός ότι οι μέσες εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα αλλά τα μέσα εκτιμημένα R-square αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων. Όπως επίσης και η αντίστροφη σχέση μεταξύ του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων και του ύψους της κεφαλαιοποίησης των εταιριών, η οποία είναι πιο έντονη στα χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης καθώς οι εκτιμήσεις των μέσων συντελεστών βήτα υποεκτιμούνται όσο μειώνεται το time interval effect. Στα ίδια αυτά συμπεράσματα καταλήγει και η εμπειρική μελέτη των Diacogiannis, G. και Makri, P. (2008) με τίτλο " Estimating Betas In Thinner Markets: The case of the Athens Stock Exchange. "

Στην συνέχεια της μελέτης μας χρησιμοποιήθηκαν δύο επιπλέον μοντέλα για τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα χρησιμοποιώντας μόνο ημερήσιες αποδόσεις. Το πρώτο μοντέλο ήταν των Scholes και Williams (1977) που χρησιμοποιεί μόνο μια χρονική υστέρηση και ένα χρονικό προβάδισμα. Το μοντέλο των Scholes και Williams χρησιμοποιήθηκε επίσης και από τους Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987). Το δεύτερο μοντέλο ήταν του Cohen et al (1983), που αποτελεί εξέλιξη του μοντέλου των Scholes και Williams και μας επιτρέπει τη χρήση αρκετών χρονικών προβαδισμάτων και χρονικών υστερήσεων. Για τις ανάγκες της διπλωματικής χρησιμοποιήθηκαν από δύο μέχρι επτά χρονικές υστερήσεις και ένα χρονικά προβαδίσματα. Το μοντέλο του Cohen et al χρησιμοποιήθηκε, όπως προαναφέραμε, και στη μελέτη των M. Luoma, T. Martikainen, J. Perttunen & S. Pynnonen. Τα συμπεράσματα από τη χρήση αυτών των δύο μοντέλων ήταν ότι δε βελτιώθηκαν τα αποτελέσματα με τη χρήση της μεθόδου Scholes & Williams και Cohen et al με τη χρήση ενός lag/lead μέχρι επτά lags/leads καθώς δε βελτιώθηκαν τα σφάλματα από τα αντίστοιχα που εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Τέλος, πραγματοποιήσαμε μια προσέγγιση των τριών διαφορετικών μεθόδων που χρησιμοποιήθηκαν αρχικά με τη χρήση σταθμισμένων αποδόσεων. Από τη σύγκριση των μέσων εκτιμημένων συντελεστών βήτα και τη των σταθμισμένων συντελεστών βήτα προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα:

1. η τυπική απόκλιση των σταθμισμένων εκτιμήσεων όπως και η διαφορές μεταξύ των σταθμισμένων minimum και maximum συντελεστών βήτα μειώθηκαν αισθητά.
2. οι σταθμισμένοι συντελεστές βήτα που εκτιμήθηκαν εμφανίζονται υπερεκτιμημένοι τόσο στα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας όσο και στα χαρτοφυλάκια της Ισπανίας.
3. τα R-square των παλινδρομήσεων αυξήθηκαν με τη σταθμισμένη προσέγγιση με τη μεγαλύτερη αύξηση να παρατηρείται στις ημερήσιες εκτιμήσεις του High cap portfolio της Ισπανίας.
4. οι εκτιμήσεις του Low cap της Ιρλανδίας παραμένουν αναξιόπιστες με τη χρήση σταθμισμένων αποδόσεων παρά την μικρή αύξηση στα R-square τόσο των ημερήσιων, όσο και των εβδομαδιαίων και μηνιαίων εκτιμήσεων.

Στα **Γραφήματα 9 έως και 14** παρουσιάζονται οι βελτιώσεις στα R-square των εκτιμημένων συντελεστών βήτα με τη χρήση σταθμών.

Τέλος, οι αποκλίσεις, που προκύπτουν σε πολλές περιπτώσεις όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις, από τα γενικά συμπεράσματα όλων των

προσεγγίσεων αποτελεί μια ένδειξη ότι στην περίπτωση των μηνιαίων εκτιμήσεων συντελεστών βήτα θα ήταν πιο αντιπροσωπευτικό ένα δείγμα με χρονικό διάστημα δέκα έτη τουλάχιστον.

## 5.2 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

- Πραγματοποίηση της παρούσας εμπειρικής μελέτης με τη χρήση δεδομένων τουλάχιστον δέκα ετών.
- Η χρήση ενός πολυπαραγοντικού μοντέλου για την εκτίμηση συντελεστών βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.
- Η εκτίμηση συντελεστών βήτα ρηχών αγορών όταν τα χρεόγραφα των αγορών αυτών σχηματίζουν ένα διεθνοποιημένο χαρτοφυλάκιο. Σε ένα διεθνοποιημένο χαρτοφυλάκιο εκτός του συστηματικού κινδύνου των χρεογράφων πρέπει να ληφθεί υπόψη και η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας, καθώς οι αποδόσεις των μετοχών θα πρέπει να μετατρέπονται σε "εγχώριο" νόμισμα.
- Η χρήση του βήτα του Vasicek για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές αγορές και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.
- Η χρήση ενός Error Correction model beta σε ρηχές αγορές και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.
- Η χρήση του Lag distribution model για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε ρηχές αγορές και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων της μεθόδου Cohen et al.
- Η χρήση ενός γραμμικού ARCH-type model (autoregressive conditional heteroscedasticity) για την εκτίμηση συντελεστών βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές.

## **Βιβλιογραφία**

### **Άρθρα**

1. Diacogiannis, G. and Makri, P., (2008). " *Estimating Betas In Thinner Markets: The case of the Athens Stock Exchange.* " *International Research Journal of finance and economics*, Issue 13, pp.108-121
2. Dr. Hakan Er., (2010). " *Interval Effect on the Estimation of Beta: Evidence from Istanbul Stock Exchange.* " *International Journal of Social and Humanity Studies Vol 4, No 2*
3. Phillip R. Daves, Michael C. Ehrhardt and Robert A. Kunkel., (2000) " *The Choice of Return Interval And Estimation Period* " *Journal of finance and Strategic Decisions*, pp.7-13
4. Scholes Myron - Joseph Williams., (1977) : " *Estimating Betas From Nonsynchronous Data* " *Journal of Financial Economics*, vol. 5, Issue 3, pp.309-327
5. Corhay Alber., (1992) " *The intervalling effect bias in beta: A note* " *Journal of Banking & Finance*, Vol. 16, Issue 1, pp.61-73
6. Michael D. Atchhison, Kirt C. Butler, Richard R. Simonds (1987) " *Nonsynchronous Security Trading and market Index Autocorrelation* " *Journal of Finance*, Vol. 42, Issue 1, pp.111-118
7. Michael C. Jensen., (1969) " *Risk, The Pricing of Capital Assets, and The Evaluation of Investment Portfolios* " *Journal of Business*, Vol. 42, No. 2, pp.167-247

8. Marshall e blume., (1971) " *On the Assessment of Risk* " *Journal of Finance* Vol. 26, Issue 1, pp.1-10
9. Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel, Corhay Albert., (1985) " *New evidence on beta stationarity and forecast common stocks* " *Journal of banking and finance*, Vol. 9, Issue 4,pp. 553-560
10. Attila Odabasi., (2003) " *Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul stock Exchange* " *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*, Vol. 17, No.2, 2003, pp.1-11
11. Seth Armitage, janusz Brzeszczyński., (2011) " *Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK evidence* " *Applied Financial Economics*, Vol. 21, Issue 20, pp.1525-1538
12. Koutmos G. - Philipatos G., (2007) " *Market Frictions and Stock Return Dynamics: Athens Stock Exchange Evidence* " *Managerial Finance*, Vol. 33, Issue 3, pp.210-219
13. Beer F., (1997) " *Estimation of risk on the Brussels stock exchange Methodological issues and empirical results* " *Global Finance Journal*, Vol. 8, Issue 1, pp.83-94
14. Pierre Perron., Cosme Voudounou., (2013) " *Sampling Interval and Estimated betas: Implications for the Presence of Transitory Components In stock Prices* " *Journal of Empirical Finance*, Vol. 20, pp.42-62
15. Pablo Fernandez (2013) " *On the instability of betas: the case of Spain* " *Social Science Research Network*, pp.1-16

16. Christian T. Brownlees - Robert Engle (2012) " Volatility, Correlation And Tails For Systemic Risk Measurement " Science Research Network, pp.1-38
17. Hawawini G. - Kalman C. - Steven M. - Robert Schwartz - David Whitcomb., (1983) " *Estimating And Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta* " *Management Science*, Vol. 29, Issue 1
18. E. Dimson, P.R. Marsh., (1983) " *The stability of UK Risk Measures and the problem of Thin Trading* " *The journal of finance*, Vol. 38, Issue 3, pp.753-783
19. Hawawini G. A. (1983) " *Why Betas Shifts As The Return Interval Changes* " *Financial Analysis Journal*, Vol. 39, pp. 73-77
20. Charles Wasley - Puneet Handa (1993) " *Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval* " *The journal of finance*, Vol. 48, Issue 4, pp. 1543-1551
21. M. Luoma, T. - Martikainen, J. - Perttunen - S. Pynnönen (1994) " *Different Beta Estimation Techniques In Infrequently Traded And Inefficient Stock Markets* " *Omega*, Vol. 22, Issue 5, pp. 471-476

## **Βιβλία**

1. Michael C. Ehrhardt and Eugene F. Brigham (2010) *Financial Management: Theory and Practice 13th edition*, United States of America
2. Dilip K. Ghosh and Edgar Ortiz (1997) *The Global Structure of Financial Markets: An Overview*, New Fetter Lane, London
3. Prof. Dr AP Faure (2013) *Investments: An Introduction 1th edition*, Cape Town: Quoin Institute (Pty)
4. Robert Alan Hill (2014) *Portfolio Theory and Investment Analysis 2nd edition*, Leicester, London
5. Aswath Damodaran (2010) *Applied Corporate Finance 1st edition*, North America, United States of America



6. Eddie Snell (2014) *Optimal Portfolio Diversification*, United States of America
7. Federico Galizia (2013) *Managing Systemic Exposure: A risk management framework for SIFIs and their markets*, London
8. Larry Wasserman (2004) *All of Statistics: A Concise Course in Statistical Inference*

**ΠΙΝΑΚΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ, ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ ΚΑΙ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ**

**Πίνακας 1 - High Cap Portfolio Ελλάδας**

<b><i>ASE High Cap Portfolio</i></b>	
<b><i>Equities</i></b>	<b><i>MVs</i></b>
NATIONAL BK.OF GREECE	4610.880221
OPAP	2996.92348
HELLENIC TELECOM.ORG.	2779.376865
ALPHA BANK	2312.938965
HELLENIC PETROLEUM	2077.925034
PUBLIC POWER	1860.717852
BANK OF PIRAEUS	1707.178293
EUROBANK ERGASIAS	1619.051755
TITAN CEMENT CR	1175.14465
MOTOR OIL	836.4180441
JUMBO	738.6792234
FOLLI FOLLIE	645.1890412
ATH.WT.SUPPLY & SEWAGE	526.5476127
MYTILINEOS HOLDINGS	484.0266251
MARFIN INV.GP.HDG.	468.3472483
METKA	461.1229243
ELLAKTOR	424.7472483
GRIVALIA PROPERTIES REIC	345.0629051
PIRAEUS PORT AUTH.CR	343.1905561
HELLENIC EXCHANGES HDG.	317.2261457
<b><i>Total High Cap Portfolio MV</i></b>	<b><i>26730.69469</i></b>

**Πίνακας 2 - Low Cap Portfolio Ελλάδας**

<b><i>ASE Low Cap Portfolio</i></b>	
<b><i>Equities</i></b>	<b><i>MVs</i></b>
INTRACOM HOLDINGS	62.1048418
AUTOHELLAS	58.96325024
ATHENS MEDICAL CENTRE	53.11299137
QUEST HOLDINGS CR	50.80292426
TECHNICAL OLYMPIC	50.75903164

TRASTOR REAL ESTATE	41.36861937
KRI KRI CR	36.57965484
NIREFS	35.71834132
THRACE PLASTICS	35.22615532
FG EUROPE	32.51582934
KLEEMAN HELLAS	31.48766059
MLS MULTIMEDIA	30.20119847
IKTINOS HELLAS	26.60372963
PAPOUTSANIS CB	24.91555129
INFORM P LYKOS	21.99343241
INTRACOM CONSTRUCTIONS	20.52103547
CENTRIC HOLDINGS	20.34986577
EUROPEAN REL.GEN.INS.CR	19.62849473
ELGEKA CR	17.08411314
DROMEAS OFFICE FURNITURE INDUSTRY	10.93565676
<b>Total Low Cap Portfolio MV</b>	<b>680.8723778</b>

### Πίνακας 3 - High Cap Portfolio Ισπανίας

<b>MADX High Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>MVs</b>
BANCO SANTANDER	63996.1926
TELEFONICA	63041.37507
INDITEX	46553.02055
BBV.ARGENTARIA	36414.86195
IBERDROLA	28067.48051
REPSOL YPF	22997.55206
ENDESA	19287.51566
CAIXABANK	13365.15427
GAS NATURAL SDG	12620.8015
ABERTIS INFRAESTRUCTURAS	10191.51197
ACS ACTIV.CONSTR.Y SERV.	8048.716999
MAPFRE	7432.604391
FERROVIAL	6963.516012
BANCO POPULAR ESPANOL	5427.621524
RED ELECTRICA CORPN.	5036.283778
BANCO DE SABADELL	4708.983941
ZARDOYA OTIS	4036.318265
GRIFOLS ORD CL A	3889.212991

ENAGAS	3754.903931
ACCIONA	3580.332004
<b>Total High Cap Portfolio MV</b>	<b>369413.96</b>

**Πίνακας 4 - Low Cap Portfolio Ισπανίας**

<b>MADX Low Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>MVs</b>
CLINICA BAVIERA	109.2490988
DINAMIA CAPITAL PRIVADO	105.2767689
GRUPO EZENTIS	103.615791
PRIM	89.57903164
FUNESPANA	88.84
AMPER	85.47746884
NATRACEUTICAL	85.45600192
NATRA	72.49252157
ERCROS	72.07689358
ADOLFO DOMINGUEZ	61.25777565
GENERAL DE ALQUILER DE MAQUINARIA	52.55373921
AZKOYEN	48.03510067
GRUPO TAVEX	41.0290604
INYPSA INFORMES Y PROYECTOS	36.00083413
BIOSEARCH	34.36666347
BODEGAS RIOJANAS	30.98220518
LINGOTES ESPECIALES	29.24656759
MONTEBALITO	22.7275743
URBAS GUADAHERMOSA	22.54906999
NICOLAS CORREA	16.16557047
<b>Total Low Cap Portfolio MV</b>	<b>1206.977737</b>

**Πίνακας 5 - High Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<b>ISEQ High Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>MVs</b>
RYANAIR HOLDINGS	6459.941812
KERRY GROUP 'A'	5752.013538
DRAGON OIL	3192.396798
PADDY POWER	2142.098686
SMURFIT KAPPA GROUP	1939.854401

GLANBIA	1735.378188
KINGSPAN GROUP	1290.004286
C&C GROUP	1224.90348
KENMARE RESOURCES	935.1586385
AER LINGUS GROUP	536.7387632
<b>Total High Cap Portfolio MV</b>	<b>25208.48859</b>

**Πίνακας 6 - Low Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<b>Low Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>MVs</b>
CPL RESOURCES (ESM)	113.3871429
PETRONFT RESOURCES(ESM)	111.0084851
AMINEX	44.69651007
DONEGAL INVESTMENT GROUP	37.2198466
DATALEX	35.41933845
ORMONDE MINING (ESM)	27.60489933
MERRION PHARMS. (ESM)	25.38270374
OVOCA GOLD (ESM)	20.4403931
ZAMANO (ESM)	6.204410355
PRIME ACTIVE CAP. (ESM)	2.445666347
<b>Total Low Cap Portfolio MV</b>	<b>423.809396</b>

**Πίνακας 7 - Ποσοστά μηδενικών αποδόσεων ASE High-Low Cap Portfolios**

ASE	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
<b>High cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	6.87%	2.31%	0.96%
Standard deviation	4.56%	1.78%	1.76%
<b>Low cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	30.14%	12.93%	6.06%
Standard deviation	10.70%	5.24%	3.80%

**Πίνακας 8 - Ποσοστά μηδενικών αποδόσεων MADX High-Low Cap Portfolios**

MADX	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
<b>High cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	1.22%	0.34%	0.11%
Standard deviation	0.80%	0.35%	0.48%
<b>Low cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	23.82%	6.83%	3.19%
Standard deviation	13.08%	5.01%	3.42%

**Πίνακας 9 - Ποσοστά μηδενικών αποδόσεων ISEQ High-Low Cap Portfolios**

ISEQ	Daily return interval	Weekly return interval	Monthly return interval
<b>High-cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	4.86%	1.44%	1.28%
Standard deviation	3.84%	1.34%	1.79%
<b>Low-cap portfolio</b>			
Mean percentage of zero returns	57.67%	25.24%	10.85%
Standard deviation	18.35%	14.75%	6.61%

**Πίνακας 10 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το High Cap Portfolio Ελλάδας**

<i>ASE</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>High cap portfolio</i></b>			
<b>Mean beta</b>	1.072406	1.112169	1.136945
<b>Standard deviation of beta estimates</b>	0.532990	0.509329	0.395896
<b>Mean standard error of beta estimates</b>	0.057420	0.123820	0.184038
<b>Maximum beta</b>	2.100525	2.229000	1.910527
<b>Minimum beta</b>	0.336453	0.360428	0.579504
<b>Range</b>	1.764072	1.868572	1.331023
<b>Coefficient of skewness of beta estimates</b>	0.683698	0.509329	0.446595
<b>Twice the standard error of skewness</b>	1.095445	1.095445	1.095445
<b>Coefficient of kurtosis of beta estimates</b>	2.206686	2.437608	2.175177
<b>Twice the standard error of Kurtosis</b>	2.190890	2.190890	2.190890
<b>Mean R-squared</b>	0.399762	0.423037	0.548474

**Πίνακας 11 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το Low Cap Portfolio Ελλάδας**

<i>ASE</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>Low cap portfolio</i></b>			
<b>Mean beta</b>	0.592512	0.634261	0.653001
<b>Standard deviation of beta estimates</b>	0.338786	0.340693	0.330112
<b>Mean standard error of beta estimates</b>	0.056907	0.102633	0.155269
<b>Maximum beta</b>	1.357633	1.328299	1.229334
<b>Minimum beta</b>	0.099677	0.174529	0.107491
<b>Range</b>	1.257956	1.153770	1.121843
<b>Coefficient of skewness of</b>	0.783883	0.815363	0.198043

<b>beta estimates</b>			
<b>Twice the standard error of skewness</b>	1.095445	1.095445	1.095445
<b>Coefficient of kurtosis of beta estimates</b>	<b>2.789957</b>	<b>2.682007</b>	2.046781
<b>Twice the standard error of Kurtosis</b>	2.190890	2.190890	2.190890
<b>Mean R-squared</b>	0.149906	0.205068	0.328400

**Πίνακας 12 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το High Cap Portfolio Ισπανίας**

<i>MADX</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>High cap portfolio</i></b>			
<b>Mean beta</b>	0.866003	0.891026	0.949550
<b>Standard deviation of beta estimates</b>	0.254518	0.271583	0.282727
<b>Mean standard error of beta estimates</b>	0.030881	0.057855	0.113337
<b>Maximum beta</b>	1.38345	1.407340	1.330124
<b>Minimum beta</b>	0.424904	0.445205	0.340928
<b>Range</b>	0.958546	0.962135	0.989196
<b>Coefficient of skewness of beta estimates</b>	0.408682	0.216628	-0.749948
<b>Twice the standard error of skewness</b>	1.095445	1.095445	1.095445
<b>Coefficient of kurtosis of beta estimates</b>	<b>2.643848</b>	<b>2.485804</b>	<b>2.707033</b>
<b>Twice the standard error of Kurtosis</b>	2.190890	2.190890	2.190890
<b>Mean R-squared</b>	0.554100	0.584233	0.593103



**Πίνακας 13 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το Low Cap Portfolio Ισπανίας**

<i>MADX</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>Low cap portfolio</i></b>			
Mean beta	0.381131	0.43938	0.760985
Standard deviation of beta estimates	0.200551	0.207057	0.405561
Mean standard error of beta estimates	0.061685	0.106516	0.226232
Maximum beta	0.734225	0.811354	1.469298
Minimum beta	0.030888	0.070657	0.162323
Range	0.703337	0.740697	1.306975
Coefficient of skewness of beta estimates	0.242782	-0.04732	0.115129
Twice the standard error of skewness	1.095445	1.095445	1.095445
Coefficient of kurtosis of beta estimates	2.314851	2.268085	1.846137
Twice the standard error of Kurtosis	2.190890	2.190890	2.190890
Mean R-squared	0.048827	0.080103	0.185928

**Πίνακας 14 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το High Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<i>ISEQ</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>High cap portfolio</i></b>			
Mean beta	0.843448	0.847898	0.849670
Standard deviation of beta estimates	0.360347	0.317614	0.526632
Mean standard error of beta estimates	0.065558	0.139064	0.271266
Maximum beta	1.647034	1.592276	2.128305
Minimum beta	0.462835	0.576950	0.265392
Range	1.184199	1.015326	1.862913
Coefficient of skewness of beta estimates	1.056176	1.430470	1.384255
Twice the standard error of	1.549193	1.549193	1.549193

skewness			
Coefficient of kurtosis of beta estimates	3.471388	3.978443	4.616712
Twice the standard error of Kurtosis	3.098387	3.098387	3.098387
Mean R-squared	0.212479	0.211776	0.207069

**Πίνακας 15 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS για το Low Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<i>ISEQ</i>	<i>Daily return interval</i>	<i>Weekly return interval</i>	<i>Monthly return interval</i>
<b><i>Low cap portfolio</i></b>			
Mean beta	0.237558	0.374406	0.687797
Standard deviation of beta estimates	0.164337	0.340927	0.664288
Mean standard error of beta estimates	0.168036	0.334570	0.603096
Maximum beta	0.429494	0.869393	1.939804
Minimum beta	-0.062177	-0.235418	0.030012
Range	0.491671	1.104811	1.909792
Coefficient of skewness of beta estimates	-0.621518	-0.156601	0.947547
Twice the standard error of skewness	1.549193	1.549193	1.549193
Coefficient of kurtosis of beta estimates	2.074122	2.219797	2.616730
Twice the standard error of Kurtosis	3.098387	3.098387	3.098387
Mean R-squared	0.002966	0.008641	0.035468

**Πίνακας 16 - Διαφορές μεταξύ των συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας**

<u>ASE</u>		Weekly return interval	Monthly return interval
<b>High-cap portfolio</b>			
Daily	<i>Difference between the mean betas</i>	0.03976	0.06454
Weekly	<i>Difference between the mean betas</i>		0.02478
<b>Low-cap portfolio</b>			
Daily	<i>Difference between the mean betas</i>	0.04175	0.06049
Weekly	<i>Difference between the mean betas</i>		0.01874

**Πίνακας 17 - Διαφορές μεταξύ των συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια της Ισπανίας**

<u>MADX</u>		Weekly return interval	Monthly return interval
<b>High-cap portfolio</b>			
Daily	<i>Difference between the mean betas</i>	0.02502	0.08355
Weekly	<i>Difference between the mean betas</i>		0.05852
<b>Low-cap portfolio</b>			
Daily	<i>Difference between the mean betas</i>	0.05825	0.37985
Weekly	<i>Difference between the mean betas</i>		0.32161

**Πίνακας 18 - Διαφορές μεταξύ των συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια της Ιρλανδίας**

<b>ISEQ</b>		<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>High-cap portfolio</b>			
<b>Daily</b>	<i>Difference between the mean betas</i>	0.00445	0.00622
<b>Weekly</b>	<i>Difference between the mean betas</i>		0.00177
<b>Low-cap portfolio</b>			
<b>Daily</b>	<i>Difference between the mean betas</i>	0.13685	0.45024
<b>Weekly</b>	<i>Difference between the mean betas</i>		0.31339

**Πίνακας 19 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et al για το High cap portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>High-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	1.0724	1.0963	1.1034	1.1582	1.1592	1.1912	1.1668	1.1665
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.5330	0.4989	0.4680	0.5009	0.5162	0.5228	0.4795	0.4590
<i>Maximum beta</i>	2.1005	2.0433	1.9671	2.2227	2.3672	2.3914	2.1816	2.0628
<i>Minimum beta</i>	0.3365	0.4267	0.4670	0.4650	0.4616	0.5437	0.5776	0.5692
<i>Range</i>	1.7641	1.6166	1.5000	1.7578	1.9057	1.8477	1.6040	1.4936

**Πίνακας 20 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et all για το Low cap portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>Low-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	0.5925	0.6594	0.6833	0.6924	0.7239	0.7324	0.7446	0.7268
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.3388	0.3554	0.3371	0.3559	0.3710	0.3979	0.3767	0.3519
<i>Maximum beta</i>	1.3576	1.3982	1.3750	1.4145	1.4893	1.5597	1.5503	1.5046
<i>Minimum beta</i>	0.0997	0.1614	0.2564	0.2008	0.2009	0.1641	0.2613	0.2565
<i>Range</i>	1.2580	1.2368	1.1186	1.2137	1.2884	1.3956	1.2889	1.2482

**Πίνακας 21 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et all για το High cap portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>High-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	0.8660	0.8930	0.9100	0.9140	0.9213	0.9305	0.9157	0.8992
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.2545	0.2603	0.2657	0.2699	0.3052	0.3125	0.3037	0.3019
<i>Maximum beta</i>	1.3835	1.4109	1.4063	1.3993	1.4340	1.4419	1.4043	1.3559
<i>Minimum beta</i>	0.4249	0.4813	0.4700	0.4568	0.3830	0.3431	0.4042	0.3226
<i>Range</i>	0.9585	0.9296	0.9363	0.9425	1.0510	1.0988	1.0001	1.0333

**Πίνακας 22 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et all για το Low cap portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>Low-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	0.3811	0.4548	0.5105	0.5435	0.5975	0.7190	0.7273	0.7201
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.2006	0.2110	0.2479	0.2888	0.3142	0.3515	0.3654	0.3761
<i>Maximum beta</i>	0.7342	0.8177	0.9186	1.0466	1.0755	1.3459	1.4034	1.4954
<i>Minimum beta</i>	0.0309	0.1294	0.1488	-0.0059	-0.0059	0.0657	0.1217	0.1156
<i>Range</i>	0.7033	0.6883	0.7698	1.0525	1.0814	1.2801	1.2817	1.3797

**Πίνακας 23 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et all για το High cap portfolio Ιρλανδίας**

<b>ISEQ</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>High-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	0.8434	0.8365	0.9123	0.9353	0.8846	0.8212	0.8600	0.8303
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.3603	0.3272	0.3731	0.3865	0.3888	0.4399	0.3678	0.3366
<i>Maximum beta</i>	1.6470	1.5212	1.8020	1.7427	1.7584	1.8766	1.5968	1.6545
<i>Minimum beta</i>	0.4628	0.4679	0.6443	0.6015	0.5472	0.3778	0.5075	0.5634
<i>Range</i>	1.1842	1.0533	1.1578	1.1412	1.2111	1.4988	1.0893	1.0911

**Πίνακας 24 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων OLS, Scholes & Williams και Cohen et all για το Low cap portfolio Ιρλανδίας**

<b>ISEQ</b>	<b>OLS</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al(2lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(3lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(4lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(5lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(6lags /leads)</b>	<b>Cohen et al(7lags /leads)</b>
<b>Low-cap portfolio</b>								
<i>Mean beta</i>	0.2376	0.2977	0.3785	0.4011	0.4196	0.5728	0.7185	0.7878
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.1643	0.2315	0.2698	0.1889	0.3907	0.6154	0.7721	0.9217
<i>Maximum beta</i>	0.4295	0.7019	0.6734	0.6290	0.9777	2.1916	2.6277	3.2517
<i>Minimum beta</i>	-0.0622	-0.1113	-0.0343	0.0472	-0.1984	-0.0191	0.0555	-0.0867
<i>Range</i>	0.4917	0.8131	0.7078	0.5819	1.1762	2.2107	2.5722	3.3385

**Πίνακας 25 - High Cap Portfolio Weights Ελλάδας**

<i>ASE High Cap Portfolio</i>	
<i>Equities</i>	<i>Weights</i>
NATIONAL BK.OF GREECE	0.172493842
OPAP	0.112115436
HELLENIC TELECOM.ORG.	0.103976978
ALPHA BANK	0.086527454
HELLENIC PETROLEUM	0.077735542
PUBLIC POWER	0.069609783
BANK OF PIRAEUS	0.063865841
EUROBANK ERGASIAS	0.060569012
TITAN CEMENT CR	0.043962368
MOTOR OIL	0.031290546
JUMBO	0.02763412
FOLLI FOLLIE	0.024136636
ATH.WT.SUPPLY & SEWAGE	0.019698239
MYTILINEOS HOLDINGS	0.018107521
MARFIN INV.GP.HDG.	0.017520953
METKA	0.01725069
ELLAKTOR	0.015889869
GRIVALIA PROPERTIES REIC	0.012908864
PIRAEUS PORT AUTH.CR	0.012838819
HELLENIC EXCHANGES HDG.	0.011867486
<i>Total Weight</i>	<i>1</i>

**Πίνακας 26 - Low Cap Portfolio Weights Ελλάδας**

<i>ASE Low Cap Portfolio</i>	
<i>Equities</i>	<i>Weights</i>
INTRACOM HOLDINGS	0.091213631
AUTOHELLAS	0.086599563
ATHENS MEDICAL CENTRE	0.078007264
QUEST HOLDINGS CR	0.074614459
TECHNICAL OLYMPIC	0.074549994
TRASTOR REAL ESTATE	0.060758258
KRI KRI CR	0.053724686
NIREFS	0.052459672
THRACE PLASTICS	0.051736796
FG EUROPE	0.047756129



KLEEMAN HELLAS	0.046246054
MLS MULTIMEDIA	0.044356622
IKTINOS HELLAS	0.039073005
PAPOUTSANIS CB	0.03659357
INFORM P LYKOS	0.032301843
INTRACOM CONSTRUCTIONS	0.030139327
CENTRIC HOLDINGS	0.02988793
EUROPEAN REL.GEN.INS.CR	0.028828449
ELGEKA CR	0.025091506
DROMEAS OFFICE FURNITURE INDUSTRY	0.016061243
<b>Total Weight</b>	<b>1</b>

**Πίνακας 27 - High Cap Portfolio Weights Ισπανίας**

<b>MADX High Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>Weights</b>
BANCO SANTANDER	0.173237072
TELEFONICA	0.17065239
INDITEX	0.126018574
BBV.ARGENTARIA	0.098574677
IBERDROLA	0.075978397
REPSOL YPF	0.06225415
ENDESA	0.052211117
CAIXABANK	0.036179343
GAS NATURAL SDG	0.034164387
ABERTIS INFRAESTRUCTURAS	0.027588324
ACS ACTIV.CONSTR.Y SERV.	0.021787799
MAPFRE	0.020119988
FERROVIAL	0.01885017
BANCO POPULAR ESPANOL	0.014692519
RED ELECTRICA CORPN.	0.013633171
BANCO DE SABADELL	0.012747174
ZARDOYA OTIS	0.010926274
GRIFOLS ORD CL A	0.010528062
ENAGAS	0.010164488
ACCIONA	0.009691924
<b>Total Weight</b>	<b>1</b>

**Πίνακας 28 - Low Cap Portfolio Weights Ισπανίας**

<b>MADX Low Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>Weights</b>
CLINICA BAVIERA	0.090514593
DINAMIA CAPITAL PRIVADO	0.087223455
GRUPO EZENTIS	0.085847309
PRIM	0.074217634
FUNESPANA	0.073605334
AMPER	0.070819425
NATRACEUTICAL	0.070801639
NATRA	0.060061192
ERCROS	0.059716838
ADOLFO DOMINGUEZ	0.050753029
GENERAL DE ALQUILER DE MAQUINARIA	0.043541598
AZKOYEN	0.039797835
GRUPO TAVEX	0.033993221
INYPSA INFORMES Y PROYECTOS	0.029827256
BIOSEARCH	0.02847332
BODEGAS RIOJANAS	0.025669243
LINGOTES ESPECIALES	0.02423124
MONTEBALITO	0.018830152
URBAS GUADAHERMOSA	0.018682258
NICOLAS CORREA	0.013393429
<b>Total Weight</b>	<b>1</b>

**Πίνακας 29 - High Cap Portfolio Weights Ιρλανδίας**

<b>ISEQ High Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>Weights</b>
RYANAIR HOLDINGS	0.256260576
KERRY GROUP 'A'	0.228177644
DRAGON OIL	0.126639754
PADDY POWER	0.084975292
SMURFIT KAPPA GROUP	0.076952428
GLANBIA	0.068841025
KINGSPAN GROUP	0.051173409
C&C GROUP	0.048590913

KENMARE RESOURCES	0.037096974
AER LINGUS GROUP	0.021291985
<b>Total Weight</b>	<b>1</b>

**Πίνακας 30 - Low Cap Portfolio Weights Ιρλανδίας**

<b>ISEQ Low Cap Portfolio</b>	
<b>Equities</b>	<b>Weights</b>
CPL RESOURCES (ESM)	0.267542777
PETRONFT RESOURCES(ESM)	0.261930212
AMINEX	0.105463707
DONEGAL INVESTMENT GROUP	0.087822136
DATALEX	0.083573745
ORMONDE MINING (ESM)	0.065135175
MERRION PHARMS. (ESM)	0.059891791
OVOCA GOLD (ESM)	0.048230156
ZAMANO (ESM)	0.014639624
PRIME ACTIVE CAP. (ESM)	0.005770675
<b>Total Weight</b>	<b>1</b>

**Πίνακας 31 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το High Cap Portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>High-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	1.272896296	1.296331045	1.268852469
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.076982552	0.075006099	0.067900836
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.064668663	0.155834793	0.214622241
<i>Maximum beta</i>	0.314224442	0.306317497	0.265802488
<i>Minimum beta</i>	0.004343226	0.004652716	0.007480738
<i>Range</i>	0.309881216	0.301664781	0.25832175
<i>Weighted R-squared</i>	0.437481032	0.43670999	0.529308237

**Πίνακας 32 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το Low Cap Portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>Low-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	0.61935767	0.675814866	0.714398551
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.02725235	0.027653272	0.028127027
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.054095243	0.098540339	0.151235647
<i>Maximum beta</i>	0.123834635	0.121158975	0.110705072
<i>Minimum beta</i>	0.003647537	0.002803153	0.004199996
<i>Range</i>	0.120187098	0.118355822	0.106505075
<i>Weighted R-squared</i>	0.167111006	0.228617143	0.367650202

**Πίνακας 33 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το High Cap Portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>High-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	0.974250081	0.972566023	0.979294691
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.060837300	0.059543238	0.091606923
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.025273022	0.047965238	0.055796393
<i>Maximum beta</i>	0.233378919	0.231585743	0.203384133
<i>Minimum beta</i>	0.004473416	0.004687146	0.003589311
<i>Range</i>	0.228905504	0.226898597	0.199794822
<i>Weighted R-squared</i>	0.690310621	0.699514015	0.691028973

**Πίνακας 34 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το Low Cap Portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>Low-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	0.390285458	0.448407803	0.76169679
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.015315403	0.016139681	0.031019674
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.058334914	0.107113791	0.219018731
<i>Maximum beta</i>	0.063031241	0.062418806	0.12613528
<i>Minimum beta</i>	0.000792872	0.001712107	0.004166709
<i>Range</i>	0.062238369	0.060706699	0.121968571
<i>Weighted R-squared</i>	0.056564319	0.087188966	0.193372119

**Πίνακας 35 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το High Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<b>ISEQ</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>High-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	0.774741920	0.769097790	0.736411780
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.062852092	0.052794520	0.053642803
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.055137155	0.116191604	0.216569504
<i>Maximum beta</i>	0.230210407	0.179825734	0.163778237
<i>Minimum beta</i>	0.016192640	0.015777063	0.009845240
<i>Range</i>	0.214017768	0.164048671	0.153932997
<i>Weighted R-squared</i>	0.235265439	0.225190322	0.180016253

**Πίνακας 36 - Αποτελέσματα με τη μέθοδο OLS με τη χρήση weighed returns για το Low Cap Portfolio Ιρλανδίας**

<b>ISEQ</b>	<b>Daily return interval</b>	<b>Weekly return interval</b>	<b>Monthly return interval</b>
<b>Low-cap portfolio</b>			
<i>Estimated beta</i>	0.236307994	0.311714970	0.454651511
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.028363984	0.035526836	0.060591675
<i>Weighted standard error of beta estimates</i>	0.136546600	0.271547376	0.516124561
<i>Maximum beta</i>	0.090073871	0.100219738	0.196972216
<i>Minimum beta</i>	-0.002998806	-0.011354247	0.004041302
<i>Range</i>	0.093072678	0.111573985	0.192930914
<i>Weighted R-squared</i>	0.004465111	0.010079427	0.052372851

**Πίνακας 37 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το High cap portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	1.2912	1.2877	1.3306	1.3246	1.3629	1.3281	1.3226
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0756	0.0744	0.0760	0.0750	0.0777	0.0741	0.0746
<i>Maximum beta</i>	0.3085	0.3059	0.3102	0.2998	0.3104	0.2952	0.3041
<i>Minimum beta</i>	0.0055	0.0060	0.0060	0.0060	0.0070	0.0075	0.0073
<i>Range</i>	0.3029	0.2999	0.3042	0.2938	0.3034	0.2877	0.2967

**Πίνακας 38 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το Low cap portfolio Ελλάδας**

<b>ASE</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	0.6810	0.7167	0.7340	0.7686	0.7863	0.7998	0.7769
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0278	0.0275	0.0287	0.0309	0.0321	0.0330	0.0316
<i>Maximum beta</i>	0.1275	0.1254	0.1246	0.1350	0.1371	0.1414	0.1372
<i>Minimum beta</i>	0.0059	0.0055	0.0032	0.0042	0.0026	0.0074	0.0086
<i>Range</i>	0.1216	0.1199	0.1213	0.1308	0.1344	0.1340	0.1286

**Πίνακας 39 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το High cap portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	0.9741	0.9764	0.9691	0.9709	0.9717	0.9679	0.9676
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0596	0.0586	0.0586	0.0590	0.0589	0.0590	0.0588
<i>Maximum beta</i>	0.2323	0.2266	0.2277	0.2296	0.2280	0.2253	0.2229
<i>Minimum beta</i>	0.0051	0.0049	0.0050	0.0042	0.0037	0.0044	0.0034
<i>Range</i>	0.2272	0.2217	0.2227	0.2255	0.2243	0.2208	0.2195

**Πίνακας 40 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το Low cap portfolio Ισπανίας**

<b>MADX</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	0.4544	0.5045	0.5475	0.5887	0.7004	0.7019	0.6883
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0163	0.0193	0.0218	0.0235	0.0251	0.0253	0.0250
<i>Maximum beta</i>	0.0659	0.0757	0.0830	0.0923	0.0996	0.1065	0.1065
<i>Minimum beta</i>	0.0033	0.0036	-0.0002	-0.0002	0.0017	0.0031	0.0030
<i>Range</i>	0.0626	0.0721	0.0832	0.0925	0.0979	0.1034	0.1035



**Πίνακας 41 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το High cap portfolio Ιρλανδίας**

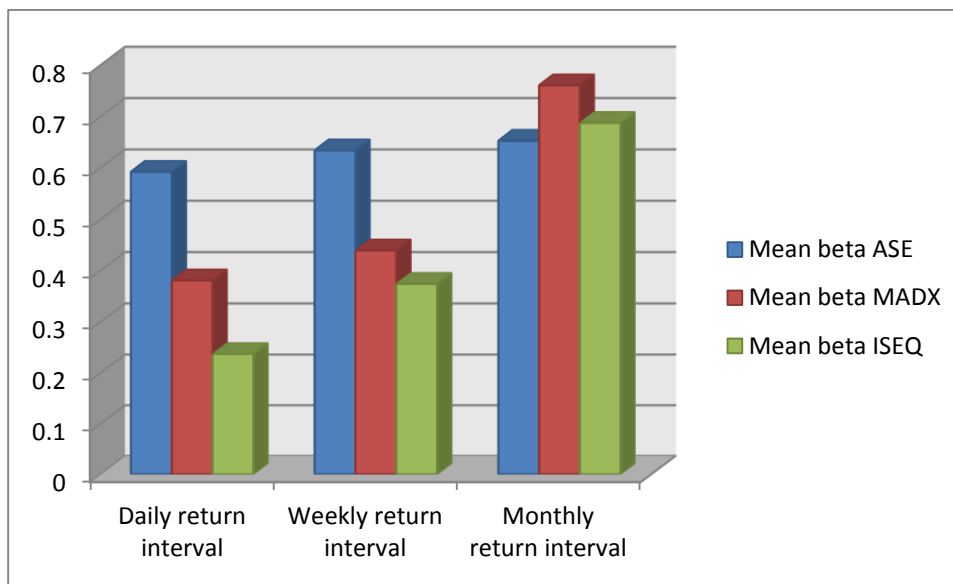
<b>ISEQ</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	0.8104	0.8527	0.8596	0.8389	0.7989	0.7803	0.7899
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0665	0.0610	0.0569	0.0595	0.0622	0.0541	0.0574
<i>Maximum beta</i>	0.2268	0.1953	0.1745	0.1641	0.1580	0.1814	0.1818
<i>Minimum beta</i>	0.0143	0.0146	0.0128	0.0117	0.0126	0.0162	0.0137
<i>Range</i>	0.2125	0.1807	0.1617	0.1524	0.1454	0.1653	0.1681

**Πίνακας 42 - Εκτιμήσεις βάσει των μεθόδων Scholes & Williams και Cohen et al για το Low cap portfolio Ιρλανδίας**

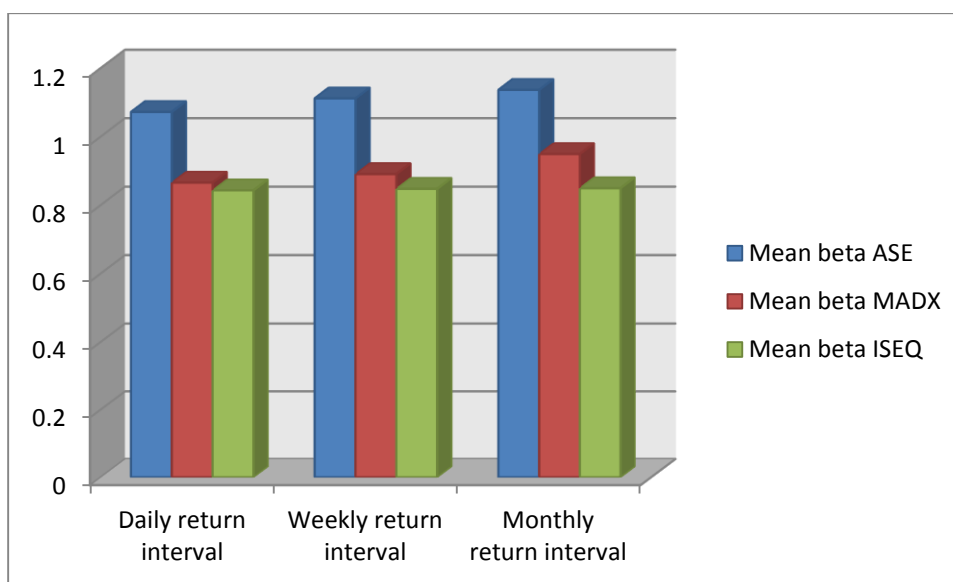
<b>ISEQ</b>	<b>Scholes &amp; Williams</b>	<b>Cohen et al (2lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (3lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (4lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (5lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (6lags/leads)</b>	<b>Cohen et al (7lags/leads)</b>
<i>Mean beta</i>	0.2714	0.3100	0.3675	0.2270	0.4026	0.4460	0.4828
<i>Standard deviation of beta estimates</i>	0.0331	0.0339	0.0309	0.0260	0.0357	0.0406	0.0419
<i>Maximum beta</i>	0.1068	0.1068	0.0827	0.0725	0.1125	0.1488	0.1292
<i>Minimum beta</i>	-0.0054	-0.0022	0.0023	-0.0209	-0.0016	0.0027	-0.0072
<i>Range</i>	0.1122	0.1090	0.0805	0.0934	0.1141	0.1461	0.1364

## ΓΡΑΦΗΜΑΤΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

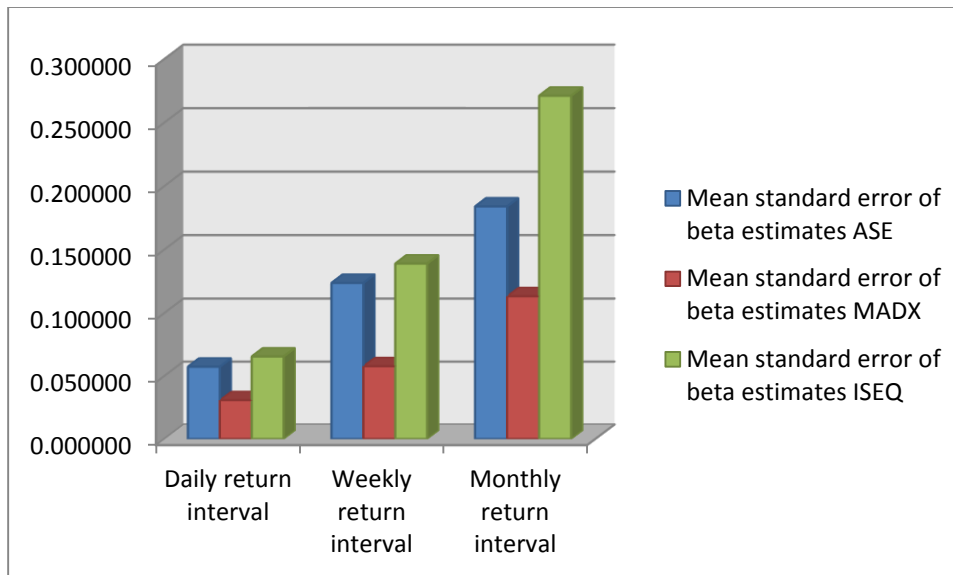
**Γράφημα 1 - Παρουσίαση των Mean Beta Estimates των Low Cap portfolios**



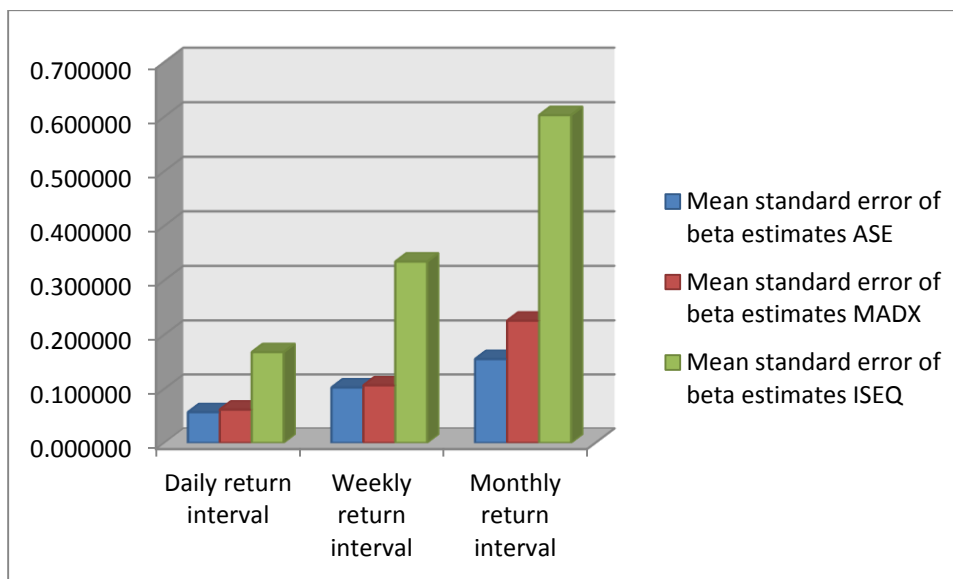
**Γράφημα 2 - Παρουσίαση Mean Beta Estimates των High Cap portfolios**



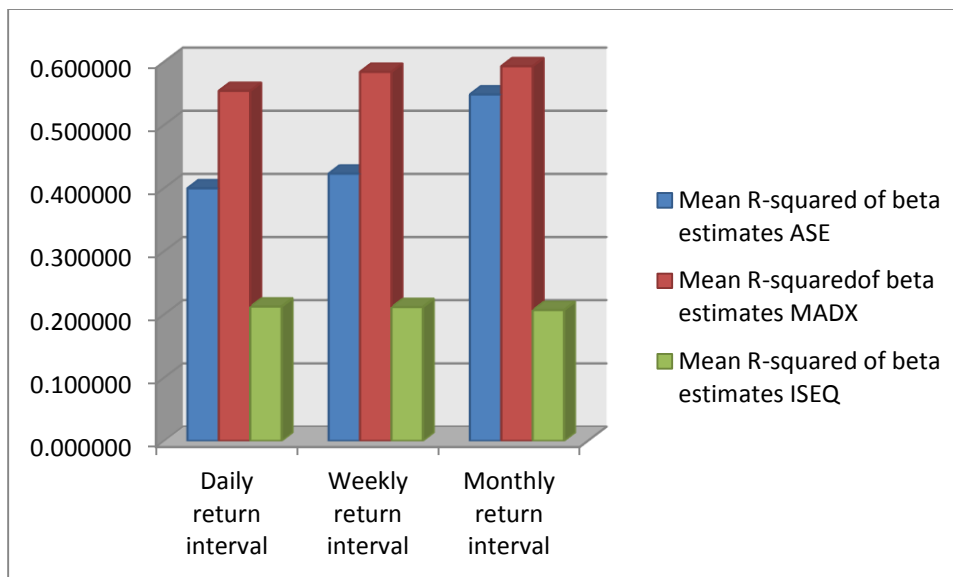
**Γράφημα 3 - Παρουσίαση Mean Standard Error of Beta Estimates των High Cap portfolios**



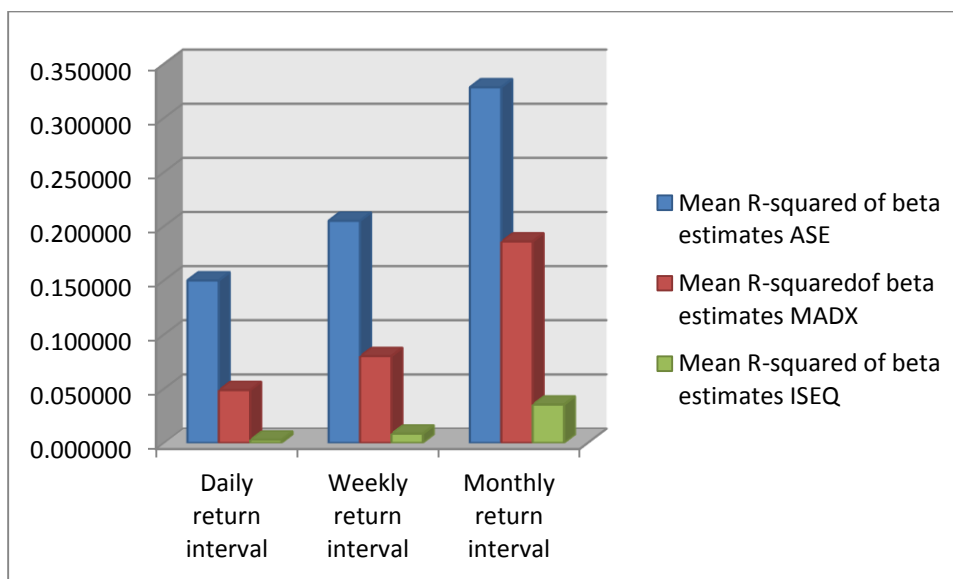
**Γράφημα 4 - Παρουσίαση Mean Standard Error of Beta Estimates των Low Cap portfolios**



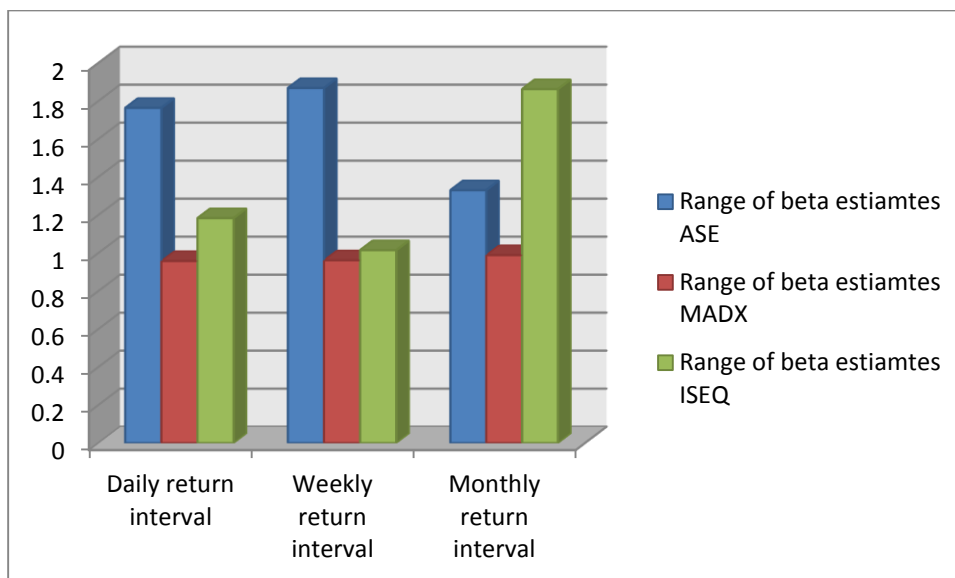
**Γράφημα 5 - Παρουσίαση Mean R-squared of Beta Estimates των High Cap portfolios**



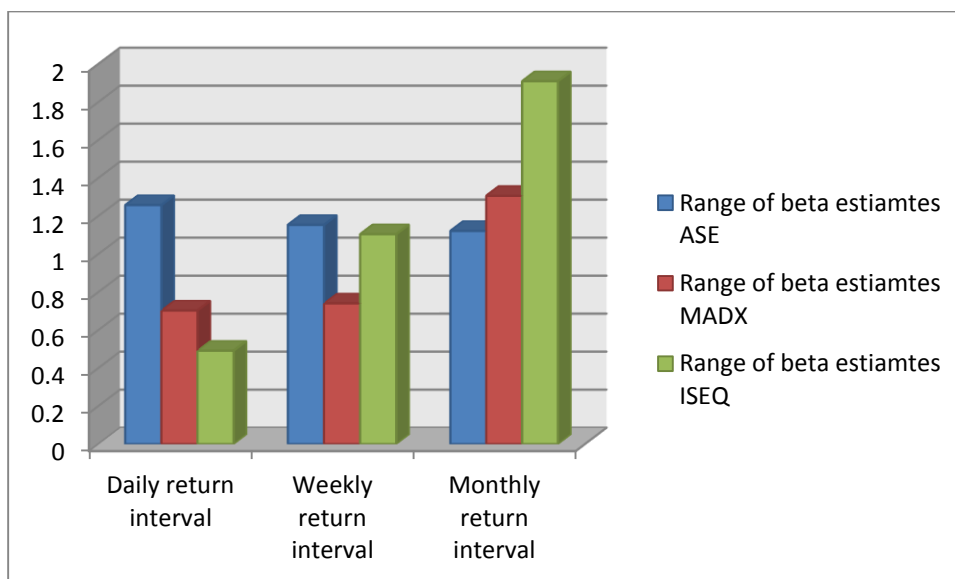
**Γράφημα 6 - Παρουσίαση Mean R-squared of Beta Estimates των Low Cap portfolios**



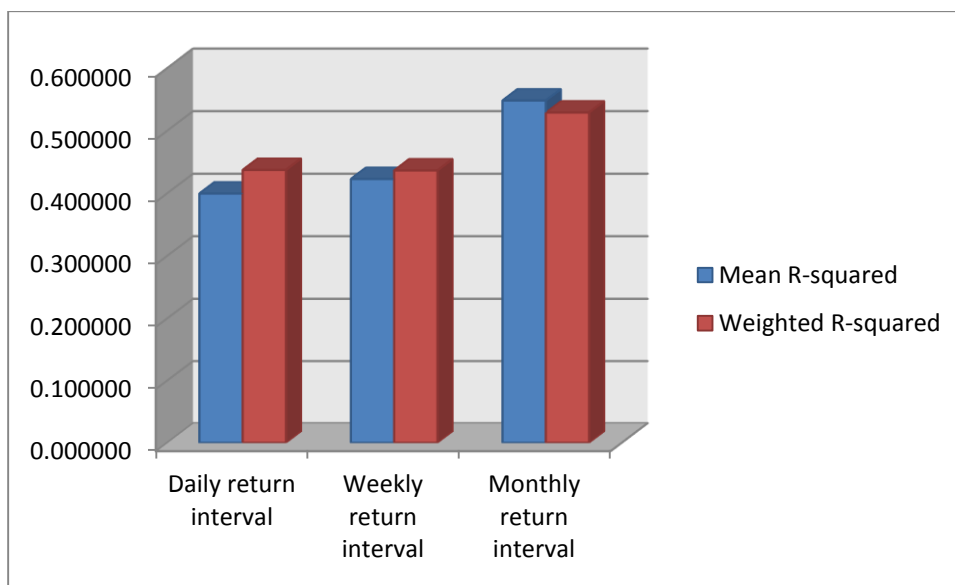
**Γράφημα 7 - Παρουσίαση Range of Beta Estimates των High Cap portfolios**



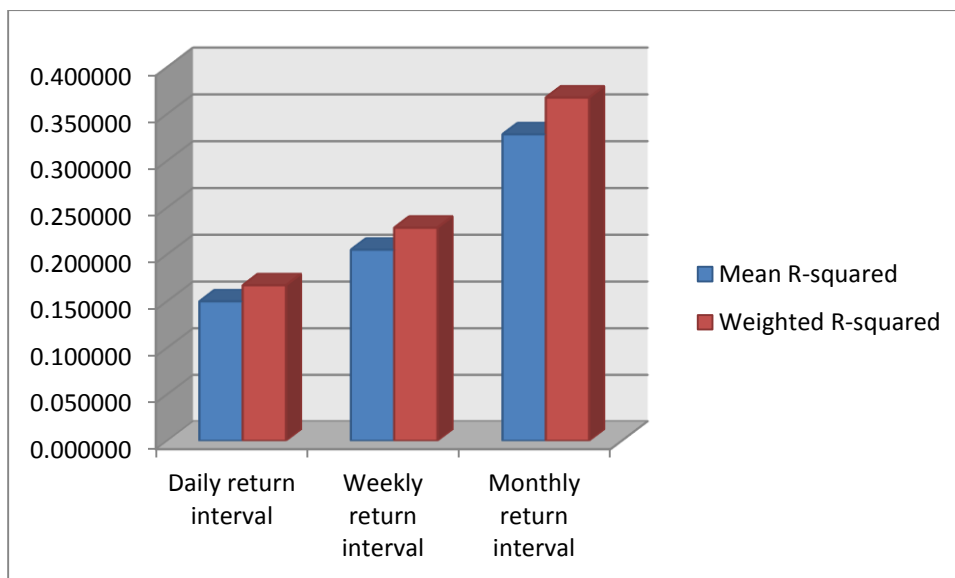
**Γράφημα 8 - Παρουσίαση Range of Beta Estimates των Low Cap portfolios**



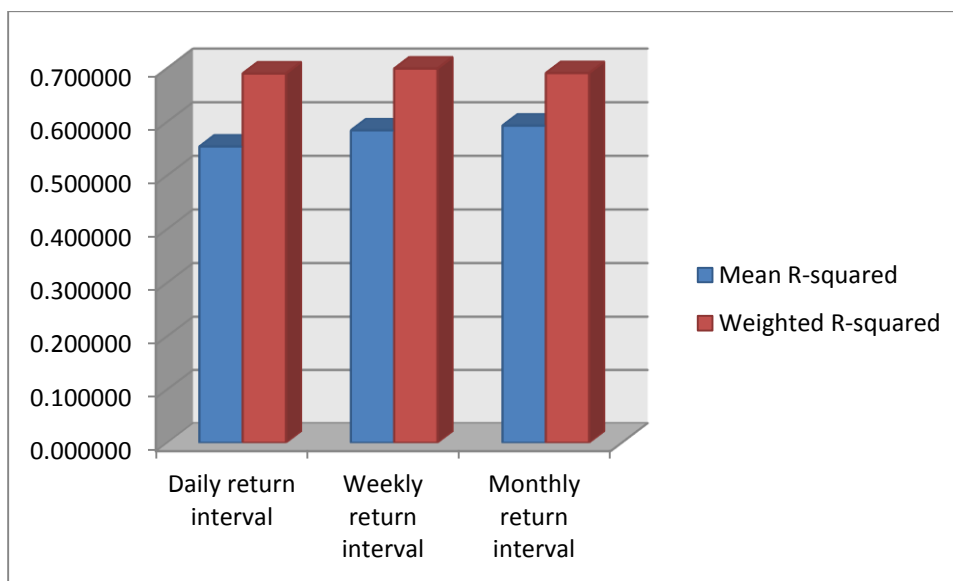
**Γράφημα 9 - Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του high cap portfolio της Ελλάδας**



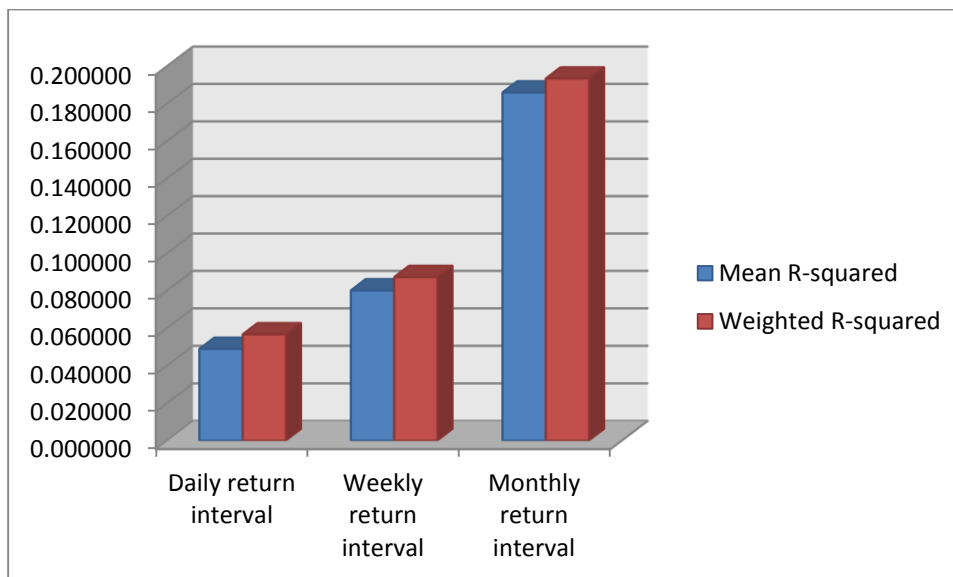
**Γράφημα 10- Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του low cap portfolio της Ελλάδας**



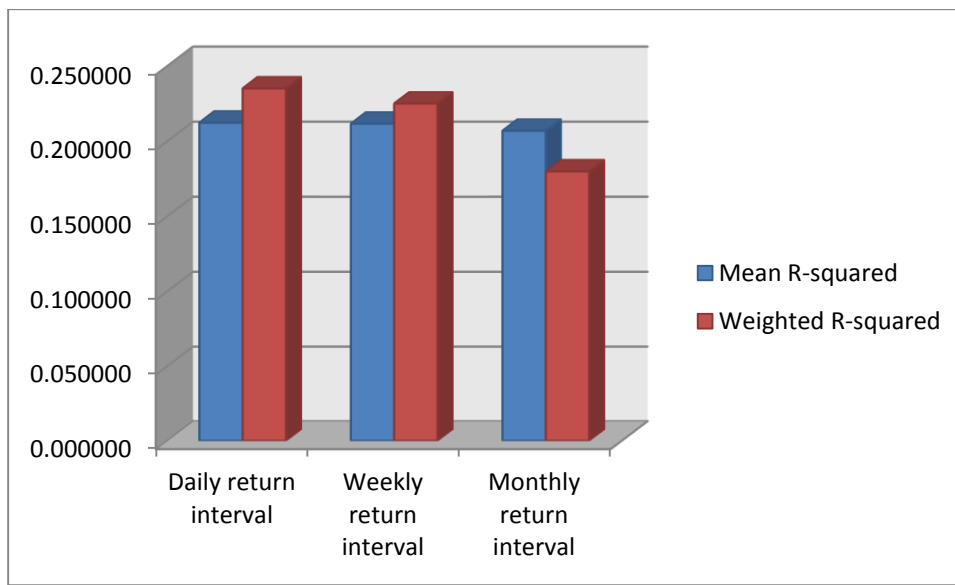
**Γράφημα 11 - Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του high cap portfolio της Ισπανίας**



**Γράφημα 12 - Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του low cap portfolio της Ισπανίας**



**Γράφημα 13 - Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του high cap portfolio της Ιρλανδίας**



**Γράφημα 14 - Σύγκριση Mean και Weighted R-Square του low cap portfolio της Ιρλανδίας**

