



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
 ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
 & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
 ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

+

249

ΟΛΓΑ ΛΥΜΠΕΡΟΠΟΥΛΟΥ

Διπλωματική Εργασία

ΤΟ ΒΗΤΑ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΟΤΑΝ
 ΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ
 ΕΙΝΑΙ ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ
 ΚΑΙ ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΜΕ ΤΟ ΒΗΤΑ
 ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ.ΕΙΣ.	36763
COMP.	2178 & 27502
ΤΑΞΗ.	332 63 ΛΥ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	



00136763

Τριμελής επιτροπή

Επιβλέπων: Καθηγητής & Αντιπρόεδρος Γ. Π. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ
 Μέλη: Επίκουρος Καθηγητής Ν. Δ. ΦΙΛΙΠΠΑΣ
 Λέκτορας Ν. Β. ΤΣΑΓΚΑΡΑΚΗΣ

Στον Γιάννη και στους γονείς μου

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΑΝΑΓΝΩΡΙΣΕΙΣ

Από τη σελίδα αυτή, θα ήθελα να εκφράσω τις ευχαριστίες μου σε όλους όσους συνέβαλαν στην ολοκλήρωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας.

Στον Καθηγητή και Αντιπρότανη Γεώργιο Π. Διακογιάννη, επιβλέποντα καθηγητή, για την καθοδήγηση και τις συμβουλές του, στον Αν. Καθηγητή Νικήτα Πιττή, για τις οικονομετρικές συμβουλές του, στον Επ. Καθηγητή Εμμανουήλ Τσιριτάκη, για την παροχή βιβλιογραφίας, στον Γιάννη Βουτσινά για τις πολύτιμες παρατηρήσεις και συμβουλές του και στους Νίκο Ηλιάδη και Γιάννη Μητρόπουλο για την παροχή υπολογιστικής υποστήριξης.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ – ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Περιεχόμενο της εργασίας.....σελ.	1
1.2 Σκοποί της εργασίας.....σελ.	4
1.3 Περιορισμοί της εργασίας.....σελ.	5
1.4 Διάρθρωση της εργασίας.....σελ.	6

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ – ΤΟ ΠΡΟΒΛΗΜΑ ΤΟΥ ΜΑΡΚΟΒΙΤΖ

2.1 Εισαγωγή.....σελ.	8
2.2 Αξιολόγηση μετοχών βάσει της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου τους.....σελ.	10
2.3 Το βέλτιστο μέτωπο.....σελ.	17
2.4 Το πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων.....σελ.	25
Παράρτημα 2Α.....σελ.	27

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ – ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

3.1 Εισαγωγή.....σελ.	30
3.2 Το Υπόδειγμα της Αγοράς.....σελ.	32
3.3 Το Βήτα των μετοχών.....σελ.	37
3.4 Εκτίμηση του Βήτα.....σελ.	41
3.5 Υπαρξη Ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς.....σελ.	43
3.6 Μη κανονικότητα στις αποδόσεις των μετοχών.....σελ.	50

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ – ΜΗ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΤΟΥ ΒΗΤΑ

4.1 Εισαγωγή.....σελ.	52
4.2 Μη Στασιμότητα του Βήτα και τεχνικές προσαρμογής του.....σελ.	53
4.3 Βέλτιστο χρονικό διάστημα εκτίμησης και Στασιμότητα του Βήτα.....σελ.	69
4.4 Εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης του Βήτα.....σελ.	72

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ – ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

5.1 Εισαγωγή.....σελ.	75
5.2 Οι υποθέσεις του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων...σελ.	76
5.3 Η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς.....σελ.	78
5.4 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.....σελ.	81
5.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων χωρίς δανεισμό και δάνεισμα.....σελ.	85
5.6 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων με ασυμμετρία.....σελ.	87
5.7 Κριτικές για το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.....σελ.	89

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΚΤΟ – ΜΙΑ ΤΡΙΣΔΙΑΣΤΑΤΗ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΝΑΜΕΝΟΜΕΝΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟΥ, ΒΑΣΙΣΜΕΝΗ ΣΤΗ ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟΤΗΤΑ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

6.1 Εισαγωγή.....σελ.	106
6.2 Μη αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς.....σελ.	108
6.3 Ιδιότητες των χαρτοφυλακίων που βρίσκονται στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου.....σελ.	109
6.4 Το νέο Βήτα των μετοχών.....σελ.	114
6.5 Το νέο βέλτιστο μέτωπο.....σελ.	116

- 6.6 Μια τρισεδιάστατη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου,
βασισμένη στη μη αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου.....σελ. 118
- 6.7 Κριτικές για το νέο μοντέλο.....σελ. 122

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΒΔΟΜΟ – ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

- 7.1 Εισαγωγή.....σελ. 123
- 7.2 Δεδομένα και χρονική περίοδος διεξαγωγής του ελέγχου.....σελ. 124
- 7.3 Μεθοδολογία.....σελ. 126
- 7.3.1 Υπολογισμός των αποδόσεων των μετοχών και του
χρηματιστηριακού δείκτη.....σελ. 127
- 7.3.2 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των μετοχών ως προς τον
χρηματιστηριακό δείκτη, για την πρώτη πενταετία.....σελ. 129
- 7.3.3 Διαμόρφωση χαρτοφυλακίων.....σελ. 130
- 7.3.4 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς
το χρηματιστηριακό δείκτη, για τη δεύτερη πενταετία.....σελ. 131
- 7.3.5 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς
ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση
με το χρηματιστηριακό δείκτη, για τη δεύτερη πενταετία.....σελ. 132
- 7.3.6 Έλεγχος της διαχρονικής σταθερότητας των δύο εκτιμητών των
συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.....σελ. 136
- 7.3.7 Έλεγχος της στατιστικά σημαντικής διαφοράς των δύο εκτιμητών
των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.....σελ. 141
- 7.3.8 Εμπειρικός έλεγχος.....σελ. 143
- 7.4 Επανάληψη της μεθοδολογίας.....σελ. 144

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΟΓΔΩΟ – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

8.1 Εισαγωγή.....σελ.	145
8.2 Μελέτη της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα.....σελ.	145
8.3 Μελέτη της διαστρωματικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα.....σελ.	149
8.4 Στατιστικός έλεγχος της διαχρονικής σταθερότητας των δύο διαφορετικών εκτιμητών των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.....σελ.	151
8.5 Στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.....σελ.	163
8.6 Οι δύο διαφορετικές εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.....σελ.	165

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΝΑΤΟ – ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

9.1 Εισαγωγή.....σελ.	172
9.2 Γενικά συμπεράσματα.....σελ.	173
9.3 Περιορισμοί και προβλήματα.....σελ.	176
9.4 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....σελ.	178

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α.....σελ. 180

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β.....σελ. 195

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....σελ. 199

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Περιεχόμενο της εργασίας

Η παρούσα εργασία έχει τον τίτλο «Το Βήτα των Μετοχών όταν το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι Μη Αποδοτικό και Σύγκριση με το Βήτα του Υποδείγματος της Αγοράς».

Ο τίτλος αυτός, μας παραπέμπει στην περιοχή της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Αυτήν ακριβώς την περιοχή θα προσπαθήσουμε να εξερευνήσουμε στην παρούσα εργασία. Η λέξη «μετοχή», άμεσα συνδεδεμένη με την έννοια του Χρηματιστηρίου και τον χρηματιστηριακό πυρετό, που έχει κυριεύσει ολόκληρο τον κόσμο τα τελευταία χρόνια, ακούγεται οικεία στον καθένα. Οι υπόλοιπες έννοιες, όμως, δεν είναι τόσο απλές. Η παρούσα εργασία θα προσπαθήσει να τις επεξηγήσει, κάνοντας μια ανασκόπηση των σημαντικότερων τμημάτων της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Θα περιγράψει το Υπόδειγμα της Αγοράς, θα επεξηγήσει την έννοια του Βήτα μιας μετοχής, θα ορίσει το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς και θα εξετάσει κάτω από ποιες προϋποθέσεις ένα χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό. Τα θέματα με τα οποία θα ασχοληθεί η παρούσα εργασία –σε μικρότερο ή σε μεγαλύτερο βαθμό– παρουσιάζονται στη συνέχεια.

Το ξεκίνημα της εργασίας γίνεται μέσω της ανασκόπησης του προβλήματος του *Markowitz*. Το πρόβλημα αυτό, είναι ουσιαστικά το πρόβλημα που αντιμετωπίζει ο εκάστοτε επενδυτής, η επιλογή δηλαδή –ανάμεσα από μια πληθώρα εναλλακτικών δυνατοτήτων– εκείνης της επενδυτικής στρατηγικής η οποία τον «αντιπροσωπεύει» καλύτερα. Πιο συγκεκριμένα, γίνεται μια ανάλυση των κριτηρίων, βάσει των οποίων οι επενδυτές αξιολογούν τις εναλλακτικές

επενδυτικές ευκαιρίες που τους παρουσιάζονται, προτείνονται εναλλακτικοί τρόποι υπολογισμού του βέλτιστου μετώπου –του συνόλου δηλαδή των χαρτοφυλακίων τα οποία είναι επιθυμητά για τους επενδυτές– και τέλος παρουσιάζονται τα προβλήματα, τα οποία ανακύπτουν κατά τη διαδικασία υπολογισμού του βέλτιστου μετώπου. Το σημαντικότερο από αυτά είναι το μεγάλο πλήθος των προς εκτίμηση παραμέτρων, το οποίο απαιτείται για την επίλυση του προβλήματος του επενδυτή.

Τα προβλήματα αυτά, αν και αρχικά φαίνονται ως ένα σημαντικό εμπόδιο στη διαδικασία επιλογής της κατάλληλης επενδυτικής στρατηγικής, αποδεικνύονται τελικά μικρής σημασίας, μια και, στη συνέχεια της εργασίας, παρουσιάζεται ένας τρόπος επίλυσής τους. Πιο συγκεκριμένα, παρουσιάζονται και αναλύονται διεξοδικά το Υπόδειγμα της Αγοράς και ο συντελεστής βήτα των μετοχών, ο οποίος παίζει πρωτεύοντα ρόλο στην παρούσα εργασία. Μέσω της παρουσίασης του Υποδείγματος της Αγοράς, γίνεται εμφανής η απλοποίηση του τρόπου υπολογισμού του βέλτιστου μετώπου και επομένως η διευκόλυνση της επίλυσης του προβλήματος του επενδυτή.

Παρόλη όμως την διευκόλυνση την οποία μας προσφέρει η ανακάλυψη και εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς, τα προβλήματα δεν εξαλείφονται. Αν και τα αρχικά προβλήματα έχουν ξεπεραστεί, στην πορεία ανακύπτουν νέα, περισσότερο σημαντικά από τα προηγούμενα.

Το σημαντικότερο από τα νέα προβλήματα είναι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, ένα πρόβλημα το οποίο έχει παρατηρηθεί από πολλούς ερευνητές στη διεθνή βιβλιογραφία και το οποίο κάνει αδύνατη την εφαρμογή του συγκεκριμένου υποδείγματος. Ένα δεύτερο, εξίσου σημαντικό πρόβλημα, είναι αυτό της μη στασιμότητας του συντελεστή βήτα. Σε μια προσπάθεια επίλυσης του προβλήματος αυτού, παρουσιάζονται ορισμένες τεχνικές προσαρμογής του συντελεστή βήτα, οι οποίες έχουν κύριο στόχο τη βελτίωση των εκτιμήσεων τις οποίες μας παρέχει το Υπόδειγμα της Αγοράς. Παρουσιάζονται, επίσης, ορισμένες μελέτες, αναφορικά με το βέλτιστο χρονικό διάστημα εκτίμησης του συντελεστή βήτα και το πώς αυτό

επηρεάζει τη στασιμότητα των παρεχόμενων εκτιμήσεων και γίνεται μια αναφορά σε ορισμένες εναλλακτικές μεθόδους εκτίμησης του συντελεστή βήτα, οι οποίες όμως δεν διορθώνουν τα προβλήματα των προηγούμενων μεθόδων.

Η εργασία συνεχίζει με την παρουσίαση ενός από τα σημαντικότερα κομμάτια της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Το υπόδειγμα αυτό, μας εφοδιάζει με μια σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου –όπως αυτός εκφράζεται από το συντελεστή βήτα των μετοχών. Παρουσιάζονται αναλυτικά οι υποθέσεις επάνω στις οποίες στηρίζεται το υπόδειγμα αυτό, καθώς επίσης και ορισμένες εναλλακτικές μορφές του, ανάλογα με τους περιορισμούς που τίθενται κάθε φορά. Μέσω μιας εκτεταμένης ανασκόπησης της διεθνούς βιβλιογραφίας αναφορικά με την ισχύ του υποδείγματος αυτού, γίνονται εμφανή τα προβλήματα που ανακύπτουν κατά την εφαρμογή του. Τα προβλήματα αυτά οφείλονται κατά κύριο λόγο στη μη αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου αναφοράς των επενδυτών και αλλοιώνουν τα αποτελέσματα με τα οποία μας εφοδιάζει η χρήση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.

Τη λύση στο πρόβλημα αυτό, μέσω της κατασκευής ενός νέου μοντέλου, το οποίο μας εφοδιάζει με μια τρισδιάστατη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου των μετοχών, έρχεται να δώσει με ένα άρθρο του ο καθηγητής *George P. Diacogiannis*. Το άρθρο αυτό, το οποίο έχει τον τίτλο: “A Three-Dimensional Risk-Return Relationship, based upon the Inefficiency of a Portfolio: Derivation and Implications.” αποτελεί τον κύριο άξονα της παρούσας εργασίας. Το νέο αυτό μοντέλο, έρχεται ουσιαστικά να διορθώσει το ήδη υπάρχον Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, λαμβάνοντας υπ’ όψιν ακριβώς το πρόβλημα της μη αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου αναφοράς των επενδυτών. Μέσω της κατασκευής του μοντέλου αυτού, παρουσιάζεται και ένας νέος τρόπος υπολογισμού του συντελεστή βήτα των μετοχών, ο οποίος αναμένεται να άρει τα προβλήματα του παραδοσιακού τρόπου υπολογισμού του μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς.

Όλα τα προηγούμενα αφορούν στο καθαρά θεωρητικό τμήμα της εργασίας αυτής. Πέρα από το τμήμα αυτό υπάρχει και το πρακτικό τμήμα, στο οποίο διεξάγεται μια εμπειρική μελέτη. Η μελέτη αυτή, η οποία στηρίζεται στη χρήση δεδομένων από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών για την χρονική περίοδο 10/1990 – 11/2000, έχει ως σκοπό τη σύγκριση μεταξύ του νέου και του παραδοσιακού τρόπου υπολογισμού του συντελεστή βήτα μιας μετοχής, σε μια προσπάθεια ανάδειξης της υπεροχής της μίας έναντι της άλλης μεθόδου. Απώτερος στόχος και σκοπός, είναι η ανάδειξη της υπεροχής της νέας μεθόδου έναντι του παραδοσιακού Υποδείγματος της Αγοράς.

Ο επίλογος της εργασίας γίνεται με τη μελέτη των αποτελεσμάτων της πραγματοποιηθείσας έρευνας, με τη διεξαγωγή χρήσιμων συμπερασμάτων, καθώς επίσης και με προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

1.2 Σκοποί της εργασίας

Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι διττός. Αφ' ενός, θα αποτελέσει την πρώτη εφαρμογή στην πράξη του νέου υποδείγματος για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα των μετοχών. Αφ' όσο γνωρίζουμε, κανένας τέτοιος έλεγχος, αναφορικά με το συγκεκριμένο μοντέλο, δεν έχει πραγματοποιηθεί μέχρι στιγμής στη διεθνή βιβλιογραφία. Αφ' ετέρου, μέσω της εργασίας αυτής, θα πραγματοποιηθεί η πρώτη σύγκριση μεταξύ του νέου και του παραδοσιακού τρόπου υπολογισμού του συντελεστή βήτα μιας μετοχής. Όπως προαναφέραμε, ο μέχρι στιγμής γνωστός και ευρύτατα χρησιμοποιούμενος τρόπος υπολογισμού του συντελεστή βήτα των μετοχών, είναι μέσω της εφαρμογής του Υποδείγματος της Αγοράς, με όλα τα προβλήματα και τα σφάλματα, στα οποία αναπόφευκτα μας οδηγεί η εφαρμογή του συγκεκριμένου μοντέλου. Μέσα από την εργασία αυτή, και πιο συγκεκριμένα μέσω της σύγκρισης των δύο παραπάνω μοντέλων, θα προσπαθήσουμε να αναδείξουμε την υπεροχή κάποιας από τις δύο μεθόδους έναντι της άλλης. Η υπεροχή αυτή θα εξαρτηθεί από την προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα με τους

οποίους μας εφοδιάζουν οι δύο μέθοδοι, καθώς επίσης και από τη στασιμότητα των συντελεστών αυτών.

Αναμένουμε ότι τα τελικά μας αποτελέσματα θα αναδείξουν την υπεροχή της νέας μεθόδου έναντι του παραδοσιακού τρόπου υπολογισμού του βήτα των μετοχών. Αν κάτι τέτοιο καταστεί όντως δυνατό, η προσφορά του νέου μοντέλου στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου αναμένεται να είναι υψίστης σημασίας, αλλάζοντας δραστικά τα όσα μέχρι στιγμής ισχύουν στο πεδίο αυτό.

1.3 Περιορισμοί της εργασίας

Η σύγκριση η οποία θα πραγματοποιηθεί μεταξύ των δύο μεθόδων και τα αποτελέσματα τα οποία θα εξαχθούν, σε καμία περίπτωση δεν μπορεί να θεωρηθούν απόλυτα. Και αυτό διότι, παράλληλη την προσπάθεια η οποία έχει καταβληθεί, για τη σωστή συλλογή και επεξεργασία των δεδομένων, υπάρχουν κάποια αναπόφευκτα εμπόδια, τα οποία παρουσιάζονται σε όλες τις εμπειρικές μελέτες του τύπου αυτού.

Ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιείται στην εργασία αυτή –όπως και σε όλες τις εργασίες του τύπου αυτού– ο χρηματιστηριακός δείκτης. Το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως θα αναφερθεί στο κύριο μέρος της εργασίας αυτής, είναι αδύνατον να ανιχνευθεί και να αποτιμηθεί. Περιοριζόμαστε, λοιπόν, στο χρηματιστηριακό δείκτη και αυτό αναμένεται να περιορίσει και τα αποτελέσματα τα οποία θα εξαχθούν.

Οι μετοχές οι οποίες χρησιμοποιούνται για την κατασκευή του βέλτιστου μετώπου, περιορίζονται σε ένα μόνο τμήμα των διαπραγματεύσιμων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών μετοχών. Αυτό συμβαίνει αναγκαστικά, μια και δεν έχουν όλες οι διαπραγματεύσιμες μετοχές επαρκή αριθμό

στοιχείων για την επεξεργασίας τους. Και αυτός ο αναγκαστικός περιορισμός αναμένεται να περιορίσει σε μικρό βαθμό τα αποτελέσματά μας.

Τέλος, το χρονικό διάστημα διεξαγωγής του ελέγχου περιορίζεται μόλις σε μια δεκαετία. Αυτός ο περιορισμός ήταν αναγκαίος, λόγω της δυσκολίας εύρεσης μιας αξιόπιστης και εύχρηστης βάσεως δεδομένων, με στοιχεία τα οποία θα κάλυπταν ένα μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Η δυνατότητα επεξεργασίας ενός μεγαλύτερου χρονικού διαστήματος, θα μπορούσε να προσφέρει ακόμα μεγαλύτερη ισχύ στα αποτελέσματα τα οποία θα εξαχθούν.

1.4 Διάρθρωση της εργασίας

Το υπόλοιπο μέρος της παρούσας εργασίας, ακολουθεί την παρακάτω διάρθρωση.

Στο Κεφάλαιο Δεύτερο, παρουσιάζεται το πρόβλημα του *Markowitz*, ο τρόπος με τον οποίο αυτό επιλύεται, καθώς επίσης και τα προβλήματα που προκύπτουν κατά τη διαδικασία επίλυσής του. Στο Κεφάλαιο Τρίτο, παρουσιάζονται και αναλύονται διεξοδικά το Υπόδειγμα της Αγοράς και ο συντελεστής βήτα των μετοχών, ο οποίος παίζει πρωτεύοντα ρόλο στην παρούσα εργασία. Στο Κεφάλαιο Τέταρτο, παρουσιάζεται αναλυτικά –μέσω μιας εκτεταμένης ανασκόπησης της διεθνούς βιβλιογραφίας– το πρόβλημα της μη στασιμότητας του συντελεστή βήτα των μετοχών. Στο Κεφάλαιο Πέμπτο, παρουσιάζεται ένα από τα σημαντικότερα κομμάτια της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και γίνεται μια εκτεταμένη ανασκόπηση της βιβλιογραφίας, αναφορικά με την ισχύ του υποδείγματος αυτού. Το Κεφάλαιο Έκτο, παρουσιάζει τη Νέα Τρισδιάστατη Σχέση μεταξύ Αναμενόμενης Απόδοσης και Κινδύνου βασισμένη στη Μη Αποδοτικότητα ενός Χαρτοφυλακίου, καθώς επίσης και το νέο τρόπο υπολογισμού του συντελεστή βήτα των μετοχών. Το Κεφάλαιο Έβδομο, περιγράφει τα δεδομένα

τα οποία θα χρησιμοποιηθούν για τη σύγκριση μεταξύ των δύο μοντέλων και τη μεθοδολογία η οποία θα χρησιμοποιηθεί. Το Κεφάλαιο Όγδοο παρουσιάζει τα αποτελέσματα τα οποία προκύπτουν από την παραπάνω σύγκριση. Στο Κεφάλαιο Ένατο, γίνεται μια σύντομη ανασκόπηση της όλης εργασίας, διαμορφώνονται ορισμένα σημαντικά συμπεράσματα και τέλος γίνονται ορισμένες ενδιαφέρουσες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα επάνω στο συγκεκριμένο αντικείμενο. Στο τέλος της εργασίας, βρίσκονται δύο παραρτήματα. Στο Παράρτημα Α, παρουσιάζονται πίνακες με τα χαρτοφυλάκια των μετοχών επάνω στα οποία βασίστηκαν οι έλεγχοι που διενεργήσαμε, καθώς επίσης και ορισμένα γραφήματα που παρουσιάζουν τη διαχρονική και διαστρωματική σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων αυτών. Στο Παράρτημα Β, παρατίθενται πίνακες με τα σημαντικότερα από τα αποτελέσματα στα οποία οδηγήθηκαμε κατά την επεξεργασία των δεδομένων μας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΤΟ ΠΡΟΒΛΗΜΑ ΤΟΥ MARKOWITZ

2.1 Εισαγωγή

Η τοποθέτηση των επενδυντών σε μετοχές, οι οποίες διαπραγματεύονται σε κάποιο από τα διεθνή Χρηματιστήρια, αποτελεί μια από τις πλέον διαδεδομένες μορφές επένδυσης. Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται έντονα, τόσο σε εθνικό όσο και σε παγκόσμιο επίπεδο και χρονολογείται αρκετές δεκαετίες. Τα Χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, του Τόκιο, του Παρισιού, του Λονδίνου καθώς επίσης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, φιλοξενούν ένα πλήθος μετοχών εταιρειών μικρής, μεσαίας και μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Οι τιμές των μετοχών αυτών διαπραγματεύονται καθημερινά, τόσο από μικρούς όσο και από θεσμικούς επενδυτές. Ο σκοπός όλων αυτών των επενδυντών, είναι η πραγματοποίηση όσο το δυνατόν υψηλότερων αποδόσεων κατά τη διάρκεια της επένδυσής τους, μια και υψηλές αποδόσεις μεταφράζονται σε υψηλά κέρδη για τον επενδυτή και επομένως σε αύξηση του πλούτου του.

Η απόδοση από την επένδυση σε μια μετοχή, μπορεί να διαχωριστεί σε δύο μέρη: στην κεφαλαιακή και στη μερισματική απόδοση. Η ποσοστιαία μεταβολή της τιμής της μετοχής κατά την περίοδο διακράτησής της, αποτελεί την κεφαλαιακή απόδοση. Η κεφαλαιακή απόδοση μπορεί να πάρει και αρνητικές και θετικές τιμές. Πράγματι, σε περίπτωση που αγοράζουμε τη μετοχή σε μια τιμή A και την πουλάμε σε μια μικρότερη τιμή B υποκειμέθα σε κάποια απώλεια, η οποία μεταφράζεται σε αρνητική κεφαλαιακή απόδοση. Στην περίπτωση που η τιμή πώλησης είναι υψηλότερη από την τιμή αγοράς πραγματοποιούμε κέρδη, τα οποία μεταφράζονται σε θετική κεφαλαιακή απόδοση. Εάν συμβεί να πετύχουμε ίδια τιμή αγοράς και πώλησης, η

κεφαλαιακή μας απόδοση θα είναι μηδενική. Εάν η εταιρεία μοιράζει μέρισμα στους μετόχους της τότε, το ποσοστό της αρχικής τιμής της μετοχής το οποίο αποτελεί το μέρισμα είναι η καλούμενη μερισματική απόδοση. Η μερισματική απόδοση είναι πάντα θετική. Εάν η εταιρεία δεν μοιράζει μέρισμα, τότε δεν υπάρχει μερισματική απόδοση (μηδενική μερισματική απόδοση).

Τα παραπάνω μπορούν να παρουσιαστούν σχηματικά ως εξής: Έστω ότι τη χρονική στιγμή $t-1$ αγοράζουμε τη μετοχή i σε τιμή $P_{i,t-1}$. Σκοπός μας είναι να κρατήσουμε τη μετοχή για μια μόνο χρονική περίοδο και να την πουλήσουμε τη χρονική στιγμή t . Ας υποθέσουμε ότι, εκείνη τη χρονική στιγμή η τιμή της μετοχής θα είναι P_{it} . Υποθέτουμε επιπλέον ότι, κατά την περίοδο στην οποία κατέχουμε τη μετοχή, η εταιρεία μοιράζει στους μετόχους της μέρισμα ίσο με D_{it} . Η απόδοση την οποία αποκομίζουμε από τη μετοχή κατά το χρονικό διάστημα $[t-1, t)$ δίνεται από την σχέση:

$$R_{it} = \frac{-P_{i,t-1} + D_{it} + P_{it}}{P_{i,t-1}} \Rightarrow$$

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

Το πρώτο τμήμα του δεξιού μέλους της παραπάνω ισότητας, δηλαδή η ποσότητα $\frac{P_{it} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$,

είναι η κεφαλαιακή απόδοση της μετοχής.

- Εάν $P_{it} > P_{i,t-1}$, τότε έχουμε αρνητική κεφαλαιακή απόδοση.
- Εάν $P_{it} < P_{i,t-1}$, τότε έχουμε θετική κεφαλαιακή απόδοση.
- Εάν $P_{it} = P_{i,t-1}$, τότε έχουμε μηδενική κεφαλαιακή απόδοση.

Το δεύτερο τμήμα του δεξιού μέλους της παραπάνω ισότητας, δηλαδή η ποσότητα $\frac{D_{it}}{P_{i,t-1}}$, είναι η μερισματική απόδοση της μετοχής.

- Εάν η εταιρεία μοιράζει μέρισμα στους μετόχους της, τότε $D_{it} > 0$ και έχουμε θετική μερισματική απόδοση.
- Εάν η εταιρεία δεν μοιράζει μέρισμα στους μετόχους της, τότε $D_{it} = 0$ και έχουμε μηδενική μερισματική απόδοση.

2.2 Αξιολόγηση μετοχών βάσει της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου τους

Εάν όλες οι τιμές αγοράς και πώλησης των διαπραγματεύσιμων μετοχών ήταν γνωστές εκ των προτέρων, οι επενδυτές θα κατεύθυναν τα κεφάλαιά τους στις μετοχές εκείνες που θα τους έδιναν θετικές και υψηλές αποδόσεις. Το αποτέλεσμα θα ήταν, σίγουρα κέρδη και βέβαιη αύξηση του πλούτου. Γνωρίζουμε, όμως, ότι κάτι τέτοιο απέχει πολύ από το να είναι πραγματικό. Οι τιμές μιας μετοχής ακολουθούν μια πορεία, η οποία στα Μαθηματικά έχει την ονομασία «τυχαίος περίπατος». Με απλά λόγια αυτό σημαίνει ότι, η γνώση των παρελθόντων τιμών της μετοχής δεν μας δίνει κάποια πληροφορία για τις μελλοντικές τιμές της. Δεν μπορούμε, δηλαδή, γνωρίζοντας τη σημερινή τιμή μιας μετοχής, να αποφανθούμε με βεβαιότητα για το ποια θα είναι η τιμή της αύριο. Αυτή η ύπαρξη αβεβαιότητας στις τιμές των μετοχών μεταφράζεται σε αβεβαιότητα για τις μελλοντικές τους αποδόσεις.

Η παραπάνω υπόθεση, αναφορικά με τον τρόπο με τον οποίο κινούνται οι τιμές μιας μετοχής, είναι συνεπής με την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας, η οποία ισχύει στις διεθνείς χρηματαγορές. Σύμφωνα με αυτήν την μορφή αποτελεσματικότητας, όλες οι πληροφορίες αναφορικά με την τιμή μιας μετοχής περιλαμβάνονται στη σημερινή τιμή της. Με άλλα λόγια, δεν υπάρχει η δυνατότητα αποκώμισης συστηματικά υψηλών κερδών, από τη μελέτη της

παρελθούσας πορείας μιας μετοχής. Η καλύτερη πρόβλεψη που μπορούμε να κάνουμε για την αριανή τιμή μιας μετοχής είναι η σημερινή τιμή της. Επομένως, οι κανόνες τεχνικής ανάλυσης, οι οποίοι χρησιμοποιούνται από πολλούς επενδυτές, δεν αναμένεται να δώσουν συστηματικά υψηλότερες από το χρηματιστηριακό δείκτη αποδόσεις, σε μια αγορά στην οποία ισχύει η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας.

Είμαστε, λοιπόν, αναγκασμένοι να θεωρήσουμε ότι, η απόδοση μιας μετοχής είναι μια τυχαία μεταβλητή, η οποία ακολουθεί μια συγκεκριμένη κατανομή. Μέσα από τη μελέτη αυτής της κατανομής θα μπορέσουμε να εξάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα για τη μετοχή και κατά συνέπεια για την επενδυτική πορεία την οποία θα πρέπει να ακολουθήσουμε. Στην πορεία της μελέτης των αποδόσεων των μετοχών κάνουμε κάποιες παραδοχές, οι οποίες έχουν σκοπό τη διευκόλυνσή μας. Μας οδηγούν όμως παράλληλα σε απώλεια ακρίβειας, με συνέπεια τα αποτελέσματά μας να μην είναι απόλυτα αξιόπιστα. Για παράδειγμα, υποθέτουμε ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν την κανονική κατανομή. Αυτό μας διευκολύνει, μια και για τη μελέτη των αποδόσεων μας αρκούν δύο μόνο μέτρα: ένα που θα μας δίνει την κεντρική τάση και ένα δεύτερο που θα μας δίνει τη διασπορά γύρω από αυτήν την κεντρική τάση. Όπως όμως θα δούμε στην πορεία της παρούσας εργασίας, η κατανομή των αποδόσεων των μετοχών αποκλίνει σημαντικά από την κανονική. Αυτό έχει ως συνέπεια τα αποτελέσματά μας να μην είναι απόλυτα ακριβή.

Το μέτρο που μας δίνει την κεντρική τάση είναι η μέση τιμή της κατανομής, η οποία στην προκειμένη περίπτωση καλείται *αναμενόμενη απόδοση*. Η αναμενόμενη απόδοση μας δίνει την πιο πιθανή τιμή για την μελλοντική απόδοση της μετοχής την οποία εξετάζουμε. Το μέτρο που μας δίνει τη διασπορά γύρω από αυτήν την κεντρική τάση είναι η διασπορά της κατανομής, η οποία στην προκειμένη περίπτωση καλείται *διασπορά της απόδοσης*. Αυτή αποτελεί ένα μέτρο του κινδύνου της μετοχής, μας δείχνει δηλαδή πόσο μπορεί να αποκλίνει η πραγματοποιηθείσα από την αναμενόμενη απόδοση της υπό εξέταση μετοχής. Ένα άλλο μέτρο του κινδύνου μιας

μετοχής, το οποίο είναι πιο εύχρηστο και πιο διαδεδομένο στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου, είναι η *τοπική απόκλιση της απόδοσης* μιας μετοχής, η οποία δεν είναι τίποτε άλλο από την τετραγωνική ρίζα της διασποράς της απόδοσης. Ο τρόπος υπολογισμού των παραπάνω μέτρων είναι ο εξής:

Έστω μια μετοχή i , της οποίας η απόδοση δεν είναι βέβαιη αλλά δίνεται από την παρακάτω συνάρτηση πιθανότητας:

Πίνακας 2.1

R_{ij}	P_{ij}
R_{i1}	P_{i1}
R_{i2}	P_{i2}
...	...
R_{ik}	P_{ik}

όπου:

R_{ij} : η j απόδοση της μετοχής i , η οποία έχει πιθανότητα πραγματοποίησης $P_{ij}, j=1, 2, \dots, k$.

Τότε:

$$E(R_i) = \sum_{j=1}^k P_{ij} R_{ij}$$

$$\text{Var}(R_i) \equiv \sigma_i^2 = E[(R_{ij} - E(R_i))^2] = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k P_{ij} (R_{ij} - E(R_i))^2$$

όπου:

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

$\text{Var}(R_i)$: η διασπορά της απόδοσης της μετοχής i .

Η μελέτη της συμπεριφοράς των επενδυτών κατά την αξιολόγηση των μετοχών και κατά την κατασκευή χαρτοφυλακίων, έγινε για πρώτη φορά από τον *Harry Markowitz* (1952). Η συνεισφορά της μελέτης αυτής στην περαιτέρω εξέλιξη της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου είναι

πρωτίστης σημασίας. Σύμφωνα με τον *Markowitz* οι επενδυτές –κατά την αξιολόγηση των διαφόρων αξιογράφων– ενδιαφέρονται μόνο για τα δύο χαρακτηριστικά τα οποία περιγράψαμε προηγουμένως και τα οποία ονομάσαμε αναμενόμενη απόδοση και διασπορά της απόδοσης. Πιο συγκεκριμένα, επέλεγον εκείνες τις μετοχές οι οποίες τους προσφέρουν, υψηλή αναμενόμενη απόδοση και χαμηλό επίπεδο κινδύνου, δηλαδή χαμηλό επίπεδο διασποράς της απόδοσης. Οι επενδυτές, είναι φυσιολογικό να αναζητούν από μια μετοχή όσο το δυνατόν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις –μια και έτσι θα έχουν υψηλότερα αναμενόμενα κέρδη– και όσο το δυνατόν χαμηλότερη διασπορά της απόδοσης –μια και έτσι θα έχουν χαμηλότερο κίνδυνο, δηλαδή τα κέρδη τους θα είναι πιο βέβαια.

Η επένδυση σε μια μεμονωμένη μετοχή είναι μια αρκετά επικίνδυνη στρατηγική, μια και ο επενδυτής είναι εκτεθειμένος σε ένα –εν γένει σημαντικό– επίπεδο κινδύνου. Ένας τρόπος μείωσης αυτού του κινδύνου, είναι η επένδυση σε ένα πλήθος μετοχών, η δημιουργία δηλαδή χαρτοφυλακίων. Ένα χαρτοφυλάκιο δεν είναι τίποτε άλλο από ένα σύνολο αξιογράφων, τα οποία έχουν κάποιες επιθυμητές για τον επενδυτή ιδιότητες. Η επένδυση σε ένα χαρτοφυλάκιο βοηθάει στη διαφοροποίηση, στη δραστική δηλαδή μείωση του κινδύνου στον οποίο είναι εκτεθειμένος ο επενδυτής μέσω της επενδυτικής του στρατηγικής. Οι επενδυτές, λοιπόν, προτιμούν, και σε ορισμένες περιπτώσεις είναι υποχρεωμένοι (π.χ. θεσμικοί επενδυτές), να επενδύουν το κεφάλαιό τους σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο. Ας δούμε, με τη βοήθεια ενός απλού παραδείγματος, πώς μπορεί να συμβαίνει κάτι τέτοιο.

Ας υποθέσουμε ότι βρισκόμαστε σε μια χρηματιστηριακή αγορά στην οποία υπάρχουν οι μετοχές Α και Β. Όταν το κλίμα το οποίο επικρατεί στην αγορά είναι θετικό, η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής Α είναι 15% ενώ της μετοχής Β 5%. Όταν το κλίμα το οποίο επικρατεί στην αγορά είναι αρνητικό, η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής Α είναι 5% ενώ της μετοχής Β είναι 15%. Τέλος, όταν το κλίμα το οποίο επικρατεί στην αγορά είναι ουδέτερο, οι αναμενόμενες αποδόσεις των

δύο μετοχών είναι 10%. Σχηματικά, οι αναμενόμενες αποδόσεις των δύο μετοχών παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 2.2

Κλίμα αγοράς	Αναμενόμενη απόδοση μετοχής Α	Αναμενόμενη απόδοση μετοχής Β
Θετικό	15%	5%
Ουδέτερο	10%	10%
Αρνητικό	5%	15%

Αν επενδύσουμε είτε στη μεμονωμένη μετοχή Α είτε στη μεμονωμένη μετοχή Β, δεν θα έχουμε σίγουρες αποδόσεις. Μπορεί –επενδύοντας στην Α για παράδειγμα– να έχουμε απόδοση 15% σε περίπτωση που το κλίμα στην αγορά είναι θετικό. Εάν όμως το κλίμα είναι αρνητικό, η απόδοσή μας θα είναι μόλις 5%. Τι θα γινόταν εάν επενδύαμε το μισό κεφάλαιό μας στην Α και το υπόλοιπο στη Β; Εύκολα προκύπτει ότι, οποιοδήποτε και αν είναι το κλίμα το οποίο επικρατεί στην αγορά, η παραπάνω προτεινόμενη επένδυση μας αποφέρει μια σίγουρη απόδοση της τάξεως του 10%. Μπορεί, βέβαια, να έχουμε χάσει την υψηλή απόδοση της τάξεως του 15%, που μας προσέφερε η αρχική μας στρατηγική επένδυσης μόνο στη μετοχή Α. Έχουμε όμως εξαλείψει την αρνητική περίπτωση, στην οποία η απόδοση της επένδυσής μας θα έπεφτε στο 5%.

Είδαμε, λοιπόν, στην απλή περίπτωση, πώς η διαφοροποίηση βοηθάει στη μείωση του κινδύνου στον οποίο είναι εκτεθειμένος ο επενδυτής. Στη συνέχεια θα γενικεύσουμε τα αποτελέσματά μας για ένα πλήθος N μετοχών.

Έστω ένα χαρτοφυλάκιο p , το οποίο αποτελείται από N το πλήθος μετοχές. Τότε, για την αναμενόμενη απόδοση και για τη διασπορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου p , ισχύουν οι σχέσεις:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i E(R_i).$$

$$\text{Var}(R_p) \equiv \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \text{Var}(R_i) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j).$$

όπου:

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

$\text{Var}(R_p)$: η διασπορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου p .

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση της i μετοχής, $i=1, 2, \dots, N$.

$\text{Var}(R_i)$: η διασπορά της απόδοσης της i μετοχής, $i=1, 2, \dots, N$.

$\text{Cov}(R_i, R_j)$: η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών i και j , $i, j=1, 2, \dots, N$, $j \neq i$.

X_i : το ποσοστό του πλούτου μας που επενδύουμε στην i μετοχή, $i=1, 2, \dots, N$.

Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών, μας δείχνει κατά πόσο οι μετοχές κινούνται μαζί ή όχι. Δύο μετοχές που επηρεάζονται κατά τον ίδιο τρόπο από τα διάφορα οικονομικά γεγονότα και κινούνται μαζί, παρουσιάζουν θετική συνδιακύμανση. Δύο μετοχές που επηρεάζονται κατά αντίθετο τρόπο από τα διάφορα οικονομικά γεγονότα και κινούνται αντίθετα, παρουσιάζουν αρνητική συνδιακύμανση. Σε περίπτωση που ο τρόπος με τον οποίο κινείται η μία μετοχή είναι ανεξάρτητος από τον τρόπο με τον οποίο κινείται η άλλη, τότε η συνδιακύμανσή τους ισούται με το μηδέν. Η ιδιότητα της συνδιακύμανσης να μπορεί να παίρνει τόσο θετικές όσο και αρνητικές τιμές, είναι αυτή που οδηγεί στη διαφοροποίηση του κινδύνου, όταν οι επενδυτές κρατούν ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών αντί για μεμονωμένες μετοχές. Ας δούμε πώς γίνεται αυτό.

Ας υποθέσουμε ότι μοιράζουμε το κεφάλαιό μας ισόποσα στις N μετοχές, δηλαδή σε κάθε μετοχή τοποθετούμε ποσοστό ίσο με το $\frac{1}{N}$ του πλούτου μας. Τότε, η διασπορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου μας δίνεται από τη σχέση:

$$\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N \frac{1}{N^2} \text{Var}(R_i) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \frac{1}{N} \frac{1}{N} \text{Cov}(R_i, R_j) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \frac{1}{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(R_i) \right) + \frac{N-1}{N} \left(\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \text{Cov}(R_i, R_j) \right) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \frac{1}{N} \overline{\text{Var}(R_i)} + \frac{N-1}{N} \overline{\text{Cov}(R_i, R_j)}.$$

όπου:

$\overline{\text{Var}(R_i)}$: η μέση διασπορά της απόδοσης των N μετοχών.

$\overline{\text{Cov}(R_i, R_j)}$: η μέση συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων όλων των πιθανών ζευγαριών των N μετοχών.

Όταν το πλήθος των μετοχών αυξάνει, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου γίνεται:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(R_p) = \overline{\text{Cov}(R_i, R_j)}.$$

Βλέπουμε, λοιπόν, ότι όταν έχουμε επενδύσει το κεφάλαιό μας σε έναν αρκετά μεγάλο αριθμό μετοχών, ο ολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μας δεν επηρεάζεται από τον μεμονωμένο κίνδυνο της κάθε μετοχής (δηλαδή από το $\text{Var}(R_i)$), αλλά από τον τρόπο με τον οποίο κινούνται μεταξύ τους οι αποδόσεις των μετοχών (δηλαδή από το $\text{Cov}(R_i, R_j)$). Στην πράξη, ένας αριθμός μετοχών μεταξύ 8 και 16 είναι ικανός για την επίτευξη ενός καλού επιπέδου διαφοροποίησης του κινδύνου.

2.3 Το βέλτιστο μέτωπο

Όπως ακριβώς και με τις μεμονωμένες μετοχές, έτσι και με τα χαρτοφυλάκια οι επενδυτές αναζητούν όσο το δυνατόν υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση και όσο το δυνατόν μικρότερη διασπορά της απόδοσης. Έτσι, για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, ψάχνουν να βρουν το χαρτοφυλάκιο εκείνο που έχει τον ελάχιστο κίνδυνο. Εάν αυτή η διαδικασία επαναληφθεί για διάφορα επίπεδα αναμενόμενης απόδοσης, τότε θα πάρουμε μια πλειάδα χαρτοφυλακίων. Το σύνολο των χαρτοφυλακίων αυτών, εάν απεικονισθεί γραφικά στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – τυπικής απόκλισης της απόδοσης, σχηματίζει μια καμπύλη, η οποία καλείται βέλτιστο μέτωπο. Το βέλτιστο μέτωπο αποτελείται από αποδοτικά χαρτοφυλάκια, χαρτοφυλάκια δηλαδή που για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης εμπεριέχουν τον ελάχιστο κίνδυνο (ή ισοδύναμα για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου προσφέρουν τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση).

Επομένως, υπάρχει ένας άμεσος τρόπος για την επίλυση του προβλήματος του επενδυτή, για την επιλογή δηλαδή του βέλτιστου χαρτοφυλακίου, το οποίο ικανοποιεί τις προσωπικές του προτιμήσεις αναφορικά με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο. Τα βήματα που πρέπει να ακολουθήσουμε είναι τα παρακάτω:

1. Προσδιορισμός ενός επιθυμητού επιπέδου αναμενόμενης απόδοσης του υπό αναζήτηση χαρτοφυλακίου, έστω λ .
2. Ελαχιστοποίηση του κινδύνου του υπό αναζήτηση χαρτοφυλακίου, κάτω από τον περιορισμό για το επίπεδο της αναμενόμενης απόδοσης. Η ελαχιστοποίηση θα γίνει ως προς τα X_i , $i=1, 2, \dots, N$, δηλαδή ως προς το ποσοστό του πλούτου μας που θα επενδύσουμε στην i μετοχή. Επιπλέον θα υποθέσουμε ότι επενδύουμε όλον τον πλούτο μας στο υπό αναζήτηση χαρτοφυλάκιο.

Μέσα από αυτήν την διαδικασία, θα βρούμε το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να τοποθετήσουμε στην κάθε μετοχή. Η γνώση αυτών των ποσοστών καθορίζει μονοσήμαντα το ζητούμενο χαρτοφυλάκιο. Για να μπορέσουμε όμως να βρούμε τα ζητούμενα ποσοστά μέσω της διαδικασίας που περιγράψαμε παραπάνω, θα πρέπει να γνωρίζουμε τα παρακάτω στοιχεία, τα οποία ουσιαστικά καθορίζουν την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο του υπό αναζήτηση χαρτοφυλακίου:

1. $E(R_i)$ $i=1, 2, \dots, N$ –δηλαδή χρειαζόμαστε N εκτιμήσεις, μία για το επίπεδο της αναμενόμενης απόδοσης της κάθε μετοχής.
2. $\text{Var}(R_i)$ $i=1, 2, \dots, N$ –δηλαδή χρειαζόμαστε N εκτιμήσεις, μία για το επίπεδο του κινδύνου της κάθε μετοχής.
3. $\text{Cov}(R_i, R_j)$ $i, j=1, 2, \dots, N$ –δηλαδή χρειαζόμαστε $\frac{N(N-1)}{2}$ εκτιμήσεις, μία για το επίπεδο της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων όλων των πιθανών ζευγαριών των N μετοχών (το $\frac{N(N-1)}{2}$ προκύπτει από το γεγονός ότι ο δείκτης i μπορεί να πάρει N τιμές ενώ ο δείκτης j μπορεί να πάρει μόνο $N-1$ τιμές, δεδομένου ότι πρέπει $j \neq i$, καθώς επίσης και από την ιδιότητα της συνδιακύμανσης: $\text{Cov}(R_i, R_j) = \text{Cov}(R_j, R_i)$).

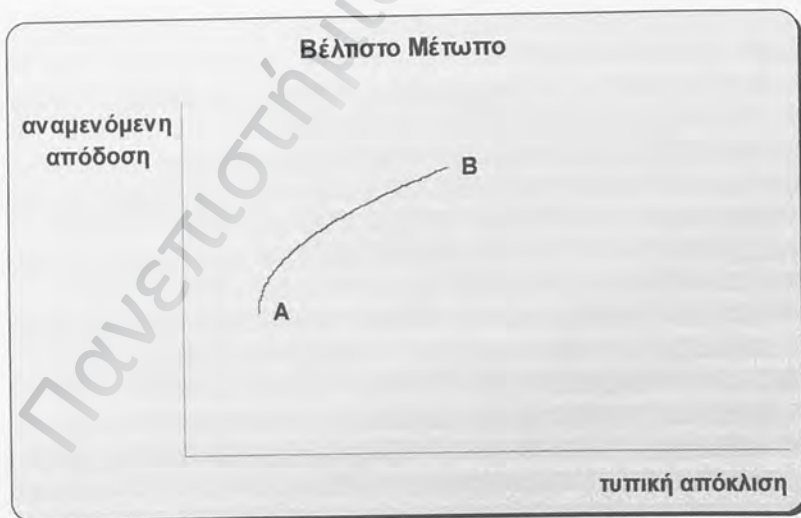
Το πλήθος των προς εκτίμηση παραμέτρων είναι, λοιπόν, ίσο με $\frac{N^2 + 3N}{2}$. Υποθέτοντας ότι έχουμε στη διάθεσή μας τις παραπάνω εκτιμήσεις, είμαστε σε θέση να κατασκευάσουμε το βέλτιστο μέτωπο κάτω από διαφορετικές κάθε φορά συνθήκες. Στη συνέχεια αυτής της ενότητας αναφέρουμε τις περιπτώσεις αυτές, παρουσιάζοντας γραφικά τη μορφή του βέλτιστου μετώπου που προκύπτει στην κάθε περίπτωση.

Περίπτωση 1^α

Δεν υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν ή από το οποίο μπορούν να δανειστούν απεριόριστα κεφάλαια. Επιπλέον δεν επιτρέπεται το short selling αξιογράφων, η πώληση δηλαδή αξιογράφων τα οποία δεν έχουμε στην κατοχή μας.

Σύμφωνα με τις υποθέσεις αυτές, οι επενδυτές είναι αναγκασμένοι να αναλάβουν ένα σημαντικό επίπεδο κινδύνου, μια και δεν υπάρχει κάποιο ακίνδυνο αξιόγραφο στο οποίο να επενδύσουν είτε όλο είτε μέρος του κεφαλαίου τους. Επιπλέον, δεν έχουν τη δυνατότητα να αυξήσουν απεριόριστα τις αποδόσεις της επένδυσής τους, μια και απαγορεύεται το short selling αξιογράφων, το οποίο θα μπορούσε να τους προσφέρει μια τέτοια δυνατότητα. Στην περίπτωση αυτή, το βέλτιστο μέτωπο έχει τη μορφή που απεικονίζεται στο επόμενο σχήμα:

Σχήμα 2.1



- Το χαρτοφυλάκιο το οποίο βρίσκεται στο σημείο Α, έχει τη μικρότερη τυπική απόκλιση και τη μικρότερη αναμενόμενη απόδοση από όλα τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Το χαρτοφυλάκιο αυτό ονομάζεται *χαρτοφυλάκιο ελαχίστης διασποράς*.
- Το χαρτοφυλάκιο το οποίο βρίσκεται στο σημείο Β, έχει τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση και τη μέγιστη τυπική απόκλιση από όλα τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Το χαρτοφυλάκιο αυτό ονομάζεται *χαρτοφυλάκιο μέγιστης αναμενόμενης απόδοσης*. Συνήθως, το σημείο Β αποτελείται από μια μεμονωμένη μετοχή και όχι από ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών.

Περίπτωση 2^η

Δεν υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν ή από το οποίο μπορούν να δανειστούν απεριόριστα κεφάλαια. Επιπλέον επιτρέπεται το *short selling* αξιογράφων.

Στην περίπτωση αυτή το πρόβλημά μας μεταφράζεται στο:

$$\min_{X_i} \left(\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i^2 \text{Var}(R_i) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j) \right)$$

κάτω από τους περιορισμούς:

$$E(R_p) = \lambda$$

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1.$$

Σε αυτό το πλαίσιο ο Roll (1977) απέδειξε ότι:

$$X_p = V^{-1} \begin{bmatrix} r & i \end{bmatrix} A^{-1} \begin{pmatrix} \lambda \\ 1 \end{pmatrix}$$

όπου:

X_p : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να επενδύσουμε στην κάθε μετοχή.

V : ο $N \times N$ συμμετρικός πίνακας κυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των N μετοχών (V^{-1} : ο αντίστροφός του).

r : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία τις αναμενόμενες αποδόσεις των N μετοχών.

i : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία μονάδες (το μοναδιαίο διάνυσμα).

$A = [r \quad i]^T V^{-1} [r \quad i]$, ένας 2×2 πίνακας (A^{-1} : ο αντίστροφός του).

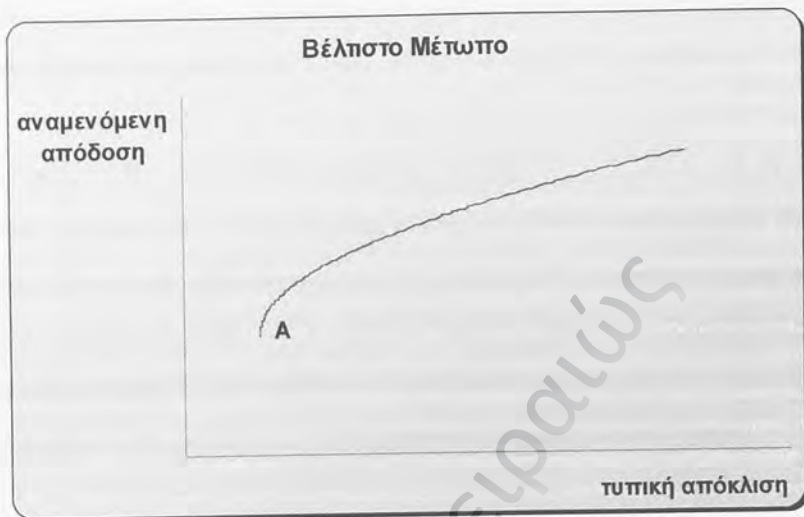
λ : το ζητούμενο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης.

Η απόδειξη του παραπάνω αποτελέσματος περιλαμβάνεται στο παράρτημα, το οποίο βρίσκεται στο τέλος του κεφαλαίου αυτού.

Μεταβάλλοντας διαδοχικά το ζητούμενο επίπεδο της αναμενόμενης απόδοσης (δηλαδή για διαφορετικές τιμές της παραμέτρου λ), βρίσκουμε τη σύνθεση διαφορετικών αποδοτικών χαρτοφυλακίων. Με τον τρόπο αυτό κατασκευάζουμε το βέλτιστο μέτωπο. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, έτσι και εδώ υπάρχει το χαρτοφυλάκιο ελαχίστης διασποράς (το A), το οποίο έχει τη μικρότερη τυπική απόκλιση και τη μικρότερη αναμενόμενη απόδοση από όλα τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Σε αυτήν την περίπτωση, όμως, δεν υπάρχει κάποιο χαρτοφυλάκιο μεγίστης αναμενόμενης απόδοσης. Η απόδοση που αναμένουμε από την επένδυσή μας μπορεί να είναι απεριόριστα μεγάλη. Ταυτόχρονα όμως δεν πρέπει να ξεχνάμε ότι απεριόριστα μεγάλος θα είναι και ο κίνδυνος. Η διαφορά αυτή μεταξύ των δύο περιπτώσεων οφείλεται στην εισαγωγή της έννοιας του short selling στο πλαίσιο της ανάλυσής μας.

Το βέλτιστο μέτωπο στην περίπτωση αυτή έχει γραφικά την παρακάτω μορφή:

Σχήμα 2.2



Περίπτωση 3^η

Υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και από το οποίο μπορούν να δανειστούν απεριόριστα κεφάλαια.

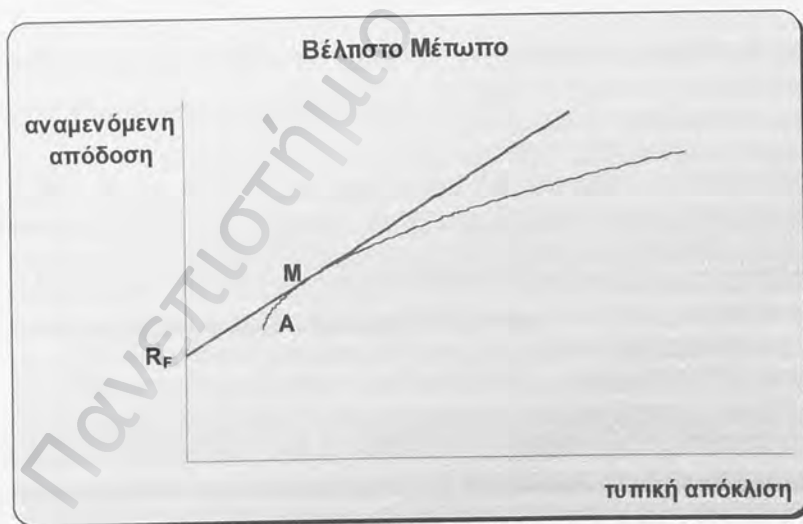
Είδαμε, στην προηγούμενη περίπτωση, ποια είναι η μορφή του βέλτιστου μετώπου όταν δεν υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου και όταν επιτρέπεται το short selling αξιογράφων. Αν τώρα εισάγουμε στην ανάλυσή μας ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και από το οποίο μπορούν να δανείζονται απεριόριστα κεφάλαια, θα παρατηρήσουμε τα εξής:

Κάποιοι από τους επενδυτές, θα προτιμήσουν να τοποθετήσουν ένα μέρος του κεφαλαίου τους στη σίγουρη απόδοση που τους προσφέρει το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου και το υπόλοιπο θα το επενδύσουν σε κάποιο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο. Οι επενδυτές της κατηγορίας αυτής δεν είναι ριψοκίνδυνοι και προτιμούν μικρές αλλά σίγουρες αποδόσεις. Κάποιοι άλλοι, θα προτιμήσουν να

δανειστούν κεφάλαια και να τα τοποθετήσουν, μαζί με το αρχικό τους κεφάλαιο, σε κάποιο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο. Οι επενδυτές της κατηγορίας αυτής είναι περισσότερο ριψοκίνδυνοι από τους πρώτους και προτιμούν μεγαλύτερες αλλά περισσότερο αβέβαιες αποδόσεις.

Είναι προφανές ότι, το χαρτοφυλάκιο το οποίο θα επιλέξουν τόσο οι πρώτοι όσο και οι δεύτεροι επενδυτές θα ανήκει στο βέλτιστο μέτωπο, μια και μόνο αυτά τα χαρτοφυλάκια έχουν τη βέλτιστη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο το οποίο θα επιλέξουν θα είναι αυτό το οποίο θα βρίσκεται στην ευθεία που ξεκινά από το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου και εφάπτεται στο βέλτιστο μέτωπο. Σε αυτήν την περίπτωση, το βέλτιστο μέτωπο είναι μια ευθεία γραμμή, η οποία απεικονίζεται στο επόμενο σχήμα:

Σχήμα 2.3



Το βέλτιστο μέτωπο είναι η ημιευθεία με αρχή το R_F , η οποία διέρχεται από το σημείο M, είναι δηλαδή στην ουσία μια ευθεία γραμμή. Τα κύρια χαρακτηριστικά της γραμμής αυτής είναι τα εξής:

- i. Το σημείο τομής της με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων είναι η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου (το σημείο R_F).
- ii. Η ευθεία αυτή εφάπτεται στο βέλτιστο μέτωπο που είχε προκύψει στην προηγούμενη περίπτωση, στο σημείο M. Το σημείο M είναι ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο αποτελείται από όλα τα επικίνδυνα αξιόγραφα.

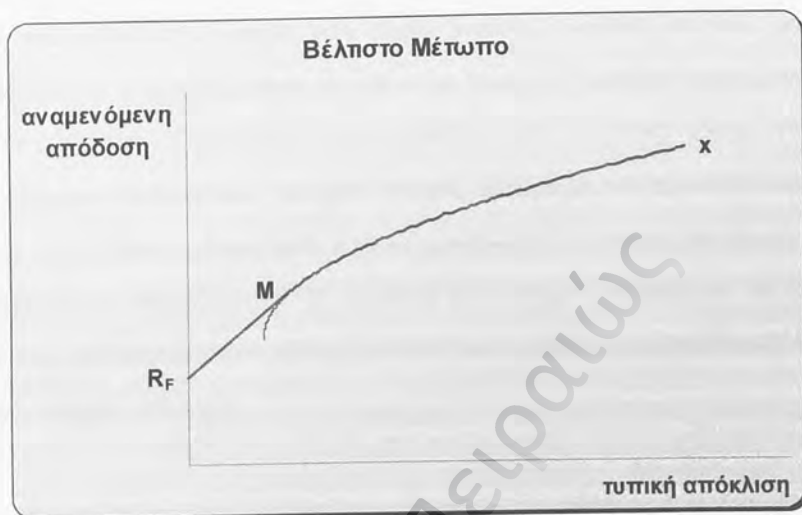
Ο κάθε επενδυτής, ο οποίος επιλέγει να επενδύσει ένα μέρος του κεφαλαίου του σε επικίνδυνα αξιόγραφα, θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο M. Η συμπεριφορά του επενδυτή απέναντι στον κίνδυνο, θα καθοριστεί το ποσοστό του κεφαλαίου του που θα τοποθετήσει στο M. Χαρτοφυλάκια που βρίσκονται στο ευθύγραμμο τμήμα $R_F M$, αντιστοιχούν σε επενδυτές οι οποίοι αποστρέφονται τον κίνδυνο. Όσο πιο κοντά στο σημείο R_F βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο στο οποίο επενδύουν, τόσο μεγαλύτερη η αποστροφή τους απέναντι στον κίνδυνο. Χαρτοφυλάκια που βρίσκονται δεξιά από το σημείο M, αντιστοιχούν σε επενδυτές οι οποίοι είναι ρισοκίνδυνοι. Όσο πιο μακριά (δεξιά) από το σημείο M βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο στο οποίο επενδύουν, τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος που αναλαμβάνουν.

Περίπτωση 4^η

Υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν αλλά από το οποίο δεν μπορούν να δανειστούν απεριόριστα κεφάλαια.

Η λογική είναι ανάλογη με αυτήν την οποία χρησιμοποιήσαμε στην προηγούμενη περίπτωση. Η μόνη διαφορά έγκειται στο ότι, στην περίπτωση αυτή, δεν μπορούμε να προχωρήσουμε δεξιά από το σημείο M, όχι τουλάχιστον με τον τρόπο με τον οποίο αυτό έγινε στην προηγούμενη περίπτωση, μια και τώρα δεν έχουμε τη δυνατότητα να δανειστούμε απεριόριστα κεφάλαια από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Το βέλτιστο μέτωπο απεικονίζεται στο παρακάτω σχήμα:

Σχήμα 2.4



Στην περίπτωση αυτή, το βέλτιστο μέτωπο είναι η καμπύλη $R_F Mx$. Η καμπύλη αυτή αποτελείται από το ευθύγραμμο τμήμα $R_F M$ και από την καμπύλη Mx , η οποία εκτείνεται απεριόριστα προς τα δεξιά. Η καμπύλη αυτή, εισέρχεται στην απεικόνιση του βέλτιστου μετώπου διότι έχουμε υποθέσει ότι δεν μπορούμε να δανειστούμε κεφάλαια με επιτόκιο R_F και να τα τοποθετήσουμε σε επικίνδυνα αξιόγραφα.

2.4 Το πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων

Είδαμε, λοιπόν, στην προηγούμενη ενότητα, τη μορφή που έχει το βέλτιστο μέτωπο κάτω από διαφορετικούς περιορισμούς. Ας επανέλθουμε τώρα στο πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων, τις οποίες χρειαζόμαστε για τον υπολογισμό του βέλτιστου μετώπου.

Δείξαμε ότι ο αριθμός των εκτιμήσεων ανέρχεται στις $\frac{N^2 + 3N}{2}$. Για έναν μικρό επενδυτή, ο οποίος παρακολουθεί ένα σχετικά μικρό πλήθος μετοχών, ο αριθμός των προς εκτίμηση παραμέτρων δεν είναι πολύ μεγάλος. Αν σκεφτούμε, όμως, ότι οι μεγάλες εταιρείες που είναι τοποθετημένες στο Χρηματιστήριο παρακολουθούν έναν σημαντικό αριθμό μετοχών, καταλαβαίνουμε ότι ο αριθμός των προς εκτίμηση παραμέτρων που προκύπτει είναι πολύ υψηλός. Για παράδειγμα, μια εταιρεία η οποία παρακολουθεί την κίνηση 150 μετοχών, είναι υποχρεωμένη να δημιουργήσει 11.475 εκτιμήσεις των ζητούμενων παραμέτρων. Το νούμερο αυτό είναι πολύ μεγάλο και το κόστος (σε χρόνο και σε χρήμα) υπολογισμού ενός τέτοιου πλήθους στοιχείων σημαντικό.

Το πρόβλημα δημιουργείται, όχι από την εκτίμηση των αναμενόμενων αποδόσεων ή των κινδύνων των μετοχών, αλλά από τον υπολογισμό των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων όλων των πιθανών ζευγαριών των μετοχών. Πράγματι, ενώ αναφορικά με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο απαιτείται ο υπολογισμός $N+N=2N$ εκτιμήσεων, το αντίστοιχο νούμερο για τον υπολογισμό των συνδιακυμάνσεων ανέρχεται στο $\frac{N(N-1)}{2}$. Το μέγεθος αυτό αυξάνει ταχύτατα με την αύξηση του N , του αριθμού των υπό παρακολούθηση μετοχών.

Εάν, λοιπόν, μπορούσαμε να βρούμε μία διαδικασία, η οποία να απαιτεί την εκτίμηση λίγων μόνο παραμέτρων προκειμένου να μας δώσει τον τρόπο με τον οποίο σχετίζονται οι αποδόσεις των μετοχών, θα είχαμε λύσει ένα σημαντικό μέρος του προβλήματός μας. Μια τέτοιου είδους διαδικασία θα περιγραφεί στο επόμενο κεφάλαιο.

Παράρτημα 2Α

Στο παράρτημα αυτό θα αποδείξουμε τη σχέση την οποία χρησιμοποίησε ο Roll για τον υπολογισμό του βέλτιστου μετόπου στην περίπτωση II.

Έστω ένα σύνολο N μετοχών. Συμβολίζουμε:

$$X_p = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix}$$

το διάνυσμα με στοιχεία τα ποσοστά επένδυσης στην κάθε μετοχή.

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1N} & \sigma_{2N} & \cdots & \sigma_N^2 \end{bmatrix}$$

τον πίνακα συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των N μετοχών.

$$r = \begin{bmatrix} E(R_1) \\ E(R_2) \\ \vdots \\ E(R_N) \end{bmatrix}$$

το διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων των N μετοχών.

$$i = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

το μοναδιαίο διάνυσμα.

Σκοπός μας είναι η επίλυση του προβλήματος: $\min_{X_p} (\sigma_p^2 = X_p^T V X_p)$

κάτω από τους περιορισμούς:

$$X_p^T i = 1$$

$$X_p^T \Gamma = \lambda, \quad \lambda \in \mathfrak{R}.$$

Θα επιλύσουμε το πρόβλημα με τη μέθοδο Lagrange.

Κατασκευάζουμε την ποσότητα:

$$\sigma_p^{\prime 2} = \sigma_p^2 - \lambda_1 (X_p^T \Gamma - \lambda) - \lambda_2 (X_p^T i - 1), \quad \lambda_1, \lambda_2 \in \mathfrak{R}.$$

Το πρόβλημά μας είναι τώρα ισοδύναμο με το: $\min_{X_p} \sigma_p^{\prime 2}$.

Παίρνοντας τη μερική παράγωγο της ποσότητας αυτής ως προς X_p έχουμε:

$$\frac{\partial \sigma_p^{\prime 2}}{\partial X_p} = 0 \Rightarrow$$

$$2VX_p - \lambda_1 \Gamma - \lambda_2 i = 0 \Rightarrow$$

$$2VX_p = \begin{bmatrix} \Gamma & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix}.$$

Πολλαπλασιάζοντας και τα δύο μέλη από αριστερά με $\frac{V^{-1}}{2}$ έχουμε:

$$X_p = V^{-1} [r \quad i] \begin{bmatrix} \frac{\lambda_1}{2} \\ \frac{\lambda_2}{2} \end{bmatrix} \quad (\Pi 2A.1).$$

Πολλαπλασιάζοντας και τα δύο μέλη από αριστερά με $[r \quad i]^T$ έχουμε:

$$[r \quad i]^T X_p = [r \quad i]^T V^{-1} [r \quad i] \begin{bmatrix} \frac{\lambda_1}{2} \\ \frac{\lambda_2}{2} \end{bmatrix} \quad (\Pi 2A.2).$$

Συμβολίζοντας $A = [r \quad i]^T V^{-1} [r \quad i]$

και παρατηρώντας ότι $[r \quad i]^T X_p = \begin{bmatrix} \lambda \\ 1 \end{bmatrix}$,

η σχέση (Π2A.2) γίνεται:

$$\begin{bmatrix} \lambda \\ 1 \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} \frac{\lambda_1}{2} \\ \frac{\lambda_2}{2} \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\lambda_1}{2} \\ \frac{\lambda_2}{2} \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} \lambda \\ 1 \end{bmatrix} \quad (\Pi 2A.3).$$

Άρα, από τις σχέσεις (Π2A.1) και (Π2A.3) προκύπτει ότι:

$$X_p = V^{-1} [r \quad i] A^{-1} \begin{bmatrix} \lambda \\ 1 \end{bmatrix}.$$

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

3.1 Εισαγωγή

Αναφερθήκαμε, στο προηγούμενο κεφάλαιο, στο πρόβλημα το οποίο είχε ανακύψει στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου αναφορικά με το πλήθος των προς εκτίμηση παραμέτρων, οι οποίες ήταν αναγκαίες για την επίλυση του προβλήματος του επενδυτή. Δεν είναι, λοιπόν, παράξενο το γεγονός ότι, οι μέθοδοι οι οποίες είχαν αναπτυχθεί για τον εντοπισμό του βέλτιστου μετώπου άργησαν πολύ να εφαρμοστούν. Ο όγκος των προς διαχείριση δεδομένων, ήταν αποτρεπτικός για την εφαρμογή στην πράξη όλων των ήδη ανεπτυγμένων θεωριών. Όπως τονίσαμε, το πρόβλημα πήγαζε κατά κύριο λόγο από την εκτίμηση των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και όχι από την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης ή του κινδύνου των μεμονωμένων μετοχών.

Κατά καιρούς, προτάθηκαν στη διεθνή βιβλιογραφία διάφορα μοντέλα, τα οποία είχαν ως σκοπό την όσο το δυνατόν έγκυρη και ταυτόχρονα εύκολη εκτίμηση των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Τα μοντέλα αυτά μπορούν να διαχωριστούν σε δύο κατηγορίες.

Στην πρώτη κατηγορία ανήκουν τα μοντέλα εκείνα τα οποία στηρίζονται σε *Τεχνικές Ομαδοποίησης – Grouping Techniques*. Τα μοντέλα της κατηγορίας αυτής, έχουν ως κύριο σκοπό της εξομάλυνση των δεδομένων τα οποία χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση του πίνακα συνδιακυμάνσεων. Σύμφωνα με τους υποστηρικτές των τεχνικών αυτών, η εξομάλυνση των δεδομένων τα οποία χρησιμοποιούνται βοηθάει στην εξάλειψη του «θορύβου» και επομένως στη

μεγαλύτερη εγκυρότητα των εξαγχθέντων αποτελεσμάτων. Οι πολέμιοι αυτών των μοντέλων αντιτείνουν ότι, η ομαδοποίηση στην οποία υπόκεινται τα δεδομένα οδηγεί σε απώλεια σημαντικών πληροφοριών. Ως απάντηση, λοιπόν, κατασκευάζουν τα μοντέλα τα οποία ανήκουν στη δεύτερη κατηγορία.

Στη δεύτερη κατηγορία ανήκουν τα αποκαλούμενα *Μοντέλα Δεικτών – Index Models*. Τα μοντέλα αυτά στηρίζονται στην υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών επηρεάζονται από τις αποδόσεις ενός (οπότε έχουμε τα *Απλά Μοντέλα Δεικτών – Single Index Models*) ή περισσότερων (οπότε έχουμε τα *Πολλαπλά Μοντέλα Δεικτών – Multi-Index Models*) δεικτών. Σκοπός των παραπάνω μοντέλων είναι η «σύλληψη» των επιδράσεων, τόσο της αγοράς όσο και παραγόντων εκτός αυτής, στις αποδόσεις των μετοχών των διαφόρων εταιρειών. Τα Απλά Μοντέλα Δεικτών είναι αυτά τα οποία μελετούν μόνο την επίδραση της αγοράς επάνω στις μεμονωμένες μετοχές. Αντίθετα, στα Πολλαπλά Μοντέλα, η εισαγωγή περισσότερων δεικτών, έχει ως στόχο να «συλλάβει» και άλλους παράγοντες που διαμορφώνουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η αύξηση του αριθμού των χρησιμοποιούμενων δεικτών, έχει ως σκοπό την αύξηση της πληροφορίας που μπορούμε να εξάγουμε από τα δεδομένα μας. Όμως, δεν πρέπει να ξεχνάμε το γεγονός ότι η εισαγωγή όλο και περισσότερων δεικτών μπορεί να οδηγήσει, όχι σε αύξηση της πληροφορίας αλλά σε αύξηση του «θορύβου», προσθέτοντας με τον τρόπο αυτό ένα ποσοστό σφάλματος στα αποτελέσματά μας.

Ένα μοντέλο το οποίο ανήκει στην παραπάνω κατηγορία των Απλών Μοντέλων Δεικτών, είναι αυτό το οποίο έδωσε τη λύση στο πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων για την κατασκευή του βέλτιστου μετόπου. Εμπνευστής του είναι *Sharpe* (1963), ο οποίος προσέφερε στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου ένα χρήσιμο και πολύτιμο εργαλείο, γνωστό με την ονομασία «*Υπόδειγμα της Αγοράς*».

3.2 Το Υπόδειγμα της Αγοράς

Σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς, οι αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται με τις αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη μέσω της σχέσης:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + e_{it} \quad (3.1)$$

όπου:

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i για την χρονική περίοδο $[t-1, t)$.

R_{Mt} : η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη (έστω M) για την ίδια χρονική περίοδο.

α_i : το τμήμα της απόδοσης της μετοχής i το οποίο δεν οφείλεται στο χρηματιστηριακό δείκτη και το οποίο παραμένει διαχρονικά σταθερό.

β_{iM} : η σταθερά που μετράει τη μεταβολή της απόδοσης της μετοχής i δεδομένης μιας μεταβολής της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη.

e_{it} : ο διαταρακτικός όρος της (3.1).

Η απόδοση της μετοχής i για την χρονική περίοδο $[t-1, t)$ υπολογίζεται ως εξής:

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

όπου:

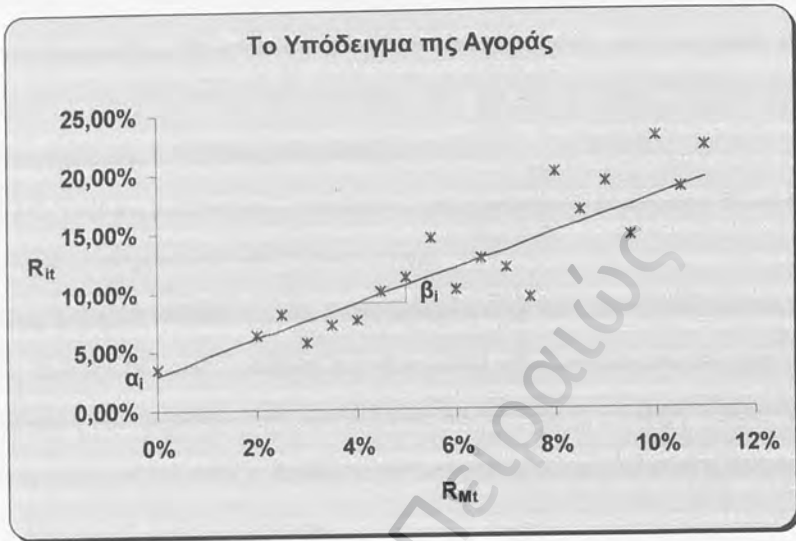
$P_{i,t-1}$: η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t-1$.

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

D_{it} : το μέρος που μοιράζει η εταιρεία για το χρονικό διάστημα $[t-1, t)$.

Ουσιαστικά, η σχέση (3.1) δεν είναι τίποτε άλλο από μια απλή γραμμική παλινδρόμηση των αποδόσεων των μετοχών έναντι στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη. Η παραπάνω σχέση μπορεί να παρουσιαστεί διαγραμματικά ως εξής:

Σχήμα 3.1



Το Υπόδειγμα της Αγοράς βασίζεται στις παρακάτω υποθέσεις:

1. $E(e_{it})=0$, για κάθε t και για κάθε $i=1, 2, \dots, N$.
2. $\text{Var}(e_{it}) \equiv \sigma^2(e_{it})$ διαχρονικά σταθερή.
3. $\text{Cov}(R_{Mt}, e_{it})=0$, για κάθε t και για κάθε $i=1, 2, \dots, N$.
4. $\text{Cov}(e_{it}, e_{jt})=0$, για κάθε t και για κάθε $i, j=1, 2, \dots, N, i \neq j$.

- Η πρώτη υπόθεση μας λέει απλά ότι η μέση τιμή του διαταρακτικού όρου είναι ίση με το μηδέν σε κάθε χρονική στιγμή. Η ισχύς της υπόθεσης αυτής είναι εύκολο να πιστοποιηθεί. Πράγματι, στην περίπτωση που ισχύει ότι $E(e_{it})=0$, είμαστε συνεπείς με τις υποθέσεις μας. Εάν όμως $E(e_{it})=c$, μπορούμε να τροποποιήσουμε κατάλληλα τη σχέση (3.1) ώστε να έχουμε και πάλι το ζητούμενο αποτέλεσμα. Θεωρώντας την: $R_{it}=\alpha_i+c+\beta_{iM}R_{Mt}+e_{it}$ (3.1)', μπορούμε εύκολα να επαληθεύσουμε ότι $E(e_{it})=0$.

- Η δεύτερη υπόθεση μας λέει ότι η διασπορά του διαταρακτικού όρου είναι διαχρονικά σταθερή. Η υπόθεση αυτή ουσιαστικά επιβάλλει στην αγορά την ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας. Η πιστοποίηση της υπόθεσης αυτής είναι πολύ σημαντική, μια και επηρεάζει άμεσα και καίρια την εγκυρότητα όλων των αποτελεσμάτων τα οποία εξάγουμε χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς.
- Η τρίτη υπόθεση μας λέει ότι η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη και ο διαταρακτικός όρος είναι ασυσχέτιστοι σε κάθε χρονική στιγμή.
- Τέλος, η τέταρτη υπόθεση μας λέει ότι τα σφάλματα e_{it} σε κάθε χρονική στιγμή είναι μεταξύ τους ασυσχέτιστα. Αυτή η υπόθεση μας εξασφαλίζει ότι το μοντέλο που επιλέξαμε για την περιγραφή των αποδόσεων των μετοχών είναι σωστό. Μας εξασφαλίζει δηλαδή το ότι ο μόνος λόγος για τον οποίο οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται μαζί είναι η επίδραση που δέχονται από τις κινήσεις της αγοράς.

Μια επιπλέον υπόθεση που κάνουμε είναι ότι οι συντελεστές της παλινδρόμησης α_i και β_i παραμένουν διαχρονικά σταθεροί και ότι ο μόνος λόγος για τον οποίο οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν συσχέτιση είναι λόγω των κοινών επιδράσεων που δέχονται από την αγορά.

Ουσιαστικά, το Υπόδειγμα της Αγοράς μας λέει ότι οι αποδόσεις των μετοχών επηρεάζονται άμεσα από τις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη. Επομένως, ένας λόγος για τον οποίο οι αποδόσεις των μετοχών είναι συσχετισμένες, είτε θετικά είτε αρνητικά, είναι διότι επηρεάζονται κατά τον ίδιο τρόπο (εάν πρόκειται για θετική συσχέτιση) ή κατά τον αντίθετο τρόπο (εάν πρόκειται για αρνητική συσχέτιση) από τις κινήσεις της αγοράς. Με τη βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς, το πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων βρίσκει μια λύση και επομένως το βέλτιστο μέτωπο μπορεί να υπολογισθεί ευκολότερα. Ας δούμε όμως ποια είναι ακριβώς η συμβολή του υποδείγματος αυτού στην επίλυση του προβλήματος του επενδυτή.

Στο προηγούμενο κεφάλαιο είδαμε ότι για να μπορέσει ο κάθε επενδυτής να επιλέξει ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, θα πρέπει να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου κάτω από ορισμένες υποθέσεις σχετικά με το επίπεδο της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου, καθώς επίσης και σχετικά με τα ποσοστά του πλούτου του που μπορεί να επενδύσει στην κάθε μετοχή. Στη γενικότερη περίπτωση, το πρόβλημα που πρέπει να επιλυθεί είναι το:

$$\min_{X_i} \left(\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i^2 \text{Var}(R_i) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j) \right)$$

κάτω από τους περιορισμούς:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i E(R_i) = \lambda,$$

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1.$$

Εάν έχουμε εκτιμήσεις για τα $E(R_i)$, $\text{Var}(R_i)$ και $\text{Cov}(R_i, R_j)$, η ελαχιστοποίηση (ως προς τα X_i) είναι εύκολο να γίνει είτε με το χέρι (σε περίπτωση που όπως εδώ δεν υπάρχουν ανισωτικοί περιορισμοί σχετικά με το ποσοστό του πλούτου μας X_i που μπορεί να τοποθετηθεί στην κάθε μετοχή) είτε με τη βοήθεια ενός ηλεκτρονικού υπολογιστή (σε περίπτωση που υπάρχουν ανισωτικοί περιορισμοί σχετικά με το ποσοστό του πλούτου μας X_i που μπορεί να τοποθετηθεί στην κάθε μετοχή). Μέχρι πριν τη δημιουργία του Υποδείγματος της Αγοράς, το πρόβλημα που παρουσίαζε η παραπάνω διαδικασία ελαχιστοποίησης έγκειτο στο μεγάλο πλήθος των προς εκτίμηση παραμέτρων $\left(\frac{N^2 + 3N}{2} \right)$. Με τη βοήθεια όμως του Υποδείγματος της Αγοράς, ο αριθμός των προς εκτίμηση παραμέτρων μειώνεται δραστικά. Πράγματι:

$$(3.1) \Rightarrow E(R_{it}) = E(\alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + e_{it}) \Rightarrow$$

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_{iM}E(R_{Mt}) + E(e_{it}) \Rightarrow$$

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_{iM}E(R_{Mt}).$$

$$(3.1) \Rightarrow \text{Var}(R_{it}) = \text{Var}(\alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + e_{it}) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_{it}) = \beta_{iM}^2 \text{Var}(R_{Mt}) + \text{Var}(e_{it}) + 2\beta_{iM}\text{Cov}(R_{Mt}, e_{it}) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_{it}) = \beta_{iM}^2 \text{Var}(R_{Mt}) + \text{Var}(e_{it}).$$

$$(3.1) \Rightarrow \text{Cov}(R_{it}, R_{jt}) = \text{Cov}(\alpha_i + \beta_{iM}R_{Mt} + e_{it}, \alpha_j + \beta_{jM}R_{Mt} + e_{jt}) \Rightarrow$$

$$\text{Cov}(R_{it}, R_{jt}) = \beta_{iM}\beta_{jM}\text{Cov}(R_{Mt}, R_{Mt}) + \beta_{iM}\text{Cov}(R_{Mt}, e_{jt}) + \beta_{jM}\text{Cov}(e_{it}, R_{Mt}) +$$

$$+ \text{Cov}(e_{it}, e_{jt}) \Rightarrow$$

$$\text{Cov}(R_{it}, R_{jt}) = \beta_{iM}\beta_{jM}\text{Var}(R_{Mt}).$$

Επομένως, για να εκτιμήσουμε τα $E(R_{it})$, $\text{Var}(R_{it})$ και $\text{Cov}(R_{it}, R_{jt})$ αρκεί να έχουμε εκτιμήσεις για τα α_i , β_{iM} , $\text{Var}(R_{Mt})$, $E(R_{Mt})$ και $\text{Var}(e_{it})$. Συνολικά δηλαδή χρειαζόμαστε $3N+2$ εκτιμήσεις, πολύ λιγότερες από τις $\frac{N^2+3N}{2}$ που θα χρειαζόμαστε χωρίς το υπόδειγμα αυτό. Οι εκτιμήσεις αυτές μπορούν να παραχθούν αρκετά εύκολα ως εξής:

- Παλινδρομούμε τις παρελθούσες τιμές της μετοχής i για ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα επάνω στις αντίστοιχες αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη για το ίδιο χρονικό διάστημα. Μέσα από την παλινδρόμηση αυτή θα πάρουμε εκτιμήσεις για τα α_i , β_{iM} και $\text{Var}(e_{it})$.
- Τη διαδικασία αυτή την επαναλαμβάνουμε και για τις N μετοχές.

- Όσον αφορά στις εκτιμήσεις των $\text{Var}(R_M)$ και $E(R_M)$ αυτές μπορούμε να τις πάρουμε απ' ευθείας, παρατηρώντας τις παρελθούσες τιμές του χρηματιστηριακού δείκτη για ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα (το ίδιο το οποίο χρησιμοποιήσαμε και στην παλινδρόμηση) και υπολογίζοντας τη μέση τιμή και τη διασπορά του δείγματος αυτού.

Μοιάζει, λοιπόν, ότι το πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων και επομένως το πρόβλημα επιλογής ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου για τον κάθε επενδυτή βρήκε τη λύση του. Όμως τα πράγματα δεν είναι τόσο απλά. Για να μπορέσουμε να κάνουμε χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς στους υπολογισμούς μας, θα πρέπει να είμαστε σε θέση να πιστοποιήσουμε την ισχύ των υποθέσεων στις οποίες το υπόδειγμα αυτό στηρίζεται. Εάν κάποια ή κάποιες από τις υποθέσεις του μοντέλου αυτού παραβιάζονται, τότε η χρήση του στους υπολογισμούς μας θα δώσει λανθασμένα και ανακριβή αποτελέσματα. Επίσης, θα πρέπει να βεβαιωθούμε –στο βαθμό που κάτι τέτοιο είναι εφικτό– για την ακρίβεια των εκτιμήσεων τις οποίες λαμβάνουμε από το μοντέλο. Πριν, λοιπόν, από την όποια εφαρμογή του μοντέλου αυτού, είναι αναγκαίο να γίνει έλεγχος προσδιορισμού του.

3.3 Το Βήτα των μετοχών

Στην προηγούμενη ενότητα εισάγαμε μια σταθερά, την οποία συμβολίσαμε με β_M και την οποία ορίσαμε ως το μέτρο της μεταβολής της απόδοσης της μετοχής i δεδομένης μιας μεταβολής της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη. Η σταθερά αυτή ονομάζεται το *βήτα* της μετοχής i και θα παίξει πρωτεύοντα ρόλο στην παρούσα εργασία. Το βήτα μιας μετοχής αποτελεί σημαντικό χαρακτηριστικό της. Έτσι, ανάλογα με την τιμή του, οι μετοχές μπορούν να διακριθούν σε τρεις κατηγορίες.

• $\beta < 1$

Οι μετοχές οι οποίες ανήκουν στην κατηγορία αυτή ονομάζονται *αμυντικές* μετοχές. Μια αμυντική μετοχή έχει το χαρακτηριστικό ότι ακολουθεί τις κινήσεις του χρηματιστηριακού δείκτη με μικρότερη ένταση από αυτόν, όντας στην ουσία λιγότερο επικίνδυνη. Αυτό σημαίνει ότι, σε μια άνοδο του χρηματιστηριακού δείκτη, η άνοδος που θα παρουσιάσει η μετοχή θα είναι μικρότερη. Αντίστοιχα, σε μια πτώση του, η πτώση της μετοχής θα είναι και πάλι μικρότερη, μειώνοντας στην ουσία τις αρνητικές συνέπειες.

• $\beta = 1$

Οι μετοχές οι οποίες ανήκουν στην κατηγορία αυτή είναι τόσο επικίνδυνες όσο και ο χρηματιστηριακός δείκτης. Μια μετοχή της κατηγορίας αυτής έχει το χαρακτηριστικό ότι ακολουθεί τις κινήσεις του χρηματιστηριακού δείκτη με αναλογία ένα προς ένα. Αυτό σημαίνει ότι, σε μια άνοδο του χρηματιστηριακού δείκτη, η άνοδος που θα παρουσιάσει η μετοχή θα είναι ταυτόσημη. Αντίστοιχα, σε μια πτώση του, η πτώση της μετοχής θα είναι και πάλι ταυτόσημη.

• $\beta > 1$

Οι μετοχές οι οποίες ανήκουν στην κατηγορία αυτή ονομάζονται *επιθετικές* μετοχές. Μια επιθετική μετοχή έχει το χαρακτηριστικό ότι ακολουθεί τις κινήσεις του χρηματιστηριακού δείκτη με μεγαλύτερη ένταση από αυτόν, όντας στην ουσία περισσότερο επικίνδυνη. Αυτό σημαίνει ότι, σε μια άνοδο του χρηματιστηριακού δείκτη, η άνοδος που θα παρουσιάσει η μετοχή θα είναι μεγαλύτερη. Αντίστοιχα, σε μια πτώση του, η πτώση της μετοχής θα είναι και πάλι μεγαλύτερη, αυξάνοντας στην ουσία τις αρνητικές συνέπειες.

Στην προηγούμενη ενότητα δείξαμε ότι, για μια μετοχή i ισχύει η σχέση:

$$\text{Var}(R_i) = \beta_{iM}^2 \text{Var}(R_M) + \text{Var}(e_i).$$

Ο κίνδυνος, δηλαδή, μιας μετοχής χωρίζεται σε δύο τμήματα. Το πρώτο, το οποίο ισούται με $\beta_{iM}^2 \text{Var}(R_M)$, σχετίζεται, τόσο με τη συγκεκριμένη μετοχή (μέσω του βήτα) όσο και με την

αγορά στο σύνολό της (μέσω της διασποράς της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη). Το δεύτερο, το οποίο ισούται με $\text{Var}(\epsilon_i)$, σχετίζεται αποκλειστικά με τη συγκεκριμένη μετοχή. Το κομμάτι αυτό του κινδύνου έχει μια ιδιαίτερη ονομασία. Καλείται *μη συστηματικός κίνδυνος* της μετοχής i , σε αντίθεση με το πρώτο κομμάτι, το οποίο καλείται *συστηματικός κίνδυνος* της μετοχής i . Οι ονομασίες αυτές δεν είναι τυχαίες. Αντιθέτως, έχουν μια απλή και ξεκάθαρη ερμηνεία.

Το πρώτο κομμάτι του κινδύνου, διαμορφώνεται από τις επιδράσεις που έχει η αγορά επάνω στη μετοχή της συγκεκριμένης εταιρείας. Όλες σχεδόν οι εταιρείες επηρεάζονται από τις κινήσεις της αγοράς. Εξαιρέση αποτελούν αυτές των οποίων το βήτα ισούται με το μηδέν. Το πόσο μεγάλη ή μικρή θα είναι αυτή η αντίδραση, εξαρτάται από τον βαθμό ευαισθησίας της συγκεκριμένης μετοχής στις μεταβολές της αγοράς, ο οποίος εκφράζεται από το βήτα της. Είτε αντιδρά λίγο είτε αντιδρά πολύ, αυτός ο κίνδυνος θα υπάρχει και θα προκαλείται για όλες τις μετοχές από την ίδια πηγή. Από εδώ προκύπτει και η ονομασία *συστηματικός κίνδυνος*.

Το δεύτερο κομμάτι του κινδύνου, διαμορφώνεται αποκλειστικά από τα χαρακτηριστικά της κάθε εταιρείας και επομένως είναι συγκεκριμένο για την κάθε εταιρεία. Η κεφαλαιακή διάρθρωση της εταιρείας, η μερισματική πολιτική της, τα επενδυτικά της προγράμματα και αρκετοί άλλοι παράγοντες, είναι αυτοί οι οποίοι καθορίζουν το συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου. Είναι, λοιπόν, ο κίνδυνος αυτός, αποτέλεσμα επιδράσεων αποκλειστικών για την κάθε εταιρεία. Άλλοι παράγοντες επηρεάζουν την μετοχή της εταιρείας X και άλλοι τη μετοχή της εταιρείας Y . Από εδώ προκύπτει και η ονομασία *μη συστηματικός κίνδυνος*.

Ας εξετάσουμε τώρα το πώς επιδρά ο συστηματικός και ο μη συστηματικός κίνδυνος των μετοχών στον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο αποτελείται από N το πλήθος μετοχές. Έχουμε δείξει ότι ο κίνδυνος ενός τέτοιου χαρτοφυλακίου δίνεται από τη σχέση:

$$\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i^2 \text{Var}(R_i) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j).$$

Αντικαθιστώντας τη διασπορά και τη συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών, με τις σχέσεις που προκύπτουν από την εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς έχουμε:

$$\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i^2 (\beta_{iM}^2 \text{Var}(R_M) + \text{Var}(e_i)) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \beta_{iM} \beta_{jM} \text{Var}(R_M).$$

Συμβολίζουμε:

$$\beta_{pM} = \sum_{i=1}^N X_i \beta_{iM}$$

το βήτα του χαρτοφυλακίου p και

$$\text{Var}(e_p) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(e_i)$$

τον μη συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου p .

Εάν υποθέσουμε ότι μοιράζουμε ισόποσα τον πλούτο μας στις N μετοχές, θα επενδύσουμε σε κάθε μετοχή $\frac{1}{N}$ και η σχέση για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου θα γίνει:

$$\text{Var}(R_p) = \sum_{i=1}^N \frac{1}{N^2} (\beta_{iM}^2 \text{Var}(R_M) + \text{Var}(e_i)) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \frac{1}{N} \frac{1}{N} \beta_{iM} \beta_{jM} \text{Var}(R_M) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_M) \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \beta_{iM}^2 + \frac{1}{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(e_i) \right) + \text{Var}(R_M) \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \beta_{iM} \beta_{jM} \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_M) \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{iM} \beta_{jM} + \frac{1}{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(e_i) \right) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_M) \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_{iM} \right) \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \beta_{jM} \right) + \frac{1}{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(e_i) \right) \Rightarrow$$

$$\text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_M) \beta_{pM}^2 + \frac{1}{N} \text{Var}(e_p).$$

Όταν το πλήθος των μετοχών αυξάνει τότε ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου γίνεται:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_M) \beta_{pM}^2 \Rightarrow$$

$$\sigma_p = \sigma_M \beta_{pM} = \sigma_M \left(\sum_{i=1}^N X_i \beta_{iM} \right).$$

Βλέπουμε, λοιπόν, ότι σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, ο μη συστηματικός κίνδυνος των μετοχών στην ουσία εξαφανίζεται και επομένως δεν επηρεάζει τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Αντίθετα, ο συστηματικός κίνδυνος της κάθε μετοχής, όπως αυτός εκφράζεται από το βήτα της, είναι αυτός που καθορίζει τον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Από εδώ προκύπτουν δύο νέες ονομασίες για τα δύο επίπεδα κινδύνου των μετοχών. Ο μη συστηματικός κίνδυνος καλείται και διαφοροποιήσιμος –μια και δεν συμβάλλει στον ολικό κίνδυνο μεγάλων χαρτοφυλακίων– ενώ ο συστηματικός καλείται μη διαφοροποιήσιμος –μια και αυτός δεν εξαλείφεται, όσο μεγάλο και αν είναι το χαρτοφυλάκιο στο οποίο έχουμε επενδύσει το κεφάλαιό μας.

3.4 Εκτίμηση του Βήτα

Πώς όμως υπολογίζουμε το βήτα μιας μετοχής; Είπαμε ότι μια εκτίμηση του βήτα μπορούμε να πάρουμε μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής, για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο, επάνω στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη, για την ίδια χρονική περίοδο. Η

πιο συνήθης μέθοδος που χρησιμοποιείται είναι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Με αυτή τη μέθοδο, μια εκτίμηση του βήτα μιας μετοχής δίνεται από τη σχέση:

$$\hat{\beta}_{iM} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\text{Var}(R_M)}$$

Όπως όμως αναφέραμε στην αρχή του κεφαλαίου αυτού, προκειμένου να μπορέσουμε να χρησιμοποιήσουμε το Υπόδειγμα της Αγοράς για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα των μετοχών, θα πρέπει να είμαστε βέβαιοι ότι οι υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται το μοντέλο αυτό είναι αληθείς. Οι ιδιότητες, δηλαδή, του εκτιμητή ο οποίος προκύπτει από τη μέθοδο αυτή, είναι άμεσα συνδεδεμένες με την αλήθεια των υποθέσεων που έχουμε κάνει. Εάν όντως όλες οι υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται το Υπόδειγμα της Αγοράς είναι αληθείς, τότε ο εκτιμητής που θα πάρουμε για το βήτα θα είναι ο βέλτιστος, θα έχει δηλαδή όλες εκείνες τις επιθυμητές ιδιότητες οι οποίες του επιτρέπουν να μας προσφέρει αξιόπιστα αποτελέσματα στους ελέγχους τους οποίους διενεργούμε (αμεροληψία, συνέπεια, αποτελεσματικότητα). Εάν, όμως, κάποια ή κάποιες από τις υποθέσεις στις οποίες το υπόδειγμα αυτό στηρίζεται δεν αληθεύει, τότε ο εκτιμητής που θα πάρουμε από τη χρήση του δεν θα είναι ο βέλτιστος. Αυτό θα έχει περαιτέρω συνέπειες, οι οποίες θα εμφανιστούν κατά τη χρήση της συγκεκριμένης εκτίμησης του βήτα, τόσο από τους μεμονωμένους επενδυτές όσο και από τις διάφορες εταιρείες. Τα αποτελέσματα τα οποία θα μας προσφέρει η χρήση του εκτιμητή αυτού θα υπόκεινται σε σφάλματα, τα οποία θα αλλοιώνουν σημαντικά τα αποτελέσματά μας.

Επομένως, προκειμένου να μπορέσουμε να χρησιμοποιήσουμε με ασφάλεια την παραπάνω μέθοδο εκτίμησης του συντελεστή βήτα των μετοχών, θα πρέπει να είμαστε σε θέση να πιστοποιήσουμε την ισχύ των υποθέσεων στις οποίες στηρίζεται το Υπόδειγμα της Αγοράς.

στατιστικής σημαντικότητας 0,01, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα σε 35 από τις 37 αποδόσεις των μετοχών των εταιρειών τις οποίες εξέτασε. Με δεδομένο ότι η κατανομή των σφαλμάτων ταυτίζεται με την κατανομή των αποδόσεων των μετοχών, με την προσαρμογή της πρώτης ώστε να έχει μηδενικό μέσο, αυτή η ετεροσκεδαστικότητα «περνάει» και στα σφάλματα, με αποτέλεσμα η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας στην οποία στηρίζεται το Υπόδειγμα της Αγοράς να μην είναι αληθής.

- Οι Miller και Scholes (1973) εξετάζοντας διαγραμματικά τα κατάλοιπα εταιρειών, των οποίων οι μετοχές ήταν εισηγμένες στο NYSE, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει έντονη ετεροσκεδαστικότητα. Τα δεδομένα στα οποία στηρίχτηκαν ήταν μηνιαία.
- Στον έλεγχο που έκαναν οι John D. Martin και Robert C. Klemkosky (1975) για την ύπαρξη ή μη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, χρησιμοποίησαν ένα δείγμα το οποίο αποτελούνταν από 355 μετοχές του NYSE, των οποίων υπολόγισαν τις μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο 4/1964 – 7/1973. Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν ως οι πρώτες διαφορές των φυσικών λογαρίθμων ($\ln(\cdot)$) των τιμών των μετοχών. Οι Martin και Klemkosky χρησιμοποίησαν τρία διαφορετικά test προκειμένου να ελέγξουν την ισχύ της παραπάνω υπόθεσης.
 - i. Σύμφωνα με το πρώτο κριτήριο, υπέθεσαν ότι η ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας ισοδυναμεί με τη σχέση: $\text{Cov}(e_{it}, R_{Mt})=0$. Υπολογίζοντας τους συντελεστές συσχέτισης του Spearman μεταξύ των $|e_{it}|$ και R_{Mt} κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μόνο σε 24 από τις 355 υπό εξέταση μετοχές παρατηρείται έντονη ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας, το οποίο αποτελεί μόλις το 6,8% του χρησιμοποιηθέντος δείγματος.
 - ii. Το δεύτερο test συνίστατο στη χρήση του κριτηρίου του Bartlett για τον έλεγχο της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας. Αν και οι Martin και Klemkosky αναγνωρίζουν ότι η χρήση του παραπάνω κριτηρίου δεν δικαιολογείται απόλυτα από τα δεδομένα τους (μια και

αυτά δεν πληρούν όλες τις προϋποθέσεις για την εφαρμογή του), εν τούτοις το χρησιμοποιούν. Τα αποτελέσματα που πήραν έδειξαν ότι μόνο 12 από τις 355 υπό εξέταση μετοχές, δηλαδή το 3,4% του χρησιμοποιηθέντος δείγματος, παρουσιάζουν σημαντική μεταβολή στη διασπορά των αποδόσεών τους, η οποία μπορεί να μεταφραστεί σε αποδοχή της υπόθεσης για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.

- iii. Τέλος, χρησιμοποίησαν ένα τρίτο test, το Goldfeld – Quandt, το οποίο είναι πιο ισχυρό από τα δύο προηγούμενα. Το test αυτό έδειξε ότι 30 από τις 355 μετοχές, δηλαδή το 8,4% του υπό εξέταση δείγματος, παρουσιάζουν σημαντική μεταβολή στη διασπορά των αποδόσεών τους, γεγονός που μπορεί να μεταφραστεί σε εκ νέου αποδοχή της υπόθεσης για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς.

Παρόλα όμως τα παραπάνω αποτελέσματα, οι *Martin* και *Klemkosky* υποστηρίζουν ότι η ετεροσκεδαστικότητα την οποία αποκαλύπτουν τα δεδομένα τους παρατηρείται σε ένα ποσοστό του δείγματός τους λιγότερο από το 15%. Επομένως, σύμφωνα με αυτούς, δεν υπάρχει έντονο πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.

- Σε μια κριτική της παραπάνω εργασίας, ο *Stephen C. Brown* (1977) υποστηρίζει ότι, η πρώτη μέθοδος την οποία χρησιμοποίησαν οι *Martin* και *Klemkosky* δεν αποτελεί στην πράξη έλεγχο για την ύπαρξη ή μη ομοσκεδαστικότητας, μια και η σχέση $\text{Cov}(e_{it}, R_{Mt})=0$ δεν ταυτίζεται με την ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας. Για παράδειγμα, σύμφωνα με τη λογική του *Brown*, θα μπορούσε να είναι σταθερή η απόδοση της αγοράς, με αποτέλεσμα να ισχύει $\text{Cov}(e_{it}, R_{Mt})=0$, χωρίς όμως αυτό να μας παρέχει κάποια πληροφορία για τη συμπεριφορά των σφαλμάτων e_{it} . Χρησιμοποιώντας το κριτήριο Goldfeld – Quandt για 683 μετοχές του NYSE για την περίοδο 1/1961 – 6/1968, και κατασκευάζοντας χαρτοφυλάκια μετοχών, ο *Brown* βρήκε ισχυρότερες ενδείξεις ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας από τους *Martin* και *Klemkosky*. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματά του έδειξαν αποδοχή της υπόθεσης της

ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας σε μεμονωμένες μετοχές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% και σε χαρτοφυλάκια μετοχών σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

- Σε μια έρευνα για την εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς στον Καναδά, ο *Ahmed Belkaoui* (1976) χρησιμοποίησε δισεβδομαδιαίες αποδόσεις από 45 μετοχές του Χρηματιστηρίου του Τορόντο για τη χρονική περίοδο 1/1971 – 12/1974. Τα κριτήρια που χρησιμοποίησε για τον έλεγχο τη ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας είναι τα ίδια τα οποία χρησιμοποίησαν οι *Martin* και *Klemkosky*. Τα αποτελέσματά του δείχνουν τα εξής:
 - Το 91% των υπό εξέταση μετοχών παρουσίασε ετεροσκεδαστικότητα σύμφωνα με το συντελεστή συσχέτισης του Spearman.
 - Το 40% των υπό εξέταση μετοχών παρουσίασε ετεροσκεδαστικότητα σύμφωνα με το κριτήριο Goldfeld – Quandt.
 - Το 62% των υπό εξέταση μετοχών παρουσίασε ετεροσκεδαστικότητα σύμφωνα με το κριτήριο Bartlett.

Όλα τα παραπάνω αποτελούν για τον *Belkaoui* ένδειξη ότι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας αποτελεί ένα σοβαρό πρόβλημα για την εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς στην πλειονότητα των καναδικών μετοχών (σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%).

- Σε μια άλλη μελέτη, οι *Brenner* και *Smidt* (1979) χρησιμοποίησαν το κριτήριο του Glejser για μηνιαία στοιχεία 200 μετοχών του NYSE για τη χρονική περίοδο 7/1958 – 6/1968. Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, οι *Brenner* και *Smidt* διαπίστωσαν ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο 17,5% των υπό εξέταση μετοχών.

➤ Οι Roger P. Bey και George E. Pinches (1980) χρησιμοποίησαν ένα δείγμα 665 εταιρειών, οι οποίες ήταν εισηγμένες στο NYSE. Τα δεδομένα τους κάλυπταν τις τρεις πενταετίες από τον Ιανουάριο του 1962 μέχρι και τον Δεκέμβριο του 1976. Όσον αφορά στο δείκτη της αγοράς χρησιμοποίησαν δύο διαφορετικούς δείκτες. Ο πρώτος, κατασκευάστηκε ως ο σταθμικός μέσος όλων των υπό εξέταση μετοχών, με σταθμά την αγοραία αξία της κάθε μετοχής, ενώ ο δεύτερος υπέθετε ισόποση επένδυση σε όλες τις υπό εξέταση μετοχές. Ο έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας έγινε, τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια μετοχών. Χρησιμοποίησαν έξι διαφορετικά κριτήρια για τον έλεγχο της παραπάνω υπόθεσης. Αυτά ήταν τα:

- Bartlett
- Goldfeld-Quandt
- Kendall
- Peak
- Glejser
- Τροποποιημένο κριτήριο του Glejser

Τα αποτελέσματα που πήραν από την εφαρμογή των παραπάνω κριτηρίων στα δεδομένα τους δείχνουν την έντονη ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, όταν αυτό εφαρμόζεται σε μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Η ύπαρξη αυτή ήταν έντονη, τόσο σε μεμονωμένες μετοχές όσο και σε χαρτοφυλάκια μετοχών και ήταν ανεξάρτητη από τον δείκτη της αγοράς ο οποίος χρησιμοποιήθηκε. Το ποσοστό της ετεροσκεδαστικότητας που παρατηρήθηκε δεν ήταν σταθερό, αλλά μεταβαλλόταν ανάλογα με τη μεταβλητότητα της αγοράς και τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Πρέπει να σημειώσουμε ότι κανέναν από τα έξι κριτήρια που χρησιμοποιήθηκαν δεν μπορεί να θεωρηθεί ανώτερο από τα άλλα ως προς τα αποτελέσματα που παρουσιάζει, μια και το κάθε ένα από τα κριτήρια αυτά εξετάζει διαφορετικές πλευρές της ετεροσκεδαστικότητας.

Βλέπουμε από τα παραπάνω, ότι έχει διεξαχθεί μια πλειάδα ερευνών αναφορικά με το Υπόδειγμα της Αγοράς σε διάφορες μεγάλες αγορές του εξωτερικού και κυρίως στη Νέα Υόρκη. Θα περάσουμε τώρα σε μια έρευνα, η οποία έχει πραγματοποιηθεί με τη χρήση ελληνικών δεδομένων και η οποία αφορά στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής είναι πρωτίστης σημασίας για την παρούσα εργασία, η οποία θα βασιστεί στη χρήση ελληνικών δεδομένων προκειμένου να αποδείξει την ισχύ του νέου μοντέλου για την εκτίμηση των βήτα των μετοχών.

➤ Η έρευνα η οποία αφορά στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, έχει διεξαχθεί από τους *N. Filippra* και *G. Karathanassi* (1993). Τα δεδομένα τους αποτελούνταν από μηνιαία στοιχεία για τις 43 πιο εμπορεύσιμες μετοχές του ΧΑΑ από ένα σύνολο 110 περίπου μετοχών και για τη χρονική περίοδο 1/1984 – 12/1988. Ο δείκτης της αγοράς που χρησιμοποιήθηκε είναι αυτός ο οποίος δημοσιεύεται από το ΧΑΑ. Ο δείκτης αυτός είναι ένας σταθμικός μέσος των 48 πιο εμπορεύσιμων μετοχών του ΧΑΑ, όπου τα σταθμά είναι η αγοραία αξία της κάθε μετοχής. Τα κριτήρια που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας είναι τα:

- Glejser
- Τροποποιημένο κριτήριο του Glejser
- Breusch-Pagan

Τα αποτελέσματα που πήραν αποκάλυψαν ισχυρές ενδείξεις ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, όταν αυτό εφαρμόζεται σε ελληνικά δεδομένα. Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, το 42% των εξετασθέντων μετοχών παρουσιάζει ετεροσκεδαστικότητα σύμφωνα με το κριτήριο του Glejser, το 39% σύμφωνα με το τροποποιημένο κριτήριο του Glejser και το 49% με τη χρήση του κριτηρίου των Breusch-Pagan. Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10% τα ποσοστά υπολογίζονται σε 26%, 28% και 32% αντίστοιχα. Το υψηλότερο ποσοστό ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας το οποίο αποκαλύπτει το

κριτήριο των Breusch-Pagan – ειδικά στο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% όπου οι μισές από τις εξετασθείσες μετοχές παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα– οφείλεται στην υπεροχή αυτού του κριτηρίου έναντι των άλλων δύο.

Βλέπουμε, λοιπόν, εάν κάνουμε μια ανασκόπηση των παραπάνω ερευνών, ότι τα αποτελέσματα σχετικά με την ύπαρξη ή μη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, όταν αυτό εφαρμόζεται σε διαφορετικές αγορές, παρουσιάζονται αντικρουόμενα. Ακόμα και η εξέταση της ίδιας αγοράς (NYSE), δεν παράγει ομοιόμορφα αποτελέσματα. Πιο συγκεκριμένα:

Πίνακας 3.1

ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ ΤΗΣ ΟΜΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΣΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ				
ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΕΞΑΓΩΓΗΣ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
Fama, Fisher, Jensen, Roll	47 μετοχές NYSE	01/'27-12/'59	Διαγραμματική παρατήρηση	Ομοσκεδαστικότητα
Praetz	37 μετοχές Σίδνεϋ & Μελβούρνης	1875-1966	Bartlett	Ετεροσκεδαστικότητα
Martin, Klemkosky	355 μετοχές NYSE	04/'64-07/'73	Spearman Goldfeld-Quandt, Bartlett	Ομοσκεδαστικότητα
Brown	683 μετοχές NYSE	01/'61-06/'68	Goldfeld-Quandt	Ετεροσκεδαστικότητα
Belkaoui	45 μετοχές Τορόντο	01/'71-12/'74	Spearman Goldfeld-Quandt, Bartlett	Ετεροσκεδαστικότητα
Brenner, Smidt	200 μετοχές NYSE	07/'58-06/'68	Glejser	Ετεροσκεδαστικότητα
Bey, Pinches	665 μετοχές NYSE	01/'62-12/'76	Bartlett, Goldfeld-Quandt, Kendall, Peak, Glejser (απλό & τροποποιημένο)	Ετεροσκεδαστικότητα
Filippas, Karathanassis	43 μετοχές ΧΑΑ	01/'84-12/'88	Glejser (απλό & τροποποιημένο) Breusch-Pagan	Ετεροσκεδαστικότητα

Τι σημαίνει όμως το γεγονός της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς; Τι επιπτώσεις έχει δηλαδή η παραβίαση της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας, επάνω στην οποία στηρίζεται το υπόδειγμα αυτό, στα αποτελέσματα που παίρνουμε χρησιμοποιώντας αυτό το μοντέλο; Απαντήσεις στα ερωτήματα αυτά θα δοθούν στο επόμενο κεφάλαιο.

3.6 Μη κανονικότητα στις αποδόσεις των μετοχών

Όπως αναφέρθηκε στην αρχή της παρούσας εργασίας, η ανάλυση και αξιολόγηση των μετοχών βάσει της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης της απόδοσής τους, στηρίζεται στην υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατανέμονται σύμφωνα με την κανονική κατανομή. Σύμφωνα όμως με μελέτες οι οποίες έχουν διεξαχθεί με βάση πραγματικά δεδομένα, οι αποδόσεις των μετοχών δεν μπορούν να θεωρηθούν κανονικές, μια και η κατανομή τους παρουσιάζει κάποιου είδους ασυμμετρία (θετική ή αρνητική), σε αντίθεση με την κανονική κατανομή, η οποία παρουσιάζει μηδενική ασυμμετρία. Αυτή η παρατήρηση, ώθησε πολλούς ερευνητές στην προσπάθεια δημιουργίας μοντέλων, τα οποία να μπορούν να αξιολογούν τις διάφορες μετοχές βάσει όχι μόνο των δύο πρώτων αλλά των τριών πρώτων ροπών τους (μέση τιμή, διασπορά, ασυμμετρία). Όπως στο πλαίσιο των δύο πρώτων ροπών οι επενδυτές προτιμούσαν μετοχές με μεγάλη αναμενόμενη απόδοση και μικρή τυπική απόκλιση της απόδοσης, έτσι και τώρα, στο νέο τρισδιάστατο πλαίσιο, οι επενδυτές προτιμούν επιπλέον μετοχές οι οποίες παρουσιάζουν θετική ασυμμετρία.

Η αξιολόγηση των μετοχών με βάση τις τρεις πρώτες ροπές τους, ακολουθεί τη λογική της ανάλυσης της διδιάστατης περίπτωσης. Η κατασκευή του βέλτιστου μετώπου, στηρίζεται τώρα στην εύρεση του συνόλου των χαρτοφυλακίων τα οποία είναι αποδοτικά ως προς τις τρεις πρώτες ροπές. Τα χαρτοφυλάκια τα οποία αποτελούν το βέλτιστο μέτωπο, είναι χαρτοφυλάκια τα οποία

έχουν μέγιστη αναμενόμενη απόδοση, ελάχιστη τυπική απόκλιση της απόδοσης και μέγιστη (θετική) ασυμμετρία.

Με λογική ανάλογη αυτής του Roll για τη διδιάστατη περίπτωση, ο George P. Diacogiannis (1994) αποδεικνύει ότι, προκειμένου να κατασκευάσουμε το βέλτιστο μέτωπο στην τρισδιάστατη περίπτωση, θα πρέπει να επενδύσουμε σε κάθε μία από ένα σύνολο N μετοχών ποσοστό του πλούτου μας ίσο με X_p , το οποίο δίνεται από τη σχέση:

$$X_p = V^{-1} [\gamma \quad i \quad c_3] A_1^{-1} \begin{pmatrix} \lambda \\ 1 \\ \mu_3^3 \end{pmatrix}$$

όπου:

X_p : ένα Nx1 διάνυσμα με στοιχεία το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να επενδύσουμε στην κάθε μετοχή.

V: ο NxN συμμετρικός πίνακας κυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των N μετοχών (V^{-1} : ο αντίστροφός του).

γ : ένα Nx1 διάνυσμα με στοιχεία τις αναμενόμενες αποδόσεις των N μετοχών.

i: ένα Nx1 διάνυσμα με στοιχεία μονάδες (το μοναδιαίο διάνυσμα).

c_3 : ένα Nx1 διάνυσμα με στοιχεία τις συν-ασυμμετρίες μεταξύ των αποδόσεων των N μετοχών.

$A_1 = [\gamma \quad i \quad c_3]^T V^{-1} [\gamma \quad i \quad c_3]$, ένας 3x3 πίνακας (A_1^{-1} ο αντίστροφός του).

λ : το ζητούμενο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης.

μ_3^3 : το επίπεδο της απαιτούμενης ασυμμετρίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΜΗ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΤΟΥ ΒΗΤΑ

4.1 Εισαγωγή

Είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο ότι, τα αποτελέσματα των ελέγχων σχετικά με την αλήθεια της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς είναι αλληλοσυγκρουόμενα. Πιο συγκεκριμένα, αν και υπάρχουν μελέτες οι οποίες δείχνουν ότι η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας είναι αληθής σε κάποιες κεφαλαιαγορές εν τούτοις, η πλειοψηφία των μελετών καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας είναι έντονη σε αρκετές περιπτώσεις. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα η εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς προκειμένου να εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα των μετοχών να μην είναι δόκιμη. Με άλλα λόγια, οι εκτιμητές που θα προκύψουν από την εφαρμογή αυτής της μεθόδου θα είναι μεν αμερόληπτοι αλλά δεν θα είναι αποτελεσματικοί. Παρόλα αυτά, η πιο διαδεδομένη μέθοδος εκτίμησης των συντελεστών βήτα των μετοχών παραμένει μέχρι σήμερα αυτή η οποία στηρίζεται στην εφαρμογή του πιο πάνω μοντέλου. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να προκύπτουν διάφορα προβλήματα κατά τη χρήση του.

Ένα σοβαρό πρόβλημα, το οποίο παρατηρήθηκε κατά την εφαρμογή του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του κινδύνου μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων, ήταν το ότι ο υπολογιζόμενος συντελεστής βήτα δεν ήταν διαχρονικά σταθερός. Αυτό αποτελεί παραβίαση μίας από τις υποθέσεις επάνω στις οποίες στηρίζεται η εφαρμογή του υποδείγματος αυτού, η οποία λέει ότι οι δύο συντελεστές της παλινδρόμησης (3.1) είναι διαχρονικά σταθεροί. Το πρόβλημα αυτό παρατηρήθηκε από μια πλειάδα ερευνητών τόσο σε μικρότερο όσο και σε

μεγαλύτερο βαθμό. Οι ερευνητές αυτοί πρότειναν εν συνεχεία μεθόδους οι οποίες θα διόρθωναν το πρόβλημα αυτό, ώστε η εκτίμηση του συντελεστή βήτα να παραμείνει στα πλαίσια του Υποδείγματος της Αγοράς, δίνοντας περισσότερο ακριβή αποτελέσματα. Ένα άλλο πρόβλημα, το οποίο έπρεπε να επιλυθεί, ήταν το βέλτιστο χρονικό διάστημα το οποίο έπρεπε να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Σε αυτό το θέμα οι απόψεις των ερευνητών δίστανται.

4.2 Μη Στασιμότητα του Βήτα και τεχνικές προσαρμογής του

- ♦ Ο *Marshall E. Blume* (1971) είναι ένας από τους ερευνητές που εξέτασε το πρόβλημα της διαχρονικής μη στασιμότητας του συντελεστή βήτα, έτσι όπως αυτός προκύπτει μέσα από μια απλή γραμμική παλινδρόμηση, τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια μετοχών. Επίσης, είναι ο πρώτος ερευνητής, ο οποίος πρότεινε μια συγκεκριμένη μέθοδο «διόρθωσης» αυτού του συντελεστή. Η μελέτη του *Blume* βασίστηκε σε ένα δείγμα, το οποίο αποτελούνταν από όλες τις μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE), οι οποίες ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο για το χρονικό διάστημα από τον Ιούλιο του 1926 μέχρι και τον Ιούνιο του 1968 και για όσον καιρό αυτές ήταν εισηγμένες. Η μεθοδολογία που ακολούθησε παρουσιάζεται παρακάτω:

Το χρονικό διάστημα 7/1926 – 6/1968 το χώρισε σε έξι επταετίες (7/1926 – 6/1933, ..., 7/1961 – 6/1968). Με βάση τα στοιχεία των μεμονωμένων μετοχών για την πρώτη επταετία, υπολόγισε τα βήτα των μετοχών μέσω γραμμικής παλινδρόμησης των αποδόσεών τους επάνω στις αποδόσεις ενός δείκτη, όπως αυτός έχει κατασκευαστεί από τον *Fisher* (1966) για να μετράει τον όρο εκείνο του Υποδείγματος της Αγοράς τον οποίο ονομάζουμε απόδοση του δείκτη (και συμβολίζουμε R_M). Έχοντας υπολογίσει τον συντελεστή βήτα για κάθε μετοχή κατέταξε τις μετοχές σε ομάδες

των n μετοχών ανάλογα με τα βήτα τους, ξεκινώντας από τις μετοχές εκείνες με το χαμηλότερο βήτα και καταλήγοντας σε εκείνες με το υψηλότερο. Το n μπορούσε να πάρει τις τιμές: 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75, 100. Με τον τρόπο αυτό κατασκεύασε χαρτοφυλάκια των n μετοχών, μοιράζοντας το κεφάλαιό του ισόποσα στις n μετοχές. Υπολόγισε το βήτα κάθε χαρτοφυλακίου ως το μέσο όρο των βήτα των μεμονωμένων μετοχών που το αποτελούσαν. Εν συνεχεία, υπολόγισε το μέσο βήτα για όλα τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνταν από τον ίδιο αριθμό μετοχών. Τα χαρτοφυλάκια που κατασκεύασε στο τέλος της πρώτης επταετίας τα διατήρησε για τη δεύτερη επταετία.

Οι αποδόσεις των μετοχών για τη δεύτερη επταετία χρησιμοποιήθηκαν για τον επανυπολογισμό των βήτα και τη δημιουργία νέων χαρτοφυλακίων. Η παραπάνω διαδικασία επαναλήφθηκε και για την πέμπτη επταετία, οπότε οι συντελεστές βήτα που υπολογίστηκαν την περίοδο αυτή χρησιμοποιήθηκαν για τη δημιουργία χαρτοφυλακίων για την τελευταία επταετία 7/1961-6/1968.

Στην ουσία, ο *Blume* είχε για κάθε ομάδα χαρτοφυλακίων η οποία αποτελούνταν από n το πλήθος μετοχές δύο εκτιμήσεις για το βήτα. Η πρώτη, την οποία έπαιρνε στο τέλος της περιόδου i προκειμένου να επιλέξει τις μετοχές οι οποίες θα αποτελούσαν τα χαρτοφυλάκια τα οποία θα διατηρούσε από το τέλος της περιόδου i έως το τέλος της περιόδου $i+1$, μπορεί να θεωρηθεί ως η αναμενόμενη τιμή του βήτα του χαρτοφυλακίου. Η δεύτερη, την οποία έπαιρνε στο τέλος της περιόδου $i+1$ προκειμένου να κάνει αναδιάρθρωση των χαρτοφυλακίων, μπορεί να θεωρηθεί ως η πραγματοποιηθείσα τιμή του βήτα για την περίοδο διακράτησης του χαρτοφυλακίου.

Έχοντας, λοιπόν, δύο τιμές για το βήτα των χαρτοφυλακίων, ο *Blume* προχώρησε στην εκτίμηση του συντελεστή συσχέτισης μεταξύ αυτών των δύο τιμών. Τα αποτελέσματα που πήρε έδειξαν ότι, ενώ για χαρτοφυλάκια με μεγάλο πλήθος μετοχών ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των δύο βήτα είναι πολύ κοντά στη μονάδα, δεν συμβαίνει το ίδιο και για μεμονωμένες μετοχές ή για χαρτοφυλάκια τα οποία αποτελούνται από ένα μικρό αριθμό μετοχών. Επομένως, η χρήση

ιστορικών τιμών του βήτα για την εκτίμηση των μελλοντικών βήτα χαρτοφυλακίων δίνει σχετικά ακριβή αποτελέσματα όταν τα εμπλεκόμενα χαρτοφυλάκια αποτελούνται από μεγάλο αριθμό μετοχών. Αντίθετα, για μεμονωμένες μετοχές ή για χαρτοφυλάκια όχι καλά διαφοροποιημένα, η χρήση ιστορικών στοιχείων για την εκτίμηση του κινδύνου τους δεν δίνει ικανοποιητικά αποτελέσματα.

Προχωρώντας ένα βήμα παραπέρα, ο *Blume* εξέτασε τη διαχρονική συμπεριφορά των βήτα για τα χαρτοφυλάκια εκείνα που αποτελούνταν από 100 μετοχές. Τα αποτελέσματα που πήρε έδειξαν ότι, η εκτιμημένη τιμή του βήτα την περίοδο i δεν αποτελεί αμερόληπτη εκτίμηση της πραγματοποιηθείσας τιμής του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου για την περίοδο $i+1$. Πιο συγκεκριμένα, χαρτοφυλάκια τα οποία είχαν χαμηλό εκτιμημένο βήτα (δηλαδή βήτα μικρότερο της μονάδας) έδιναν υψηλότερο πραγματοποιηθέν βήτα την επόμενη περίοδο (δηλαδή βήτα πιο κοντά στη μονάδα). Αντίθετα, χαρτοφυλάκια με υψηλό εκτιμημένο βήτα (δηλαδή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας) έδιναν χαμηλότερο πραγματοποιηθέν βήτα την επόμενη περίοδο (δηλαδή βήτα πιο κοντά στη μονάδα). Αυτό το φαινόμενο ο *Blume* το χαρακτήρισε ως μια τάση του συντελεστή βήτα να παλινδρομεί προς το ένα. Αυτή η τάση –σύμφωνα με τα αποτελέσματά του– παρουσιάζεται εντονότερα σε χαρτοφυλάκια με χαμηλό εκτιμημένο βήτα από ότι σε χαρτοφυλάκια με υψηλή εκτιμημένη τιμή του βήτα.

Σύμφωνα με τον *Blume*, υπάρχουν δύο λόγοι που οδηγούν σε αυτή την μεροληψία των εκτιμήσεων. Ο πρώτος οφείλεται σε λανθασμένη εκτίμηση του συντελεστή ενώ ο δεύτερος οφείλεται σε πραγματική διαχρονική μη στασιμότητα του βήτα. Ακόμα όμως και αν διορθώσουμε την εκτίμηση του βήτα ώστε να άρουμε τα λάθη των εκτιμήσεων, ο *Blume* παρατηρεί ότι η μεροληψία στις εκτιμήσεις συνεχίζει να υπάρχει. Αυτό, λοιπόν, σημαίνει ότι διαχρονικά το βήτα των εταιρειών δεν παραμένει στάσιμο αλλά μεταβάλλεται. Έτσι, εταιρείες που τη μια χρονιά έχουν ακραίες τιμές βήτα (τόσο μικρότερες όσο και μεγαλύτερες της μονάδας) την επόμενη χρονιά τείνουν να έχουν λιγότερο ακραίες τιμές (πιο κοντά στη μονάδα). Ο *Blume*

πιστεύει ότι αυτό μπορεί να οφείλεται είτε στο γεγονός ότι οι εταιρείες αναλαμβάνουν επενδυτικά προγράμματα με λιγότερο ακραία χαρακτηριστικά κινδύνου (είτε λόγω εντολής των διαχειριστών της εταιρείας να ακολουθήσουν αυτήν την τακτική είτε λόγω του ότι δεν υπάρχουν αρκετά αποδοτικά επενδυτικά σχέδια με ακραία επίπεδα κινδύνου) είτε στο ότι τα χαρακτηριστικά του κινδύνου των διαφόρων επενδυτικών προγραμμάτων των εταιρειών γίνονται λιγότερο ακραία με την πάροδο του χρόνου. Μια τέτοια δικαιολογία, παρόλο που εξηγεί το φαινόμενο της προσαρμογής υψηλών τιμών του βήτα πιο κοντά στη μονάδα, δεν μπορεί να δώσει μια ικανοποιητική εξήγηση για το αντίθετο φαινόμενο της αύξησης των χαμηλών τιμών του βήτα ώστε αυτά να προσεγγίσουν τη μονάδα.

Μια λύση σε αυτό το πρόβλημα της μεροληψίας των εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα για μεμονωμένες μετοχές και για χαρτοφυλάκια μετοχών θα ήταν μια προσαρμογή αυτών των εκτιμήσεων, ώστε ένα μεγάλο ποσοστό αυτής της μεροληψίας να μπορέσει να διορθωθεί. Η μέθοδος διόρθωσης που πρότεινε ο Blume είναι η εξής:

Όπως είπαμε προηγουμένως, μπορούμε να θεωρήσουμε ότι για κάθε χαρτοφυλάκιο έχουμε δύο τιμές για τον συντελεστή βήτα: την εκτιμηθείσα και την πραγματοποιηθείσα. Παλινδρομώντας την πραγματοποιηθείσα επάνω στην εκτιμηθείσα τιμή του συντελεστή βήτα εκτιμούμε τη σχέση:

$$\beta_{i2} = \delta_0 + \delta_1 \beta_{i1} + \varepsilon_i$$

όπου:

β_{i1} : ο συντελεστής βήτα της i μετοχής έτσι όπως αυτός έχει εκτιμηθεί από στοιχεία της προηγούμενης περιόδου (περίοδος 1).

β_{i2} : ο συντελεστής βήτα της i μετοχής έτσι όπως αυτός έχει εκτιμηθεί από στοιχεία της παρούσας περιόδου (περίοδος 2).

δ_0, δ_1 : οι συντελεστές της παλινδρόμησης.

ε_i : ο διαταρακτικός όρος της παλινδρόμησης.

Τους συντελεστές αυτής της εξίσωσης τους χρησιμοποιούμε για να αναπροσαρμόσουμε τον συντελεστή βήτα ώστε αυτός να εμπεριέχει αυτήν την τάση για παλινδρόμηση γύρω από τη μονάδα. Εάν δηλαδή θέλουμε να εκτιμήσουμε το συντελεστή βήτα της μετοχής i για τη μεθεπόμενη περίοδο (περίοδος 3), θα εκτιμήσουμε αρχικά το β_{i2} μέσω απλής γραμμικής παλινδρόμησης χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εν συνεχεία θα χρησιμοποιήσουμε την παραπάνω σχέση με β_{i2} στη θέση του β_{i1} . Το αποτέλεσμα που θα πάρουμε θα είναι το ζητούμενο βήτα της τρίτης περιόδου.

Ο *Blume* εφάρμοσε την παραπάνω μέθοδο για όλα τα διαδοχικά ζεύγη επταετιών. Τα αποτελέσματα που πήρε έδειξαν ότι οι συντελεστές της παλινδρόμησης δεν παραμένουν διαχρονικά σταθεροί. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι διορθώσεις να μην είναι απόλυτα σωστές και σε πολλές περιπτώσεις οι συντελεστές να υφίστανται μια υπερβολική διόρθωση. Με τον τρόπο αυτό εισάγονται μεγαλύτερα λάθη στην εκτίμηση του επιπέδου του κινδύνου των εταιρειών απ' ό,τι αν δεν είχαμε κάνει την προσαρμογή. Εν τούτοις, τα αποτελέσματα που πήρε ο *Blume* συγκρίνοντας τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα χωρίς και με τις διορθώσεις δείχνουν ότι, οι τελευταίες είναι περισσότερο ακριβείς. Η σύγκριση των συντελεστών έγινε με τον υπολογισμό του μέσου τετραγωνικού σφάλματος μεταξύ των εκτιμηθέντων και των πραγματοποιηθέντων συντελεστών.

Παρόλο που η παραπάνω μέθοδος δείχνει να παράγει καλύτερες εκτιμήσεις για τα βήτα των μετοχών απ' ό,τι η εκτίμηση των βήτα μέσω απλής γραμμικής παλινδρόμησης, πρέπει να παρατηρήσουμε ότι έχει και ορισμένες αδυναμίες. Η κυριότερη από αυτές είναι ότι, μέσω της παραπάνω διαδικασίας, καταλήγουμε να παράγουμε συντελεστές βήτα των οποίων η πραγματική μέση τιμή αυξάνει διαχρονικά. Αυτό συμβαίνει διότι, προσαρμόζοντας τους συντελεστές ώστε αυτοί να είναι πιο κοντά στην μονάδα, αυτό που στην ουσία κάνουμε είναι να μειώνουμε την απόστασή τους από αυτήν. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα το γινόμενο μεταξύ δύο διορθωμένων συντελεστών βήτα να παρουσιάζεται αυξημένο. Αν δεν έχουμε κανέναν λόγο να πιστεύουμε ότι

κάτι τέτοιο συμβαίνει όντως στην πραγματικότητα, τότε δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αυτήν την μέθοδο απευθείας. Θα πρέπει να κάνουμε μια επιπλέον διόρθωση, ούτως ώστε να κρατάμε τη μέση τιμή του βήτα διαχρονικά σταθερή.

- ♦ Δύο άλλοι ερευνητές, οι *R. Burr Porter* και *John R. Ezzell* (1975), αναπαρήγαγαν τα δεδομένα και τη μεθοδολογία του *Blume* σε μια δική τους ανάλυση. Στην ανάλυση αυτή διαφοροποιήθηκαν από τον *Blume* στον τρόπο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων. Η επιλογή των μετοχών που θα αποτελούσαν το κάθε χαρτοφυλάκιο έγινε τυχαία, σε αντίθεση με τη μέθοδο του *Blume*, στην οποία οι μετοχές κατατάχθηκαν ανάλογα με το συντελεστή βήτα τους. Αυτή η διαφοροποίηση στον τρόπο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων οδήγησε τους δύο ερευνητές σε αποτελέσματα φαινομενικά αντίθετα από αυτά στα οποία κατέληξε ο *Blume*. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας το συντελεστή συσχέτισης μεταξύ του αναμενόμενου και του πραγματοποιηθέντος βήτα για κάθε ένα από τα χαρτοφυλάκια τα οποία κατασκεύασαν, οι *Porter* και *Ezzell* παρατήρησαν ότι η σταθερότητα του συντελεστή βήτα ενός χαρτοφυλακίου δεν σχετίζεται με το πλήθος των μετοχών οι οποίες περιλαμβάνονται σε αυτό.
- ♦ Παρόλα τα φαινομενικά διαφορετικά αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν οι δύο αυτές εργασίες, μια άλλη ομάδα ερευνητών, αποτελούμενη από τους *Alexander J. Gordon* και *Norman L. Chervany* (1980) απέδειξε ότι η μεθοδολογία των *Porter* και *Ezzell* οδηγεί τελικά στα ίδια αποτελέσματα με αυτή του *Blume*. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας τη μέση απόλυτη απόκλιση ως μέτρο της σταθερότητας του συντελεστή βήτα ενός χαρτοφυλακίου, οι δύο ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η αύξηση του αριθμού των μετοχών οι οποίες περιλαμβάνονται σε ένα χαρτοφυλάκιο οδηγεί σε αύξηση της σταθερότητας του συντελεστή βήτα, ανεξάρτητα από τον τρόπο με τον οποίο το χαρτοφυλάκιο αυτό διαμορφώνεται. Σύμφωνα με τους ερευνητές αυτούς, η χρήση από τους *Porter* και *Ezzell* του συντελεστή

συσχέτισης ως μέτρο της σταθερότητας του βήτα ενός χαρτοφυλακίου απέκρυπτε την σταθερότητα του συντελεστή βήτα –η οποία εμφανίζεται σε χαρτοφυλάκια με μεγάλο πλήθος μετοχών– για χαρτοφυλάκια τα οποία είχαν διαμορφωθεί τυχαία.

- ◆ Είδαμε τους λόγους για τους οποίους ο *Blume* πίστευε ότι τα βήτα των μετοχών τείνουν να παλινδρομούν γύρω από τη μονάδα. Τρεις άλλοι ερευνητές, οι *Pieter T. Elgers, James R. Haltiner and William H. Hawthorne* (1979), ασκώντας κριτική στην εργασία του *Blume*, υποστήριξαν ότι ένας λόγος για τον οποίο τα βήτα των μετοχών παλινδρομούν γύρω από τη μονάδα είναι η διαχρονική μείωση της διασποράς του πραγματικού βήτα, κάτι το οποίο ο *Blume* δεν μελέτησε. Οι ερευνητές αυτοί, αντιγράφοντας τα αποτελέσματα του *Blume* και επεκτείνοντάς τα και για την επόμενη επταετία (7/1968 – 6/1975) παρατήρησαν ότι, πέρα από την μη τέλεια διαχρονική συσχέτιση των βήτα των μετοχών υπάρχει και μια πτωτική πορεία της διασποράς του εκτιμημένου συντελεστή βήτα. Σύμφωνα με αυτούς, το φαινόμενο αυτό μπορεί να οφείλεται είτε σε μείωση του σφάλματος εκτίμησης του βήτα είτε σε μείωση της διασποράς του πραγματικού βήτα. Διορθώνοντας τις εκτιμήσεις ώστε να άρουν τα σφάλματα εκτίμησης, διαπίστωσαν ότι η μείωση της διασποράς παραμένει εμφανής. Κατέληξαν, λοιπόν, στο συμπέρασμα ότι το γεγονός της παλινδρόμησης των συντελεστών βήτα γύρω από τη μονάδα οφείλεται, τόσο στο ότι τα βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερά όσο και στο ότι υπάρχει μια διαχρονική μείωση της διασποράς του πραγματικού βήτα.
- ◆ Απαντώντας στα αποτελέσματα αυτά ο *Blume* (1979) παρατηρεί ότι η ισχύς των αποτελεσμάτων των ερευνητών αυτών δεν είναι μεγάλη. Επιπλέον, δείχνει ότι τα συμπεράσματα τους δεν βρίσκουν υποστήριξη από τα πραγματικά δεδομένα. Πιο συγκεκριμένα, διατηρώντας τα επαυξημένα δεδομένα των ερευνητών αυτών, υπολογίζει την τυπική απόκλιση των βήτα των μετοχών συναρτήσει της περιόδου που αυτές είναι ήδη εισηγμένες στο Χρηματιστήριο. Τα αποτελέσματα που βρίσκει είναι αντικρουόμενα και δεν

μπορούν να προσφέρουν υποστήριξη στα συμπεράσματα των *Elgers, Haltiner and Hawthorne*.

- ♦ Μια δεύτερη μέθοδος προσαρμογής του συντελεστή βήτα των μετοχών, έτσι όπως αυτός προκύπτει μέσα από μια απλή γραμμική παλινδρόμηση, έχει προταθεί στη διεθνή βιβλιογραφία από τον *Oldrich A. Vasicek* (1973). Η μέθοδος αυτή στηρίζεται στις τεχνικές εκτίμησης του *Bayes*. Η μεθοδολογία του παρουσιάζεται παρακάτω:

Ξεκινώντας με δεδομένη την παρατήρηση του *Blume* ότι τα βήτα των μετοχών για μια συγκεκριμένη περίοδο βρίσκονται πιο κοντά στο μέσο βήτα απ' ό,τι οι βασισμένες σε στοιχεία της προηγούμενης περιόδου εκτιμήσεις, ο *Vasicek* πρότεινε μια μέθοδο που θα προσαρμόζει τους εκτιμημένους συντελεστές βήτα προς τη μέση τιμή τους. Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή, η προσαρμογή δεν θα είναι η ίδια για όλες τις μετοχές αλλά θα εξαρτάται από τον βαθμό αβεβαιότητας που υπάρχει αναφορικά με το εκτιμημένο βήτα. Όσο μεγαλύτερη είναι αυτή η αβεβαιότητα τόσο μεγαλύτερο αναμένεται να είναι το σφάλμα εκτίμησης στο οποίο θα υποπέσουμε χρησιμοποιώντας αυτές τις εκτιμήσεις και επομένως τόσο μεγαλύτερη θα πρέπει να είναι η προσαρμογή του συντελεστή βήτα προς τη μέση τιμή των βήτα ώστε να διορθωθεί αυτό το σφάλμα.

Πιο συγκεκριμένα, ο *Vasicek* ξεκινά υπολογίζοντας το βήτα της κάθε μετοχής μέσα από απλή γραμμική παλινδρόμηση, όπως ακριβώς μας δείχνει το Υπόδειγμα της Αγοράς. Έστω β_{i1} το βήτα της μετοχής i , έτσι όπως αυτό έχει υπολογιστεί από την παραπάνω μέθοδο για την περίοδο 1 (η περίοδος την οποία θα χρησιμοποιήσουμε για τις προβλέψεις). Έστω επιπλέον $\sigma_{\beta_{i1}}^2$ η διασπορά της κατανομής του βήτα της i μετοχής για την πρώτη περίοδο. Αυτή η ποσότητα ουσιαστικά μας δείχνει το βαθμό αβεβαιότητάς μας αναφορικά με την πρόβλεψή μας για το βήτα της συγκεκριμένης μετοχής. Επιπρόσθετα, υπολογίζει το μέσο βήτα όλου του πλήθους των υπό

εξέταση μετοχών καθώς επίσης και τη διασπορά του βήτα αυτού για την περίοδο 1, τα οποία συμβολίζει με $\bar{\beta}_1$ και $\sigma_{\beta_1}^2$ αντίστοιχα.

Εν συνεχεία, προκειμένου να εκτιμήσει το συντελεστή βήτα της μετοχής i για την επόμενη περίοδο (περίοδος 2), κατασκευάζει έναν σταθμικό μέσο όρο του συντελεστή βήτα της ίδιας μετοχής για την προηγούμενη περίοδο και του μέσου βήτα όλων των μετοχών για την ίδια περίοδο. Η σχέση που χρησιμοποιεί δίνεται από τον τύπο:

$$\beta_{i2} = \frac{\sigma_{\beta_{i1}}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{i1}}^2} \bar{\beta}_1 + \frac{\sigma_{\beta_1}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{i1}}^2} \beta_{i1},$$

όπου:

β_{i2} ο συντελεστής βήτα της μετοχής i για την περίοδο 2.

Μέσα από την παραπάνω διαδικασία, οι συντελεστές βήτα –έτσι όπως αυτοί εκτιμώνται από ιστορικά στοιχεία μίας περιόδου προκειμένου να αποτελέσουν εκτιμητές για τα βήτα της αμέσως επόμενης περιόδου– προσαρμόζονται προς τη μέση τιμή των βήτα όλων των μετοχών. Όσο μεγαλύτερη είναι η αβεβαιότητά μας για την εκτίμηση που έχουμε πάρει (δηλαδή μεγάλο $\sigma_{\beta_{i1}}^2$), τόσο λιγότερο βάρος δίνουμε σε αυτήν την εκτίμηση και τόσο περισσότερο την προσαρμόζουμε προς τη μέση τιμή των βήτα. Το αντίθετο συμβαίνει για μετοχές των οποίων το βήτα το έχουμε εκτιμήσει με σχετική βεβαιότητα (μικρό $\sigma_{\beta_{i1}}^2$).

Η μέθοδος του *Vasicek* κατορθώνει να παρακάμψει το πρόβλημα που είχε δημιουργήσει η μέθοδος προσαρμογής του *Blume*. Δεν παύει όμως και αυτή να έχει τα δικά της προβλήματα. Πιο συγκεκριμένα, μέσα από την παραπάνω διαδικασία διόρθωσης, καταλήγουμε να παράγουμε συντελεστές βήτα με μέση τιμή χαμηλότερη από την ιστορική μέση τιμή των βήτα που

χρησιμοποιήσαμε. Στην ουσία δηλαδή υποστηρίζουμε ότι η μέση τιμή του πραγματικού βήτα μειώνεται διαχρονικά. Αυτό αποτελεί το ακριβώς αντίθετο πρόβλημα από εκείνο που προέκυπτε από τη μέθοδο διόρθωσης του *Blume*. Όπως σε εκείνη την περίπτωση δεν είχαμε κάποιον λόγο για τον οποίο να πιστεύουμε ότι η πραγματική μέση τιμή του βήτα αυξάνεται διαχρονικά, έτσι και εδώ δεν έχουμε κανέναν λόγο για τον οποίο να πιστεύουμε ότι συμβαίνει το ακριβώς αντίθετο φαινόμενο. Χρειάζονται, λοιπόν και αυτοί οι συντελεστές μια διόρθωση, η οποία να διατηρεί διαχρονικά σταθερή τη μέση τιμή τους, πριν να μπορέσουν να χρησιμοποιηθούν για να δώσουν αξιόπιστα αποτελέσματα.

- ♦ Πέρα από τις δύο παραπάνω μεθόδους έχουν προταθεί και ορισμένοι άλλοι τρόποι, οι οποίοι παράγουν εκτιμήσεις για τα μελλοντικά βήτα των μετοχών με μεγάλη προβλεπτική ικανότητα. Για παράδειγμα, οι *Merrill Lynch, Pierce, Fenner και Smith Inc.* (MLPFS) χρησιμοποιούν την παρακάτω φόρμουλα προκειμένου να προσαρμόσουν τους εκτιμημένους συντελεστές βήτα πιο κοντά στη μονάδα:

$$\beta_{i2}=1+k(\beta_{i1}-1)$$

όπου:

k: μια σταθερά κοινή για όλες τις μετοχές.

Αντί δηλαδή να χρησιμοποιήσουν απ' ευθείας την εκτιμημένη τιμή του συντελεστή βήτα από τα δεδομένα της προηγούμενης περιόδου, τον προσαρμόζουν –μέσω της παραπάνω εξίσωσης– ώστε αυτός να βρίσκεται πιο κοντά στη μονάδα. Τίθεται, λοιπόν, το ερώτημα αναφορικά με το ποια από τις προτεινόμενες μεθόδους παράγει εκτιμήσεις για το βήτα με μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα. Αρκετοί μελετητές έχουν ασχοληθεί με το θέμα αυτό. Τα αποτελέσματα των ερευνών τους παρουσιάζονται στη συνέχεια της εργασίας.

- ◆ Οι *Robert C. Klemkosky* και *John D. Martin* (1975) συνέκριναν την προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, οι οποίοι παράγονται από τις τρεις παραπάνω μεθόδους προσαρμογής, με τα βήτα τα οποία προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς χωρίς καμία προσαρμογή. Τα δεδομένα τους, τα οποία καλύπτουν την χρονική περίοδο 7/1947 – 6/1972, προήλθαν από το CRSP Investment Return File. Ο δείκτης που χρησιμοποιήθηκε είναι αυτός ο οποίος έχει κατασκευαστεί από τον *Fisher* και ο ίδιος με αυτόν που χρησιμοποίησε ο *Blume* στις δικές του μελέτες. Το κάθε βήτα εκτιμήθηκε μέσω παλινδρόμησης μηνιαίων δεδομένων για μια πενταετία. Συνολικά έγιναν πέντε υπολογισμοί για την κάθε μετοχή ή το κάθε χαρτοφυλάκιο (πέντε πενταετίες). Η σύγκριση των τεσσάρων μεθόδων έγινε με τη χρήση του μέσου τετραγωνικού σφάλματος, το οποίο οι μελετητές διέσπασαν σε τρία τμήματα. Το πρώτο αφορά στην μεροληψία των εκτιμήσεων, το δεύτερο στην αναποτελεσματικότητά τους και το τρίτο σε μια τυχαία διαταραχή. Η μεθοδολογία τους εφαρμόστηκε τόσο σε μεμονωμένες μετοχές όσο και σε χαρτοφυλάκια τα οποία αποτελούνταν από 3, 5, 7 και 10 μετοχές.

Χρησιμοποιώντας τα βήτα χωρίς καμία προσαρμογή και αναλύοντας το μέσο τετραγωνικό σφάλμα στα τρία τμήματα που αναφέραμε παραπάνω, οι *Klemkosky* και *Martin* παρατήρησαν ότι οι εκτιμήσεις των βήτα είναι σχεδόν αμερόληπτες (το πρώτο τμήμα της ανάλυσης του μέσου τετραγωνικού σφάλματος είναι πολύ μικρό), αλλά απέχουν πολύ από το να είναι αποτελεσματικές, μια και ο όρος που αφορά στην αναποτελεσματικότητα είναι σχετικά υψηλός. Το ίδιο συμβαίνει και με τον τρίτο όρο. Όσον αφορά στο πλήθος των μετοχών, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι για μεγαλύτερα χαρτοφυλάκια το μέσο τετραγωνικό σφάλμα μειώνεται. Αυτή η μείωση όμως οφείλεται σε μείωση της τυχαίας διαταραχής και όχι σε αύξηση της αποτελεσματικότητας της μεθόδου. Η χρήση οποιασδήποτε από τις τρεις μεθόδους προσαρμογής οδηγεί σε μείωση του μέσου τετραγωνικού σφάλματος και σε αύξηση της αποτελεσματικότητας των εκτιμήσεων. Είναι, λοιπόν, προτιμότερη η χρήση μιας μεθόδου προσαρμογής. Όσον αφορά στο ποια θα είναι αυτή, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η μέθοδος προσαρμογής του *Vasicek* δίνει

καλύτερα αποτελέσματα στην πλειοψηφία των περιπτώσεων, ειδικά εάν εξετάζουμε χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από ένα μεγάλο αριθμό μετοχών.

- ◆ Μια δεύτερη σύγκριση των διαφορετικών μεθόδων εκτίμησης των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των μετοχών παρουσιάζεται από τους *Edwin J. Elton, Martin J. Gruber* και *Thomas J. Ulrich* (1978). Οι μέθοδοι τις οποίες συγκρίνουν είναι οι:
 - Οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, οι οποίοι προκύπτουν από τον απ' ευθείας υπολογισμό τους μέσω ιστορικών στοιχείων. Αυτή αποτελεί την πιο απλή μέθοδο εκτίμησης των συντελεστών συσχέτισης. Η μέθοδος αυτή βασίζεται αποκλειστικά σε ιστορικά στοιχεία για τη μετοχή και δεν κάνει καμία υπόθεση σχετικά με τον τρόπο με τον οποίο κινούνται οι μετοχές μεταξύ τους ή με τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η μέθοδος αυτή δεν έχει μεγάλη αξία. Απλά χρησιμοποιείται ως ένα κάτω όριο σύγκρισης μεταξύ των διαφορετικών μεθόδων εκτίμησης.
 - Τα βήτα των μετοχών όπως αυτά προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς. Εάν έχουμε εκτιμήσεις για τα βήτα μπορούμε πολύ εύκολα να πάρουμε εκτιμήσεις για τους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών μέσω της σχέσης:
$$\rho_{ij} = \frac{\beta_i \beta_j \sigma_M^2}{\sigma_i \sigma_j}$$
 - Τα βήτα των μετοχών όπως αυτά προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς, προσαρμοσμένα με τη μέθοδο του *Blume*.
 - Τα βήτα των μετοχών όπως αυτά προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς, προσαρμοσμένα με τη μέθοδο του *Vasicek*.
 - Τα βήτα των μετοχών όταν αυτά υποτεθούν όλα ίσα με τη μονάδα. Αυτή η μέθοδος στηρίζεται στην παρατήρηση του *Blume* σχετικά με την τάση των βήτα των μετοχών να παλινδρομούν γύρω από τη μονάδα. Βλέποντας ότι η τάση είναι προς αυτήν την κατεύθυνση,

η μέθοδος αυτή θέτει όλα τα βήτα ίσα με τη μονάδα, υποστηρίζοντας στην ουσία ότι αυτή είναι η μακροχρόνια τιμή ιστορροπίας τους.

- Οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, όταν αυτοί υποτεθούν όλοι ίσοι με την μέση τιμή των υπολογισμένων από ιστορικά στοιχεία συντελεστών συσχέτισης. Η μέθοδος αυτή χρησιμοποιείται στην παρούσα σύγκριση διότι προηγούμενες έρευνες έδειξαν ότι έχει πολύ καλή προβλεπτική ικανότητα. Στην ουσία, η μέθοδος αυτή υποστηρίζει ότι, αν και τα ιστορικά στοιχεία των μετοχών δεν μας δίνουν καλές προβλέψεις για τους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων, εν τούτοις μας δίνουν μια πολύ καλή πληροφορία για τη μέση τιμή αυτών των συντελεστών.

Η σύγκριση μεταξύ των έξι παραπάνω μεθόδων έγινε με δύο τρόπους. Σύμφωνα με τον πρώτο τρόπο, οι ερευνητές εξέτασαν τις διαφορές μεταξύ των απολύτων σφαλμάτων πρόβλεψης για όλα τα δυνατά ζεύγη μεθόδων. Εάν ο μέσος αυτών των διαφορών προέκυπτε διάφορος του μηδενός, τότε κάποια από τις δύο μεθόδους ήταν καλύτερη από την άλλη. Σύμφωνα με το δεύτερο τρόπο, οι ερευνητές εξέτασαν την κατανομή των διαφορών μεταξύ των απολύτων σφαλμάτων πρόβλεψης, με σκοπό να δουν εάν η χρήση κάποιας μεθόδου έδινε πιθανότητα λάθους πρόβλεψης μικρότερη απ' ότι η χρήση μιας άλλης. Εάν ναι, τότε η πρώτη μέθοδος θεωρούνταν καλύτερη της δεύτερης. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν για τη διεξαγωγή των παραπάνω ελέγχων κάλυπταν τη χρονική περίοδο 1956-1975.

Οι συγκρίσεις αυτές έγιναν δύο φορές. Την πρώτη φορά, τόσο οι συνδιακυμάνσεις όσο και τα βήτα των μετοχών χρησιμοποιήθηκαν χωρίς να γίνει προσαρμογή τους, έτσι ώστε να έχουν διαχρονικά τον ίδιο μέσο. Τη δεύτερη φορά αυτή η προσαρμογή έγινε. Μια τέτοιου είδους προσαρμογή κρίθηκε αναγκαία για τον εξής λόγο: το Υπόδειγμα της Αγοράς υποθέτει ότι ο μόνος λόγος ύπαρξης συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών είναι η συσχέτιση τους με τις αποδόσεις της αγοράς. Εάν όμως υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που τις επηρεάζουν, τότε οι εκτιμήσεις που παίρνουμε χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς θα είναι μεροληπτικές και

θα μας δίνουν μικρότερους συντελεστές συσχέτισης από αυτούς που ισχύουν στην πραγματικότητα. Χρειάζεται, λοιπόν, να διορθώσουμε αυτήν την μεροληπτικότητα, προκειμένου να μπορέσουμε να κάνουμε σωστή σύγκριση μεταξύ των διαφόρων μεθόδων. Έτσι για παράδειγμα, τα βήτα τα οποία υπολογίστηκαν με τη μέθοδο του *Vasicek* προσαρμόστηκαν προς τα πάνω, μια και όπως είδαμε η μέθοδός του οδηγούσε στη δημιουργία συντελεστών των οποίων ο μέσος μειωνόταν διαχρονικά. Αντίθετα, τα βήτα των μετοχών όπως αυτά υπολογίστηκαν με τη μέθοδο του *Blume* προσαρμόστηκαν προς τα κάτω, μια και όπως είδαμε η μέθοδός του οδηγούσε στη δημιουργία συντελεστών των οποίων ο μέσος αύξανε διαχρονικά. Τα αποτελέσματα των παραπάνω ερευνών έδειξαν ότι:

- Για τα απροσάρμοστα ως προς τη μέση τιμή αποτελέσματα, η κατάταξη των παραπάνω μεθόδων αναφορικά με την προβλεπτική τους ικανότητα είναι:
 1. Συντελεστές συσχέτισης ίσοι με τον μέσο όρο των ιστορικών συντελεστών συσχέτισης.
 2. Η μέθοδος προσαρμογής του *Blume*.
 3. Η μέθοδος προσαρμογής του *Vasicek*.
 4. Τα βήτα των μετοχών όπως αυτά προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς.
 5. Οι συντελεστές συσχέτισης που προκύπτουν από ιστορικά στοιχεία.
 6. Τα βήτα των μετοχών όταν αυτά υποτεθούν όλα ίσα με τη μονάδα.
- Για τα προσαρμοσμένα ως προς τη μέση τιμή αποτελέσματα, η κατάταξη των παραπάνω μεθόδων αναφορικά με την προβλεπτική τους ικανότητα είναι:
 1. Συντελεστές συσχέτισης ίσοι με τον μέσο όρο των ιστορικών συντελεστών συσχέτισης.
 2. Η μέθοδος προσαρμογής του *Vasicek*.
 3. Η μέθοδος προσαρμογής του *Blume*.

4. Τα βήτα των μετοχών όπως αυτά προκύπτουν από το Υπόδειγμα της Αγοράς.
 - Οι μέθοδοι 3 και 4 είναι περίπου ισοδύναμες.
 5. Οι συντελεστές συσχέτισης που προκύπτουν από ιστορικά στοιχεία.
 6. Τα βήτα των μετοχών όταν αυτά υποτεθούν όλα ίσα με τη μονάδα.
- Οι δύο τελευταίες μέθοδοι ουσιαστικά έχουν την ίδια προβλεπτική ικανότητα.

Βλέπουμε, λοιπόν, ότι η καλύτερη μέθοδος πρόβλεψης των μελλοντικών συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών είναι ο υπολογισμός τους μέσω ιστορικών στοιχείων και η υπόθεση ότι ο κάθε συντελεστής συσχέτισης θα ισούται με το μέσο όρο των ιστορικών συντελεστών συσχέτισης όλων των μετοχών. Όπως όμως αναφέραμε στην αρχή της παρούσας εργασίας, ο υπολογισμός των συντελεστών συσχέτισης απ' ευθείας –μέσω της χρήσης ιστορικών δεδομένων– είναι μία χρονοβόρα διαδικασία, ειδικά για μια εταιρεία η οποία παρακολουθεί ένα μεγάλο πλήθος μετοχών. Επομένως, θα μπορούσαμε να πούμε ότι μια τέτοια εταιρεία θα μπορούσε να πάρει τις καλύτερες προβλέψεις για τους μελλοντικούς συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών της χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και διορθώνοντας τους συντελεστές βήτα με τη μέθοδο του Vasicek, προσαρμόζοντάς τους παράλληλα ώστε να δίνουν διαχρονικά σταθερή τιμή για το μέσο βήτα.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα των παραπάνω ερευνών αναφορικά με τη στασιμότητα των συντελεστών βήτα, μπορούμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

Πίνακας 4.1

ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΤΗ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ				
ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΕΞΑΓΩΓΗΣ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
Blume	NYSE	07/'26-06/'68	Συντελεστής συσχέτισης βήτα διαδοχικών επταετιών για χαρτοφυλάκια μετοχών.	Τάση του βήτα να παλινδρομεί προς τη μονάδα. Αύξηση της σταθερότητας του βήτα για χαρτοφυλάκια με μεγάλο αριθμό μετοχών.
Porter, Ezzell	NYSE	07/'26-06/'68	Συντελεστής συσχέτισης βήτα διαδοχικών επταετιών για χαρτοφυλάκια μετοχών.	Η σταθερότητα του βήτα δεν εξαρτάται από το μέγεθος του χαρτοφυλακίου.
Elgers, Haltiner, Hawthorne	NYSE	07/'26-06/'75	Spearman Goldfeld-Quandt, Bartlett	Τάση του βήτα να παλινδρομεί προς τη μονάδα.
Vasicek	NYSE	07/'26-06/'68	Συντελεστής συσχέτισης βήτα διαδοχικών επταετιών για χαρτοφυλάκια μετοχών.	Τάση του βήτα να παλινδρομεί προς τη μονάδα.

Πίνακας 4.2

ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΤΗ ΒΕΛΤΙΣΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΠΡΟΣΑΡΜΟΓΗΣ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ				
ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΕΞΑΓΩΓΗΣ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
Klemkosky, Martin	CRSP Investment Return File	07/'47-06/'72	Spearman Goldfeld-Quandt, Bartlett	Μέθοδος προσαρμογής Vasicek
Elton, Gruber, Urich	NYSE	1956-1975	Διαφορές απολύτων σφαλμάτων πρόβλεψης	Μέθοδος προσαρμογής Vasicek

4.3 Βέλτιστο χρονικό διάστημα εκτίμησης και Στασιμότητα του Βήτα

Ένα άλλο πρόβλημα στο οποίο αναφερθήκαμε είναι το χρονικό διάστημα το οποίο πρέπει να χρησιμοποιήσουμε για να μπορέσουμε να επιτύχουμε το βέλτιστο εκτιμητή του συντελεστή βήτα μιας μετοχής. Οι απόψεις των ερευνητών επάνω σε αυτό το θέμα δίστανται.

- ✓ Ο *Nicholas J. Gonedes* (1973), σε μια έρευνα που έκανε αναφορικά με το βέλτιστο μήκος της περιόδου εκτίμησης του βήτα, παρατήρησε ότι όσο πιο μεγάλο είναι το χρονικό διάστημα επάνω στο οποίο βασιζόμαστε τόσο πιο ακριβείς είναι οι εκτιμήσεις που παίρνουμε για το συντελεστή βήτα. Παρόλα αυτά, παρατήρησε επίσης ότι η χρήση ενός μεγάλου χρονικού διαστήματος εκτίμησης μπορεί να συμπεριλαμβάνει αποδόσεις των μετοχών οι οποίες πραγματοποιήθηκαν κάτω από πολύ διαφορετικές συνθήκες για την εταιρεία. Έτσι, αν και το μεγάλο χρονικό διάστημα συμβάλλει στη μείωση του δειγματικού σφάλματος, εν τούτοις υπάρχει η πιθανότητα να εισάγει στα αποτελέσματά μας μια μεροληψία, η οποία να οφείλεται σε διαρθρωτικές αλλαγές που έχουν πραγματοποιηθεί στην εταιρεία κατά την περίοδο αυτή. Βασιζόμενος σε αυτές τις παρατηρήσεις και μελετώντας τα δεδομένα του, ο *Gonedes* κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η βέλτιστη περίοδος εκτίμησης την οποία πρέπει να χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των βήτα των μετοχών είναι 7 χρόνια.

- ✓ Ο *Baesel* (1974) εξέτασε την επίδραση του μήκους της περιόδου εκτίμησης στη στασιμότητα του συντελεστή βήτα. Ξεκινώντας από μια περίοδο εκτίμησης ίση με ένα έτος (12 μήνες) και φτάνοντας σε περίοδο εκτίμησης μέχρι και 9 έτη (108 μήνες) και χρησιμοποιώντας στοιχεία 160 μετοχών για την περίοδο 1950-1967, ο *Baesel* κατέληξε στο συμπέρασμα ότι, όσο μεγαλύτερη είναι η χρονική περίοδος την οποία χρησιμοποιούμε για να εκτιμήσουμε το συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών τόσο αυξάνει η στασιμότητά του.

- ✓ Οι *Edward I. Altman, Bertrand Jacquillat* και *Michel Levasseur* (1974) χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Γαλλικό Χρηματιστήριο κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα με τον *Baesel*. Παρατήρησαν δηλαδή ότι, η χρήση μεγαλύτερης περιόδου εκτίμησης για τον υπολογισμό του βήτα μιας μεμονωμένης μετοχής οδηγεί σε μεγαλύτερη συσχέτιση μεταξύ των συντελεστών βήτα για διαδοχικά χρονικά διαστήματα.

- ✓ Τα αποτελέσματα του *Baesel*, και συνεπώς των *Altman, Jacquillat* και *Levasseur*, τίθενται υπό αμφισβήτηση από τους *Alexander J. Gordon* και *Norman L. Chervany* (1980). Αναπαράγοντας τα δεδομένα του *Baesel*, οι δύο ερευνητές χρησιμοποιούν τη μέση απόλυτη απόκλιση ως μέτρο της στασιμότητας του συντελεστή βήτα. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι η ελάχιστη τιμή του μέτρου αυτού επιτυγχάνεται για τα βήτα εκείνα τα οποία έχουν εκτιμηθεί βάσει μιας περιόδου έξι ετών. Πιο συγκεκριμένα, η χρήση της εξαετούς περιόδου εκτίμησης παρουσιάζει υπεροχή έναντι των εκτιμήσεων που βασίζονται σε ένα, δύο ή εννέα έτη. Σύμφωνα με τους ερευνητές, το αποτέλεσμα αυτό αναιρεί τα συμπεράσματα του *Baesel* ενώ αντίθετα προσφέρει υποστήριξη σε αυτά του *Gonedes*. Δεδομένης της μη στατιστικής διαφοράς μεταξύ των αποτελεσμάτων που βασίζονται σε τετραετή και εξαετή περίοδο, οι *Gordon* και *Chervany* καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η βέλτιστη περίοδος εκτίμησης κυμαίνεται από τέσσερα έως έξι έτη.

- ✓ Σε μια άλλη έρευνα, οι *Roenfeldt L. Rodney, Gary L. Griepentrog* και *Christopher C. Pflaum* (1978) εξέτασαν κατά πόσον ο συντελεστής βήτα ο οποίος έχει εκτιμηθεί με βάση δεδομένα μιας τετραετίας αποτελεί καλή πρόβλεψη για το βήτα την επόμενη τετραετία, τριετία, διετία καθώς επίσης και για τον επόμενο χρόνο. Τα δεδομένα τους συμπεριλάμβαναν 664 μετοχές με τιμές για την περίοδο 1963-1974 καθώς επίσης και τις τιμές του δείκτη *Standard & Poor's* 500. Η μεθοδολογία την οποία ακολούθησαν ήταν η εξής:

Με βάση τα στοιχεία της τετραετίας 1963-1966 υπολόγισαν τα βήτα των μετοχών και τις κατέταξαν σε ομάδες, ξεκινώντας από το μεγαλύτερο και καταλήγοντας στο μικρότερο βήτα. Εν συνεχεία, επανυπολόγισαν τα βήτα των μετοχών χρησιμοποιώντας πρώτα στοιχεία της επόμενης τετραετίας (1967-1970), έπειτα της επόμενης τριετίας (1967-1969), μετά της επόμενης διετίας (1967-1968) και τέλος του επόμενου έτους (1967) και εξέτασαν κατά πόσο μεταβλήθηκε η κατάταξη των μετοχών ανάλογα με τα βήτα τους. Τη διαδικασία αυτή την επανέλαβαν για όλες τις τετραετίες από το 1963 έως το 1974, προχωρώντας κάθε φορά ένα έτος μπροστά (στη δεύτερη δηλαδή επανάληψη της διαδικασίας υπολόγισαν αρχικά τα βήτα με δεδομένα από την τετραετία 1964-1967). Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι η αρχική εκτίμηση του συντελεστή βήτα με δεδομένα μιας τετραετίας αποτελεί καλή προσέγγιση για το βήτα όχι μόνο της επόμενης τετραετίας αλλά και για το βήτα για τα επόμενα τρία ή και δύο χρόνια. Αντίθετα, εάν ο επενδυτικός μας ορίζοντας είναι μόνο ένα έτος, ο συντελεστής βήτα ο οποίος έχει προκύψει από δεδομένα μιας τετραετίας δεν αποτελεί καλή εκτίμηση για το βήτα το οποίο μας ενδιαφέρει.

Συνοπτικά, τα αποτελέσματα των παραπάνω ερευνών μπορούν να συγκεντρωθούν στον πίνακα 4.3.

Πίνακας 4.3

ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΤΟ ΒΕΛΤΙΣΤΟ ΧΡΟΝΙΚΟ ΔΙΑΣΤΗΜΑ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΤΟΥ ΒΗΤΑ			
ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΕΞΑΓΩΓΗΣ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
Gonedes			Βέλτιστο χρονικό διάστημα πρόβλεψης: 7 έτη.
Baesel	160 μετοχές NYSE	1950-1967	Μεγαλύτερη χρονική περίοδος οδηγεί σε καλύτερες εκτιμήσεις του βήτα.
Altman, Jacquillat, Levasseur	Χρηματιστήριο Παρισιού		Μεγαλύτερη χρονική περίοδος οδηγεί σε καλύτερες εκτιμήσεις του βήτα.
Gordon, Chervany	160 μετοχές NYSE	1950-1967	Βέλτιστο χρονικό διάστημα πρόβλεψης: 4-6 έτη.

4.4 Εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης του Βήτα

Τα προβλήματα που αναφέρθηκαν παραπάνω (ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, μη κανονικότητα των αποδόσεων των μετοχών, μη στασιμότητα του βήτα, πρόβλημα επιλογής του βέλτιστου χρονικού διαστήματος εκτίμησης) καθώς επίσης και το γεγονός ότι η μέχρι τότε χρησιμοποιούμενη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών έδινε αδικαιολόγητα μεγάλη βαρύτητα σε ακραίες παρατηρήσεις, ώθησαν τους ερευνητές σε αναζήτηση νέων μεθόδων εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Το γεγονός ότι η μέχρι τότε χρησιμοποιούμενη μέθοδος εκτίμησης έδινε μεγάλη βαρύτητα στις ακραίες παρατηρήσεις, αποτελούσε για τους ερευνητές πιθανή αιτία της μεγάλης διασποράς των υπολογιζόμενων τιμών των συντελεστών βήτα. Ένας πιθανός τρόπος μείωσης αυτής της διασποράς θα ήταν η εφαρμογή μιας μεθόδου η οποία θα περιόριζε τη βαρύτητα που δίνεται στις ακραίες παρατηρήσεις.

Μια τέτοια μέθοδος, η οποία θα εξεταστεί στην παρούσα ενότητα της εργασίας, είναι η *μέση απόλυτη απόκλιση*. Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή, η γραμμή της παλινδρόμησης υπολογίζεται ελαχιστοποιώντας όχι το άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων (όπως συμβαίνει στη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων) αλλά τον μέσο του αθροίσματος των απολύτων τιμών των σφαλμάτων. Ο τρόπος εκτίμησης του συντελεστή βήτα μέσω αυτής της μεθόδου δίνει λιγότερη βαρύτητα σε ακραίες παρατηρήσεις. Εάν αυτό οδηγεί σε μείωση του δειγματικού σφάλματος και σε αύξηση της αποτελεσματικότητας του εκτιμητή του βήτα, τότε το αποτέλεσμα θα είναι η παραγωγή «περισσότερο» στάσιμων συντελεστών βήτα. Θα αποτελεί, επομένως, η μέθοδος αυτή μια βελτίωση των μέχρι στιγμής χρησιμοποιούμενων τεχνικών εκτίμησης του βήτα.

- ❖ Μια από τις πρώτες μελέτες που έχουν παρουσιαστεί στη διεθνή βιβλιογραφία επάνω στο θέμα αυτό είναι εκείνη του *W. F. Sharpe* (1971). Στη μελέτη του αυτή χρησιμοποίησε

τριμηνιαία στοιχεία μετοχών για τη χρονική περίοδο 1964-1970 και υπολόγισε το συντελεστή βήτα για το κάθε αξιόγραφο και με τις δύο μεθόδους (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, μέση απόλυτη απόκλιση). Παρουσιάζοντας τα αποτελέσματά του γραφικά, ο *Sharpe* κατέληξε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει ουσιαστική διαφορά μεταξύ των εκτιμητών που δίνουν οι δύο αυτές μέθοδοι. Η αδυναμία της μεθοδολογίας του έγκειται στο ότι δεν χρησιμοποίησε στατιστικές μεθόδους (π.χ. συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των δύο συντελεστών) αλλά απλά μελέτησε και παρουσίασε γραφικά τα αποτελέσματά του.

- ❖ Δύο άλλοι ερευνητές, οι οποίοι ασχολήθηκαν με τη σύγκριση των δύο αυτών μεθόδων είναι οι *Cornell Bradford* και *J. Kimball Dietrich* (1978). Το δείγμα τους αποτελούνταν από 100 μετοχές, τυχαία επιλεγμένες από τον δείκτη *Standard & Poor's 500*, για το χρονικό διάστημα 7/1962 – 6/1975. Για κάθε μία μετοχή υπολόγισαν 13 βήτα, ένα για κάθε χρόνο, χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία, τόσο με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων όσο και με τη μέθοδο της μέσης απόλυτης απόκλισης. Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν τις εκτιμήσεις αυτές για να κάνουν προβλέψεις για τις μελλοντικές τιμές του βήτα.

Τα αποτελέσματα που πήραν ήταν μάλλον απογοητευτικά. Συγκρίνοντας τις κατανομές των εκτιμήσεων των βήτα οι οποίες είχαν παραχθεί με τις δύο μεθόδους, οι δύο ερευνητές διαπίστωσαν ότι αυτές είναι παρόμοιες. Το γεγονός το οποίο τους απογοήτευσε ήταν η διαπίστωση ότι, τα βήτα τα οποία παράγονται με τη νέα μέθοδο παρουσιάζουν στην πλειονότητα των περιπτώσεων (10 από τα 13 χρόνια) μεγαλύτερη διασπορά από τα βήτα τα οποία προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Προχωρώντας ένα βήμα παραπέρα οι δύο ερευνητές συνέκριναν τους δύο διαφορετικούς συντελεστές βήτα μέσω απλής γραμμικής παλινδρόμησης. Στην παλινδρόμηση αυτή χρησιμοποιούσαν το βήτα όπως αυτό είχε εκτιμηθεί από τη μέθοδο της μέσης απόλυτης απόκλισης ως εξαρτημένη μεταβλητή και το κλασικό βήτα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (υπολογισμένο την ίδια περίοδο) ως ανεξάρτητη μεταβλητή. Μελετώντας τα αποτελέσματά τους κατέληξαν και πάλι στο συμπέρασμα ότι, όσον αφορά στην ίδια χρονική

περίοδο, δεν υπάρχει ουσιαστική διαφορά μεταξύ των δύο εκτιμητών. Και η διαχρονική όμως σύγκριση των δύο συντελεστών δεν μπόρεσε να προσφέρει υποστήριξη στη χρήση της μέσης απόλυτης απόκλισης έναντι της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων. Πιο συγκεκριμένα, οι δύο ερευνητές χρησιμοποίησαν παλινδρομήσεις με σκοπό να εξετάσουν την προβλεπτική ικανότητα των δύο μεθόδων. Χρησιμοποιώντας το βήτα μιας περιόδου ως εκτίμηση για το βήτα της αμέσως επόμενης (ανεξάρτητη μεταβλητή) και παλινδρομώντας επάνω σε αυτό το πραγματικό βήτα της επόμενης περιόδου όπως το είχαν υπολογίσει και με τις δύο μεθόδους (εξαρτημένη μεταβλητή), έδειξαν ότι και τα δύο είδη εκτιμητών πάσχουν από έλλειψη αποτελεσματικότητας. Αυτή η αναποτελεσματικότητα δεν μπορεί να διορθωθεί από τη μέθοδο της μέσης απόλυτης απόκλισης.

Η παραπάνω μελέτη οδήγησε, λοιπόν, τους δύο ερευνητές σε αδυναμία εύρεσης κάποιου κριτηρίου το οποίο θα τους έδινε τη δυνατότητα να χαρακτηρίσουν τη νέα αυτή μέθοδο ως ανώτερη της μέχρι τότε χρησιμοποιούμενης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων.

Μπορούμε, λοιπόν, να συμπεράνουμε από τη μελέτη των αποτελεσμάτων των παραπάνω ερευνών, ότι ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής –έτσι όπως αυτός υπολογίζεται από το Υπόδειγμα της Αγοράς– παρουσιάζει αρκετά προβλήματα. Αφ' ενός μια βασική υπόθεση του υποδείγματος αυτού δεν βρίσκει υποστήριξη από τα πραγματικά δεδομένα (η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας), αφ' ετέρου οι συντελεστές βήτα δεν παραμένουν διαχρονικά σταθεροί. Αυτό έχει ως συνέπεια τα υπολογιζόμενα μέσω του υποδείγματος βήτα να μην αποτελούν καλές εκτιμήσεις για τα πραγματικά βήτα των υπό αξιολόγηση μετοχών και επομένως η χρήση τους για οποιονδήποτε σκοπό να αλλοιώνει τα αποτελέσματά μας. Το πρόβλημα αυτό εξαπλώνεται περαιτέρω, όταν προσπαθήσουμε να εφαρμόσουμε την παραπάνω μέθοδο όχι για την επίλυση του προβλήματος ενός μεμονωμένου επενδυτή αλλά για τον καθορισμό της συμπεριφοράς των επενδυτών στο σύνολό τους. Ο τρόπος με τον οποίο αυτό γίνεται η επίλυση του γενικότερου αυτού προβλήματος καθώς επίσης και τα προβλήματα που προκύπτουν παρουσιάζονται στο επόμενο κεφάλαιο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ

ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

5.1 Εισαγωγή

Μέχρι στιγμής, έχουμε δει τον τρόπο με τον οποίο μπορούμε να κατασκευάσουμε το βέλτιστο μέτωπο κάτω από διαφορετικές υποθέσεις αναφορικά με την ύπαρξη ή μη ενός αξιογράφου μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να τοποθετούν μέρος των κεφαλαίων τους ή από το οποίο μπορούν να δανειστούν επιπλέον κεφάλαια, καθώς επίσης και αναφορικά με την απαγόρευση ή μη του short selling αξιογράφων. Στην ουσία, έχουμε μελετήσει τη συμπεριφορά των επενδυτών ως μεμονωμένα άτομα. Είμαστε τώρα σε θέση να προχωρήσουμε ακόμα περισσότερο την ανάλυσή μας και να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των επενδυτών στο σύνολό τους. Η μελέτη της συμπεριφοράς των επενδυτών στο σύνολό τους θα μας δώσει μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου –όπως αυτός εκφράζεται από το συντελεστή βήτα– για μια οποιαδήποτε μετοχή ή για ένα οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο μετοχών. Η σχέση αυτή είναι γνωστή με την ονομασία *Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων* (ΥΑΚΣ).

Μια τέτοιου είδους ανάλυση προϋποθέτει τη διαμόρφωση ορισμένων υποθέσεων, οι οποίες έχουν ως σκοπό τη διευκόλυνση της μελέτης μας. Όπως όμως θα παρατηρήσουμε στην πορεία της εργασίας, κάποιες από τις υποθέσεις αυτές είναι πολύ περιοριστικές. Θα μπορούσε κανείς να αντιτείνει ότι είναι και τελειώς εξωπραγματικές. Για τον λόγο αυτό, μετά την κατασκευή ενός μοντέλου ισορροπίας, το οποίο θα στηρίζεται επάνω σε αυτές τις περιοριστικές υποθέσεις, θα προχωρήσουμε στη μερική τροποποίησή του, με την κατασκευή ενός άλλου μοντέλου, το οποίο

θα άρει κάποια από αυτές τις υποθέσεις. Πρέπει όμως να τονίσουμε ότι η ισχύς ενός μοντέλου δεν βασίζεται τόσο στο κατά πόσο οι υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται είναι απόλυτα συμβατές με την πραγματικότητα όσο στο κατά πόσο το μοντέλο αυτό είναι σε θέση να περιγράψει με ακρίβεια τα διάφορα γεγονότα.

5.2 Οι υποθέσεις του ΥΑΚΣ

1. Η πρώτη υπόθεση την οποία κάνουμε αναφορικά με την κατασκευή του ΥΑΚΣ είναι ότι δεν υπάρχουν κόσστη συναλλαγών. Κατά την αγορά δηλαδή ή κατά την πώληση μιας μετοχής, ο επενδυτής δεν πληρώνει επιπλέον της τιμής της μετοχής τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή χρήματα. Αυτή η υπόθεση έρχεται σαφώς σε αντίθεση με την πραγματικότητα, όπου είναι γνωστή η ύπαρξη προμηθειών κατά την αγοραπωλησία, όχι μόνο μετοχών αλλά και οποιουδήποτε άλλου αξιογράφου. Δεδομένου όμως του ότι τα κόσστη συναλλαγής είναι εν γένει πολύ μικρά αναφορικά με την αξία του εκάστοτε αξιογράφου, μπορούμε να τα παραλείψουμε χωρίς να αλλοιώσουμε σημαντικά τα αποτελέσματά μας.
2. Η δεύτερη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι μπορούμε να αγοράσουμε ή να πουλήσουμε οποιονδήποτε αριθμό μετοχών. Για παράδειγμα, μπορούμε να επενδύσουμε Α δραχμές σε μετοχές μιας εταιρείας ακόμα και αν η τιμή διαπραγμάτευσης της μετοχής αυτής είναι 2Α δραχμές. Μπορούμε δηλαδή να τοποθετηθούμε ακόμα και σε ένα μέρος της μετοχής μιας εταιρείας και όχι σε μία ολόκληρη μετοχή. Και αυτή η δεύτερη υπόθεση έρχεται σε αντίθεση με την πραγματικότητα, όπου είναι γνωστό ότι οι μετοχές της κάθε εταιρείας διαπραγματεύονται σε συγκεκριμένο αριθμό τεμαχίων.
3. Η τρίτη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι δεν υπάρχει φορολογία φυσικών προσώπων, κάτι που σαφέστατα δεν ισχύει στην πράξη.
4. Η τέταρτη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι δεν υπάρχει κανένας επενδυτής ο οποίος να είναι αρκετά «μεγάλος» ώστε να μπορεί να επηρεάζει την αγορά. Με άλλα λόγια, αν και οι

επενδυτές στο σύνολό τους καθορίζουν τις τιμές αγοράς και πώλησης των μετοχών, δεν υπάρχει η δυνατότητα να συμβεί κάτι τέτοιο από έναν μεμονωμένο επενδυτή.

5. Η πέμπτη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι δεν υπάρχει πληθωρισμός, μια υπόθεση σαφώς αντίθετη με την πραγματικότητα.
6. Η έκτη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι οι επενδυτές λαμβάνουν τις αποφάσεις τους σύμφωνα με τις υποθέσεις του Markowitz. Μελετάνε δηλαδή τα διάφορα αξιόγραφα με βάση την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική απόκλιση της απόδοσης και λαμβάνουν αποφάσεις με βάση αυτά τα στοιχεία. Προτιμούν τα αξιόγραφα εκείνα που για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου (τυπικής απόκλισης της απόδοσης) προσφέρουν τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση.
7. Η έβδομη υπόθεση που κάνουμε είναι ότι επιτρέπεται το short selling αξιογράφων σε απεριόριστο βαθμό. Αυτή η υπόθεση είναι μη ρεαλιστική αναφορικά με τα ελληνικά δεδομένα, μια και στο ΧΑΑ δεν δίνεται αυτή τη στιγμή στους επενδυτές μια τέτοια δυνατότητα. Επειδή όμως το short selling επιτρέπεται στα μεγάλα Χρηματιστήρια του εξωτερικού, μπορούμε να θεωρήσουμε ότι αυτή η υπόθεση δεν παραβιάζει την πραγματικότητα. Αναμένουμε όμως να επηρεάσει σε κάποιο βαθμό τα αποτελέσματά μας όταν εφαρμόσουμε το ΥΑΚΣ σε ελληνικά δεδομένα.
8. Η όγδοη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και από το οποίο μπορούν να δανειζονται απεριόριστα κεφάλαια. Η υπόθεση αυτή έρχεται σε αντίθεση με την πραγματικότητα. Πράγματι, αν και υπάρχει ένα ακίνδυνο επιτόκιο στο οποίο μπορούμε να δανειζόμαστε κεφάλαια (επιτόκιο καταθέσεων) και ένα επιτόκιο από το οποίο μπορούμε να δανειζόμαστε κεφάλαια (επιτόκιο δανεισμού), το δεύτερο είναι υψηλότερο από το πρώτο και επιπλέον δεν επιτρέπεται ο απεριόριστος δανεισμός κεφαλαίων. Βλέπουμε, λοιπόν, ότι η υπόθεση αυτή πιθανόν να επηρεάζει τα αποτελέσματά μας.
9. Η ένατη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία.
10. Η δέκατη υπόθεση την οποία κάνουμε είναι ότι όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα και τις ίδιες πληροφορίες, μια υπόθεση καθαρά μη ρεαλιστική. Ακόμα και αν

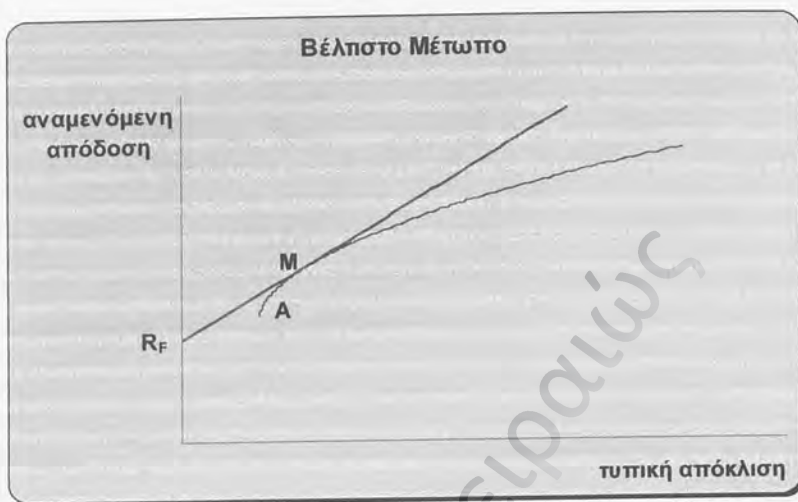
υποθέσουμε ότι όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες πληροφορίες αναφορικά με τα διάφορα αξιόγραφα, είναι απίθανο να έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα. Ένας επενδυτής μπορεί να ζητάει ένα επενδυτικό πρόγραμμα το οποίο θα του προσφέρει ένα σταθερό εισόδημα για τη συνταξιοδότησή του (μακροπρόθεσμος επενδυτικός ορίζοντας) ενώ κάποιος άλλος μπορεί να ζητάει ένα επενδυτικό πρόγραμμα το οποίο θα του εξασφαλίσει τα απαραίτητα κεφάλαια για τις σπουδές του (βραχυπρόθεσμος επενδυτικός ορίζοντας).

11. Η ενδέκατη και τελευταία υπόθεση που κάνουμε είναι ότι όλα τα περιουσιακά στοιχεία μπορούν να αποτελέσουν αντικείμενο αγοραπωλησίας. Και αυτή η υπόθεση δεν μπορεί να βρει ανταπόκριση στην πραγματικότητα, μια και για παράδειγμα στις σημερινές κοινωνίες απαγορεύεται η αγοραπωλησία ανθρώπων. Επομένως και αυτή η υπόθεση ενδέχεται να επηρεάσει την ακρίβεια των αποτελεσμάτων μας.

5.3 Η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς

Είδαμε σε προηγούμενο κεφάλαιο ότι, όταν υπάρχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και από το οποίο μπορούν να δανείζονται απεριόριστα κεφάλαια, τότε το βέλπστο μέτωπο έχει τη μορφή της ευθείας γραμμής που φαίνεται στο παρακάτω σχήμα.

Σχήμα 5.1



Ανάλογα με τις προσδοκίες του κάθε επενδυτή και ανάλογα με το επιτόκιο καταθέσεων και δανεισμού που αυτός αντιμετωπίζει, διαμορφώνεται κατάλληλα και το βέλτιστο μέτωπο. Με δεδομένες όμως τις υποθέσεις που έχουμε κάνει αναφορικά με το ΥΑΚΣ, και πιο συγκεκριμένα τις υποθέσεις ότι όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα και τις ίδιες πληροφορίες και ότι όλοι αντιμετωπίζουν το ίδιο επιτόκιο καταθέσεων και δανεισμού, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όλοι οι επενδυτές έχουν το ίδιο βέλτιστο μέτωπο. Όλοι δηλαδή θα κρατάνε το ίδιο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων αξιογράφων (το M) και το μόνο που θα διαφέρει θα είναι ο τρόπος με τον οποίο θα μοιράζουν τα κεφάλαιά τους μεταξύ αυτού του επικίνδυνου χαρτοφυλακίου και του R_F . Εάν όμως όλοι οι επενδυτές επενδύουν στο ίδιο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο τότε, σε κατάσταση ισορροπίας, αυτό θα είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο αποτελείται από όλα τα επικίνδυνα αξιόγραφα που υπάρχουν στην αγορά. Το ποσοστό του χαρτοφυλακίου της αγοράς το οποίο αποτελεί κάθε αξιόγραφο ισούται με το ποσοστό της αγοραίας αξίας του χαρτοφυλακίου που αποτελεί η αγοραία αξία του αξιογράφου αυτού.

Η παραπάνω ευθεία είναι γνωστή με την ονομασία «Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς». Η εξίσωσή της είναι η:

$$E(R_q) = R_f + \frac{E(R_M) - R_f}{\sigma_M} \sigma_q \quad (5.1)$$

όπου:

$E(R_q)$: η αναμενόμενη απόδοση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q .

σ_q : η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου q .

Η ποσότητα $\frac{E(R_M) - R_f}{\sigma_M}$ είναι η επιπλέον αναμενόμενη απόδοση την οποία απαιτούν οι επενδυτές για να αυξήσουν το επίπεδο του κινδύνου που αναλαμβάνουν κατά μία μονάδα. Μπορούμε να πούμε ότι η ποσότητα αυτή αντιστοιχεί στην τιμή του κινδύνου. Αντίθετα, η ποσότητα R_f είναι η αναμενόμενη απόδοση την οποία παίρνουν οι επενδυτές ως ανταμοιβή της καθυστέρησης της κατανάλωσης. Μπορούμε να πούμε ότι η ποσότητα αυτή αντιστοιχεί στην τιμή του χρόνου.

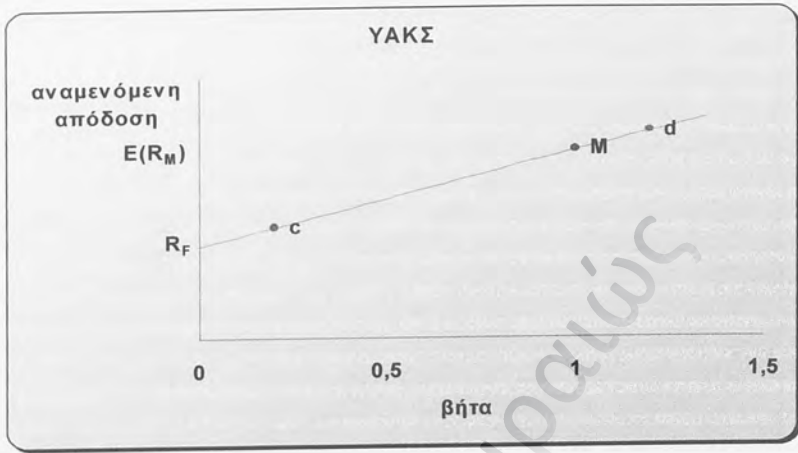
Από τον τρόπο κατασκευής της, η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς περιλαμβάνει αποκλειστικά και μόνο αποδοτικά χαρτοφυλάκια μετοχών. Τα υπόλοιπα, μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια, βρίσκονται κάτω από τη γραμμή αυτή. Και για αυτήν την κατηγορία χαρτοφυλακίων υπάρχει μια σχέση ανάλογη της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς. Η σχέση αυτή είναι το γνωστό Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.

5.4 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων

Δείξαμε στην προηγούμενη ενότητα ότι, σε κατάσταση ισορροπίας, όλοι οι επενδυτές θα έχουν επενδύσει στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς σε συνδυασμό με δανεισμό ή κατάθεση σε κάποιο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως είπαμε, αποτελείται από όλα τα επικίνδυνα αξιόγραφα, σε ποσοστά ανάλογα της αγοραίας τους αξίας. Δεδομένου, λοιπόν, του ότι στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιλαμβάνονται όλα τα επικίνδυνα αξιόγραφα που υπάρχουν, είμαστε σε θέση να συμπεράνουμε ότι το χαρτοφυλάκιο αυτό θα είναι πολύ καλά διαφοροποιημένο. Όπως όμως δείξαμε στην αρχή της εργασίας αυτής, για ένα πολύ καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, το μόνο είδος κινδύνου που λαμβάνεται υπ' όψιν είναι ο συστηματικός κίνδυνος, ο οποίος δεν μπορεί να εξαλειφθεί από το χαρτοφυλάκιο αυτό. Ένα μέτρο του κινδύνου αυτού είναι ο συντελεστής βήτα. Επομένως, για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τα δύο μεγέθη των οποίων η μελέτη μας ενδιαφέρει είναι η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος, όπως αυτός εκφράζεται από το συντελεστή βήτα.

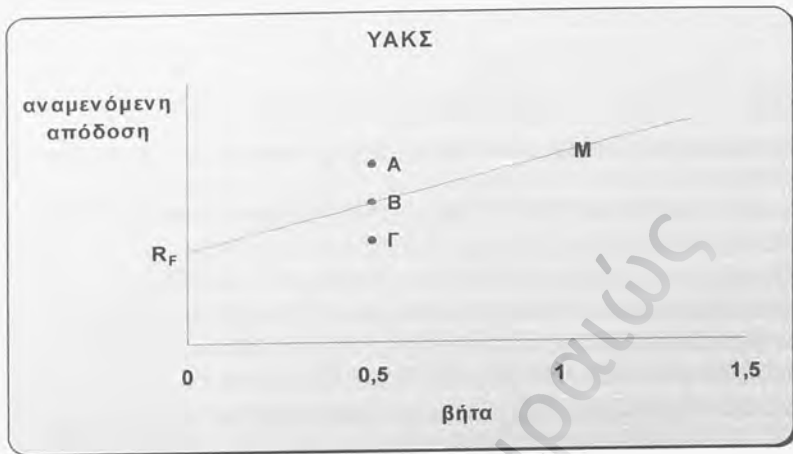
Ας θεωρήσουμε δύο μετοχές ή δύο χαρτοφυλάκια μετοχών, έστω τα c και d . Μια επένδυση, η οποία θα περιλαμβάνει έναν οποιονδήποτε συνδυασμό των δύο αυτών χαρτοφυλακίων, θα έχει αναμενόμενη απόδοση ίση με το σταθμικό μέσο των αναμενόμενων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων και συστηματικό κίνδυνο ίσο με το σταθμικό μέσο των συστηματικών κινδύνων των δύο χαρτοφυλακίων, με σταθμά τα ποσοστά των χρημάτων που έχουν επενδυθεί στο κάθε χαρτοφυλάκιο. Επομένως, ένας οποιοσδήποτε συνδυασμός των δύο αυτών χαρτοφυλακίων θα βρίσκεται επάνω σε μία ευθεία γραμμή στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – βήτα, η οποία θα συνδέει τα χαρτοφυλάκια c και d . Η γραμμή αυτή απεικονίζεται στο παρακάτω σχήμα.

Σχήμα 5.2



Μπορούμε εύκολα να αποδείξουμε ότι, στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – βήτα, όλα τα χαρτοφυλάκια –ανεξάρτητα από το αν είναι ή όχι αποδοτικά– θα βρίσκονται επάνω σε αυτήν την ευθεία γραμμή. Πράγματι, ας υποθέσουμε ότι υπάρχει ένα χαρτοφυλάκιο, έστω το A, το οποίο βρίσκεται επάνω από τη γραμμή αυτή, όπως φαίνεται στο παρακάτω σχήμα.

Σχήμα 5.3



Όπως παρατηρούμε υπάρχει ένα άλλο χαρτοφυλάκιο, το B, το οποίο βρίσκεται επάνω στην γραμμή αυτή και το οποίο έχει μικρότερη αναμενόμενη απόδοση από το A για το ίδιο επίπεδο κινδύνου. Αυτό κάνει το χαρτοφυλάκιο A πιο ελκυστικό από το χαρτοφυλάκιο B. Όλοι οι επενδυτές σπεύδουν να επενδύσουν στο A, σπεύδουν δηλαδή να αγοράσουν το A, ενώ ταυτόχρονα πουλάνε (short selling) το B. Αυτή η στρατηγική θα έχει ως αποτέλεσμα να αυξηθεί η τιμή του A και επομένως να μειωθεί η αναμενόμενη απόδοσή του. Αυτή η κατάσταση θα συνεχιστεί μέχρις ότου οι αναμενόμενες αποδόσεις των δύο χαρτοφυλακίων εξισωθούν.

Αλλά και για ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο βρίσκεται κάτω από τη γραμμή αυτή, και το οποίο στο παραπάνω σχήμα συμβολίζεται με το γράμμα Γ, το χαρτοφυλάκιο B έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση από το χαρτοφυλάκιο Γ. Χρησιμοποιώντας την ίδια λογική την οποία αναπτύξαμε προηγουμένως, συνάγουμε ότι όλοι οι επενδυτές θα προτιμήσουν να επενδύσουν στο χαρτοφυλάκιο B, θα αγοράσουν δηλαδή το χαρτοφυλάκιο B, πουλώντας ταυτόχρονα (short selling) το χαρτοφυλάκιο Γ. Αυτή η στρατηγική θα έχει ως αποτέλεσμα να μειωθεί η τιμή του Γ

και επομένως να αυξηθεί η αναμενόμενη απόδοσή του. Αυτή η κατάσταση θα συνεχιστεί μέχρις ότου οι αναμενόμενες αποδόσεις των δύο χαρτοφυλακίων εξισωθούν.

Βλέπουμε, λοιπόν, ότι στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – βήτα, όλα τα χαρτοφυλάκια απεικονίζονται επάνω σε μια ευθεία γραμμή, η οποία είναι γνωστή με την ονομασία Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Η εξίσωση του υποδείγματος είναι η:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_M) - R_f) \beta_{iM} \quad (5.2).$$

Η παραπάνω εξίσωση μας δείχνει ότι, η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών –αποδοτικού ή μη– είναι γραμμική συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου του. Όσο αυξάνει ο συστηματικός κίνδυνος τον οποίο αναλαμβάνει ο επενδυτής τόσο αυξάνει και η απόδοση την οποία ζητάει, προκειμένου να επενδύσει σε αυτό το χαρτοφυλάκιο. Παρατηρούμε επίσης, μελετώντας την παραπάνω σχέση, ότι το μόνο είδος κινδύνου για το οποίο οι επενδυτές αμείβονται είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Η ανάληψη μη συστηματικού κινδύνου, ο οποίος σε ένα πολύ καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο πρακτικά μηδενίζεται, δεν προσφέρει στους επενδυτές υψηλότερη απόδοση. Με απλά λόγια, οι επενδυτές αμείβονται μόνο για εκείνο το τμήμα του κινδύνου το οποίο δεν μπορούν να εξαλείψουν.

Σύμφωνα με την παραπάνω σχέση, οι μετοχές με τα μεγαλύτερα βήτα αναμένεται να έχουν και μεγαλύτερες αποδόσεις. Παρόλα αυτά, δεν είναι απίθανο για κάποιον επενδυτή να παρατηρήσει ότι κάποια μετοχή με υψηλό βήτα παρουσιάζει χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση από μια άλλη μετοχή με χαμηλότερη τιμή βήτα. Αυτό δεν είναι κάτι παράδοξο και ούτε έρχεται σε αντίθεση με το ΥΑΚΣ. Δεν πρέπει να ξεχνάμε ότι το ΥΑΚΣ παρουσιάζει μια κατάσταση ισορροπίας, η οποία αναμένεται να ισχύει μακροχρόνια. Δεν είναι απαραίτητο όμως και ούτε λογικό να περιμένει κανείς να ισχύει το ΥΑΚΣ για κάθε χρονικό διάστημα. Πράγματι, γνωρίζουμε ότι όσο μεγαλύτερο είναι το βήτα μιας μετοχής τόσο πιο επικίνδυνη είναι η μετοχή αυτή. Αν όμως μια

μετοχή με υψηλό βήτα παρουσιάζει συνεχώς υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις από μια μετοχή με χαμηλότερο από αυτήν βήτα, τότε η πρώτη είναι μάλλον λιγότερο και όχι περισσότερο επικίνδυνη από τη δεύτερη.

5.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων χωρίς δανεισμό και δάνεισμα

Είδαμε στην προηγούμενη ενότητα τη μορφή την οποία παίρνει το ΥΑΚΣ έχοντας κάνει την υπόθεση ότι υπάρχει ένα επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν (κατάθεση) και από το οποίο μπορούν να δανειστούν απεριόριστα κεφάλαια. Όπως όμως αναφέραμε στην αρχή του κεφαλαίου αυτού, η υπόθεση αυτή είναι αρκετά περιοριστική, μια και ένα τέτοιου είδους επιτόκιο δεν υπάρχει στην πραγματικότητα. Θα προσπαθήσουμε, λοιπόν, να διορθώσουμε το ΥΑΚΣ, αίροντας την υπόθεση του απεριόριστου δανεισμού και δανείσματος στο επιτόκιο R_f .

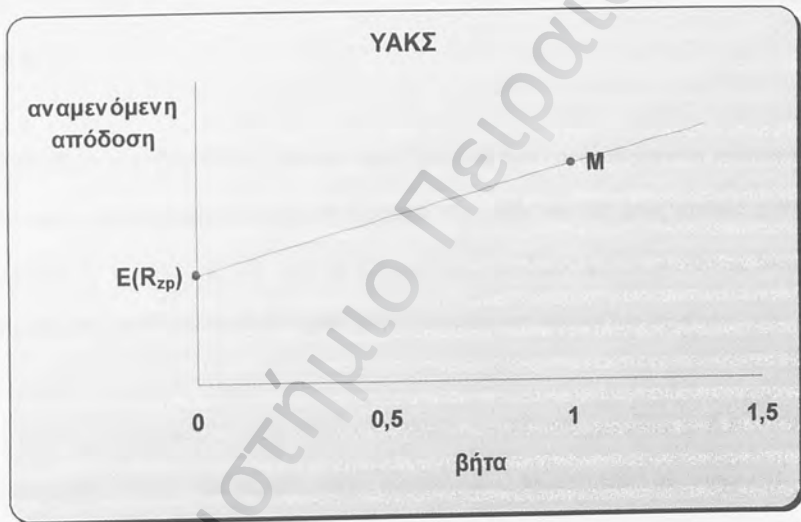
Σύμφωνα με τη λογική την οποία αναπτύξαμε προηγουμένως, όλες οι μετοχές ή τα χαρτοφυλάκια μετοχών βρίσκονται επάνω σε μια ευθεία γραμμή στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – βήτα. Προκειμένου να βρούμε την εξίσωση της γραμμής αυτής χρησιμοποιήσαμε την υπόθεση της ύπαρξης ενός επιτοκίου μηδενικού κινδύνου, του R_f . Αν τώρα υποθέσουμε ότι δεν υπάρχει ένα τέτοιο επιτόκιο, πώς μπορούμε να βρούμε την εξίσωση της γραμμής αυτής;

Παρόλο που δεν υπάρχει ένα τέτοιο επιτόκιο, υπάρχει εν τούτοις ένα αξιόγραφο το οποίο έχει μηδενικό συστηματικό κίνδυνο, έχει δηλαδή μηδενικό βήτα. Έστω $E(R_m)$ η αναμενόμενη απόδοση αυτού του αξιογράφου μηδενικού βήτα. Τότε, η εξίσωση που περιγράφει την κατάσταση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = E(R_{zp}) + (E(R_M) - E(R_{zp}))\beta_{iM} \quad (5.3).$$

Το γράφημα της εξίσωσης αυτής είναι το ίδιο με το γράφημα του απλού ΥΑΚΣ, με τη μόνη διαφορά ότι το R_F έχει αντικατασταθεί από το $E(R_{zp})$. Η απεικόνισή του γίνεται στο επόμενο σχήμα.

Σχήμα 5.4



Η μορφή αυτή του ΥΑΚΣ είναι γνωστή με την ονομασία *Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων με μηδενικό βήτα*.

5.6 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων με ασυμμετρία

Όπως αναφέραμε σε προηγούμενο κεφάλαιο, υπήρξαν αρκετοί ερευνητές οι οποίοι προσπάθησαν να κατασκευάσουν μοντέλα αξιολόγησης αξιογράφων λαμβάνοντας υπ' όψιν και τις τρεις πρώτες ροπές τους. Αυτή η έρευνα οδήγησε με τη σειρά της στην κατασκευή σχέσεων ισορροπίας οι οποίες στηρίζονται επάνω ακριβώς σε αυτό το νέο, τρισδιάστατο μοντέλο και χρησιμοποιούν ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με βάση τις τρεις και όχι τις δύο μόνο πρώτες ροπές. Μια συνοπτική παρουσίαση των μελετών αυτών παρουσιάζεται στη συνέχεια της εργασίας.

- Ο *W. H. Jean* (1971, 1973), ήταν από τους πρώτους που προσπάθησαν να κατασκευάσουν μια σχέση ισορροπίας, η οποία να λαμβάνει υπ' όψιν και τις τρεις πρώτες ροπές μιας μετοχής. Η προσπάθειά του είχε το μειονέκτημα ότι δημιούργησε συνθήκες ισορροπίας λαμβάνοντας υπ' όψιν τις τρεις πρώτες ροπές μεμονωμένα και όχι ταυτόχρονα.
- Η πρώτη ολοκληρωμένη προσπάθεια στα πλαίσια αυτού του μοντέλου ανήκει στον *M. E. Rubinstein* (1973). Το μοντέλο που κατασκεύασε παρουσιάζει μια γραμμική σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής, της συνδιακύμανσης της απόδοσης της μετοχής με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς καθώς επίσης και της συνασυμμετρίας μεταξύ των δύο αυτών αποδόσεων.
- Παρόμοιο με το μοντέλο του *Rubinstein* είναι και αυτό που προέκυψε ως το αποτέλεσμα της έρευνας του *J. Ingersoll* (1975). Στην εργασία του αυτή, ο ερευνητής διόρθωσε τα λάθη στα οποία είχε υποπέσει ο *Jean* και κατόρθωσε να παρουσιάσει ένα σωστό και ολοκληρωμένο μοντέλο.

- Οι *A. Kraus* και *R. H. Litzenger* (1976), εκτός από το τρισδιάστατο μοντέλο το οποίο κατασκεύασαν, έκαναν και τον πρώτο έλεγχο για την ισχύ του μοντέλου αυτού, ο οποίος προσέφερε υποστήριξη στα αποτελέσματα του *Rubinstein*.
- Οι *I. Friend* και *R. Westerfield* (1980), εξετάζοντας το μοντέλο το οποίο κατασκεύασαν οι δύο προηγούμενοι ερευνητές, κατόρθωσαν να προσφέρουν μερική μόνο υποστήριξη στα αποτελέσματά τους.
- Ο *George P. Diacogiannis* (1994), στηριζόμενος στα αποτελέσματά του αναφορικά με την κατασκευή του βέλτιστου μετώπου σε περίπτωση που η εξέταση των μετοχών γίνεται με βάση τις τρεις και όχι τις δύο μόνο πρώτες ροπές, προχώρησε στην κατασκευή μιας συνθήκης ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης, του βήτα και της ασυμμετρίας ενός χαρτοφυλακίου, όταν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό (με τη διευρυμένη έννοια του όρου ως προς τις τρεις πρώτες ροπές και όχι αποδοτικό ως προς την αναμενόμενη απόδοση και τη διασπορά της απόδοσης).

Η συνθήκη ισορροπίας, στη γενική περίπτωση κατά την οποία υποθέτουμε ότι δεν υπάρχει το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου R_f , αλλά απλά ένα αξιόγραφο με μηδενικό βήτα, περιγράφεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = E(R_{\mu}) + (E(R_M) - E(R_{\mu}))\beta_{iM} + d_{\mu} \mu_3^3(R_M)(\gamma_i - \beta_{iM}) \quad (5.4)$$

όπου:

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής (γενικότερα του χαρτοφυλακίου) i .

$E(R_{\mu})$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου με μηδενικό βήτα.

$E(R_M)$: η απόδοση του αποδοτικού (ως προς τρεις παραμέτρους) χαρτοφυλακίου της αγοράς.

β_{iM} : το βήτα της μετοχής i $\left(\beta_{iM} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\text{Var}(R_M)} \right)$,

d_{p_2} : ένας συντελεστής βαρύτητας.

$\mu_3^3(R_M)$: η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

γ_i : το γάμα της μετοχής i $\left(\gamma_i = \frac{\text{Coskewness}(R_i, R_M^2)}{\mu_3^3(R_M)} \right)$.

Το παραπάνω μοντέλο μετατρέπει τη διδιάστατη συνθήκη ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα για μια μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών σε μια τρισδιάστατη συνθήκη ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης, του βήτα και του γάμα της συγκεκριμένης μετοχής ή χαρτοφυλακίου, αποτελώντας στην ουσία μια γενίκευσή του.

Συγκρίνοντας τις σχέσεις (5.3) και (5.4) θα διαπιστώσουμε ότι διαφέρουν κατά την ποσότητα $d_{p_2} \mu_3^3(R_M)(\gamma_i - \beta_{iM})$. Εάν η ποσότητα αυτή είναι θετική, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι το ΥΑΚΣ υποεκτιμά την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Στην αντίθετη περίπτωση όπου η ποσότητα αυτή είναι αρνητική, συμπεραίνουμε ότι το ΥΑΚΣ υπερεκτιμά την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων.

5.7 Κριτικές για το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων

Όπως είδαμε στις προηγούμενες ενότητες, το ΥΑΚΣ αποτελεί μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου –όπως αυτός εκφράζεται από το βήτα– για μια μεμονωμένη μετοχή ή για ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών. Το ΥΑΚΣ στηρίζεται επάνω σε διάφορες υποθέσεις, αρκετές από τις οποίες είναι περιοριστικές και μη ρεαλιστικές. Όταν κάποιος θέλει να ελέγξει το κατά πόσο ισχύει το ΥΑΚΣ, αυτό που πρέπει ουσιαστικά να κάνει

είναι να δει πόσο καλά το μοντέλο αυτό περιγράφει την πραγματικότητα, πόσο καλές προβλέψεις κάνει.

Το ΥΑΚΣ εκφράζεται από τη σχέση: $E(R_i) = R_f + (E(R_M) - R_f)\beta_{iM}$. Όλες οι μεταβλητές εκφράζονται με τις αναμενόμενες τιμές τους. Αναφέρονται δηλαδή σε προσδοκίες των επενδυτών για κάποια χρονική στιγμή στο μέλλον. Όλοι όμως οι έλεγχοι που έχουν γίνει για το ΥΑΚΣ και οι οποίοι θα εξετασθούν στη συνέχεια, χρησιμοποιούν πραγματοποιηθείσες τιμές για τον έλεγχο της ισχύος του μοντέλου. Αυτό κρίνεται αναγκαίο να γίνει, μια και δεν υπάρχει κάποια πηγή η οποία να κατασκευάζει μελλοντικές τιμές για τις διάφορες μετοχές. Πώς όμως δικαιολογείται η πρακτική αυτή; Υπάρχουν δύο πιθανές δικαιολογίες.

Σύμφωνα με την πρώτη δικαιολογία, η οποία είναι και η απλούστερη, οι προσδοκίες των επενδυτών είναι κατά μέσο όρο σωστές. Άρα, όταν οι εκτιμήσεις μας βασίζονται σε μεγάλες χρονικές περιόδους, τότε τα πραγματοποιηθέντα γεγονότα μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως πολύ καλές προσεγγίσεις για τις προσδοκίες των επενδυτών.

Η δεύτερη δικαιολογία, η οποία είναι και η πιο πολύπλοκη έχει ως εξής: Σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς, οι αποδόσεις μιας μετοχής συνδέονται με τις αποδόσεις ενός δείκτη μέσω της σχέσης:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + e_{it} \quad (5.5)$$

Από τη σχέση αυτή προκύπτει ότι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής συνδέεται με την αναμενόμενη απόδοση του δείκτη μέσω της σχέσης:

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_{iM} E(R_M) \Rightarrow$$

$$E(R_i) - \alpha_i - \beta_{iM} E(R_M) = 0 \quad (5.6)$$

Προσθέτοντας τις (5.5) και (5.6) έχουμε:

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_{iM}(R_{Mt} - E(R_M)) + e_{it} \quad (5.7)$$

Το απλό ΥΑΚΣ δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = R_F + (E(R_M) - R_F)\beta_{iM} \quad (5.8)$$

Αντικαθιστώντας την (5.8) στην (5.7) προκύπτει ότι:

$$R_{it} = R_F + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_F) + e_{it} \quad (5.9)$$

Σύμφωνα με τους υποστηρικτές αυτής της δικαιολογίας, η εξέταση της ισχύος της σχέσης (5.9) με τη χρήση πραγματοποιηθέντων γεγονότων δεν αποτελεί σφάλμα, ούτε αναμένεται να επηρεάσει αρνητικά τα αποτελέσματά μας. Σύμφωνα όμως με την παραπάνω λογική, υποθέτουμε την ταυτόχρονη ισχύ των παρακάτω υποθέσεων:

- i. Το Υπόδειγμα της Αγοράς ισχύει για κάθε περίοδο.
- ii. Το ΥΑΚΣ ισχύει για κάθε περίοδο.
- iii. Το βήτα των μετοχών παραμένει διαχρονικά σταθερό.

Επομένως, σύμφωνα με αυτήν τη λογική, ο έλεγχος που κάνουμε για την ορθότητα του ΥΑΚΣ είναι στην ουσία έλεγχος για την ταυτόχρονη ισχύ των τριών παραπάνω υποθέσεων.

Οι υποθέσεις που εξετάζονται αναφορικά με το απλό ΥΑΚΣ είναι οι εξής:

- i. Υψηλότερος κίνδυνος σχετίζεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.
- ii. Η αναμενόμενη απόδοση είναι γραμμική συνάρτηση του βήτα.
- iii. Δεν προσφέρεται στον επενδυτή υψηλότερη απόδοση εάν αυτός αναλαμβάνει κίνδυνο ο οποίος δεν προέρχεται από την αγορά.

iv. Η γραμμή που περιγράφει το YAKΣ στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης-βήτα έχει κλίση $E(R_M)-R_F$ και σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων R_F .

Εάν εξετάζαμε την ισχύ της μορφής του YAKΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου με μηδενικό βήτα τότε, οι υποθέσεις που θα έπρεπε να ελέγξουμε θα παρέμεναν οι ίδιες εκτός από την iv, η οποία θα αντικαθιστούνταν από την:

iv' Η γραμμή που περιγράφει το YAKΣ στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης-βήτα έχει κλίση $E(R_M)-E(R_{zp})$ και σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων $E(R_{zp})$.

Οι περισσότεροι έλεγχοι που έχουν γίνει αναφορικά με το YAKΣ βασίζονται στην παρακάτω μεθοδολογία:

- Αρχικά γίνεται μια διαχρονική παλινδρόμηση των αποδόσεων των μετοχών επάνω στις αποδόσεις του δείκτη, προκειμένου να εκτιμηθεί ο συντελεστής βήτα της κάθε μετοχής, ο οποίος θα χρησιμοποιηθεί εν συνεχεία στη δεύτερη φάση του ελέγχου.
- Στη συνέχεια γίνεται μια δεύτερη, διαστρωματική παλινδρόμηση των αποδόσεων (ή των υπερβαλλουσών αποδόσεων) των μετοχών επάνω στα βήτα τους, προκειμένου να ελεγχθεί η αλήθεια κάθε μίας από τις μεμονωμένες υποθέσεις του YAKΣ.

Στη συνέχεια του κεφαλαίου αυτού θα κάνουμε μια αναφορά σε ένα πλήθος ελέγχων που έχουν καταγραφεί στη διεθνή βιβλιογραφία, αναφορικά με την ορθότητα ή μη των υποθέσεων του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Οι έλεγχοι αυτοί κυμαίνονται από απλά test (π.χ. *Sharpe-Cooper, Lintner*) μέχρι πιο σύνθετους ελέγχους (*Black-Jensen-Scholes, Fama-MacBeth*).

• Το test των Sharpe και Cooper

Οι *W. F. Sharpe* και *G. M. Cooper* (1972) έκαναν ένα απλό test, για να δουν εάν για μεγάλα χρονικά διαστήματα υψηλότερες αποδόσεις σχετίζονταν με υψηλότερα επίπεδα κινδύνου. Η μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν η εξής:

Χώρισαν όλες τις μετοχές του NYSE για κάθε έτος της περιόδου 1931-1967 σε 10 ομάδες, ανάλογα με τα βήτα τους. Οι μετοχές με τα μικρότερα βήτα τοποθετήθηκαν στην πρώτη ομάδα και οι μετοχές με τα υψηλότερα βήτα στην δέκατη ομάδα. Το βήτα του κάθε έτους –βάσει του οποίου γινόταν η κατάταξη των μετοχών στις ομάδες– το υπολόγιζαν από παρατηρήσεις για τους 60 προηγούμενους μήνες. Έτσι, για να βρουν το βήτα της κάθε μετοχής για το 1931, παλινδρόμησαν τις μηνιαίες αποδόσεις της κάθε μετοχής με τις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη για την περίοδο 1926-1930. Με βάση αυτό το βήτα οι μετοχές χωρίστηκαν σε 10 ομάδες. Το 1932 η ίδια διαδικασία επαναλήφθηκε. Τώρα όμως η παλινδρόμηση έγινε με στοιχεία της περιόδου 1926-1931. Τα νέα βήτα που προέκυψαν ήταν τα βήτα για το 1932 και με βάση αυτά έγιναν οι απαραίτητες ανακατατάξεις στις ομάδες. Η διαδικασία αυτή συνεχίστηκε μέχρι να εκτιμηθεί το βήτα της κάθε μετοχής και για το 1967. Κάθε χρόνο, λοιπόν, είχαμε τη δημιουργία 10 ομάδων. Τα όρια της κάθε ομάδας παρέμεναν αμετάβλητα από περίοδο σε περίοδο. Αυτό που άλλαζε ήταν η σύνθεση της ομάδας.

Παίρνουμε την πρώτη ομάδα στην οποία ανήκουν οι μετοχές με τα χαμηλότερα βήτα και κατασκευάζουμε ένα χαρτοφυλάκιο επενδύοντας το κεφάλαιό μας σε ίσα ποσά σε όλες τις μετοχές της ομάδας. Εν συνεχεία υπολογίζουμε την αναμενόμενη απόδοση και το βήτα του χαρτοφυλακίου ως τον μέσο όρο της αναμενόμενης απόδοσης και του βήτα των μεμονωμένων μετοχών. Τη διαδικασία αυτή την επαναλαμβάνουμε και για τα 37 χρόνια. Εν συνεχεία, υπολογίζουμε τη μέση αναμενόμενη απόδοση και το μέσο βήτα για την πρώτη ομάδα και για τα 37 χρόνια. Επαναλαμβάνουμε την παραπάνω διαδικασία και για τις υπόλοιπες 9 ομάδες.

Μελετώντας τα στοιχεία που προκύπτουν παρατηρούμε ότι, αν και η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα δεν είναι τέλεια, εν τούτοις είναι πολύ κοντά στο να περιγράψει με ακρίβεια τα δεδομένα μας. Πράγματι, όπως προέκυψε από τα δεδομένα, οι μετοχές με τα υψηλότερα βήτα είχαν και υψηλότερες αποδόσεις.

- Το test του Lintner

Η μεθοδολογία που ακολούθησε ο Lintner στον έλεγχο του για την ισχύ των υποθέσεων του ΥΑΚΣ ήταν η εξής:

Πήρε ένα δείγμα, το οποίο αποτελούνταν από τα στοιχεία 301 μετοχών για την περίοδο 1954-1963. Αρχικά, «έτρεξε» την παλινδρόμηση: $R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + e_{it}$. Παλινδρόμησε δηλαδή τις ετήσιες αποδόσεις των μετοχών αυτών (R_{it}) επάνω στη μέση απόδοση όλων των μετοχών του δείγματος (R_{Mt}). Με τον τρόπο αυτό κατασκεύασε ουσιαστικά εκτιμήσεις για το βήτα της κάθε μίας από τις 301 μετοχές.

Εν συνεχεία «έτρεξε» την παλινδρόμηση: $R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + e_{it}$. Παλινδρόμησε δηλαδή τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών ($E(R_{it})$) επάνω στα βήτα τους (β_{iM}) όπως αυτά είχαν υπολογισθεί από την προηγούμενη παλινδρόμηση και επάνω στο μέσο τετραγωνικό σφάλμα της πρώτης παλινδρόμησης (S_e^2). Μέσα από την εκτίμηση των συντελεστών της πιο πάνω παλινδρόμησης θα μπορούσε να καταλήξει σε συμπεράσματα αναφορικά με την ισχύ ή μη των υποθέσεων του ΥΑΚΣ. Πιο συγκεκριμένα, εάν ο επενδυτής δεν απολαμβάνει υψηλότερη απόδοση σε περίπτωση που αναλαμβάνει κίνδυνο ο οποίος δεν σχετίζεται με την αγορά, θα πρέπει ο συντελεστής α_3 να ισούται με το μηδέν. Εάν ισχύει η απλή μορφή του ΥΑΚΣ θα πρέπει οι συντελεστές α_1 και α_2 να πληρούν τις σχέσεις: $\alpha_1 = R_F$ και $\alpha_2 = E(R_M) - R_F$. Εάν, αντιθέτως, ισχύει η μορφή του ΥΑΚΣ η οποία υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου μηδενικού βήτα, τότε οι συντελεστές α_1 και α_2 θα πρέπει να πληρούν τις σχέσεις: $\alpha_1 = E(R_{zp})$ και $\alpha_2 = E(R_M) - E(R_{zp})$.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν με τη χρήση των δεδομένων του *Lintner* είναι:

- $\alpha_3=0,237$, το οποίο είναι στατιστικά σημαντικά διάφορο του μηδενός.
- $\alpha_1=0,108$, το οποίο είναι πολύ υψηλότερο τόσο από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου που ίσχυε εκείνη την περίοδο όσο και από κάθε λογική εκτίμηση του $E(R_m)$.
- $\alpha_2=0,063$, πολύ χαμηλότερο απ' ό,τι αναμενόταν.

Τα παραπάνω αποτελέσματα δεν παρέχουν υποστήριξη σε καμία από τις δύο μορφές του ΥΑΚΣ.

• Η κριτική των *Miller* και *Scholes*

Σε μια προσπάθεια για τον έλεγχο της αξιοπιστίας των test που είχαν γίνει αλλά και για τη διευκόλυνση των μελλοντικών ελέγχων του υποδείγματος, οι *M. H. Miller* και *M. Scholes* (1972) υπέδειξαν κάποια –πιθανά– στατιστικά προβλήματα, τα οποία εμπεριέχονται στην πλειονότητα των εμπειρικών ελέγχων του ΥΑΚΣ. Επιπλέον προσπάθησαν, μέσω ανάλυσης προσομοίωσης, να εξετάσουν κατά πόσο τα προβλήματα αυτά μπορεί να έχουν προκαλέσει αλλοιώσεις στα αποτελέσματα των μέχρι στιγμής πραγματοποιηθέντων ελέγχων. Τα προβλήματα τα οποία υπέδειξαν οι δύο ερευνητές αφορούν, όχι μόνο σε λανθασμένο προσδιορισμό των εξισώσεων, οι οποίες χρησιμοποιούνται στους ελέγχους των υποθέσεων, αλλά και σε πιθανά λάθη στον ορισμό των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών.

1. Ένα πρόβλημα που υπάρχει είναι ότι μπορεί οι εξισώσεις που χρησιμοποιούν οι ερευνητές για τις παλινδρομήσεις να μην είναι σωστές. Αυτό θα έχει ως συνέπεια τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τους ελέγχους που πραγματοποιούνται με τη χρήση αυτών των εξισώσεων να μην είναι αξιόπιστα.

Πιο συγκεκριμένα, η λογική των *Miller* και *Scholes* είναι η εξής: Εάν πράγματι το ΥΑΚΣ περιγράφει τις αποδόσεις των μετοχών, τότε θα πρέπει η εξίσωση $R_{it}=\alpha_1+\beta_{iM}R_{Mt}$, η οποία χρησιμοποιείται στη διαχρονική παλινδρόμηση για την εκτίμηση των συντελεστών βήτα, να είναι

συνεπής με το ΥΑΚΣ, δηλαδή με την εξίσωση $R_{Ft} = \alpha_t + (1 - \beta_{IM})R_{Ft} + \beta_{IM}R_{Mt}$. Εάν το R_{Ft} είναι σταθερό, η ταυτόχρονη ισχύς των δύο παραπάνω εξισώσεων προϋποθέτει ότι $\alpha_t = (1 - \beta_{IM})R_{Ft}$. Εάν όμως το R_{Ft} δεν είναι σταθερό και επιπλέον είναι αρνητικά συσχετισμένο με το R_{Mt} (όπως συμβαίνει στην πράξη), τότε, στη διαστρωματική παλινδρόμηση η οποία πραγματοποιείται στη συνέχεια, το σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων θα προκύψει μεγαλύτερο απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα και η κλίση της εξίσωσης θα προκύψει μικρότερη απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα, κάτι το οποίο παρουσιάστηκε στα αποτελέσματα του *Lintner*. Η ανάλυση προσομοίωσης όμως που έκαναν, προκειμένου να εξετάσουν κατά πόσον τα αποτελέσματα του *Lintner* έχουν επηρεαστεί από αυτό το πρόβλημα, έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχεδόν καμία επιρροή.

2. Ένα δεύτερο πρόβλημα που υποδεικνύουν οι *Miller* και *Scholes* σχετίζεται με τον λανθασμένο προσδιορισμό της εξίσωσης που περιγράφει το ΥΑΚΣ. Πιο συγκεκριμένα υποστηρίζουν ότι είναι πιθανόν η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου των μετοχών να μην είναι γραμμική αλλά μια εξίσωση υψηλότερου βαθμού. Μια τέτοιου είδους σχέση θα οδηγούσε σε σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων μεγαλύτερο απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα και σε κλίση της εξίσωσης μικρότερη απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα.

Σε ελέγχους όμως που πραγματοποίησαν εν συνέχεια, δεν μπόρεσαν να αποδείξουν ότι η όποια ύπαρξη μη γραμμικότητας επηρεάζει τα αποτελέσματα αναφορικά με τους δύο αυτούς συντελεστές.

3. Μια τρίτη πιθανή πηγή λάθους είναι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας των σφαλμάτων στο Υπόδειγμα της Αγοράς. Η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας έχει ως συνέπεια οι μετοχές με μεγάλα βήτα να παρουσιάζουν υψηλότερη διασπορά αποδόσεων, η οποία δεν εξηγείται από την αγορά, σε αντίθεση με ότι συμβαίνει στις μετοχές με χαμηλές τιμές του βήτα.

Σε ελέγχους όμως που πραγματοποίησαν εν συνεχεία, δεν μπόρεσαν να αποδείξουν ότι η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς επηρεάζει την εκτίμηση των δύο συντελεστών (κλίση και σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων).

4. Ένα τέταρτο πρόβλημα το οποίο εντόπισαν οι δύο ερευνητές είναι το ότι ο συντελεστής βήτα, ο οποίος χρησιμοποιείται στη δεύτερη παλινδρόμηση (διαστρωματική), έχει μετρηθεί με κάποιο σφάλμα. Αυτό είναι ένα απτό πρόβλημα. Ακόμα και αν υπάρχει ένα διαχρονικά σταθερό βήτα για την κάθε μετοχή, αυτό που εμείς έχουμε είναι μια εκτίμησή του, η οποία μπορεί μεν να είναι αμερόληπτη δεν παύει όμως να περιέχει κάποια δειγματικά σφάλματα. Αυτά τα σφάλματα οδηγούν σε σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων μεγαλύτερο απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα και σε κλίση της εξίσωσης μικρότερη απ' ό,τι είναι στην πραγματικότητα.

Σε ελέγχους που πραγματοποίησαν στη συνέχεια, οι Miller και Scholes έδειξαν ότι το λάθος που εμπεριέχεται στην εκτίμηση του βήτα των μετοχών επηρεάζει την εκτίμηση των δύο συντελεστών (κλίση και σημείο τομής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων) προς την κατεύθυνση που έδειξαν τα αποτελέσματα του Lintner.

5. Ένα επιπλέον πρόβλημα το οποίο σχετίζεται με τη λανθασμένη μέτρηση του βήτα είναι το εξής: Το βήτα το οποίο εμείς χρησιμοποιούμε στους ελέγχους μας δεν είναι το πραγματικό. Εάν το πραγματικό βήτα είναι θετικά συσχετισμένο με το μέσο τετραγωνικό σφάλμα της διαχρονικής παλινδρόμησης (S_e^2), τότε το τελευταίο θα αποτελεί ένα proxy για το πραγματικό βήτα. Αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα η διαστρωματική παλινδρόμηση να δείχνει ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι θετικά συσχετισμένες με το (S_e^2), όπως ακριβώς έδειξαν και τα αποτελέσματα του Lintner.

6. Ένα άλλο πρόβλημα το οποίο παρατήρησαν οι δύο ερευνητές είναι το γεγονός ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν μια κατανομή, η οποία δεν είναι η κανονική αλλά παρουσιάζει θετική ασυμμετρία. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα η διαστρωματική παλινδρόμηση να δείχνει ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι θετικά συσχετισμένες με το (S_e^2) , όπως ακριβώς έδειξαν και τα αποτελέσματα του *Lintner*.

Πέρα από τα παραπάνω, και στεκόμενοι πάντα στο test του *Lintner*, οι *Miller* και *Scholes* εξέτασαν κατά πόσον τα αποτελέσματά του επηρεάζονται από το δείκτη τον οποίο χρησιμοποιεί ως προσέγγιση του δείκτη της αγοράς. Η ανάλυση που πραγματοποίησαν έδειξε ότι τα αποτελέσματα του *Lintner* δεν επηρεάζονται από την επιλογή του συγκεκριμένου δείκτη.

- Το test των **Black, Jensen και Scholes**

Στον δικό τους έλεγχο για την ισχύ του ΥΑΚΣ, οι *F. Black, M. C. Jensen* και *M. Scholes* (1972) «τρέχουν» την παλινδρόμηση: $R_{it}-R_{Ft}=\alpha_i+\beta_{iM}(R_{Mt}-R_{Ft})+e_{it}$, χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια αντί για μεμονωμένες μετοχές. Παλινδρομούν δηλαδή τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων $(R_{it}-R_{Ft})$ επάνω στους συντελεστές βήτα. Εν συνεχεία, εξετάζουν την κατανομή του συντελεστή α_i . Η τεχνική που ακολουθούν για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων είναι όμοια με αυτή που ακολούθησαν οι *Sharpe* και *Cooper*. Οι συντελεστές βήτα, τους οποίους χρησιμοποιούν για αυτήν την παλινδρόμηση, έχουν προκύψει από τη διαχρονική παλινδρόμηση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων επάνω στις αποδόσεις του δείκτη. Ο λόγος για τον οποίο χρησιμοποιούν χαρτοφυλάκια και όχι μεμονωμένες μετοχές είναι διότι στα χαρτοφυλάκια ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται με μικρότερο σφάλμα απ' ό τι στις μεμονωμένες μετοχές. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις που πραγματοποιούνται στη συνέχεια να δίνουν πιο ακριβή αποτελέσματα.

Τα αποτελέσματά τους παρέχουν υποστήριξη σε μερικές μόνο από τις υποθέσεις του ΥΑΚΣ. Πιο συγκεκριμένα, οι τρεις ερευνητές παρατήρησαν ότι η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου των χαρτοφυλακίων τους είναι γραμμική και μάλιστα περιγράφει με πολύ μεγάλη ακρίβεια τα δεδομένα τους, μια και ο συντελεστής προσδιορισμού της είναι $R^2=0,98$. Η σχέση αυτή εκφράζεται από την εξίσωση: $E(R_i)-R_F=0,00359+0,01080\beta_{iM}$. Όμως ο συντελεστής α_i , ο οποίος θα έπρεπε να είναι μηδενικός εάν ίσχυε το ΥΑΚΣ, απέχει από το να πληροί αυτήν την σχέση. Μάλιστα, όταν $\beta_{iM}>1$ τότε $\alpha_i<0$, ενώ όταν $\beta_{iM}<1$ τότε $\alpha_i>0$. Αυτό αποτελεί υποστήριξη για τη μορφή του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου με μηδενικό συντελεστή βήτα και όχι για την απλή μορφή του.

Πράγματι, εάν ισχύει η μορφή του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου μηδενικού βήτα, τότε θα ισχύει η σχέση:

$$R_{it}=(1-\beta_{iM})E(R_{zp})+\beta_{iM}R_{Mt}+e_{it}$$

Εμείς εξετάζουμε τη σχέση:

$$R_{it}=\alpha_i+(1-\beta_{iM})R_{Ft}+\beta_{iM}R_{Mt}+e_{it}$$

Εάν όντως ισχύει αυτή η μορφή του ΥΑΚΣ, τότε θα πρέπει ο συντελεστής α_i να πληροί την σχέση: $\alpha_i=(E(R_{zp})-R_F)(1-\beta_{iM})$. Γνωρίζουμε όμως ότι $E(R_{zp})>R_F$. Επομένως, αν $\beta_{iM}>1$ τότε $\alpha_i<0$, ενώ αν $\beta_{iM}<1$ τότε $\alpha_i>0$. Άρα όντως τα αποτελέσματα του ελέγχου των *Black, Jensen* και *Scholes* παρέχουν υποστήριξη για αυτήν τη μορφή του ΥΑΚΣ.

• Το test των Fama και MacBeth

Ένα δεύτερο test, το οποίο προσφέρει επιπλέον υποστήριξη στη μορφή του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου μηδενικού βήτα, είναι αυτό το οποίο πραγματοποιήθηκε από τους *Eugene Fama* και *J. MacBeth* (1973). Όπως ακριβώς οι *Black, Jensen* και *Scholes*, έτσι και αυτοί

χρησιμοποίησαν στην έρευνά τους χαρτοφυλάκια μετοχών. Παλινδρομώντας τις μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυτών για την περίοδο 1/1935 – 6/1968 επάνω στις αποδόσεις του δείκτη, υπολόγισαν το συντελεστή βήτα του κάθε χαρτοφυλακίου. Εν συνεχεία, χρησιμοποίησαν αυτήν την εκτίμηση για την παλινδρόμηση: $R_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}R_{IMt} - \gamma_{2i}R_{IMt}^2 + \gamma_{3i}S_{eit} + \eta_{it}$.

Για να ισχύει κάποια από τις δύο μορφές του ΥΑΚΣ, θα πρέπει για τους συντελεστές γ_{ii} της παλινδρόμησης αυτής να ισχύουν:

- $E(\gamma_{3i})=0$, δηλαδή η απόδοση δεν επηρεάζεται από την ανάληψη κινδύνου που δεν προέρχεται από την αγορά.
- $E(\gamma_{2i})=0$, δηλαδή η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα δεν περιέχει μη γραμμικούς συντελεστές (είναι δηλαδή γραμμική).
- $E(\gamma_{1i})>0$, δηλαδή η σχέση είναι θετική (υψηλότερα επίπεδα κινδύνου συνδυάζονται με μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση).

Η ταυτόχρονη ισχύς των δύο πρώτων σχέσεων μας επιτρέπει να προχωρήσουμε περαιτέρω τον έλεγχό μας και να εξετάσουμε τα $E(\gamma_{0i})$ και $E(\gamma_{1i})$ για να δούμε ποια από τις δύο μορφές του ΥΑΚΣ βρίσκει υποστήριξη από τα δεδομένα μας.

Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων έδειξαν ότι:

- $E(\gamma_{3i})=0$.

Αυτό σημαίνει ότι το μέσο τετραγωνικό σφάλμα δεν επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των επενδύσεων. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα του *Lintner*. Κάτι τέτοιο όμως δεν είναι απίθανο και εξηγείται από το γεγονός ότι ο *Lintner* χρησιμοποίησε στους ελέγχους του μεμονωμένες μετοχές και όχι χαρτοφυλάκια μετοχών όπως οι *Fama* και *MacBeth*. Έτσι, τα αποτελέσματα των τελευταίων είχαν μικρότερο δειγματικό σφάλμα και επομένως ήταν πιο ακριβή.

- $E(\gamma_{2t})=0$.

Δεδομένης της ισχύος των δύο παραπάνω σχέσεων, οι *Fama* και *MacBeth* προχώρησαν ένα βήμα παραπέρα, μετασχηματίζοντας την αρχική τους εξίσωση παλινδρόμησης στην: $R_{it}=\gamma_{\alpha}+\gamma_{1t}\beta_{M}+\eta_{it}$. Εξετάζοντας το $E(\gamma_{1t})$ βρήκαν ότι $E(\gamma_{1t})>0$, άρα η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου είναι θετική. Επιπλέον βρήκαν ότι $E(\gamma_{\alpha})>R_F$ και $E(\gamma_{1t})<E(R_M)-R_F$. Τα αποτελέσματα αυτά προσφέρουν υποστήριξη στη μορφή του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου μηδενικού κινδύνου.

• Η κριτική του Roll

Η πληθώρα των ελέγχων που έχουν γίνει αναφορικά με την ισχύ κάποιας μορφής του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, προσφέρει ποικίλα συμπεράσματα. Ορισμένοι από τους ελέγχους αυτούς αδυνατούν να υποστηρίξουν κάποια από τις προτεινόμενες μορφές του ΥΑΚΣ (π.χ. *Lintner*) ενώ κάποιοι άλλοι τείνουν προς την αποδοχή της μορφής εκείνης του ΥΑΚΣ η οποία υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιογράφου μηδενικού βήτα (π.χ. *Black, Jensen* και *Scholes*). Το βασικό πρόβλημα, το οποίο ήταν έντονα εμφανές σε όλες τις παραπάνω μελέτες, ήταν το ότι η εκτίμηση τόσο της κλίσης της ευθείας που περιγράφει το ΥΑΚΣ όσο και του σημείου τομής της με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων, απείχαν πολύ από τα νούμερα τα οποία οι μελετητές ανέμεναν να βρουν. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματά τους τους οδηγούσαν σε χαμηλότερη εκτίμηση της κλίσης και υψηλότερη εκτίμηση του σημείου τομής απ' ό,τι οι ίδιοι ανέμεναν. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα την απόρριψη της ακρίβειας (και όχι της γραμμικότητας) της σχέσης ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.

Μια σημαντική προσφορά στη διεθνή βιβλιογραφία, η οποία ουσιαστικά ανέτρεψε τα μέχρι στιγμής δεδομένα, είναι η κριτική την οποία άσκησε ο *Richard Roll* (1977) αναφορικά με το παραπάνω υπόδειγμα. Τα συμπεράσματά του, όχι μόνο θέτουν υπό αμφισβήτηση την ισχύ των

προηγούμενων μελετών αναφορικά με την ισχύ του ΥΑΚΣ, αλλά παράλληλα προδικάζουν και την ισχύ όλων των ελέγχων που πρόκειται να διεξαχθούν στο μέλλον. Σύμφωνα με τον Roll, το ΥΑΚΣ, καθώς επίσης και όλα τα παρεμφερή με αυτό μοντέλα τα οποία περιγράφουν μια κατάσταση ισορροπίας, εν γένει δεν μπορεί να ελεγχθεί. Ακόμα όμως και αν υποθέσουμε ότι κάποιου είδους έλεγχός του είναι εφικτός, τα test που έχουν μέχρι στιγμής διεξαχθεί δίνουν ελάχιστες αποδείξεις για την ισχύ ή μη του μοντέλου αυτού. Ας δούμε αναλυτικά το γιατί συμβαίνει κάτι τέτοιο.

Ας υποθέσουμε ότι επιλέγουμε κάποιο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο (στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – διασποράς της απόδοσης) ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, προκειμένου να εκτιμήσουμε τα βήτα των μετοχών που μας ενδιαφέρουν. Τότε, σύμφωνα με τον Roll, η γενικότερη σχέση η οποία περιγράφει τη μορφή εκείνη του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιολογούμενου μηδενικού βήτα και η οποία παρουσιάζεται από τη σχέση: $E(R_i) = E(R_M) + \beta_{iM}(E(R_M) - E(R_M))$ θα ισχύει πάντα. Η σχέση αυτή δηλαδή δεν περιγράφει μια κατάσταση ισορροπίας και δεν καθορίζεται από τη συμπεριφορά των επενδυτών απέναντι στον κίνδυνο. Είναι απλά μια ταυτολογία, η οποία ισχύει κάθε φορά που εμείς επιλέγουμε ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Με απλά λόγια ο Roll υποστηρίζει ότι, εάν έχουμε χρησιμοποιήσει ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο για να εκτιμήσουμε τα βήτα των μετοχών (μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων των μετοχών έναντι στις αποδόσεις αυτού του χαρτοφυλακίου), τότε η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του βήτα των μετοχών αυτών θα είναι τέλεια γραμμική. Αντίθετα, εάν το χαρτοφυλάκιο που έχουμε χρησιμοποιήσει ως μια προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς δεν είναι αποδοτικό, τότε και η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και βήτα των μετοχών δεν θα είναι γραμμική.

Αυτή η διαπίστωση οδηγεί με τη σειρά της στο συμπέρασμα ότι δεν μπορούμε –στα πλαίσια της μεθοδολογίας που έχει μέχρι στιγμής αναπτυχθεί– να διεξάγουμε έναν ισχυρό έλεγχο για την ισχύ ή μη κάποιας μορφής του ΥΑΚΣ. Πράγματι, εάν το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιούμε ως το

πλησιέστερο προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν είναι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε το μόνο που καταφέρνουμε μέσα από τους ελέγχους που πραγματοποιούμε είναι η εξέταση του κατά πόσον το επιλεγμένο χαρτοφυλάκιο είναι ή όχι αποδοτικό. Μπορεί, για παράδειγμα, να συμβεί να επιλέξουμε ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και παράλληλα το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς να είναι μη αποδοτικό. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε θα προσφέρει υποστήριξη στο ΥΑΚΣ, ενώ στην πραγματικότητα κάτι τέτοιο δεν θα είναι αληθές. Μπορεί όμως να συμβεί και το αντίθετο. Να επιλέξουμε δηλαδή ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, την στιγμή που το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό. Αυτό θα μας οδηγήσει σε απόρριψη του ΥΑΚΣ, ενώ στην πραγματικότητα αυτό θα ισχύει.

Ακόμα όμως και αν επιλέξουμε ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο έχει υψηλό συντελεστή συσχέτισης με το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τα αποτελέσματά μας αναμένεται να είναι διαφορετικά αναφορικά με το σε ποια από τις δύο μορφές του ΥΑΚΣ θα προσφέρουν υποστήριξη. Προκειμένου να επιβεβαιώσει τον παραπάνω ισχυρισμό, ο *Roll* αναπαρήγαγε τα αποτελέσματα των *Black*, *Jensen* και *Scholes* χρησιμοποιώντας ένα διαφορετικό χαρτοφυλάκιο ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο όμως είχε υψηλό συντελεστή συσχέτισης (0,895) με αυτό που χρησιμοποίησαν στον έλεγχό τους οι τρεις ερευνητές. Τα αποτελέσματα που πήρε προσέφεραν υποστήριξη στην απλή μορφή του ΥΑΚΣ, σε αντίθεση με αυτά των *Black*, *Jensen* και *Scholes* τα οποία υποστηρίζουν τη μορφή του ΥΑΚΣ που υποθέτει την ύπαρξη ενός αξιολόγου μηδενικού βήτα.

Η μοναδική –σύμφωνα με τον *Roll*– λύση στο πρόβλημα αυτό θα ήταν η χρήση του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς στους διάφορους ελέγχους. Μια λύση που όμως είναι ανέφικτη, μια και το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιέχει όλων των ειδών τα αξιόγραφα, τα οποία βρίσκονται στην κατοχή εκατομμυρίων επενδυτών. Τα αξιόγραφα αυτά κυμαίνονται από μετοχές και ομόλογα μέχρι πίνακες, νομίσματα και ακίνητη περιουσία. Ακόμα και το ανθρώπινο

δυναμικό μπορεί να θεωρηθεί ως τμήμα του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Για ορισμένα από αυτά τα αξιόγραφα δεν έχει καν δημιουργηθεί μια μέθοδος αποτίμησης. Είναι επομένως πρακτικά αδύνατον να ξέρουμε τόσο την ακριβή δομή όσο και την αξία του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς. Μέχρι κάτι τέτοιο να καταστεί εφικτό, δεν θα έχουμε τη δυνατότητα να παράγουμε ισχυρούς ελέγχους για την ισχύ ή μη κάποιας μορφής του ΥΑΚΣ.

Μοιάζει, λοιπόν, η κριτική του *Roll* να έχει «δέσει τα χέρια» των ερευνητών αναφορικά με τη δημιουργία ελέγχων για την ισχύ του ΥΑΚΣ. Από τη στιγμή που το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη παρατηρήσιμο, η οποιαδήποτε απόπειρα προσέγγισής του μέσω ενός άλλου χαρτοφυλακίου δεν αναμένεται να προσφέρει συνεπή αποτελέσματα. Μια σημαντική προσπάθεια εκ μέρους του *Jay Shanken* (1987) έρχεται να ξεκαθαρίσει λίγο το τοπίο και να προσφέρει νέους τρόπους ελέγχου του υποδείγματος.

- **Η απάντηση του Shanken**

Ο *Shanken* αποδέχεται κατ' αρχήν την άποψη του *Roll* ότι το κατά πόσον ο έλεγχος που κάνουμε οδηγεί σε αποδοχή ή απόρριψη του ΥΑΚΣ εξαρτάται από το πόσο «κοντά» στο πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο που έχουμε επιλέξει για τον έλεγχό μας. Προχωράει όμως και ένα βήμα πιο κάτω, κατασκευάζοντας έναν έλεγχο ο οποίος εξετάζει ταυτόχρονα δύο υποθέσεις. Η πρώτη αφορά στο συντελεστή συσχέτισης μεταξύ του πραγματικού και του προσεγγιστικού χαρτοφυλακίου της αγοράς και η δεύτερη αφορά στην ισχύ του ΥΑΚΣ. Για παράδειγμα, σε έναν έλεγχο που πραγματοποίησε, εξέτασε τις ταυτόχρονες υποθέσεις ότι το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από τις μετοχές του δείκτη CRSP, με ισοδύναμη βαρύτητα στην κάθε μετοχή, και το πραγματικό αλλά μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχουν συντελεστή συσχέτισης μεγαλύτερο από 0,7 και ότι το ΥΑΚΣ ισχύει αναφορικά με το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα αποτελέσματα του ελέγχου οδήγησαν σε απόρριψη της διπλής αυτής υπόθεσης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%. Αυτό σημαίνει ότι είτε

τα δύο χαρτοφυλάκια (πραγματικό και προσεγγιστικό) δεν έχουν τόσο μεγάλο συντελεστή συσχέτισης (μεγαλύτερο του 0,7) ή ότι το ΥΑΚΣ δεν ισχύει.

Μοιάζει, λοιπόν, ότι ο *Shanken* προσέφερε μια κάποια λύση στο αδιέξοδο στο οποίο είχε οδηγήσει η κριτική του *Roll*. Δεδομένης δηλαδή μιας καλής προσέγγισης του συντελεστή συσχέτισης μεταξύ του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς και αυτού που χρησιμοποιούμε ως προσέγγισή του, μπορούμε να ελέγξουμε κατά πόσον ισχύει ή όχι κάποια από τις μορφές του ΥΑΚΣ. Στην πράξη όμως αυτό δεν είναι και τόσο εύκολο να γίνει, μια και η εκτίμηση του απαιτούμενου συντελεστή συσχέτισης δεν είναι καθόλου εύκολη υπόθεση.

Συνοπτικά, τα αποτελέσματα των παραπάνω ερευνών αναφορικά με την ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, παρουσιάζονται στο πίνακα 5.1.

Πίνακας 5.1

ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ				
ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΧΡΗΜ/ΚΗ ΑΓΟΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΕΞΑΓΩΓΗΣ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΕΛΕΓΧΟΥ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
Sharpe, Cooper	NYSE	1931-1967	Διαχρονική εκτίμηση συντελεστών βήτα χαρτοφυλακίων.	Παρέχεται υποστήριξη στο ΥΑΚΣ.
Lintner	301 μετοχές NYSE	1954-1963	$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + e_{it}$ $E(R_i) = \alpha_i + \beta_{iM} + \alpha_3 S_{e_i}^2 + \eta_i$	Δεν παρέχεται υποστήριξη στο ΥΑΚΣ.
Black, Jensen, Scholes	NYSE		$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{Ft}) + e_{it}$	Δεν παρέχεται υποστήριξη στο ΥΑΚΣ.
Fama, MacBeth	NYSE	01/'35-06/'68	$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{iM} - \gamma_2 \beta_{iM}^2 + \gamma_3 S_{e_i} + \eta_{it}$	Δεν παρέχεται υποστήριξη στο ΥΑΚΣ.
Roll				Αδυναμία ελέγχου του ΥΑΚΣ, λόγω της μη δυνατότητας ανάχνυσης και αποτίμησης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΚΤΟ

ΜΙΑ ΤΡΙΣΔΙΑΣΤΑΤΗ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΝΑΜΕΝΟΜΕΝΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΚΙΝΔΥΝΟΥ, ΒΑΣΙΣΜΕΝΗ ΣΤΗ ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟΤΗΤΑ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

6.1 Εισαγωγή

Στα κεφάλαια που προηγήθηκαν, κάναμε μια αναλυτική παρουσίαση όλου του θεωρητικού υποβάθρου της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου και εξηγήσαμε τη μεγάλη χρησιμότητα αυτής στην επίλυση του προβλήματος του επενδυτή. Είδαμε, δηλαδή, ποιες ανάγκες οδηγούν τους επενδυτές στην απόφαση επένδυσης των κεφαλαίων τους σε μετοχές οι οποίες διαπραγματεύονται σε διεθνή Χρηματιστήρια, ποια είναι τα κριτήρια με τα οποία οι επενδυτές αξιολογούν τις διάφορες μετοχές, καθώς επίσης και ποιες είναι οι μέθοδοι οι οποίες χρησιμοποιούνται για την τελική τους επιλογή. Δεν πρέπει βέβαια να ξεχνάμε ότι, όλα τα παραπάνω ισχύουν σε ένα θεωρητικό επίπεδο. Αν και είναι βέλτιστο για τους επενδυτές να ενεργούν με βάση τον τρόπο που περιγράψαμε, δεν είναι καθόλου βέβαιο ότι οι επενδυτές θα λειτουργήσουν όντως ακολουθώντας την παραπάνω διαδικασία. Αν και κατά μέσον όρο οι επενδυτές σκέφτονται και ενεργούν με τον τρόπο τον οποίο περιγράψαμε, στην πράξη υπάρχουν ομάδες επενδυτών, οι οποίες λειτουργούν είτε βάσει διαφορετικών επενδυτικών στρατηγικών είτε και χωρίς καμία επενδυτική στρατηγική.

Σε όσα έχουν μέχρι τώρα ειπωθεί, μεγάλη βαρύτητα δόθηκε στην έννοια «βήμα». Όπως κατ'επανάληψιν έχουμε αναφέρει, το βήμα είναι ένα μέτρο του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής

και ένα από τα στοιχεία τα οποία οι επενδυτές λαμβάνουν υπ' όψιν κατά την αξιολόγηση και επιλογή των μετοχών εκείνων οι οποίες θα αποτελέσουν τα χαρτοφυλάκιά τους. Ο τρόπος με τον οποίο εκτιμάται το βήτα μιας μετοχής είναι μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς, και πιο συγκεκριμένα μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής επάνω στις αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο είναι το γνωστό χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Κάνοντας όμως μια εκτεταμένη ανασκόπηση στη διεθνή βιβλιογραφία και μελετώντας όλες τις έρευνες οι οποίες έχουν γίνει αναφορικά με το βήτα των μετοχών, καταλήγουμε σε **ορισμένα συμπεράσματα** τα οποία δεν δικαιολογούν τη χρήση του συγκεκριμένου υποδείγματος για την εκτίμηση του βήτα των μετοχών.

Τα αποτελέσματα των ερευνών, τα οποία αποκαλύπτουν τη μη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών βήτα και την ύπαρξη έντονης ετέροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς, καθώς επίσης και το γεγονός της μη δυνατότητας υποστήριξης –από την πλειονότητα των ερευνητών– της ισχύος του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, θέτουν υπό αμφισβήτηση τη μεθοδολογία η οποία έχει αναπτυχθεί και ισχύει μέχρι στιγμής στα πλαίσια της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Όλες οι απόψεις των ερευνητών συγκλίνουν στο γεγονός του λάθους προσδιορισμού στο υπόδειγμα το οποίο χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του κινδύνου των μετοχών. Αυτός ο λανθασμένος προσδιορισμός, οδηγεί με τη σειρά του σε λανθασμένα αποτελέσματα για τη σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας μετοχής. Για να μπορέσουμε επομένως να οδηγηθούμε σε σωστά ή τουλάχιστον σωστότερα συμπεράσματα από αυτά τα οποία μέχρι στιγμής έχουμε στη διάθεσή μας, θα πρέπει να επαναπροσδιορίσουμε τα υποδείγματα τα οποία χρησιμοποιούμε.

6.2 Μη αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Η πλειονότητα των ερευνών οι οποίες έχουν γίνει αναφορικά με την εξέταση της ισχύος του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, αν και βρίσκουν ότι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου μιας μετοχής είναι γραμμική, εν τούτοις δεν καταφέρνουν να προσφέρουν υποστήριξη στο υπόδειγμα αυτό, διότι η κλίση και το σημείο τομής της ευθείας αυτής με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων απέχουν πολύ από τις τιμές που λογικά θα περίμεναν οι ερευνητές να έχουν. Το γεγονός αυτό, σε συνδυασμό με τα αποτελέσματα της κριτικής του *Roll*, ο οποίος υποστήριξε ότι η σχέση που περιγράφει το ΥΑΚΣ ισχύει αν και μόνο αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό, οδηγούν στο συμπέρασμα ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (διαφορετικό κάθε φορά) το οποίο χρησιμοποιείται από τους εκάστοτε ερευνητές δεν είναι αποδοτικό, δεν ανήκει δηλαδή στο βέλτιστο μέτωπο στο οποίο αναφερθήκαμε στη αρχή της εργασίας αυτής. Αυτό, λοιπόν, που επείγει είναι ή η εύρεση ενός χαρτοφυλακίου το οποίο είναι και καλά διαφοροποιημένο όπως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και αποδοτικό (ανήκει δηλαδή στο βέλτιστο μέτωπο) ή η κατασκευή ενός νέου υποδείγματος, το οποίο θα λαμβάνει υπ' όψιν ακριβώς αυτό το πρόβλημα της μη αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Μέχρι στιγμής, στα πλαίσια της διεθνούς βιβλιογραφίας, η μοναδική μελέτη και κατασκευή ενός τέτοιου υποδείγματος παρουσιάζεται στο άρθρο του *G. P. Diacogianni*: "A Three-Dimensional Risk-Return Relationship based upon the Inefficiency of a Portfolio: Derivation and Implications", *The European Journal of Finance*, Vol. 5, 1999, pp. 225-235. Το άρθρο αυτό, αν και πολύ πρόσφατο, έχει μέχρι στιγμής αποδειχθεί ισχυρό απέναντι στην κριτική των υπολοίπων ερευνητών. Είναι, λοιπόν, πολύ ενδιαφέρον να παρουσιάσουμε το μοντέλο αυτό και να εξετάσουμε κατά πόσον οι προβλέψεις τις οποίες παράγει αναφορικά με το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής είναι καλύτερες ή χειρότερες από αυτές τις οποίες έχουμε μέχρι στιγμής στη διάθεσή μας από το Υπόδειγμα της Αγοράς. Αν τα αποτελέσματα κλίνουν υπέρ του μοντέλου

αυτού και εάν η ισχύς του συνεχίσει να επιβεβαιώνεται από τους υπόλοιπους μελετητές, τότε θα έχουμε κάνει ένα πολύ σημαντικό βήμα στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου και στην επίλυση του προβλήματος του επενδυτή, εφοδιάζοντάς τον με ακριβέστερες προβλέψεις για τον κίνδυνο των αξιογράφων τα οποία αξιολογεί.

Στη συνέχεια του κεφαλαίου αυτού, θα κάνουμε μια αναλυτική περιγραφή του νέου αυτού υποδείγματος με βάση το προαναφερθέν άρθρο και θα δούμε τον τρόπο με τον οποίο υπολογίζονται οι συντελεστές βήμα των μετοχών. Η εμπειρική μελέτη του υποδείγματος αυτού με τη χρήση δεδομένων από το ελληνικό Χρηματιστήριο και η σύγκριση των αποτελεσμάτων τα οποία παράγει με τα μέχρι στιγμής αποτελέσματα που έχουμε από το Υπόδειγμα της Αγοράς, θα παρουσιαστούν στα επόμενα κεφάλαια της εργασίας αυτής.

6.3 Ιδιότητες χαρτοφυλακίων που βρίσκονται στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου

Στα προηγούμενα κεφάλαια αναφερθήκαμε εκτενώς στην έννοια του βέλτιστου μετώπου και παρουσιάσαμε τον τρόπο κατασκευής του κάτω από το πρίσμα διαφορετικών κάθε φορά υποθέσεων. Είδαμε ότι τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στο βέλτιστο μέτωπο αποτελούν μια ειδική κατηγορία χαρτοφυλακίων, γνωστή με την ονομασία αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Τα χαρτοφυλάκια αυτά προσφέρουν το ελάχιστο επίπεδο κινδύνου για ένα συγκεκριμένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης. Δεδομένου του τρόπου κατασκευής του βέλτιστου μετώπου, είμαστε σε θέση να γνωρίζουμε κάθε φορά τις ιδιότητες των χαρτοφυλακίων που το αποτελούν.

Όπως παρατηρήσαμε προηγουμένως, το γεγονός ότι καμία από τις δύο μορφές του ΥΑΚΣ δεν μπορεί να βρει υποστήριξη από τις έρευνες που κατά καιρούς έχουν γίνει, σε συνδυασμό με την κριτική την οποία άσκησε ο *Roll* στο υπόδειγμα αυτό, μας οδήγησαν στο –λογικό– συμπέρασμα ότι το χαρτοφυλάκιο το οποίο κάθε φορά χρησιμοποιείται ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι

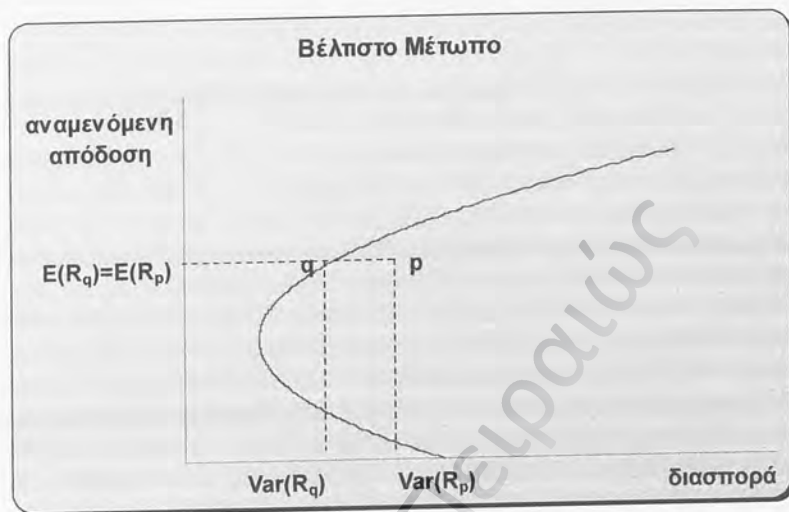
μη αποδοτικό, δεν βρίσκεται δηλαδή επάνω στην καμπύλη που αποτελεί το βέλτιστο μέτωπο αλλά στο εσωτερικό της. Προκειμένου, λοιπόν, να μπορέσουμε να συνεχίσουμε τη μελέτη μας και να κατορθώσουμε να προσφέρουμε μια πιο σωστή και ολοκληρωμένη λύση στο πρόβλημα του επενδυτή, πρέπει να γνωρίζουμε, αφ' ενός τις ιδιότητες των χαρτοφυλακίων τα οποία βρίσκονται στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου, αφ' ετέρου τη σχέση που συνδέει τα χαρτοφυλάκια αυτά με τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

Η ανάλυση η οποία θα ακολουθήσει, χρησιμοποιεί τα συμπεράσματα του άρθρου του *Roll* σχετικά με την κριτική του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και στηρίζεται στις παρακάτω υποθέσεις:

1. Ο πίνακας V είναι μη μοναδιαίος και θετικά ορισμένος.
2. Η τάξη του $N \times 2$ πίνακα $[r \quad i]$ είναι 2.
3. Επιτρέπεται το short selling αξιογράφων.

Ας υποθέσουμε ότι βρισκόμαστε σε ένα πλαίσιο στο οποίο επιτρέπεται το short selling αξιογράφων και έστω το χαρτοφυλάκιο p , το οποίο βρίσκεται στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου, όπως φαίνεται στο επόμενο σχήμα.

Σχήμα 6.1



Παρατηρούμε στο σχήμα αυτό ότι τα χαρτοφυλάκια απεικονίζονται στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – διασποράς της απόδοσης και όχι στο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης – τυπικής απόκλισης της απόδοσης, το οποίο είχαμε περιγράψει στην αρχή της εργασίας μας. Αυτό δεν παρουσιάζει κάποιο πρόβλημα στα όσα θα αποδείξουμε στη συνέχεια της εργασίας.

Το χαρτοφυλάκιο p , το οποίο βρίσκεται στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου, έχει αναμενόμενη απόδοση $E(R_p)$ και διασπορά της απόδοσης $Var(R_p)$. Εξετάζοντας το σχήμα μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι, υπάρχει ένα δεύτερο χαρτοφυλάκιο, το q , το οποίο βρίσκεται επάνω στην καμπύλη του βέλτιστου μετώπου –είναι δηλαδή αποδοτικό– και το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χαρτοφυλάκιο p . Τα δύο χαρτοφυλάκια διαφέρουν ως προς το επίπεδο της διασποράς της απόδοσης, με το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο να παρουσιάζει μικρότερη διασπορά από το μη αποδοτικό. Ισχύουν με άλλα λόγια οι δύο παρακάτω σχέσεις:

$$E(R_p) = E(R_q) \quad (6.1)$$

$$\text{Var}(R_p) > \text{Var}(R_q) \quad (6.2)$$

Για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων p και q ισχύει η σχέση:

$$R_p = R_q + U_p \quad (6.3)$$

όπου:

U_p : ένας υπολειπόμενος όρος, ο οποίος εκφράζει τη διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων.

Ποιες είναι οι ιδιότητες αυτού του όρου;

Εύκολα μπορούμε να αποδείξουμε ότι: $E(U_p) = 0$ (6.4). Πράγματι:

$$(6.3) \Rightarrow E(R_p) = E(R_q + U_p)$$

$$\Rightarrow E(R_p) = E(R_q) + E(U_p)$$

$$\Rightarrow E(U_p) = E(R_p) - E(R_q)$$

$$\Rightarrow (\text{από (6.1)}) E(U_p) = 0$$

Επιπλέον αποδεικνύεται ότι:

$$\text{Cov}(R_q, U_p) = 0 \quad (6.5).$$

Με δεδομένες αυτές τις δύο ιδιότητες του όρου U_p , μπορούμε να προχωρήσουμε στην επιπλέον μελέτη των δύο χαρτοφυλακίων ενδιαφέροντος. Για τη διασπορά του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q ισχύει η σχέση:

$$\text{Var}(R_q) = \text{Cov}(R_q, R_p) \quad (6.6).$$

Το αποτέλεσμα αυτό αποκαλύπτει μια πολύ σημαντική σχέση μεταξύ των δύο χαρτοφυλακίων. Πιο συγκεκριμένα, μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι τα δύο χαρτοφυλάκια p και q είναι θετικά συσχετισμένα. Πράγματι, δεδομένης της σχέσης (6.6) και επιπλέον του ότι $\text{Var}(R_q) > 0$, προκύπτει ότι και $\text{Cov}(R_q, R_p) > 0$. Τα δύο χαρτοφυλάκια παρουσιάζουν θετικά συσχετισμένες αποδόσεις, και μάλιστα ο συντελεστής συσχέτισής τους είναι μικρότερος της μονάδας. Πράγματι:

$$\rho(R_q, R_p) = \frac{\text{Cov}(R_q, R_p)}{\sqrt{\text{Var}(R_q)\text{Var}(R_p)}} = \frac{\text{Var}(R_q)}{\sqrt{\text{Var}(R_q)\text{Var}(R_p)}} = \sqrt{\frac{\text{Var}(R_q)}{\text{Var}(R_p)}} < (\text{από (6.2)}) 1$$

Για τη διασπορά του χαρτοφυλακίου p ισχύει η σχέση:

$$\text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_q) + \text{Var}(U_p) \quad (6.7). \text{ Πράγματι:}$$

$$(6.3) \Rightarrow \text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_q + U_p)$$

$$\Rightarrow \text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_q) + \text{Var}(U_p) + 2\text{Cov}(R_q, U_p)$$

$$\Rightarrow (\text{από (6.5)}) \text{Var}(R_p) = \text{Var}(R_q) + \text{Var}(U_p)$$

Αυτή η σχέση είναι ανάλογη της σχέσης των αποδόσεων μεταξύ των δύο χαρτοφυλακίων. Όπως η απόδοση του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου ισούται με το άθροισμα των αποδόσεων του αποδοτικού χαρτοφυλακίου και του συντελεστή U_p , έτσι και η διασπορά του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου ισούται με το άθροισμα των διασπορών του αποδοτικού χαρτοφυλακίου και του συντελεστή U_p . Όσο πιο μικρή είναι η διασπορά του όρου αυτού, τόσο πιο κοντά θα βρίσκονται τα δύο χαρτοφυλάκια και τόσο πιο κοντά θα βρίσκονται οι διασπορές των αποδόσεών τους. Αυτό σημαίνει ότι, όσο πιο μικρή είναι η διασπορά του υπολειπόμενου όρου, τόσο πιο κοντά στο βέλτιστο μέτωπο θα βρίσκεται το μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p .

Δεδομένου του ότι το χαρτοφυλάκιο το οποίο εμείς παρατηρούμε ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη αποδοτικό, έχει με άλλα λόγια τη θέση του χαρτοφυλακίου p στην παραπάνω ανάλυση, τα ερωτήματα που πρέπει να απαντηθούν είναι τα εξής:

1. Ποιος είναι ο κίνδυνος μιας μετοχής στα πλαίσια του παραπάνω υποδείγματος;
2. Ποια είναι η λύση του προβλήματος του επενδυτή, ποιο είναι δηλαδή το βέλτιστο μέτωπο στην περίπτωση του υποδείγματος αυτού;
3. Ποια είναι η σχέση που συνδέει την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο της μετοχής αυτής; Ποια είναι δηλαδή η νέα σχέση, η οποία αναμένεται να αντικαταστήσει το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων;

Τα ερωτήματα αυτά θα απαντηθούν στη συνέχεια του κεφαλαίου αυτού.

6.4 Το νέο Βήτα των μετοχών

Όπως είχαμε αναφέρει σε προηγούμενο κεφάλαιο, το βήτα των μετοχών –όπως αυτό προκύπτει από το Υπόδειγμα της Αγοράς– παρουσιάζει ορισμένα προβλήματα. Είναι επομένως αναγκαία η εύρεση ενός νέου μοντέλου, το οποίο θα μας εφοδιάζει με εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής, το οποίο να έρθει και να αντικαταστήσει το μέχρι στιγμής ευρέως χρησιμοποιούμενο Υπόδειγμα της Αγοράς.

Ας θεωρήσουμε μία μετοχή, έστω την i , και ας προσπαθήσουμε να βρούμε τη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων αυτής της μετοχής και του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου p . Υπενθυμίζουμε ότι ο σκοπός μας είναι να ανακαλύψουμε σχέσεις οι οποίες να συνδέουν μια οποιαδήποτε μετοχή i , το μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p και το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , ώστε να μπορέσουμε εν συνεχεία να δώσουμε μια πιο σωστή λύση στο πρόβλημα του επενδυτή. Για τη μετοχή i ισχύει η σχέση:

$$\text{Cov}(R_i, R_p) = (\text{από (6.3)}) \text{Cov}(R_i, R_q + U_p) = \text{Cov}(R_i, R_q) + \text{Cov}(R_i, U_p) \quad (6.8)$$

Βλέπουμε, δηλαδή, ότι η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου p μπορεί να χωριστεί σε δύο κομμάτια. Το πρώτο αφορά στη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q , το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p και το δεύτερο αφορά στη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής και του υπολειπόμενου όρου U_p . Ο όρος $\text{Cov}(R_i, U_p)$, έρχεται ουσιαστικά να μας δείξει την ποσότητα του επιπλέον κινδύνου τον οποίο αναλαμβάνουν οι επενδυτές λόγω της επένδυσης στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p .

Στα πλαίσια του νέου μοντέλου με το οποίο εργαζόμαστε αποδεικνύεται ότι, όταν το χαρτοφυλάκιο το οποίο χρησιμοποιούμε ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη αποδοτικό τότε, το βήμα μιας μετοχής δίνεται από τη σχέση:

$$\beta_{ip} = \frac{\text{Var}(R_q)}{\text{Var}(R_p)} \beta_{iq} + \frac{\text{Var}(U_p)}{\text{Var}(R_p)} \beta_{iu}$$

όπου:

$$\beta_{ip} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_p)}$$

$$\beta_{iq} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_q)}{\text{Var}(R_q)}$$

$$\beta_{iu} = \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(U_p)}$$

Πράγματι:

$$(6.8) \Rightarrow \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_p)} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_q)}{\text{Var}(R_p)} + \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_p)}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_p)} &= \frac{\text{Cov}(R_i, R_q)}{\text{Var}(R_p)} \frac{\text{Var}(R_q)}{\text{Var}(R_q)} + \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_p)} \frac{\text{Var}(U_p)}{\text{Var}(U_p)} \\ \Rightarrow \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_p)} &= \frac{\text{Cov}(R_i, R_q)}{\text{Var}(R_q)} \frac{\text{Var}(R_q)}{\text{Var}(R_p)} + \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(U_p)} \frac{\text{Var}(U_p)}{\text{Var}(R_p)} \\ \Rightarrow \beta_p &= \beta_{iq} \frac{\text{Var}(R_q)}{\text{Var}(R_p)} + \beta_{iu} \frac{\text{Var}(U_p)}{\text{Var}(R_p)} \end{aligned}$$

Βλέπουμε δηλαδή ότι το βήτα μιας μετοχής, δηλαδή ο κίνδυνός της μέσα στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p , είναι ο σταθμικός μέσος όρος δύο διαφορετικών βήτα. Το πρώτο βήτα εκφράζει τον κίνδυνο της μετοχής μέσα στο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , ενώ το δεύτερο τον επιπλέον κίνδυνο τον οποίο αναλαμβάνει ο επενδυτής επενδύοντας στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p . Το γεγονός ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη αποδοτικό, έχει ως συνέπεια την αύξηση του κινδύνου τον οποίο αναλαμβάνουν οι επενδυτές επιλέγοντας να επενδύσουν στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Είδαμε ότι, τόσο το χαρτοφυλάκιο p όσο και το χαρτοφυλάκιο q , προσφέρουν στους επενδυτές την ίδια αναμενόμενη απόδοση, με το δεύτερο χαρτοφυλάκιο να είναι εμφανώς πιο επικίνδυνο από το δεύτερο. Για να επενδύσουν, επομένως, οι επενδυτές στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p θα πρέπει η επένδυση αυτή να είναι πιο φθηνή από ότι θα ήταν εάν επένδυαν στο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q .

6.5 Το νέο βέλτιστο μέτωπο

Στο δεύτερο κεφάλαιο της εργασίας αυτής, και με τις υποθέσεις του short selling και της μη ύπαρξης ενός αξιογράφου μηδενικού κινδύνου, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και από το οποίο μπορούν να δανείζονται απεριόριστα κεφάλαια, είδαμε ότι, το ποσοστό επένδυσης

σε κάθε μία από ένα σύνολο N μετοχών, προκειμένου να επιτύχουμε το ελάχιστο επίπεδο κινδύνου για ένα συγκεκριμένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης δίνεται από τον τύπο:

$$X_p = V^{-1}[\Gamma \quad i]A^{-1}\begin{pmatrix} \lambda \\ 1 \end{pmatrix}$$

όπου:

X_p : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να επενδύσουμε στην κάθε μετοχή.

V : ο $N \times N$ συμμετρικός πίνακας κυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των N μετοχών (V^{-1} : ο αντίστροφός του).

Γ : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία τις αναμενόμενες αποδόσεις των N μετοχών.

i : ένα $N \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία μονάδες (το μοναδιαίο διάνυσμα).

$A = [\Gamma \quad i]^T V^{-1} [\Gamma \quad i]$, ένας 2×2 πίνακας (A^{-1} : ο αντίστροφός του).

λ : το ζητούμενο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης.

Μέσω της παραπάνω σχέσης κατασκευάζαμε ουσιαστικά το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p . Στην τωρινή μας ανάλυση το χαρτοφυλάκιο p είναι μη αποδοτικό. Σε αυτό το πλαίσιο ο *Diacogiannis* (1999) απέδειξε ότι, το ποσοστό επένδυσης σε κάθε μία από ένα σύνολο N μετοχών προκειμένου να επιτύχουμε τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση για ένα συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου δίνεται από τον τύπο:

$$X_p = V^{-1}[\Gamma \quad i]A^{-1}\begin{pmatrix} \lambda \\ 1 \end{pmatrix} + V^{-1}u_p$$

όπου:

u_p : ένα $N \times 1$ μη μηδενικό διάνυσμα, με στοιχεία τις συνδιακυμάνσεις μεταξύ κάθε μιας από τις N μετοχές και του U_p ($\text{Cov}(R_i, U_p)$).

Βλέπουμε δηλαδή ότι, όταν το χαρτοφυλάκιο p είναι μη αποδοτικό, τότε το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να επενδύσουμε στην κάθε μετοχή δεν παραμένει το ίδιο με πριν αλλά μεταβάλλεται κατά $V^{-1}u_p$.

6.6 Μια τρισδιάστατη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, βασισμένη στη μη αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου

Προχωρώντας την ανάλυσή του ένα βήμα πιο μπροστά, ο *Diacogiannis* αποδεικνύει ότι, εάν έχουμε ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p τότε, η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης μιας οποιασδήποτε μετοχής ή χαρτοφυλακίου μετοχών i και του συστηματικού της κινδύνου δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = E(R_{zp}) + (E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_q)} - (E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_q)} \quad (6.9)$$

όπου:

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

$E(R_{zp})$: η αναμενόμενη απόδοση ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου, του οποίου οι αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες με τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων p και q .

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

$\text{Cov}(R_i, R_p)$: η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου p .

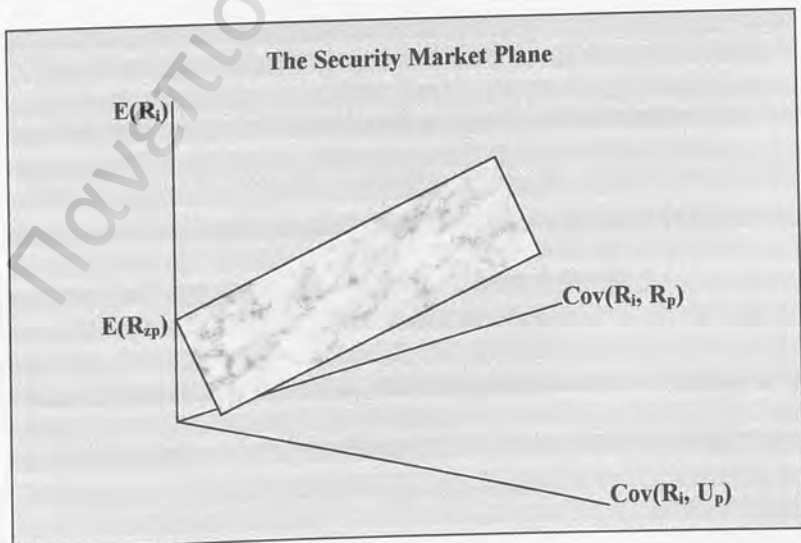
$\text{Cov}(R_i, U_p)$: η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του υπολειπόμενου όρου U_p .

$\text{Var}(R_q)$: η διασπορά της απόδοσης του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q .

Βλέπουμε, δηλαδή, ότι υπάρχει μια γραμμική σχέση, η οποία συνδέει την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ($E(R_i)$) με τον συστηματικό της κίνδυνο $\left(\frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_q)} \right)$ μέσα σε ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο και με έναν επιπλέον κίνδυνο $\left(\frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_q)} \right)$, ο οποίος οφείλεται στο γεγονός της μη αποδοτικότητας του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου.

Εάν θέλουμε να μεταφράσουμε τη σχέση αυτή σε μια σχέση ισορροπίας ανάλογης του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, θα πρέπει να κάνουμε επιπλέον τις υποθέσεις του υποδείγματος αυτού. Σε μια τέτοια περίπτωση το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα πάρει τη θέση του μη αποδοτικού χαρτοφυλακίου p . Η γραφική αναπαράσταση της εξίσωσης (6.9) δεν είναι πλέον μια ευθεία γραμμή, όπως αυτή που αναπαριστούσε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, αλλά ένα ολόκληρο επίπεδο, όπως αυτό που απεικονίζεται στο επόμενο σχήμα.

Σχήμα 6.2



Παρατηρούμε ότι, το σημείο τομής του παραπάνω επιπέδου με τον άξονα των αναμενόμενων αποδόσεων είναι το $E(R_{zp})$. Όπως φαίνεται και από το σχήμα, το χαρτοφυλάκιο το οποίο έχει την παραπάνω αναμενόμενη απόδοση είναι ασυσχέτιστο τόσο με το χαρτοφυλάκιο p , αφού $\text{Cov}(R_{zp}, R_p)=0$, όσο και με το χαρτοφυλάκιο q . Πράγματι, αναφορικά με την τελευταία σχέση έχουμε:

$$\text{Cov}(R_{zp}, R_q)=\text{Cov}(R_{zp}, R_p-U_p)=\text{Cov}(R_{zp}, R_p)-\text{Cov}(R_{zp}, U_p)=0-0=0.$$

Ας σταθούμε λίγο στη σχέση η οποία περιγράφει το παραπάνω επίπεδο και ας προσπαθήσουμε να την αναλύσουμε. Εάν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ήταν αποδοτικό, εάν δηλαδή το χαρτοφυλάκιο p ήταν αποδοτικό, τότε θα ταυτιζόταν με το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q . Στην περίπτωση αυτή, η τιμή του όρου U_p θα ήταν ίση με το μηδέν και η εξίσωση θα μετατρέποταν στην:

$$E(R_i) = E(R_{zp}) + (E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, R_q)}{\text{Var}(R_q)}$$
$$\Leftrightarrow E(R_i) = E(R_{zp}) + (E(R_p) - E(R_{zp}))\beta_{ip} \quad (6.9)$$

Παρατηρούμε ότι η παραπάνω εξίσωση είναι η σχέση η οποία περιγράφει το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Βλέπουμε, λοιπόν, ότι το υπόδειγμα το οποίο έχει προταθεί από τον *Diacogianni*, αποτελεί στην ουσία μια γενίκευση του ΥΑΚΣ, ταυτιζόμενο με αυτό στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό.

Όταν όμως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς –δηλαδή το χαρτοφυλάκιο p – είναι μη αποδοτικό, παρατηρούμε ότι υπάρχει και ένας επιπλέον όρος στην σχέση η οποία συνδέει την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής με τον κίνδυνό της. Ο όρος αυτός είναι ο

$(E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_q)}$, ο οποίος μάλιστα έχει αρνητικό πρόσημο στην παραπάνω

σχέση. Αυτός ο όρος εκφράζει τον επιπλέον κίνδυνο τον οποίο αναλαμβάνει ο επενδυτής, μέσω της επένδυσής του στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p . Εάν είχε διαλέξει το σωστό χαρτοφυλάκιο, δηλαδή το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , ο κίνδυνος αυτός δεν θα υπήρχε. Στην ουσία, λοιπόν, ο επενδυτής αναλαμβάνει –λανθασμένα– επιπλέον κίνδυνο μέσω της επένδυσής του. Για αυτόν τον επιπλέον κίνδυνο, όχι μόνο δεν θα ανταμειφθεί μέσω μεγαλύτερης αναμενόμενης απόδοσης, αλλά αντίθετα θα τιμωρηθεί, μέσω μικρότερης αναμενόμενης απόδοσης. Η επένδυση στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p μειώνει την αναμενόμενη απόδοση του επενδυτή κατά την ποσότητα

$$(E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_q)}$$

Όπως αναφέραμε και προηγουμένως, ο κίνδυνος της επένδυσης του επενδυτή χωρίζεται σε δύο τμήματα. Το πρώτο, το οποίο εκφράζει το συστηματικό κίνδυνο της επένδυσης μέσα στο μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο p , δίνεται από τον όρο $(E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, R_p)}{\text{Var}(R_q)}$. Αυτό το

τμήμα του κινδύνου δεν μπορεί να εξαλειφθεί και επομένως οδηγεί σε μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση. Έτσι, το πρόσημο του όρου αυτού στη νέα σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου είναι θετικό. Το δεύτερο τμήμα, το οποίο εκφράζει τον επιπλέον κίνδυνο λόγω της μη αποδοτικότητας της επένδυσης, δίνεται από τον όρο

$$(E(R_p) - E(R_{zp})) \frac{\text{Cov}(R_i, U_p)}{\text{Var}(R_q)}$$

εξάλειψή του οδηγεί σε μείωση της αναμενόμενης απόδοσης της επένδυσης. Έτσι, το πρόσημο του όρου αυτού στη νέα σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου είναι αρνητικό.

6.7 Κριτικές για το νέο μοντέλο

Το μοντέλο αυτό, όπως προαναφέραμε, έχει κάνει πολύ πρόσφατα την εμφάνισή του στη διεθνή βιβλιογραφία. Έχει προταθεί, έχοντας ως στόχο να εκπληρώσει δύο σκοπούς. Αφ' ενός να αντικαταστήσει την μέχρι στιγμής χρησιμοποιούμενη σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, όπως αυτή εκφράζεται από το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, αφ' ετέρου να προσφέρει μια νέα και σωστότερη μέθοδο εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου των μετοχών.

Λόγω της «νεότητάς του», το μοντέλο αυτό δεν έχει αποτελέσει μέχρι στιγμής αντικείμενο εκτεταμένων ερευνών από τους διάφορους μελετητές. Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να αναπληρώσει αυτό το κενό, μέσω ενός ελέγχου της ισχύος του παραπάνω μοντέλου. Ο τρόπος με τον οποίο θα διεξαχθεί ο έλεγχος αυτός και τα στοιχεία τα οποία θα χρησιμοποιηθούν παρουσιάζονται αναλυτικά στα επόμενα κεφάλαια της παρούσας εργασίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΒΔΟΜΟ

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

7.1 Εισαγωγή

Η σύγκριση μεταξύ των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των μετοχών, θα γίνει με τη χρήση δεδομένων από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Η επιλογή του συγκεκριμένου Χρηματιστηρίου, έγινε για δύο κυρίως λόγους.

Ο πρώτος, αφορά στο μικρό πλήθος των ήδη υπάρχοντων μελετών για το συγκεκριμένο Χρηματιστήριο. Πράγματι, αν ανατρέξουμε στη διεθνή βιβλιογραφία, θα παρατηρήσουμε ότι υπάρχει μια πληθώρα ερευνών αναφορικά με τα μεγάλα διεθνή Χρηματιστήρια. Για παράδειγμα, το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης αποτελεί μια από τις πλέον μελετημένες αγορές διεθνώς. Αντίθετα, στις μικρότερες και λιγότερο ανεπτυγμένες χρηματαγορές, παρατηρείται μια έλλειψη ελέγχων αναφορικά με την ισχύ ή μη βασικών μοντέλων της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών αποτελεί μια τέτοια περίπτωση «παραμελημένου» Χρηματιστηρίου. Κρίναμε, επομένως, αναγκαία μια πρώτη εφαρμογή του νέου αυτού μοντέλου στο συγκεκριμένο Χρηματιστήριο.

Ο δεύτερος λόγος, αφορά στην ιδιαιτερότητα του συγκεκριμένου Χρηματιστηρίου. Πράγματι, το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών είναι ένα από τα πλέον «δύσκολα» Χρηματιστήρια διεθνώς. Είναι, για παράδειγμα, γνωστό ότι το Χρηματιστήριο αυτό είναι ένα από τα πιο μη αποτελεσματικά Χρηματιστήρια. Είναι, επομένως, επιθυμητό να ελέγξουμε την ισχύ του νέου μοντέλου, κάτω από σχετικά «δύσκολες» συνθήκες. Αν εντοπισθεί η ύπαρξη στατιστικά

σημαντικής διαφοράς μεταξύ των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των μετοχών σε αυτό το Χρηματιστήριο, τότε θα είμαστε αρκετά σίγουροι και για την ευρύτερη ύπαρξη αυτής της διαφοράς και σε μετοχές που διαπραγματεύονται σε διεθνή Χρηματιστήρια, τα οποία παρουσιάζουν λιγότερα προβλήματα από το ελληνικό.

Τέλος, η ευκολότερη πρόσβαση σε δεδομένα τα οποία αφορούν στο Χρηματιστήριο αυτό και η δυνατότητα καλύτερου ελέγχου της εγκυρότητάς τους, καθόρισαν το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ως την τελική επιλογή μας.

7.2 Δεδομένα και χρονική περίοδος διεξαγωγής του ελέγχου

Τα δεδομένα, συλλέχθηκαν από τη βάση δεδομένων *Datastream* και σε αντιπαράβολή με το ημερήσιο δελτίο του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Η χρήση της συγκεκριμένης βάσεως δεδομένων έγινε λόγω της μεγάλης εγκυρότητας των στοιχείων τα οποία παρέχει. Επιπλέον, η συγκεκριμένη βάση δεδομένων προσαρμόζει τις τιμές των μετοχών, κάθε φορά που κάποια εταιρεία προχωράει σε split της μετοχής της ή προσφέρει δωρεάν μετοχές στους ήδη υπάρχοντες μετόχους της ως μέρισμα (stock dividend), διευκολύνοντας έτσι σημαντικά την επεξεργασία των δεδομένων μας.

Τα δεδομένα τα οποία συλλέχθηκαν, ήταν μηνιαίες τιμές για όλες τις μετοχές του Χρηματιστηρίου, καθώς επίσης και για τον γενικό δείκτη, χρησιμοποιώντας κάθε φορά την τιμή της πρώτης ημέρας του εκάστοτε μήνα, όπου φυσικά αυτό ήταν εφικτό, όπου δηλαδή υπήρχε η συγκεκριμένη τιμή. Σε αντίθετη περίπτωση, χρησιμοποιούνταν η τιμή της αμέσως επόμενης ημέρας. Η επιλογή της συγκεκριμένης ημέρας έγινε τυχαία και δεν επηρεάζει την εγκυρότητα των δεδομένων και των αποτελεσμάτων μας. Το γεγονός ότι η πρώτη Ιανουαρίου καθώς επίσης και η πρώτη Μαΐου είναι μη εργάσιμες ημέρες, δεν θεωρήθηκε αποτρεπτικό της επιλογής της

συγκεκριμένης ημέρας του εκάστοτε μήνα, μια και οποιαδήποτε άλλη ημερομηνία ήταν εξίσου πιθανόν να οδηγήσει σε μη εργάσιμες ημέρες (π.χ. Σαββατοκύριακα ή και άλλες αργίες).

Εκτός από τις μηνιαίες τιμές των μετοχών, χρειαστήκαμε και τα μερίσματα τα οποία μοιράζουν οι εταιρείες στους μετόχους τους, προκειμένου να μπορέσουμε να υπολογίσουμε τις ολικές αποδόσεις των μετοχών. Η συλλογή των μερισμάτων, για όσες από τις εταιρείες οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο μοιράζουν μέρισμα, έγινε από τη βάση δεδομένων του *Effect Finance*, η οποία ασχολείται αποκλειστικά με τις μετοχές του Ελληνικού Χρηματιστηρίου.

Αυτή τη στιγμή, στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, διαπραγματεύονται πάνω από 300 μετοχές εταιρειών μικρής, μεσαίας και μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Ένα αρκετά μεγάλο τμήμα των εταιρειών αυτών (περίπου το 1/3 των διαπραγματεύσιμων μετοχών), εισήχθησαν στο Χρηματιστήριο την τελευταία τριετία. Για τις απαιτήσεις της παρούσας εργασίας, περιορίσαμε σημαντικά το σύνολο των υπό εξέταση μετοχών, ούτως ώστε να έχουμε επαρκή αριθμό στοιχείων για την επεξεργασία τους και για την εξαγωγή σωστών αποτελεσμάτων.

Έτσι, λοιπόν, τα δεδομένα τα οποία τελικά χρησιμοποιήθηκαν, αφορούν σε 55 μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, οι οποίες έχουν στοιχεία (τιμές και μερίσματα) και για τα δέκα έτη της περιόδου: Οκτώβριος 1990 – Νοέμβριος 2000 (01/10/1990 – 01/11/2000), καθώς επίσης και στον χρηματιστηριακό δείκτη, με στοιχεία για την ίδια χρονική περίοδο. Η αναγκαιότητα της ύπαρξης στοιχείων για μια δεκαετία, θα φανεί ξεκάθαρα στην πορεία της περιγραφής της μεθοδολογίας.

Οι μετοχές που απαρτίζουν το δείγμα μας, παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 7.1

Δείγμα 55 μετοχών με στοιχεία και για τα δέκα έτη της περιόδου 01/10/1990 – 01/11/2000	
ALPHA BANK	NAT.INVESTMENT CO.
ALPHA INVESTMENT 'R'	PETZETAKIS
ALPHA LEASING	PHOENIX
ALUM.CO.GREECE	STEEL SHEET CO.
BANK OF GREECE	TITAN CMT.
BOUTARIS	VIS-CONTAINER
COML.BK. OF GREECE	XYLEMBORIA
ATHENIAN CAP.HLDG.	ZAMPA
EFG EUROBANK ERGASIAS	ESKIMO
ELAIS OLEAGINOUS	NIBID
ERGO INVESTMENT 'B'	KERANIS HOLDINGS
ETHNIKI	RADIO ATHINAI
ETMA RAYON	SHELMAN
GEN.HELLENIC BK.	BANK OF PIRAEUS
GEORGE MILLS	FOURLIS HOLDING
HELLENIC INV.'B'	BANK OF ATTICA
HERACLES	IONIAN HOTEL 'B'
HIPPOTOUR	ALLATINI
INV.DEV.B	VIOTER
KARELIA	ALCATEL CABLES
KEKROPS	BITROS
KLONATEX	ERGODATA
LABROPOULOS BROS.	ALPHA ALPHA HOLDINGS
LANAKAM	MICROMEDIA BRITANIA
LEVEDERIS	FLOUR MLS.OF LOULIS
STABILTON	INTRACOM
METKA	SATO
NAT.BK.OF GREECE	

7.3 Μεθοδολογία

Στην ενότητα αυτή, θα περιγράψουμε βήμα προς βήμα τη μεθοδολογία την οποία θα ακολουθήσουμε, προκειμένου να μπορέσουμε να πάρουμε τις δύο διαφορετικές εκτιμήσεις για το συντελεστή βήτα των μετοχών. Θα περιγράψουμε επίσης τους ελέγχους, τους οποίους θα πραγματοποιήσουμε, προκειμένου να μπορέσουμε να συγκρίνουμε τους δύο διαφορετικούς τρόπους εκτίμησης του συντελεστή βήτα των μετοχών.

7.3.1 Υπολογισμός των αποδόσεων των μετοχών και του χρηματιστηριακού δείκτη

Για κάθε μία από τις 55 μετοχές του δείγματος, υπολογίζουμε τις μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο αναφοράς (01/10/1990 – 01/11/2000). Συνολικά θα υπολογίσουμε για κάθε μετοχή 120 μηνιαίες αποδόσεις, 12 για κάθε έτος. Ο τύπος βάσει του οποίου γίνεται ο αρχικός υπολογισμός των αποδόσεων είναι ο:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} + \frac{D_{it}}{P_{i,t-1}}, \quad i=1, 2, \dots, 55, \quad t=1, 2, \dots, 120$$

όπου:

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i για τον μήνα $t-1$.

$P_{i,t-1}$: η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την πρώτη ημέρα του μήνα $t-1$.

P_{it} : η τιμή κλεισίματος της μετοχής i την πρώτη ημέρα του μήνα t .

D_{it} : το μέρισμα το οποίο μοίρασε στους μετόχους της i εταιρεία i το μήνα $t-1$. Εάν η εταιρεία δεν μοιράζει μέρισμα στους μετόχους της, τότε $D_{it}=0$. Το D_{it} αναμένεται να είναι μη μηδενικό μια φορά το χρόνο, μια και οι ελληνικές εταιρείες μοιράζουν μέρισμα στους μετόχους τους μία φορά το χρόνο.

Ουσιαστικά, υπολογίζουμε δύο διαφορετικές αποδόσεις για κάθε μετοχή: την κεφαλαιακή, η οποία δίνεται από το πρώτο τμήμα του παραπάνω τύπου και τη μερισματική, η οποία δίνεται από το δεύτερο τμήμα του τύπου. Η συνολική απόδοση της μετοχής, προκύπτει ως το άθροισμα των δύο επιμέρους αποδόσεων.

Ο παραπάνω τύπος, όμως, δεν μας οδηγεί στην τελική απόδοση της μετοχής, την οποία εν συνεχεία θα χρησιμοποιήσουμε στους υπολογισμούς μας. Πρέπει να κάνουμε μια επιπλέον προσαρμογή, ώστε η σειρά των αποδόσεων που θα έχουμε για κάθε μετοχή να είναι κανονική. Αυτό είναι απαραίτητο να γίνει, μια και η διαδικασία η οποία χρησιμοποιείται για την

αξιολόγηση των μετοχών και για την κατασκευή του βέλτιστου μετώπου στηρίζεται επάνω στην υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι κανονικές. Επειδή όμως –όπως έχει αναφερθεί στα αρχικά κεφάλαια της παρούσας εργασίας– η κατανομή των αποδόσεων των μετοχών απέχει στην πραγματικότητα σημαντικά από την κανονική κατανομή, είναι απαραίτητο να γίνει η προσαρμογή αυτή, η οποία δίνεται από τον τύπο:

$$R_{it} = \ln(1 + R_{it})$$

όπου:

\ln : ο φυσικός λογάριθμος.

Μέσω της παραπάνω προσαρμογής, επιτυγχάνουμε δύο στόχους. Αφ' ενός, μετατρέπουμε την κατανομή των αποδόσεων των μετοχών μας σε κανονική, πράγμα το οποίο προσφέρει μεγαλύτερη εγκυρότητα στα αποτελέσματα τα οποία θα εξαχθούν. Αφ' ετέρου, δεν αποκλίνουμε σημαντικά από τον αρχικό υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών, μια και γνωρίζουμε από τα μαθηματικά ότι ισχύει η σχέση: $\ln(1+x) \approx x$.

Την ίδια διαδικασία ακολουθούμε και για τον υπολογισμό των αποδόσεων του χρηματιστηριακού δείκτη. Η μόνη διαφορά είναι ότι, στην περίπτωση αυτή, περιοριζόμαστε μόνο στην κεφαλαιακή και όχι και στη μερισματική απόδοση. Η παράλειψη του συνυπολογισμού των μερισμάτων στην απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη δεν επηρεάζει τα αποτελέσματα τα οποία θα προκύψουν. Έτσι, ο υπολογισμός των αποδόσεων του δείκτη γίνεται με τη βοήθεια του τύπου:

$$R_{Mt} = \frac{P_{Mt} - P_{M,t-1}}{P_{M,t-1}}, \quad t=1, 2, \dots, 120.$$

όπου:

R_{Mt} : η απόδοση του δείκτη για τον μήνα $t-1$.

$P_{M,t-1}$: η τιμή κλεισίματος του δείκτη την πρώτη ημέρα του μήνα $t-1$.

R_{Mt} : η τιμή κλεισίματος του δείκτη την πρώτη ημέρα του μήνα t .

7.3.2 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των μετοχών ως προς τον χρηματιστηριακό δείκτη, για την πρώτη πενταετία

Έχοντας υπολογίσει τις αποδόσεις των μετοχών και του χρηματιστηριακού δείκτη, είμαστε σε θέση να υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα των μετοχών ως προς τον χρηματιστηριακό δείκτη για την πρώτη πενταετία, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 01/11/1990 – 01/10/1995. Ο υπολογισμός αυτός, θα μας βοηθήσει στην κατάταξη των μετοχών και στη δημιουργία χαρτοφυλακίων, όπως θα αναλύσουμε στο επόμενο βήμα. Η επιλογή πενταετίας και όχι κάποιας άλλης χρονικής περιόδου έγινε διότι, όπως έχουμε αναφέρει στα αρχικά κεφάλαια της παρούσας εργασίας, τα πέντε χρόνια αποτελούν το βέλτιστο χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών.

Ο συντελεστής βήτα της κάθε μετοχής για την πρώτη πενταετία, υπολογίζεται μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής επάνω στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη. Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποιείται είναι το:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iM} R_{Mt} + \epsilon_{it}, \quad i=1, 2, \dots, 55, \quad t=1, 2, \dots, 60.$$

όπου:

R_{it} , $t=1, 2, \dots, 60$: οι αποδόσεις της μετοχής i για την πρώτη πενταετία, $i=1, 2, \dots, 55$.

R_{Mt} , $t=1, 2, \dots, 60$: οι αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη για την ίδια περίοδο.

β_{iM} : το βήτα της μετοχής i ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, $i=1, 2, \dots, 55$.

ϵ_{it} : το σφάλμα της εκάστοτε παλινδρόμησης, $i=1, 2, \dots, 55, \quad t=1, 2, \dots, 60$.

7.3.3 Διαμόρφωση χαρτοφυλακίων

Έχοντας υπολογίσει για κάθε μία από τις 55 μετοχές του δείγματος το συντελεστή βήτα της για την πρώτη πενταετία ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, προχωράμε στην κατάταξη των μετοχών ως προς αυτόν τον συντελεστή. Πιο συγκεκριμένα, κατατάσσουμε τις 55 μετοχές από αυτήν με το μικρότερο σε αυτή με το μεγαλύτερο συντελεστή βήτα. Εν συνέχεια, προχωράμε στη διαμόρφωση 23 χαρτοφυλακίων, τα οποία έχουν τα ακόλουθα χαρακτηριστικά:

➤ 11 χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών

Το πρώτο από αυτά αποτελείται από τις πέντε μετοχές με τους χαμηλότερους συντελεστές βήτα, ενώ το ενδέκατο αποτελείται από τις πέντε μετοχές με τους υψηλότερους συντελεστές βήτα. Η επένδυση στις μετοχές είναι ισόποση. Οι μηνιαίες αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου προκύπτουν –λόγω της ισόποσης επένδυσης στις μετοχές– ως ο αριθμητικός μέσος των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών από τις οποίες αυτό αποτελείται, ενώ οι συντελεστές βήτα ως ο μέσος όρος των συντελεστών βήτα των μετοχών από τις οποίες αποτελείται.

➤ 5 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών

➤ 3 χαρτοφυλάκια των 15 μετοχών

➤ 2 χαρτοφυλάκια των 20 μετοχών

➤ 2 χαρτοφυλάκια των 25 μετοχών

Η φιλοσοφία την οποία ακολουθούν τα χαρτοφυλάκια αυτά είναι η ίδια με αυτήν που ακολουθήσαμε για την κατασκευή των 11 πρώτων χαρτοφυλακίων. Έτσι, σε κάθε ομάδα χαρτοφυλακίων, το πρώτο χαρτοφυλάκιο αποτελείται από τις μετοχές με τους χαμηλότερους συντελεστές βήτα, ενώ το τελευταίο από τις μετοχές με τους υψηλότερους συντελεστές βήτα.

Η επιλογή χαρτοφυλακίων αντί για μεμονωμένες μετοχές, αποτελεί κοινή πρακτική σε πολλούς από τους ελέγχους οι οποίοι παρατίθενται στη διεθνή βιβλιογραφία, αναφορικά με τους συντελεστές βήτα των μετοχών. Η επιλογή χαρτοφυλακίων εξαλείφει πιθανά σφάλματα των δεδομένων και προσφέρει γενικά σταθερότερους συντελεστές βήτα από τις μεμονωμένες μετοχές, μια και βοηθάει στην εξάλειψη των σφαλμάτων εκτίμησης.

Τα χαρτοφυλάκια τα οποία κατασκευάστηκαν, παρατίθενται σε πίνακες, οι οποίοι βρίσκονται στο Παράρτημα Α στο τέλος της παρούσας εργασίας.

7.3.4 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, για τη δεύτερη πενταετία

Έχοντας υπολογίσει για κάθε ένα από τα 23 χαρτοφυλάκια, καθώς επίσης και για τον χρηματιστηριακό δείκτη, τις μηνιαίες αποδόσεις, προχωράμε στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα για το κάθε χαρτοφυλάκιο ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη για τη δεύτερη πενταετία, δηλαδή για την περίοδο 01/11/1995 – 01/10/2000, με τη βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς. Ο υπολογισμός αυτός, στηρίζεται στην παλινδρόμηση των αποδόσεων του κάθε χαρτοφυλακίου επάνω στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη και δίνεται από τον τύπο:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sM} R_{Mt} + e_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

όπου:

R_{st} , $t=61, 62, \dots, 120$: οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου s για τη δεύτερη πενταετία, $s=1, 2, \dots, 23$.

R_{Mt} , $t=61, 62, \dots, 120$: οι αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη για την ίδια περίοδο.

β_{sM} : το βήτα του χαρτοφυλακίου s ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, $s=1, 2, \dots, 23$.

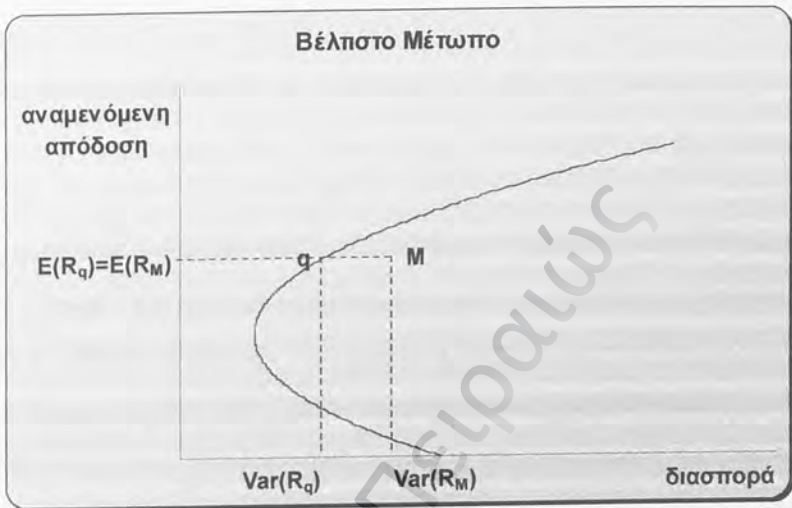
e_{st} : το σφάλμα της εκάστοτε παλινδρόμησης, $s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120$.

7.3.5 Υπολογισμός του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, για τη δεύτερη πενταετία

Ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα μετοχών ή χαρτοφυλακίων, μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεών τους επάνω στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη, και η εν συνεχεία χρησιμοποίησή του στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, για την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης της κάθε μετοχής ή χαρτοφυλακίου, προϋποθέτει την αποδοτικότητα του δείκτη αυτού. Είδαμε όμως, μέσω της ανασκόπησης της βιβλιογραφίας, ότι κάτι τέτοιο απέχει πολύ από την πραγματικότητα. Στην πράξη, ο χρηματιστηριακός δείκτης, τον οποίο εμείς χρησιμοποιούμε ως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δεν βρίσκεται επάνω στο βέλτιστο μέτωπο, αλλά στο εσωτερικό του. Έτσι εμείς, μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς, υπολογίζουμε τον κίνδυνο των μετοχών ή των χαρτοφυλακίων ως προς ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Το πρόβλημα που ανακύπτει είναι εμφανές, και εντοπίζεται στην περαιτέρω χρήση του συντελεστή βήτα στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.

Τα προηγούμενα γίνονται περισσότερο κατανοητά με τη βοήθεια του παρακάτω σχήματος:

Σχήμα 7.1



Ο χρηματιστηριακός δείκτης έχει τη θέση του χαρτοφυλακίου M στο παραπάνω σχήμα, βρίσκεται δηλαδή στο εσωτερικό του βέλτιστου μετώπου. Έτσι, το βήτα το οποίο υπολογίζεται μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς, είναι στην πραγματικότητα ένα βήτα που αντιστοιχεί σε ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Οι επενδυτές από την άλλη πλευρά νομίζουν, εσφαλμένα, ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης έχει τη θέση του χαρτοφυλακίου q στο παραπάνω σχήμα. Νομίζουν, λοιπόν, ότι το βήτα το οποίο υπολογίζουν μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς, αντιστοιχεί σε αυτό το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο.

Στην πραγματικότητα, το βήτα το οποίο υπολογίζουν οι επενδυτές, είναι ένα βήτα ως προς ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Αυτό το βήτα προκύπτει, όπως είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, ως ο σταθμικός μέσος δύο άλλων βήτα. Το ένα από αυτά είναι το βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη και το άλλο είναι το βήτα ως προς τον υπολειπόμενο όρο U_p . Εάν θέλουμε επομένως να

χρησιμοποιήσουμε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε ένα βήτα το οποίο θα είναι υπολογισμένο ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με τον χρηματιστηριακό δείκτη. Η διαδικασία που θα ακολουθήσουμε για να υπολογίσουμε αυτόν τον συντελεστή βήτα είναι η εξής:

Ο χρηματιστηριακός δείκτης έχει, όπως είπαμε, τη θέση του χαρτοφυλακίου M στο παραπάνω σχήμα. Το χαρτοφυλάκιο αυτό έχει μια συγκεκριμένη αναμενόμενη απόδοση για την δεύτερη πενταετία, η οποία υπολογίζεται ως ο μέσος όρος των 60 μηνιαίων αποδόσεων της υπό εξέταση περιόδου. Όπως παρατηρούμε από το σχήμα, υπάρχει ένα δεύτερο χαρτοφυλάκιο, το q, το οποίο είναι αποδοτικό και έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χαρτοφυλάκιο M. Βασιζόμενοι στη μεθοδολογία του Roll για την κατασκευή αποδοτικών χαρτοφυλακίων με δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, και χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$X_q = V^{-1} [r \quad i] A^{-1} \begin{pmatrix} \lambda \\ 1 \end{pmatrix}$$

όπου:

X_q : ένα 55x1 διάνυσμα με στοιχεία το ποσοστό του πλούτου μας που πρέπει να επενδύσουμε σε κάθε μία από τις 55 μετοχές.

V: ο 55x55 συμμετρικός πίνακας κυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των 55 μετοχών (V^{-1} : ο αντίστροφός του).

r: ένα 55x1 διάνυσμα με στοιχεία τις αναμενόμενες αποδόσεις των 55 μετοχών.

i: ένα 55x1 διάνυσμα με στοιχεία μονάδες (το μοναδιαίο διάνυσμα).

$A = [r \quad i]^T V^{-1} [r \quad i]$, ένας 2x2 πίνακας (A^{-1} : ο αντίστροφός του).

λ: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

βρίσκουμε το διάνυσμα X_q , το οποίο μας δίνει τη σύνθεση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q.

Ο υπολογισμός αυτός γίνεται με τη βοήθεια της γλώσσας προγραμματισμού MATLAB. Η χρήση του συγκεκριμένου προγράμματος βοήθησε σημαντικά στην γρήγορη και ακριβή επεξεργασία των δεδομένων, κάτι το οποίο θα ήταν από δύσκολο έως αδύνατο να γίνει με οποιοδήποτε άλλο υπολογιστικό πρόγραμμα.

Γνωρίζοντας το διάνυσμα αυτό, προχωράμε στην κατασκευή του 55x1 διανύσματος R_q , το οποίο αποτελείται από τις μηνιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου q . Ο υπολογισμός του διανύσματος αυτού γίνεται μέσω του τύπου:

$$R_{qt} = \sum_{i=61}^{120} X_{iq} R_{it}, \quad i=1, 2, \dots, 55, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

όπου:

X_{iq} : το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i , το οποίο απαιτείται για την κατασκευή του χαρτοφυλακίου q .

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i για το μήνα $t-1$.

Έχοντας κατασκευάσει το 60x1 διάνυσμα R_q , προχωράμε στην κατασκευή του υπολειπόμενου όρου U_p , σύμφωνα με τον τύπο: $U_p = R_M - R_q$. Η μη μηδενικότητα του διανύσματος αυτού, επιβεβαιώνει τη μη αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Στο Παράρτημα Β στο τέλος της παρούσας εργασίας, παρατίθενται πίνακες οι οποίοι περιέχουν τα αποτελέσματα αναφορικά με τις ποσότητες X_q , R_M , R_q και U_p .

Είμαστε πλέον έτοιμοι να υπολογίσουμε το συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων για τη δεύτερη πενταετία, ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q . Προκειμένου να υπολογίσουμε τον συντελεστή αυτό, παλινδρομούμε τις αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου επάνω στις αποδόσεις του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q . Χρησιμοποιούμε δηλαδή και πάλι μια σχέση αντίστοιχη του

Υποδείγματος της Αγοράς, με τη διαφορά ότι αλλάζει το χαρτοφυλάκιο αναφοράς, ως προς το οποίο υπολογίζουμε το συστηματικό κίνδυνο του κάθε χαρτοφυλακίου. Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποιούμε είναι το:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sq} R_{qt} + \varepsilon_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

όπου:

R_{st} , $t=61, 62, \dots, 120$: οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου s για τη δεύτερη πενταετία, $s=1, 2, \dots, 23$.

R_{qt} , $t=61, 62, \dots, 120$: οι αποδόσεις του αποδοτικού χαρτοφυλακίου με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη για την ίδια περίοδο.

β_{sq} : το βήτα του χαρτοφυλακίου s ως προς το χαρτοφυλάκιο q , $s=1, 2, \dots, 23$.

ε_{st} : το σφάλμα της εκάστοτε παλινδρόμησης, $s=1, 2, \dots, 23$, $t=61, 62, \dots, 120$.

7.3.6 Έλεγχος της διαχρονικής σταθερότητας των δύο εκτιμητών των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων

Όπως προαναφέραμε, σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η σύγκριση μεταξύ των δύο συντελεστών βήτα των μετοχών, σε μια προσπάθεια απόδειξης της στατιστικά σημαντικής διαφοράς τους. Στην ουσία δηλαδή, αυτό που πρέπει να κάνουμε, είναι ο έλεγχος μεταξύ των δύο μοντέλων:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sM} R_{Mt} + \varepsilon_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120 \quad (7.1).$$

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sq} R_{qt} + \varepsilon_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120 \quad (7.2).$$

Τα δύο παραπάνω μοντέλα ανήκουν στην κατηγορία των *Nonnested Models*. Τα μοντέλα της κατηγορίας αυτής, έχουν το χαρακτηριστικό ότι δεν μπορούν να θεωρηθούν ισοδύναμα κάτω από

κάποιον περιορισμό. Κάποιος θα μπορούσε να αντιτείνει ότι τα δύο παραπάνω μοντέλα ταυτίζονται, υπό τον περιορισμό ότι ο υπολειπόμενος όρος U_p είναι μηδενικός. Όμως αυτό ακριβώς είναι το σημείο στο οποίο εστιάζομαστε. Αυτό που θέλουμε να μελετήσουμε είναι η συμπεριφορά των δύο συντελεστών βήτα κάτω από τη μη μηδενικότητα του όρου U_p . Επομένως, τα μοντέλα μας κατατάσσονται στην κατηγορία των *Nomnested Models*. Για να μπορέσουμε να πραγματοποιήσουμε έλεγχο μεταξύ των δύο μοντέλων στην περίπτωση αυτή, θα πρέπει να εξασφαλίσουμε προηγουμένως τη μη στοχαστικότητα των συντελεστών β_{SM} και β_{sq} .

Ο έλεγχος της στοχαστικότητας των συντελεστών β_{SM} και β_{sq} γίνεται μέσω της θεωρίας του *Kalman Filter* και με τη βοήθεια του στατιστικού πακέτου E-Views. Αυτό που στην ουσία ελέγχουμε, είναι το κατά πόσον το μοντέλο το οποίο μας εφοδιάζει με εκτιμήσεις για το συντελεστή βήτα των μετοχών, τόσο ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη όσο και ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, είναι ή όχι ένα μοντέλο με διαχρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές.

Πιο συγκεκριμένα, θεωρούμε ότι τα δύο μοντέλα, τα οποία χρησιμοποιούνται για τις δύο διαφορετικές εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα, δεν είναι αυτά τα οποία δίνονται από τις εξισώσεις (7.1) και (7.2), οι οποίες υποθέτουν διαχρονικά σταθερούς συντελεστές βήτα, αλλά αυτά που δίνονται από τις δύο παρακάτω εξισώσεις:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{SMt} R_{Mt} + e_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120 \quad (7.3)$$

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sq} R_{qt} + e_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120 \quad (7.4)$$

Υποθέτουμε δηλαδή ότι οι συντελεστές βήτα μεταβάλλονται διαχρονικά. Υποθέτουμε μάλιστα και κάποιες συγκεκριμένες στοχαστικές ανελίξεις τις οποίες –πιθανόν– να ακολουθούν αυτοί οι συντελεστές. Συνολικά, εξετάζουμε τρεις διαφορετικές περιπτώσεις, σχετικά με τη στοχαστική ανελίξη που πιθανόν να ακολουθούν οι συντελεστές βήτα:

$$\diamond \left\{ \begin{array}{l} R_{st} = \alpha_s + \beta_{sMt} R_{Mt} + e_{st} \\ \beta_{sMt} = \beta_{sM,t-1} + u_{st} \end{array} \right\}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

Σε αυτήν την περίπτωση υποθέτουμε ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια *στοχαστική διαδικασία τυχαίου περιπάτου* (Random Walk).

$$\diamond \left\{ \begin{array}{l} R_{st} = \alpha_s + \beta_{sMt} R_{Mt} + e_{st} \\ \beta_{sMt} = \delta_0 + \delta_1 \beta_{sM,t-1} + u_{st} \end{array} \right\}, \quad \delta_1 < 1, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

Σε αυτήν την περίπτωση υποθέτουμε ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια *αυτοπαλινδρόμη στοχαστική ανέλιξη τάξης 1 με σταθερό μέσο* (AR(1)).

$$\diamond \left\{ \begin{array}{l} R_{st} = \alpha_s + \beta_{sMt} R_{Mt} + e_{st} \\ \beta_{sMt} = u_{st} \end{array} \right\}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

Σε αυτήν την περίπτωση υποθέτουμε ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια *στοχαστική ανέλιξη λευκού θορύβου* (White Noise).

Τις τρεις αυτές περιπτώσεις τις εξετάζουμε και για το μοντέλο το οποίο μας δίνει τους συντελεστές βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη.

Ο έλεγχος τον οποίο θέλουμε να διεξάγουμε είναι κατά πόσον οι συντελεστές βήτα είναι ή όχι διαχρονικά σταθεροί. Θέλουμε δηλαδή να ελέγξουμε εάν:

$$H_0: \beta_{sMt} = \beta_{sM} \quad \forall t.$$

$$H_1: \beta_{sMt} \neq \beta_{sM+t} \text{ για κάποιο } j.$$

Ο παραπάνω έλεγχος είναι ισοδύναμος με τον:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0.$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0.$$

Ο έλεγχος αυτός θα διεξαχθεί και για τα δύο μοντέλα εκτίμησης των συντελεστών βήτα και για τις τρεις διαφορετικές στοχαστικές ανελίξεις που πιθανόν αυτοί να ακολουθούν. Για κάθε συγκεκριμένη στοχαστική ανέλιξη την οποία πιθανόν θα ακολουθούν οι συντελεστές βήτα θα έχουμε, επομένως, δύο διαφορετικές εκτιμήσεις και δύο διαφορετικά αποτελέσματα: ένα αναφορικά με το μοντέλο (7.3) και ένα αναφορικά με το μοντέλο (7.4). Η περιγραφή του ελέγχου θα γίνει για το πρώτο μοντέλο και για την πρώτη στοχαστική ανέλιξη την οποία πιθανόν να ακολουθούν οι συντελεστές βήτα. Με τον ίδιο ακριβώς τρόπο διεξάγονται οι έλεγχοι και για στις υπόλοιπες περιπτώσεις. Τα βήματα τα οποία θα ακολουθήσουμε για τη διεξαγωγή αυτού του ελέγχου είναι τα παρακάτω.

1. Με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας υπολογίζουμε το λογάριθμο του λόγου πιθανοφάνειας για την ανέλιξη την οποία ακολουθούν τα βήτα και χωρίς κανέναν περιορισμό αναφορικά με την διασπορά του σφάλματος της ανελίξης αυτής. Υπολογίζουμε με αυτόν τον τρόπο την ποσότητα $\log L^U$ (U:Unrestricted).
2. Επαναλαμβάνουμε την παραπάνω διαδικασία, με τον περιορισμό ότι $\sigma_u^2=0$. Υπολογίζουμε με αυτόν τον τρόπο την ποσότητα $\log L^R$ (R:Restricted).
3. Υπολογίζουμε την ποσότητα $LR=-2*(\log L^R - \log L^U)$, η οποία ακολουθεί την κατανομή χ^2 με έναν βαθμό ελευθερίας.
4. Συγκρίνουμε την ποσότητα LR με το σημείο της κατανομής $\chi^2(1)$ που αντιστοιχεί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Το σημείο αυτό είναι το 3,841.
 - Εάν $LR < 3,841$, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, δεχόμαστε δηλαδή ότι ο συντελεστής βήτα, ο οποίος υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη είναι διαχρονικά σταθερός.
 - Εάν $LR > 3,841$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση προς όφελος της εναλλακτικής, δεχόμαστε δηλαδή ότι ο συντελεστής βήτα, ο οποίος υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη δεν είναι διαχρονικά σταθερός.

Η ποσότητα LR πρέπει να είναι θετική, μια και το $\log L^U$ πρέπει να είναι μεγαλύτερο από το $\log L^R$. Πράγματι, εφ' όσον στη δεύτερη περίπτωση, ο λογάριθμος του λόγου πιθανοφάνειας υπολογίζεται με την επιβολή ενός περιορισμού, ο οποίος δεν υπάρχει στην πρώτη περίπτωση, είναι αναμενόμενο ο δεύτερος λόγος πιθανοφάνειας να προκύψει μικρότερος από τον πρώτο.

Εάν οι συντελεστές βήτα είναι διαχρονικά σταθεροί, αναμένουμε το $\log L^U$ να βρίσκεται «κοντά» στο $\log L^R$ και επομένως η ποσότητα LR να βρίσκεται «κοντά» στο μηδέν. Στην αντίθετη περίπτωση, όπου οι συντελεστές βήτα μεταβάλλονται διαχρονικά, η διαφορά μεταξύ των δύο ποσοτήτων θα είναι μεγαλύτερη, και επομένως η ποσότητα LR θα απέχει περισσότερο από το μηδέν.

Τα αποτελέσματα στα οποία θα οδηγηθούμε μέσω των παραπάνω ελέγχων, θα ανήκουν σε κάποια από τις τέσσερις επόμενες ομάδες:

- I. Τα βήτα ως προς το μοντέλο (7.3) προκύπτουν διαχρονικά σταθερά, ενώ τα βήτα ως προς το μοντέλο (7.4) προκύπτουν διαχρονικά μεταβαλλόμενα. Στην περίπτωση αυτή, οι δύο εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σαφώς διαφέρουν στατιστικά σημαντικά, με τα βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη να υπερέχουν αυτών ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q .
- II. Τα βήτα ως προς το μοντέλο (7.3) προκύπτουν διαχρονικά μεταβαλλόμενα, ενώ τα βήτα ως προς το μοντέλο (7.4) προκύπτουν διαχρονικά σταθερά. Στην περίπτωση αυτή, οι δύο εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα σαφώς διαφέρουν στατιστικά σημαντικά, με τα βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο να υπερέχουν αυτών ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.
- III. Τα βήτα και ως προς τα δύο μοντέλα προκύπτουν διαχρονικά μεταβαλλόμενα. Στην περίπτωση αυτή, θα πρέπει να προχωρήσουμε σε περαιτέρω έλεγχο των διασπορών των δύο συντελεστών, προκειμένου να δούμε εάν κάποιος από τους δύο συντελεστές είναι λιγότερο μεταβλητός και επομένως προτιμότερος από τον άλλο.

IV. Τα βήτα και ως προς τα δύο μοντέλα προκύπτουν διαχρονικά σταθερά. Στην περίπτωση αυτή, θα πρέπει να προχωρήσουμε σε περαιτέρω έλεγχο των δύο μοντέλων, για να δούμε κατά πόσον οι συντελεστές βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν διαφέρουν ή όχι στατιστικά σημαντικά. Ο έλεγχος αυτός θα γίνει με τη βοήθεια των Nonnested Models, ο οποίος περιγράφεται στην επόμενη υποενότητα.

7.3.7 Έλεγχος της στατιστικά σημαντικής διαφοράς των δύο εκτιμητών των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων

Βρισκόμαστε στην περίπτωση όπου οι δύο εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα προκύπτουν διαχρονικά σταθερές. Έχουμε δηλαδή επιστρέψει και πάλι στα μοντέλα (7.1) και (7.2). Αυτό που πρέπει να εξετάσουμε είναι το κατά πόσον τα δύο αυτά μοντέλα μας προσφέρουν ή όχι διαφορετικές εκτιμήσεις, κατά πόσον δηλαδή οι δύο συντελεστές βήτα διαφέρουν ή όχι στατιστικά σημαντικά.

Εάν δηλαδή έχουμε τα μοντέλα:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sm} R_{Mt} + e_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_{sq} R_{qt} + e_{st}, \quad s=1, 2, \dots, 23, \quad t=61, 62, \dots, 120.$$

θέλουμε να ελέγξουμε κατά πόσον:

$$H_0: \beta_s = \beta_{sm}$$

$$H_1: \beta_s \neq \beta_{sq}$$

Θέλουμε δηλαδή να ελέγξουμε εάν ο συντελεστής βήτα ενός χαρτοφυλακίου εκτιμάται σωστότερα μέσω του πρώτου ή μέσω του δεύτερου μοντέλου.

Η διαδικασία την οποία θα ακολουθήσουμε για να πραγματοποιήσουμε τον ανωτέρω έλεγχο βασίζεται στο J test. Ο έλεγχος αυτός, ο οποίος έχει προταθεί από τους Davidson και MacKinnon (1981), μας βοηθάει να συγκρίνουμε δύο Nonnested μοντέλα. Τα βήματα τα οποία θα ακολουθήσουμε είναι τα παρακάτω:

1. Εκτιμούμε με απλή γραμμική παλινδρόμηση το μοντέλο: $R_{st} = \alpha_s + \beta_{sq} R_{qt} + e_{st}$.
2. Παίρνουμε τον εκτιμητή $\hat{\beta}_{sq}$.
3. Εκτιμούμε με απλή γραμμική παλινδρόμηση το μοντέλο: $R_{st} = \alpha_s + \beta_{sM} R_{Mt} + \lambda \hat{\beta}_{sq} R_{qt} + e_{st}$, όπου λ ένας προς εκτίμηση συντελεστής.
4. Σχηματίζουμε το λόγο $\frac{\hat{\lambda}}{se(\hat{\lambda})}$, ο οποίος ακολουθεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή.
5. Συγκρίνουμε το p-value αυτού του λόγου με το 5%, το οποίο είναι το επιθυμητό επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας του ελέγχου.
 - Εάν p-value > 5% δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, δεχόμαστε δηλαδή ως σωστό το πρώτο μοντέλο.
 - Εάν p-value < 5% απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση προς όφελος της εναλλακτικής, απορρίπτουμε δηλαδή το πρώτο μοντέλο και δεχόμαστε το δεύτερο.
6. Επαναλαμβάνουμε την προηγούμενη διαδικασία ανταλλάσσοντας το ρόλο των δύο μοντέλων.

Παρατηρούμε ότι, μέσω του παραπάνω ελέγχου, μπορούμε να οδηγηθούμε σε ένα από τα παρακάτω τέσσερα αποτελέσματα:

- I. Απορρίπτουμε και τα δύο μοντέλα.
- II. Δεχόμαστε και τα δύο μοντέλα.
- III. Δεχόμαστε μόνο το πρώτο μοντέλο.
- IV. Δεχόμαστε μόνο το δεύτερο μοντέλο.

7.3.8 Εμπειρικός έλεγχος

Επιπλέον των παραπάνω, διεξήγαμε και έναν εμπειρικό έλεγχο, αναφορικά με τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων. Ο έλεγχος αυτός, έγκειται στην εξέταση της διαστρωματικής και της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων, τόσο ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη όσο και ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q . Ο έλεγχος αυτός διεξήχθη ως εξής:

Για κάθε ένα από τα 23 υπό εξέταση χαρτοφυλάκια, υπολογίσαμε το συντελεστή βήτα για όλες τις διαδοχικές πενταετίες της περιόδου 11/1990 – 10/2000. Ο συντελεστής αυτός υπολογίστηκε ως ο μέσος όρος των συντελεστών βήτα των μετοχών οι οποίες αποτελούν το κάθε χαρτοφυλάκιο. Η πρώτη εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών αυτών, έγινε με τη χρήση δεδομένων για την χρονική περίοδο 11/1990 – 10/1995. Η δεύτερη, έγινε με τη χρήση δεδομένων για την χρονική περίοδο 12/1990 – 11/1995. Η διαδικασία συνεχίστηκε με τον ίδιο τρόπο μέχρι και την 61^η εκτίμηση του βήτα, η οποία έγινε με τη χρήση δεδομένων για τη χρονική περίοδο 11/1995 – 10/2000.

Ουσιαστικά, για κάθε ένα χαρτοφυλάκιο υπολογίστηκαν 61 συντελεστές βήτα, τόσο ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη όσο και ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q . Για τον υπολογισμό των δεύτερων συντελεστών, ήταν αναγκαίος ο μηνιαίος επανυπολογισμός των ποσοστών επένδυσης στην κάθε μετοχή, προκειμένου να κατασκευάσουμε το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη. Η αναγκαιότητα των υπολογισμών αυτών έγκειται στο γεγονός ότι το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q μεταβάλλεται καθημερινά.

7.4 Επανάληψη της μεθοδολογίας

Ολόκληρη η παραπάνω μεθοδολογία πραγματοποιήθηκε δύο φορές. Τη δεύτερη φορά, διατηρώντας το δείγμα των 55 μετοχών με στοιχεία και για τα δέκα έτη της περιόδου 01/10/1990 – 01/11-2000, αντικαταστήσαμε το χρηματιστηριακό δείκτη με ένα χαρτοφυλάκιο, το οποίο αποτελούνταν και από τις 55 μετοχές του δείγματος, με ισόποση επένδυση στην κάθε μία μετοχή. Υπολογίσαμε και πάλι το βήτα της κάθε μετοχής για την πρώτη πενταετία ως προς αυτό το χαρτοφυλάκιο, τις κατατάξαμε κατά αύξουσα σειρά των βήτα, δημιουργήσαμε 23 χαρτοφυλάκια και υπολογίσαμε τα βήτα τους για τη δεύτερη περίοδο, τόσο προς το νέο χαρτοφυλάκιο το οποίο αντικατέστησε το χρηματιστηριακό δείκτη, όσο και ως προς το νέο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο το οποίο είχε την ίδια αναμενόμενη απόδοση με αυτόν τον αντικαταστάτη.

Η παραπάνω επανάληψη έγινε για να αυξήσει τη συνέπεια και την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων τα οποία θα εξαχθούν. Τα αποτελέσματα και των δύο επεξεργασιών των δεδομένων μας παρουσιάζονται στο επόμενο κεφάλαιο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΟΓΔΩΟ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

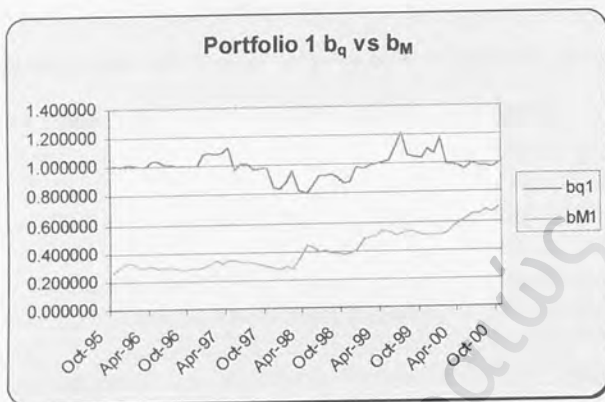
8.1 Εισαγωγή

Η επεξεργασία των δεδομένων, καθώς επίσης και η σύγκριση μεταξύ των δύο μοντέλων εκτίμησης του συντελεστή βήτα των μετοχών, οδήγησαν σε ορισμένα πολύ ενδιαφέροντα αποτελέσματα. Στο παρόν κεφάλαιο θα παρουσιαστούν και θα αναλυθούν τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε μέσω της επεξεργασίας των δεδομένων. Η παρουσίαση και η ανάλυση των αποτελεσμάτων θα γίνουν, τόσο με την παράθεση και τον σχολιασμό των στατιστικών ελέγχων οι οποίοι διεξήχθησαν, όσο και με τη μελέτη ορισμένων σχημάτων, τα οποία απεικονίζουν με απλό και εύσημο τρόπο τα σημαντικότερα από τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε.

8.2 Μελέτη της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα

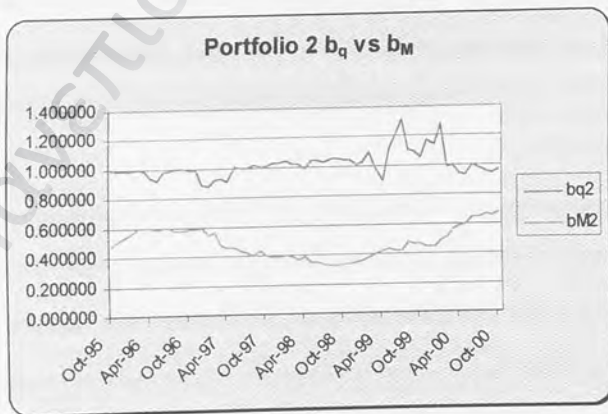
Στα σχήματα που ακολουθούν, απεικονίζονται διαχρονικά οι δύο συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων. Αυτό που μπορούμε να παρατηρήσουμε, είναι η έντονη διαχρονική σταθερότητα την οποία παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , σε αντίθεση με τους συντελεστές βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη. Τα αποτελέσματα αυτά γίνονται περισσότερο εμφανή για τα χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερο πλήθος μετοχών. Αυτό είναι αναμενόμενο, μια και γνωρίζουμε ότι, η σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων αυξάνει με το μέγεθος των αξιογράφων που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο.

Σχήμα 8.1



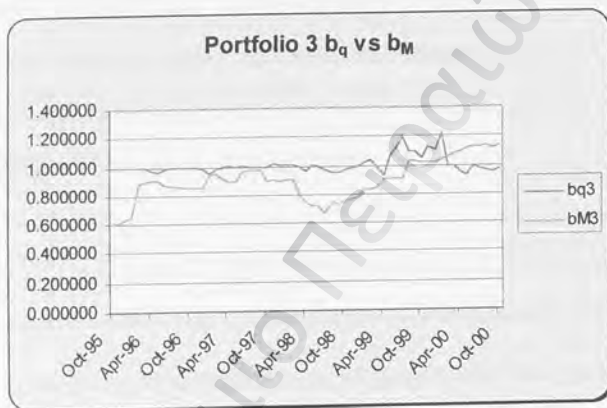
Στο παραπάνω σχήμα παρατηρούμε ότι και οι δύο συντελεστές βήτα παρουσιάζονται διαχρονικά μεταβαλλόμενοι. Οι συντελεστές βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη παρουσιάζουν μια διαχρονικά αυξητική τάση, ενώ οι αντίστοιχοι συντελεστές ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q παρουσιάζουν μια παλινδρόμηση γύρω από τη μονάδα.

Σχήμα 8.2



Στο παραπάνω σχήμα παρατηρούμε ότι και οι δύο συντελεστές βήτα παρουσιάζονται διαχρονικά μεταβαλλόμενοι. Οι συντελεστές βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη παρουσιάζουν μια παλινδρόμηση γύρω από το 0,5, ενώ οι αντίστοιχοι συντελεστές ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q παρουσιάζουν μια παλινδρόμηση γύρω από τη μονάδα.

Σχήμα 8.3



Στο παραπάνω σχήμα αρχίζει να διαφαίνεται η διαφορά μεταξύ των δύο συντελεστών βήτα ως προς τη διαχρονική σταθερότητά τους. Έτσι, ενώ το βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη συνεχίζει να παρουσιάζεται διαχρονικά μεταβαλλόμενο, το βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q παρουσιάζει μια πολύ μεγάλη σταθερότητα.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει το τμήμα του γραφήματος το οποίο αφορά στον υπολογισμό συντελεστών βήτα με τη χρήση δεδομένων για την περίοδο 04/1999 – 02/2000. Η περίοδος αυτή, με την κατακόρυφη άνοδο και την εν συνεχεία κατακόρυφη πτώση του χρηματιστηριακού δείκτη, μπορεί να θεωρηθεί ως μια «ανώμαλη» περίοδος του χρηματιστηρίου, δικαιολογώντας έτσι και τις απότομες μεταβολές που παρουσιάζει το γράφημα του συντελεστή b_q .

Ανάλογες παρατηρήσεις μπορούμε να κάνουμε και για τα σχήματα τα οποία αφορούν στα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια. Τα σχήματα αυτά παρατίθενται στο Παράρτημα Α, το οποίο βρίσκεται στο τέλος της παρούσας εργασίας. Στην πλειονότητα των σχημάτων αυτών διακρίνεται η έντονη σταθερότητα του b_q (με εξαίρεση την «ανώμαλη» όπως τη χαρακτηρίσαμε περίοδο) σε αντίθεση με τη διαχρονική μεταβλητότητα του b_M .

Πού όμως οφείλεται αυτή η διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q ; Γιατί, δηλαδή, οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη παρουσιάζονται διαχρονικά μεταβαλλόμενοι, ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο όταν αυτοί υπολογίζονται ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη;

Αυτή η σταθερότητα οφείλεται στον τρόπο υπολογισμού του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q . Όπως προαναφέραμε, η σύνθεση του χαρτοφυλακίου q μεταβάλλεται καθημερινά. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να αίρεται η μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα και να μεταφέρεται στο χαρτοφυλάκιο αναφοράς. Κατά τη διαδικασία υπολογισμού του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, δεν συμβαίνει το ίδιο. Στην περίπτωση αυτή, η σύνθεση του χρηματιστηριακού δείκτη παραμένει ουσιαστικά αμετάβλητη, εκτός από ελάχιστες εξαιρέσεις. Επομένως, ολόκληρη η μεταβλητότητα παραμένει στο συντελεστή βήτα, με αποτέλεσμα να έχουμε τα φαινόμενα τα οποία παρατηρήθηκαν στα προηγούμενα σχήματα.

Πέρα από τη διαχρονική σταθερότητα που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , υπάρχει και άλλο ένα χαρακτηριστικό, το οποίο γίνεται εμφανές στην πλειοψηφία των υπό εξέταση χαρτοφυλακίων και αφορά στην προσέγγιση των συντελεστών αυτών στη μονάδα.

Πράγματι, μελετώντας τα παραπάνω σχήματα, παρατηρούμε ότι οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων, έτσι όπως αυτοί υπολογίζονται ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q ,

παρουσιάζονται ουσιαστικά να «παλινδρομούν» γύρω από τη μονάδα, έχοντας πολύ μικρές αποκλίσεις από αυτήν. Το φαινόμενο αυτό, παρατηρείται εντονότερα αναφορικά με αυτούς τους συντελεστές, απ' ό,τι με το βήτα των χαρτοφυλακίων όταν αυτό υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη. Η παλινδρόμηση αυτή γύρω από τη μονάδα έρχεται να προσφέρει υποστήριξη στις υποθέσεις του *Blume*, σύμφωνα με τις οποίες, οι συντελεστές βήτα, τόσο των μεμονωμένων μετοχών όσο και των χαρτοφυλακίων, παλινδρομούν γύρω από τη μονάδα.

Το φαινόμενο αυτής της παλινδρόμησης έχει και μια δεύτερη, εξίσου ενδιαφέρουσα διάσταση. Παρατηρώντας τα σχήματα 8.1 – 8.23 θα διαπιστώσουμε το εξής: όταν οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη παρουσιάζονται μικρότεροι της μονάδας τότε, οι αντίστοιχοι συντελεστές ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q παρουσιάζονται πιο κοντά στη μονάδα, ξεπερνώντας τη μάλιστα σε ορισμένες περιπτώσεις προς τα επάνω. Αντίστοιχα, όταν οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη παρουσιάζονται μεγαλύτεροι της μονάδας τότε, οι αντίστοιχοι συντελεστές ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q παρουσιάζονται πιο κοντά στη μονάδα, ξεπερνώντας τη μάλιστα σε ορισμένες περιπτώσεις προς τα κάτω.

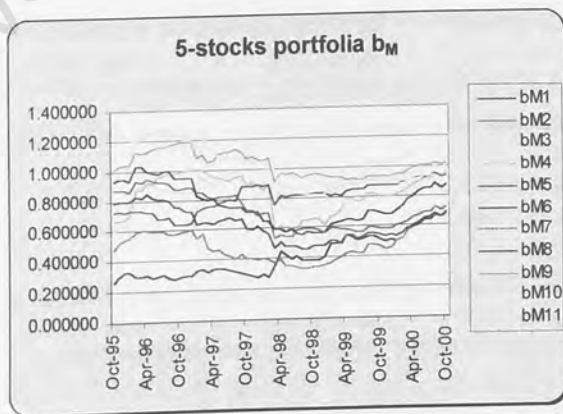
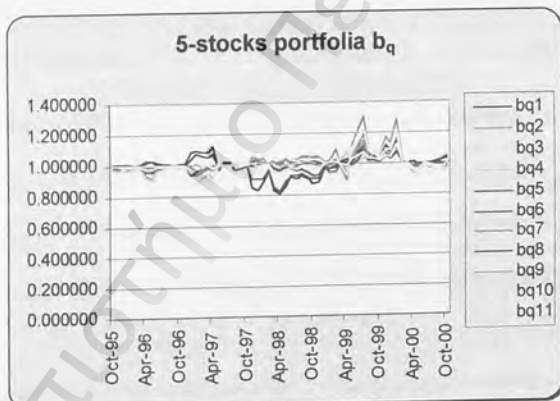
8.3 Μελέτη της διαστρωματικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα

Εκτός από τη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , μπορούμε να παρατηρήσουμε και μια διαστρωματική σταθερότητα του συγκεκριμένου συντελεστή, όταν αυτός εξετασθεί για ένα σύνολο χαρτοφυλακίων με τον ίδιο πλήθος μετοχών. Στο παρακάτω ζεύγος σχημάτων απεικονίζονται οι δύο διαφορετικοί συντελεστές βήτα για τα 11 χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών. Μπορούμε να παρατηρήσουμε τη σχεδόν απόλυτη ταύτιση των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων, όταν αυτοί υπολογίζονται

ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , σε αντίθεση με τους συντελεστές βήτα όταν αυτοί υπολογίζονται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, για τους οποίους μπορούμε να παρατηρήσουμε το αντίστοιχο φαινόμενο.

Τα σχήματα που αντιστοιχούν στα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια παρατίθενται στο Παράρτημα Α, το οποίο βρίσκεται στο τέλος της παρούσας εργασίας. Σχήματα παρουσιάζεται ουσιαστικά ταύτιση των συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια με το ίδιο πλήθος μετοχών.

Σχήματα 8.4 – 8.5



8.4 Στατιστικός έλεγχος της διαχρονικής σταθερότητας των δύο διαφορετικών εκτιμητών των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων

Κατά την εφαρμογή του *Kalman filter* στην επεξεργασία των δεδομένων, για τον έλεγχο της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα, ήρθαμε αντιμέτωποι με ένα σοβαρό πρόβλημα, υπολογιστικής φύσεως. Όπως αναφέραμε στην περιγραφή της μεθοδολογίας, η ποσότητα $\log L^U$ αναμένεται να είναι μεγαλύτερη της $\log L^R$, λόγω του περιορισμού που επιβάλλουμε στη δεύτερη περίπτωση. Κατά τη διεξαγωγή όμως του ελέγχου, ήρθαμε αρκετές φορές αντιμέτωποι με το ακριβώς αντίθετο αποτέλεσμα. Η ποσότητα $\log L^U$ προέκυπτε δηλαδή μικρότερη από την αντίστοιχη $\log L^R$, με αποτέλεσμα να μην μπορούμε να διεξάγουμε τον απαιτούμενο έλεγχο.

Όπως αναφέραμε, το πρόβλημα αυτό είναι υπολογιστικής φύσεως, και εντοπίζεται στη διαδικασία η οποία ακολουθείται για τον υπολογισμό των δύο ποσοτήτων. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη διάρκεια των υπολογισμών, το πρόγραμμα εντοπίζει ένα τοπικό ελάχιστο, το οποίο το αναγνωρίζει λανθασμένα ως ολικό ελάχιστο. Αυτό οδηγεί στο πρόβλημα που αντιμετωπίζουμε και μας «δένει τα χέρια» αναφορικά με το τι μπορούμε να κάνουμε για να το αντιμετωπίσουμε. Επιπλέον, η εφαρμογή αυτής της μεθόδου στην περίπτωση όπου υποθέσαμε ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια στοχαστική ανέλιξη λευκού θορύβου, δεν οδήγησε σε κάποιο αποτέλεσμα. Η δομή δηλαδή των δεδομένων ήταν τέτοια ώστε η μεθοδολογία στην περίπτωση αυτήν δεν μπορούσε να εφαρμοστεί. Επομένως, τα αποτελέσματά μας εξετάζουν μόνο τις άλλες δύο περιπτώσεις αναφορικά με τη στοχαστική ανέλιξη που πιθανόν να ακολουθούν οι συντελεστές βήτα.

Οι επόμενοι πίνακες παρουσιάζουν για κάθε ένα από τα 23 χαρτοφυλάκια μετοχών τις ποσότητες $\log L^U$, $\log L^R$ και LR, τόσο για τα δύο μοντέλα, όσο και για τις δύο στοχαστικές ανελίξεις τις

οποίες ακολουθούν οι συντελεστές βήτα. Όπου η ποσότητα LR προκύπτει αρνητική δεν αναφέρεται. Σε κάθε ομάδα χαρτοφυλακίων και για κάθε στοχαστική ανέλιξη, αντιστοιχεί ένα ζεύγος πινάκων. Ο πρώτος από αυτούς τους πίνακες, χρησιμοποιεί για την κατασκευή της κάθε γραμμής του τα αποτελέσματα δύο παλινδρομήσεων, τα οποία εισάγονται στις στήλες 3 και 4. Η στήλη 5 προκύπτει ως το αντίθετο της διπλάσιας διαφοράς μεταξύ των στηλών 4 και 3. Ο δεύτερος προκύπτει απλά από τον πρώτο, με παρατήρηση των αποτελεσμάτων της τελευταίας στήλης του. Το πλήθος των ελέγχων, το οποίο αναφέρεται στη δεύτερη γραμμή, είναι το πλήθος των χαρτοφυλακίων της ομάδας. Το πλήθος των σταθερών βήτα ταυτίζεται με το πλήθος των αποτελεσμάτων της στήλης LR του πρώτου πίνακα τα οποία είναι μικρότερα του 3,481. Το πλήθος των μη σταθερών βήτα ταυτίζεται με το πλήθος των αποτελεσμάτων της στήλης LR του πρώτου πίνακα τα οποία είναι μεγαλύτερα του 3,481. Το ποσοστό σταθερών βήτα προκύπτει ως ο λόγος των σταθερών προς το σύνολο των σταθερών και μη βήτα (ο λόγος της στήλης 3 προς το άθροισμα των στηλών 3 και 4), ενώ το ποσοστό των μη σταθερών βήτα προκύπτει ως ο λόγος των μη σταθερών προς το σύνολο των σταθερών και μη βήτα (ο λόγος της στήλης 4 προς το άθροισμα των στηλών 3 και 4).

Παρακάτω, και πριν γίνει η παράθεση των πινάκων με τα αποτελέσματα, παρουσιάζουμε ενδεικτικά τα αποτελέσματα των δύο παλινδρομήσεων, οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν για να κατασκευαστεί η πρώτη γραμμή που αντιστοιχεί στο portfolio_13 (πίνακας 8.8, γραμμή 5).

Πίνακας 8. 1

Estimation Method: Maximum Likelihood				
Model: Time-Varying Coefficient Model				
Sample: 1995:11 2000:10				
Variance of observation equations: Diagonal				
Variance of state equations: Diagonal				
Convergence achieved after 13 iterations				
PORTFOLIO_13 = C(1) + SV1*RM				
SV1 = SV1(-1)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.005923	0.010849	-0.545944	0.5874
ObVar(1,1)	0.007368	0.015705	0.469184	0.6408
SSVar(1,1)	0.062996	0.066846	0.942416	0.3502
Final SV1	1.293025	0.494361	2.615549	0.0115
Log Likelihood: 51.24403 (Πίνακας 8.8, γραμμή 5, στήλη 3)				

Πίνακας 8. 2

Estimation Method: Maximum Likelihood				
Model: Time-Varying Coefficient Model				
Sample: 1995:11 2000:10				
Variance of observation equations: Diagonal				
Variance of state equations: 0				
Convergence achieved after 22 iterations				
PORTFOLIO_13 = C(1) + SV1*RM				
SV1 = SV1(-1)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010454	0.009189	1.137723	0.2602
ObVar(1,1)	0.007192	0.014827	0.485063	0.6296
Final SV1	1.021053	0.066776	15.29068	0.0000
Log Likelihood: 38.84052 (Πίνακας 8.8, γραμμή 5, στήλη 4)				

Πίνακας 8. 3

$$-2*(38,84052-51,24403)=24,82906 \text{ (Πίνακας 8.5, γραμμή 5, στήλη 5)}$$

➤ 11 χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών

Πίνακας 8.4

RANDOM WALK				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 1	β_{sMt}	30,374500	35,644780	
	β_{sqt}	28,141550	28,394180	
Portfolio 2	β_{sMt}	27,389650	29,958570	
	β_{sqt}	23,306660	23,456880	
Portfolio 3	β_{sMt}	52,783300	45,353000	14,860600
	β_{sqt}	21,136400	20,775520	0,721760
Portfolio 4	β_{sMt}	36,175740	35,190280	1,970920
	β_{sqt}	22,706780	21,940060	1,533440
Portfolio 5	β_{sMt}	72,010450	74,388700	
	β_{sqt}	39,068890	38,020880	2,096020
Portfolio 6	β_{sMt}	50,823400	51,196480	
	β_{sqt}	40,312200	38,534290	3,555820
Portfolio 7	β_{sMt}	59,818520	61,697680	
	β_{sqt}	44,237610	44,170290	0,134640
Portfolio 8	β_{sMt}	32,683160	32,555510	0,255300
	β_{sqt}	22,427540	22,279670	0,295740
Portfolio 9	β_{sMt}	63,577620	69,339370	
	β_{sqt}	33,924100	33,896010	0,056180
Portfolio 10	β_{sMt}	76,313130	78,951040	
	β_{sqt}	42,377230	43,261270	
Portfolio 11	β_{sMt}	60,842120	60,692990	0,298260
	β_{sqt}	27,467900	31,804120	

Πίνακας 8.5

RANDOM WALK					
	έλεγχοι	σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	11	3	1	75,00%	25,00%
β_{sqt}	11	7	0	100,00%	0,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.5 μπορούμε να διακρίνουμε τη μεγάλη σταθερότητα των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν και τα δύο μοντέλα. Για τους ελέγχους οι οποίοι είναι δυνατόν να πραγματοποιηθούν σε κάθε περίπτωση, παρατηρούμε μια καθαρή υπεροχή της σταθερότητας των συντελεστών βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , έναντι των βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Πίνακας 8.6

AR(1) AND CONSTANT MEAN				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 1	β_{sMt}	35,558400	35,870490	
	β_{sqt}	27,700060	17,759720	19,880680
Portfolio 2	β_{sMt}	30,151330	24,635710	11,031240
	β_{sqt}	22,982450	23,544610	
Portfolio 3	β_{sMt}	51,474570	43,376240	16,196660
	β_{sqt}	20,577530	20,402420	0,350220
Portfolio 4	β_{sMt}	36,489470	34,049450	4,880040
	β_{sqt}	23,642070	14,532150	18,219840
Portfolio 5	β_{sMt}	64,933110	70,832820	
	β_{sqt}	33,414850	38,320820	
Portfolio 6	β_{sMt}	49,581930	25,887970	47,387920
	β_{sqt}	33,566050	33,268370	0,595360
Portfolio 7	β_{sMt}	59,530470	59,764850	
	β_{sqt}	38,521480	42,945460	
Portfolio 8	β_{sMt}	30,443080	32,370290	
	β_{sqt}	18,002860	21,627380	
Portfolio 9	β_{sMt}	66,678370	68,003900	
	β_{sqt}	33,198320	27,781810	10,833020
Portfolio 10	β_{sMt}	84,117680	73,075160	22,085040
	β_{sqt}	42,838010	42,767320	0,141380
Portfolio 11	β_{sMt}	59,274700	58,031610	2,486180
	β_{sqt}	26,886830	22,637010	8,499640

Πίνακας 8.7

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχος	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	11	1	5	16,67%	83,33%
β_{sqt}	11	3	4	42,86%	57,14%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.7 μπορούμε να διακρίνουμε την έντονη μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν και τα δύο μοντέλα. Βλέπουμε όμως και πάλι, για τους ελέγχους οι οποίοι είναι δυνατόν να πραγματοποιηθούν σε κάθε περίπτωση, την υπεροχή των συντελεστών βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, οι οποίοι επιδεικνύουν σταθερότητα σε μεγαλύτερο ποσοστό από τα αντίστοιχα βήτα τα οποία υπολογίζονται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

➤ 5 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών

Πίνακας 8.8

RANDOM WALK				
		$\log L^U$	$\log L^R$	LR
Portfolio 12	β_{sMt}	33,603560	35,018090	
	β_{sqt}	23,144950	28,476650	
Portfolio 13	β_{sMt}	51,244090	38,840540	24,807100
	β_{sqt}	24,434620	23,727740	1,413760
Portfolio 14	β_{sMt}	66,631070	67,805140	
	β_{sqt}	43,605100	42,860810	1,488580
Portfolio 15	β_{sMt}	52,268820	47,538230	9,461180
	β_{sqt}	35,055190	33,387850	3,334680
Portfolio 16	β_{sMt}	73,112050	79,727440	
	β_{sqt}	34,171560	40,423190	

Πίνακας 8.9

RANDOM WALK					
	Έλεγχος	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	5	0	2	0,00%	100,00%
β_{sqt}	5	3	0	100,00%	0,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.9 μπορούμε να διακρίνουμε τη μεγάλη διαφορά που υπάρχει μεταξύ των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν τα δύο μοντέλα. Για τους ελέγχους οι οποίοι είναι δυνατόν να πραγματοποιηθούν σε κάθε περίπτωση, παρατηρούμε μια απόλυτη σταθερότητα των συντελεστών βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , σε αντίθεση με τα βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, τα οποία είναι μη σταθερά.

Πίνακας 8.10

AR(1) AND CONSTANT MEAN				
		$\log L^U$	$\log L^R$	LR
Portfolio 12	β_{sMt}	36,314110	19,696410	33,235400
	β_{sq}	27,992010	19,405260	17,173500
Portfolio 13	β_{sMt}	48,081570	42,975910	10,211320
	β_{sq}	21,191100	20,268260	1,845680
Portfolio 14	β_{sMt}	67,088170	66,248680	1,678980
	β_{sq}	35,590000	36,718670	
Portfolio 15	β_{sMt}	38,594310	49,050400	
	β_{sq}	27,244370	33,696010	
Portfolio 16	β_{sMt}	83,722380	81,984760	3,475240
	β_{sq}	40,315470	40,378930	

Πίνακας 8.11

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	5	2	2	50,00%	50,00%
β_{sq}	5	1	1	50,00%	50,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.11 μπορούμε να διακρίνουμε την ισομερή κατανομή των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν και τα δύο μοντέλα, σε σταθερά και μη σταθερά. Από τον πίνακα αυτόν δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα αναφορικά με την ισχύ κάποιου από τα δύο μοντέλα.

➤ 3 χαρτοφυλάκια των 15 μετοχών

Πίνακας 8.12

RANDOM WALK				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 17	β_{Mf}	45,845410	43,206340	5,278140
	β_{sqf}	23,847780	29,244440	
Portfolio 18	β_{Mf}	60,679410	59,166240	3,026340
	β_{sqf}	37,762780	35,582680	4,360200
Portfolio 19	β_{Mf}	62,834800	62,972250	
	β_{sqf}	38,157470	37,389810	1,535320

Πίνακας 8.13

RANDOM WALK					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{Mf}	3	1	1	50,00%	50,00%
β_{sqf}	3	1	1	50,00%	50,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.13 μπορούμε να διακρίνουμε την ισομερή κατανομή των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν και τα δύο μοντέλα, σε σταθερά και μη σταθερά. Από τον πίνακα αυτόν δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα αναφορικά με την ισχύ κάποιου από τα δύο μοντέλα.

Πίνακας 8.14

AR(1) AND CONSTANT MEAN				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 17	β_{Mf}	38,495770	42,420920	
	β_{sqf}	28,667860	21,647490	14,040740
Portfolio 18	β_{Mf}	59,254680	49,623180	19,263000
	β_{sqf}	36,025170	33,991110	4,068120
Portfolio 19	β_{Mf}	60,940700	43,600920	34,679560
	β_{sqf}	34,587100	37,723410	

Πίνακας 8.15

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{SMt}	3	0	2	0,00%	100,00%
β_{sq1}	3	0	2	0,00%	100,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.15 μπορούμε να διακρίνουμε την απόλυτη μη σταθερότητα των συντελεστών βήτα με τους οποίους μας εφοδιάζουν και τα δύο μοντέλα. Από τον πίνακα αυτόν δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα αναφορικά με την ισχύ κάποιου από τα δύο μοντέλα.

➤ 2 χαρτοφυλάκια των 20 μετοχών

Πίνακας 8.16

RANDOM WALK				
		$\log L^U$	$\log L^R$	LR
Portfolio 20	β_{SMt}	44,905920	38,179050	13,453740
	β_{sq1}	23,026890	28,916140	
Portfolio 21	β_{SMt}	62,276010	62,344610	
	β_{sq1}	41,430960	40,586370	1,689180

Πίνακας 8.17

RANDOM WALK					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{SMt}	2	0	1	0,00%	100,00%
β_{sq1}	2	1	0	100,00%	0,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.17 μπορούμε να διακρίνουμε την σταθερότητα των συντελεστών βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, σε αντίθεση με τη διαχρονική μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Πίνακας 8.18

AR(1) AND CONSTANT MEAN				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 20	β_{SMt}	45,245870	43,031460	4,428820
	β_{sqt}	23,580790	18,936600	9,288380
Portfolio 21	β_{SMt}	56,558230	43,179610	26,757240
	β_{sqt}	36,953720	39,980720	

Πίνακας 8.19

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	Ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{SMt}	2	0	2	0,00%	100,00%
β_{sqt}	2	0	1	0,00%	100,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.19 μπορούμε να διακρίνουμε ότι, για τους ελέγχους οι οποίοι μπορούν να πραγματοποιηθούν σε κάθε περίπτωση, οι συντελεστές βήτα που προκύπτουν από τα δύο μοντέλα μεταβάλλονται διαχρονικά. Από τον πίνακα αυτόν δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα αναφορικά με την ισχύ κάποιου από τα δύο μοντέλα.

➤ 2 χαρτοφυλάκια των 25 μετοχών

Πίνακας 8.20

RANDOM WALK				
		$\log L^U$	$\text{Log} L^R$	LR
Portfolio 22	β_{SMt}	54,305890	46,271600	16,068580
	β_{sqt}	30,270740	27,427690	5,686100
Portfolio 23	β_{SMt}	69,163800	69,618460	
	β_{sqt}	42,474450	42,216360	0,516180

Πίνακας 8.21

RANDOM WALK					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	2	0	1	0,00%	100,00%
β_{sqt}	2	1	1	50,00%	50,00%

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.21 μπορούμε να διακρίνουμε την μικτή εικόνα που παρουσιάζουν οι συντελεστές βήτα ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , σε αντίθεση με τη διαχρονική μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Πίνακας 8.22

AR(1) AND CONSTANT MEAN				
		$\log L^U$	$\log L^R$	LR
Portfolio 22	β_{sMt}	52,772970	49,597230	6,351480
	β_{sqt}	28,097600	30,761200	
Portfolio 23	β_{sMt}	66,513520	68,882430	
	β_{sqt}	41,301130	41,582500	

Πίνακας 8.23

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	Ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{sMt}	2	0	1	0,00%	100,00%
β_{sqt}	2	0	0		

Παρατηρώντας τον πίνακα 8.23 μπορούμε να διακρίνουμε ότι, στον μοναδικό έλεγχο ο οποίος μπορεί να γίνει στην πρώτη περίπτωση, το βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη προκύπτει διαχρονικά μεταβαλλόμενο. Στη δεύτερη περίπτωση, κανένας από τους δύο ελέγχους δεν μπορεί να πραγματοποιηθεί.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματά μας αναφορικά με τους ελέγχους οι οποίοι είναι δυνατόν να διεξαχθούν σε κάθε περίπτωση, οδηγούμαστε στους δύο παρακάτω πίνακες, οι οποίοι περιλαμβάνουν συγκεντρωτικά αποτελέσματα και για τα 23 χαρτοφυλάκια μετοχών. Ο πρώτος από αυτούς τους πίνακες, μας δίνει τα αποτελέσματα για την περίπτωση που οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια στοχαστική ανέλιξη τυχαίου περιπάτου, ενώ ο δεύτερος για την περίπτωση που οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια αυτοπαλίνδρομη ανέλιξη πρώτου βαθμού.

Πίνακας 8.24

RANDOM WALK					
	Έλεγχοι	Σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{SMt}	23	4	6	40,00%	60,00%
β_{Sqt}	23	13	2	86,67%	13,33%

Παρατηρώντας τον πίνακα αυτό, διαπιστώνουμε ότι, η υπόθεση ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια στοχαστική ανέλιξη τυχαίου περιπάτου απορρίπτεται στο 86,67% των περιπτώσεων που αφορούν στο συντελεστή βήτα ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Αντίθετα, στην περίπτωση όπου ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, το 60% των περιπτώσεων μας οδηγεί σε διαχρονικά μη σταθερούς συντελεστές.

Πίνακας 8.25

AR(1) AND CONSTANT MEAN					
	Έλεγχοι	σταθερά βήτα	μη σταθερά βήτα	Ποσοστό σταθερών	ποσοστό μη σταθερών
β_{SMt}	23	3	12	20,00%	80,00%
β_{Sqt}	23	4	8	33,33%	66,67%

Παρατηρώντας τον πίνακα αυτό, διαπιστώνουμε ότι, η υπόθεση ότι οι συντελεστές βήτα ακολουθούν μια αυτοπαλίνδρομη ανέλιξη πρώτου βαθμού, γίνεται σε μεγάλο ποσοστό αποδεκτή και για τις δύο μεθόδους. Στην περίπτωση που ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , οι μη σταθεροί συντελεστές βήτα

ανέρχονται σε ποσοστό 66,67%. Αντίθετα, στην περίπτωση όπου ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, το 80% των περιπτώσεων μας οδηγεί σε διαχρονικά μη σταθερούς συντελεστές

8.5 Στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων

Έχοντας εκ των προτέρων ξεχωρίσει τα χαρτοφυλάκια εκείνα των μετοχών, τα οποία παρουσιάζουν σταθερούς συντελεστές βήτα, είμαστε σε θέση να προχωρήσουμε στον τελικό σκοπό της εργασίας μας, ο οποίος είναι ο έλεγχος της στατιστικά σημαντικής διαφοράς μεταξύ των δύο εκτιμητών. Ο έλεγχος αυτός θα γίνει μόνο για εκείνα τα χαρτοφυλάκια μετοχών, για τα οποία μπορούσαμε να ελέγξουμε τη σταθερότητα ή μη και των δύο συντελεστών βήτα.

Για την περίπτωση κατά την οποία υποθέσαμε ότι οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ακολουθούν μια στοχαστική ανέλιξη τυχαίου περιπάτου, είχαμε μόνο 7 από τους 23 ελέγχους, με επαρκή στοιχεία για την εξέταση της στατιστικά σημαντικής διαφοράς των συντελεστών αυτών. Από αυτές τις επτά περιπτώσεις, οι τέσσερις μας οδήγησαν σε ξεκάθαρη ύπαρξη στατιστικά σημαντικής διαφοράς, ενώ οι υπόλοιπες τρεις απαίτησαν περαιτέρω έλεγχο. Τα τελικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 8.26

RANDOM WALK		
ζεύγη	διαφορετικά	
7	7	
	σταθερά βήτα	σταθερά βήτα
β_{SMI}	1	1
β_{SP}	3	2

Σε ανάλογα αποτελέσματα οδηγηθήκαμε και για την περίπτωση εκείνη όπου υποθέσαμε ότι οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων ακολουθούν μια αυτοπαλίνδρομη στοχαστική ανέλιξη πρώτης τάξης. Στην περίπτωση αυτή, 9 από τους 23 ελέγχους, είχαν επαρκή στοιχεία για την εξέταση της στατιστικά σημαντικής διαφοράς των συντελεστών αυτών. Από αυτές τις εννέα περιπτώσεις, οι πέντε μας οδήγησαν σε ξεκάθαρη ύπαρξη στατιστικά σημαντικής διαφοράς, ενώ οι υπόλοιπες τέσσερις απαίτησαν περαιτέρω έλεγχο. Τα τελικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 8.27

RANDOM WALK		
ζεύγη	διαφορετικά	
9	9	
	σταθερά βήτα	σταθερά βήτα
β_{M1}	1	2
β_{M1}	4	2

Το τελικό συμπέρασμα που προκύπτει από τους δύο παραπάνω πίνακες, παρουσιάζεται σχηματικά στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 8.28

ζεύγη	διαφορετικά	
16	16	
	σταθερά βήτα	ποσοστό σταθερών
β_{M1}	5	31,25%
β_{M1}	11	68,75%

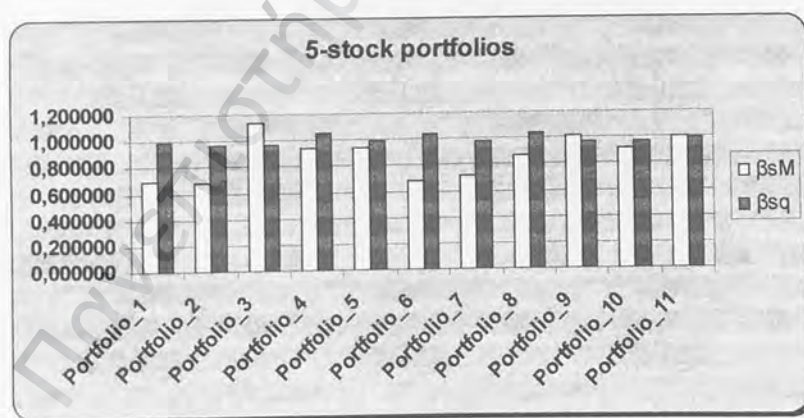
Παρατηρώντας τον πιο πάνω πίνακα, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι, για όλες τις περιπτώσεις οι οποίες ήταν δυνατόν να ελεγχθούν, παρατηρήθηκε στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο διαφορετικών συντελεστών βήτα. Παρόλα αυτά, δεν μπορεί να αναδειχθεί ξεκάθαρα η

υπεροχή κάποιου από τα δύο μοντέλα εκτίμησης των συντελεστών βήτα των μετοχών. Ο υπολογισμός των συντελεστών βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη αποδεικνύεται προτιμότερος αυτού ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q σε ποσοστό 31,25%, ενώ το αντίστοιχο ποσοστό για την υπεροχή της δεύτερης μεθόδου υπολογισμού έναντι της πρώτης ανέρχεται στο 68,75%.

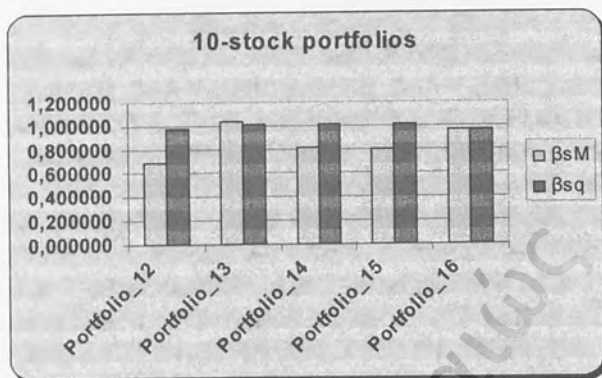
8.6 Οι δύο διαφορετικές εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων

Ποιες είναι τελικά οι δύο διαφορετικές εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων και πόσο διαφορετικές είναι μεταξύ τους στην πραγματικότητα; Μέσα από τα επόμενα σχήματα θα έχουμε τη δυνατότητα να απαντήσουμε στα ερωτήματα αυτά.

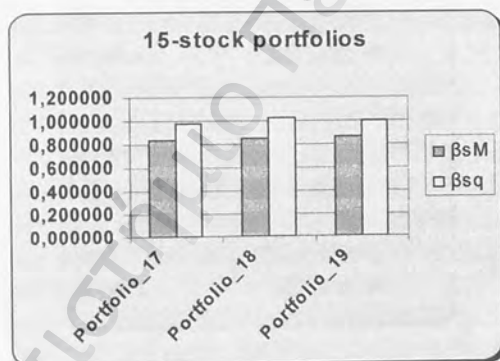
Σχήμα 8.6



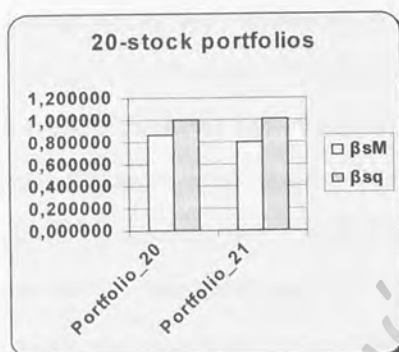
Σχήμα 8.7



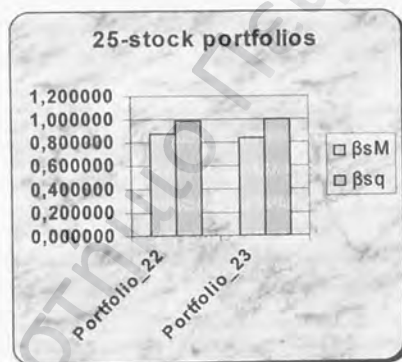
Σχήμα 8.8



Σχήμα 8.9



Σχήμα 8.10



Παρατηρώντας τα πέντε προηγούμενα σχήματα, μπορούμε να διαπιστώσουμε ένα εμφανές μοτίβο, το οποίο επαναλαμβάνεται αλλού με μικρότερη και αλλού με μεγαλύτερη ένταση. Πιο συγκεκριμένα παρατηρούμε ότι, στην πλειονότητα των υπό εξέταση χαρτοφυλακίων, ο συντελεστής βήτα υπολογισμένος ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q , οδηγεί σε λιγότερο έντονα αποτελέσματα από το συντελεστή βήτα υπολογισμένο ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Έτσι, για χαρτοφυλάκια τα οποία έχουν συντελεστή βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη μικρότερο της μονάδας (αμυντικά χαρτοφυλάκια), παρατηρούμε ότι ο νέος συντελεστής βήτα παρουσιάζεται μεγαλύτερος από τον παλιό (λιγότερο ακραίος), ξεπερνώντας σε ορισμένες περιπτώσεις τη μονάδα προς τα επάνω και μετατρέποντας τα χαρτοφυλάκια από αμυντικά σε επιθετικά. Αλλά και για χαρτοφυλάκια τα οποία έχουν συντελεστή βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη μεγαλύτερο της μονάδας (επιθετικά χαρτοφυλάκια), παρατηρούμε ότι ο νέος συντελεστής βήτα παρουσιάζεται μικρότερος από τον παλιό (λιγότερο ακραίος), ξεπερνώντας σε ορισμένες περιπτώσεις τη μονάδα προς τα κάτω και μετατρέποντας τα χαρτοφυλάκια από επιθετικά σε αμυντικά. Ο παρακάτω πίνακας μας δίνει τις συγκεκριμένες τιμές των συντελεστών βήτα για κάθε ένα από τα 23 χαρτοφυλάκια μετοχών.

Πίνακας 8.29

	β_{SM}	β_{M}
Portfolio 1	0,690145	0,993567
Portfolio 2	0,678582	0,962017
Portfolio 3	1,136044	0,970147
Portfolio 4	0,942012	1,050299
Portfolio 5	0,935493	0,991456
Portfolio 6	0,685580	1,038801
Portfolio 7	0,719424	0,979821
Portfolio 8	0,871313	1,033498
Portfolio 9	1,013305	0,970898
Portfolio 10	0,917791	0,962407
Portfolio 11	1,003807	0,995118
Portfolio 12	0,684363	0,977792
Portfolio 13	1,039028	1,010223
Portfolio 14	0,810537	1,015129
Portfolio 15	0,795369	1,006659
Portfolio 16	0,965548	0,966652
Portfolio 17	0,834923	0,975243
Portfolio 18	0,854362	1,026852
Portfolio 19	0,868014	0,994739
Portfolio 20	0,861696	0,994007
Portfolio 21	0,802953	1,010894
Portfolio 22	0,876455	0,993497
Portfolio 23	0,841483	0,997085

Παρατηρούμε ότι, και για τα 19 από τα 23 χαρτοφυλάκια, τα οποία παρουσιάζουν συντελεστή βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη μικρότερο της μονάδας, ο συντελεστής βήτα τους υπολογισμένοι ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q είναι πιο κοντά στη μονάδα, δηλαδή μεγαλύτερος. Στις 8 μάλιστα περιπτώσεις, ο νέος συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος της μονάδας, μετατρέποντας τα χαρτοφυλάκια αυτά από αμυντικά σε επιθετικά, ενώ σε άλλες 6 η διαφορά από τη μονάδα εντοπίζεται μόλις στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο.

Για τα υπόλοιπα 4 χαρτοφυλάκια, των οποίων ο συντελεστής βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη είναι μεγαλύτερος της μονάδας, ο νέος συντελεστής βήτα υπολογισμένος ως προς το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q είναι πιο κοντά στη μονάδα, δηλαδή μικρότερος, ξεπερνώντας τη μάλιστα προς τα κάτω στις τρεις από τις τέσσερις περιπτώσεις και μετατρέποντας τα συγκεκριμένα χαρτοφυλάκια από επιθετικά σε αμυντικά.

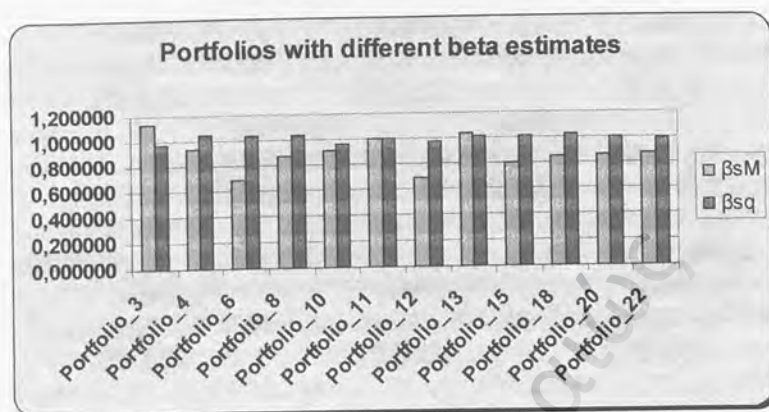
Τα αποτελέσματα αυτά παρουσιάζονται συνοπτικά στον πίνακα που ακολουθεί.

Πίνακας 8.30

Χαρτοφυλάκια με $\beta_{SM} < 1$	19
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{sq} > \beta_{SM}$	19
Ποσοστό	100%
Από αυτά $\beta_{sq} > 1$	8
Ποσοστό	42%
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{SM} > 1$	4
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{sq} < \beta_{SM}$	4
Ποσοστό	100%
Από αυτά $\beta_{sq} < 1$	3
Ποσοστό	75%

Είναι ενδιαφέρον να παρατηρήσουμε τη συμπεριφορά των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα των μετοχών για εκείνα τα χαρτοφυλάκια για τα οποία έχουμε ελέγξει επιτυχώς τη στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο εκτιμήσεων. Τα χαρτοφυλάκια αυτά καθώς και οι δύο διαφορετικοί συντελεστές βήτα τους παρουσιάζονται στο επόμενο σχήμα.

Σχήμα 8.11



Στο σύνολο των χαρτοφυλακίων αυτών ανήκουν 7 από τα 11 χαρτοφυλάκια για τα οποία παρατηρήσαμε μετατροπή τους από αμυντικά σε επιθετικά και αντίστροφα, ανάλογα με το χαρτοφυλάκιο ως προς το οποίο εκτιμούμε το συντελεστή βήτα τους.

Οι δύο επόμενοι πίνακες μας δίνουν τις συγκεκριμένες τιμές των συντελεστών βήτα για κάθε ένα από τα 12 αυτά χαρτοφυλάκια μετοχών καθώς επίσης και τα ποσοστά μετατροπής τους από επιθετικά σε αμυντικά και αντίστροφα.

Πίνακας 8.31

	β_{sM}	β_{sq}
Portfolio 3	1,136044	0,970147
Portfolio 4	0,942012	1,050299
Portfolio 6	0,685580	1,038801
Portfolio 8	0,871313	1,033498
Portfolio 10	0,917791	0,962407
Portfolio 11	1,003807	0,995118
Portfolio 12	0,684363	0,977792
Portfolio 13	1,039028	1,010223
Portfolio 15	0,795369	1,006659
Portfolio 18	0,854362	1,026852
Portfolio 20	0,861696	0,994007
Portfolio 22	0,876455	0,993497

Πίνακας 8.32

Χαρτοφυλάκια με $\beta_{SM} < 1$	9
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{sq} > \beta_{SM}$	9
Ποσοστό	100%
Από αυτά $\beta_{sq} > 1$	5
Ποσοστό	56%
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{SM} > 1$	3
Χαρτοφυλάκια με $\beta_{sq} < \beta_{SM}$	3
Ποσοστό	100%
Από αυτά $\beta_{sq} < 1$	2
Ποσοστό	67%

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΝΑΤΟ

ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

9.1 Εισαγωγή

Στο προηγούμενο κεφάλαιο, παρουσιάσαμε τα αποτελέσματα της επεξεργασίας των δεδομένων μας, χρησιμοποιώντας ως χαρτοφυλάκιο αναφοράς των επενδυτών το δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Σε ανάλογα αποτελέσματα οδηγήθηκαμε και κατά την αντικατάσταση του χρηματιστηριακού δείκτη από ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, με ισόποση επένδυση σε κάθε μία από τις 55 μετοχές του δείγματος. Τα αποτελέσματα αυτά δεν παρουσιάζονται στην εργασία αυτή, προκειμένου να εξοικονομηθεί χώρος. Βρίσκονται σε ένα ξεχωριστό παράρτημα, το οποίο μπορεί να προμηθευτεί από τη γράφουσα.

Στο τελευταίο αυτό κεφάλαιο της εργασίας, θα κάνουμε μια σύντομη επισκόπηση των συμπερασμάτων στα οποία καταλήξαμε μέσω της επεξεργασίας των δεδομένων μας, θα αναφερθούμε στα προβλήματα τα οποία αντιμετωπίσαμε και τέλος θα κάνουμε ορισμένες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα επάνω σε αυτό το θέμα.

9.2 Γενικά συμπεράσματα

Κατά τη σύγκριση μεταξύ των δύο εκτιμήσεων των συντελεστών βήτα, καταλήξαμε σε ορισμένα ενδιαφέροντα και πολύ χρήσιμα συμπεράσματα, τα οποία αναμένουμε ότι θα οδηγήσουν σε σημαντικές αλλαγές στο πλαίσιο της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου.

Ένα πρώτο και πολύ σημαντικό συμπέρασμα είναι το γεγονός ότι ο συντελεστής βήτα ενός χαρτοφυλακίου, όταν αυτός υπολογισθεί ως προς ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο αναφοράς (το χρηματιστηριακό δείκτη στην προκειμένη περίπτωση), προκύπτει διαχρονικά λιγότερο σταθερός από το συντελεστή βήτα του ίδιου χαρτοφυλακίου, όταν αυτός υπολογισθεί ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο αναφοράς, το οποίο έχει την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το πρώτο χαρτοφυλάκιο.

Η διαχρονική σταθερότητα οφείλεται, όπως είπαμε, στον τρόπο υπολογισμού αυτού του συντελεστή βήτα. Το χαρτοφυλάκιο ως προς το οποίο υπολογίζεται ο συντελεστής αυτός μεταβάλλεται καθημερινά, μια και μεταβάλλονται τα ποσοστά επένδυσης σε κάθε μία από τις μετοχές που το αποτελούν. Με τον τρόπο αυτό, το σύνολο της μεταβλητότητας «συγκεντρώνεται» στο χαρτοφυλάκιο αναφοράς, επιτρέποντας στο συντελεστή βήτα να παρουσιάζεται διαχρονικά σταθερότερος από τον αντίστοιχο συντελεστή όταν αυτός υπολογίζεται ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Η διαχρονική σταθερότητα του νέου συντελεστή βήτα, αναμένεται να έχει τις ακόλουθες συνέπειες.

Αφ' ενός, θα οδηγήσει σε εγκυρότερες εκτιμήσεις του μελλοντικού συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Για παράδειγμα, οι επενδυτές οι οποίοι θα προσπαθούν να εκτιμήσουν το συστηματικό

κίνδυνο μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη πενταετία, με στοιχεία της αμέσως προηγούμενης πενταετίας, θα οδηγούνται σε εγκυρότερα αποτελέσματα αν ο συντελεστής αυτός υπολογίζεται ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, απ' ότι αν ο υπολογισμός αυτός γίνει ως προς το μη αποδοτικό χρηματιστηριακό δείκτη. Έχοντας εγκυρότερες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, θα έχουν και εγκυρότερες εκτιμήσεις του συνολικού κινδύνου τον οποίο αναλαμβάνουν μέσω μιας συγκεκριμένης επενδυτικής στρατηγικής, με αποτέλεσμα να μπορούν να τον αντιμετωπίσουν καλύτερα.

Αφ' ετέρου, η χρήση του νέου συντελεστή βήτα στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων –προκειμένου να μπορέσει να γίνει πρόβλεψη της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών– αναμένεται να οδηγήσει σε εγκυρότερα αποτελέσματα απ' ότι εάν χρησιμοποιούνταν ο συντελεστής βήτα ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη.

Στο σημείο αυτό αξίζει να ανοίξουμε μια μικρή παρένθεση. Παρατηρούμε ότι, σε όλα τα παραπάνω, αποφεύγεται η χρήση του όρου «χαρτοφυλάκιο της αγοράς». Αντίθετα, χρησιμοποιείται περισσότερο ο όρος «χαρτοφυλάκιο αναφοράς των επενδυτών» ή ακόμα «χρηματιστηριακός δείκτης». Η αποφυγή αυτή είναι εκούσια και γίνεται διότι, όπως έχουμε αναφέρει στο πέμπτο κεφάλαιο της παρούσας εργασίας –στην κριτική του *Roll*, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ένα χαρτοφυλάκιο, το οποίο αποτελείται από όλα τα αξιόγραφα, τα οποία υπάρχουν στην κατοχή όλων των επενδυτών. Επειδή ακριβώς η ανίχνευση και η αποτίμηση του χαρτοφυλακίου αυτού είναι αδύνατον να γίνει, δεν έχει νόημα να αναφερόμαστε στο «χαρτοφυλάκιο της αγοράς».

Το σημαντικότερο όμως συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε, αφορά στη σύγκριση μεταξύ των δύο διαφορετικών συντελεστών βήτα. Όπως αναφέραμε και στο προηγούμενο κεφάλαιο, εάν βασίσουμε τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα ενός χαρτοφυλακίου, σε ένα αποδοτικό

χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, τα αποτελέσματα στα οποία θα οδηγηθούμε θα είναι λιγότερο ακραία, από αυτά στα οποία θα καταλήγαμε εάν κάναμε χρήση του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πιο συγκεκριμένα, για τα χαρτοφυλάκια εκείνα των οποίων οι συντελεστές βήτα υπολογίζονται μικρότεροι της μονάδας ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, παρατηρούμε ότι οι νέοι συντελεστές βήτα υπολογίζονται πιο κοντά στη μονάδα, κάνοντας τα χαρτοφυλάκια αυτά λιγότερο αμυντικά. Σε ορισμένες μάλιστα περιπτώσεις, παρατηρήσαμε τη μετάβαση των χαρτοφυλακίων από την ομάδα των αμυντικών σε αυτή των επιθετικών.

Αλλά και για τα χαρτοφυλάκια εκείνα των οποίων οι συντελεστές βήτα υπολογίζονται μεγαλύτεροι της μονάδας ως προς το χρηματιστηριακό δείκτη, παρατηρούμε ότι οι νέοι συντελεστές βήτα υπολογίζονται πιο κοντά στη μονάδα, κάνοντας τα χαρτοφυλάκια αυτά λιγότερα επιθετικά. Σε ορισμένες μάλιστα περιπτώσεις, παρατηρήσαμε τη μετάβαση των χαρτοφυλακίων από την ομάδα των επιθετικών σε αυτή των αμυντικών.

Τα αποτελέσματα αυτά μπορεί να θεωρηθεί ότι αποτελούν μια ακόμα ένδειξη της παρατήρησης του *Blume* για συντελεστές βήτα οι οποίοι παλινδρομούν γύρω από τη μονάδα. Υπενθυμίζουμε ότι ο *Blume* είχε παρατηρήσει ότι, εάν ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών έχει έναν συγκεκριμένο συντελεστή βήτα για κάποια χρονική περίοδο τότε, το βήτα του για την επόμενη ισομήκη χρονική περίοδο θα βρίσκεται πιο κοντά στη μονάδα.

Και αυτό το χαρακτηριστικό του νέου συντελεστή βήτα των μετοχών, αναμένεται να βοηθήσει στην εγκυρότερη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των εταιρειών. Επιπλέον, σημαντική θα είναι και η προσφορά του στην εγκυρότερη εκτίμηση του κόστους κεφαλαίου των εταιρειών από τους διοικητές τους. Με τον τρόπο αυτό, οι διοικητές των εταιρειών θα μπορέσουν να πετύχουν καλύτερες συνθήκες χρηματοδότησης για την εταιρεία τους, κάτι που θα ανοίξει για αυτές νέους

δρόμους προς την οικονομική ανάπτυξη. Αυτή η δυνατότητα για μεγαλύτερη οικονομική ανάπτυξη αναμένεται να επιτευχθεί μέσω της ανάληψης και υλοποίησης περισσότερων κερδοφόρων επενδυτικών προγραμμάτων, τα οποία μπορεί να φάνταζαν απαγορευτικά κάτω από το πρίσμα του παλαιού συντελεστή βήτα.

9.3 Περιορισμοί και προβλήματα

Όπως συμβαίνει σε κάθε προσπάθεια ελέγχου της αλήθειας ορισμένων θεωρητικών μοντέλων με τη χρήση πραγματικών δεδομένων, έτσι και στην παρούσα εργασία αντιμετωπίσαμε ορισμένους περιορισμούς και ορισμένα προβλήματα.

Οι περιορισμοί τους οποίους αντιμετωπίσαμε, αφορούν στα δεδομένα τα οποία είχαμε στη διάθεσή μας για τη διενέργεια του εμπειρικού ελέγχου. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη συλλογή και την επεξεργασία των δεδομένων μας αντιμετωπίσαμε τους ακόλουθους περιορισμούς.

- **Μη επαρκή δεδομένα για τον υπολογισμό των συντελεστών βήτα των μετοχών**

Όπως γνωρίζουμε, ο χρηματιστηριακός δείκτης αποτελείται από ένα σύνολο 60 μετοχών, εταιρειών μεγάλης και μεσαίας κεφαλαιοποίησης. Ορισμένες από τις μετοχές αυτές έχουν στοιχεία για περισσότερα από δέκα χρόνια. Υπάρχουν όμως και κάποιες άλλες, οι οποίες έχουν πρόσφατα εισαχθεί στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και για τις οποίες τα διαθέσιμα στοιχεία είναι ελάχιστα. Δεδομένου ότι για τη βέλτιστη εκτίμηση του συντελεστή βήτα μιας μετοχής χρειαζόμαστε μηνιαίες αποδόσεις μιας πενταετίας, γίνεται σαφές το ανέφικτο της προσθήκης των μετοχών αυτών στα προς επεξεργασία δεδομένα μας.

- **Περιορισμένος αριθμός μετοχών του χρηματιστηριακού δείκτη με επαρκή αριθμό στοιχείων**

Το σύνολο των μετοχών οι οποίες έχουν στοιχεία και για τα δέκα έτη της περιόδου 01/10/1990 – 01/11/2000 και παράλληλα ανήκουν στο χρηματιστηριακό δείκτη είναι πολύ μικρό. Αναγκαστήκαμε, λοιπόν, να συμπεριλάβουμε στην ανάλυσή μας και κάποιες άλλες μετοχές με επαρκή στοιχεία για την υπό εξέταση δεκαετία, τα οποία όμως δεν ανήκουν στο χρηματιστηριακό δείκτη.

Για να ξεπεράσουμε τους περιορισμούς αυτούς, επαναλάβαμε τη διαδικασία κατασκευής του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q και του υπολογισμού του συντελεστή βήτα των 23 χαρτοφυλακίων μας ως προς αυτό το χαρτοφυλάκιο, αντικαθιστώντας το χρηματιστηριακό δείκτη με ένα χαρτοφυλάκιο με ισόποση επένδυση σε κάθε μία από τις 55 μετοχές του δείγματός μας. Όπως αναφέραμε, τα αποτελέσματα που πήραμε και από αυτή την ανάλυση, μας οδηγούν στην υποστήριξη των ίδιων συμπερασμάτων στα οποία καταλήξαμε αρχικά. Παρόλα αυτά, δεν πρέπει να ξεχνάμε ότι, στην περίπτωση αυτή, το νέο χαρτοφυλάκιο αναφοράς δεν είναι το πραγματικό χαρτοφυλάκιο αναφοράς των επενδύτων.

- **Περιορισμός στο πλήθος των υπό εξέταση μετοχών**

Ένας άλλος περιορισμός, αφορά στο σύνολο των μετοχών τις οποίες μπορούσαμε να χρησιμοποιήσουμε στην ανάλυσή μας. Με μηνιαία στοιχεία για μια πενταετία, δηλαδή με 60 παρατηρήσεις για την κάθε μετοχή, το μέγιστο πλήθος μετοχών τις οποίες μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε για την κατασκευή του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q δεν πρέπει να υπερβαίνει τις 60. Αυτό συμβαίνει διότι, κατά τη διαδικασία κατασκευής του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q , χρειαζόμαστε τον πίνακα των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Ο πίνακας αυτός, τον οποίο έχουμε συμβολίσει με V , πρέπει να μην είναι μοναδιαίος. Ένας περιορισμός για να μη συμβαίνει κάτι τέτοιο είναι το πλήθος των παρατηρήσεων (60

παρατηρήσεις για την κάθε μετοχή) να μην υπερβαίνει το πλήθος των μεταβλητών (το πολύ 60 μετοχές).

• Υπολογιστικά προβλήματα κατά τη διαδικασία βελτιστοποίησης

Τέλος, ένα πρόβλημα το οποίο συναντήσαμε κατά την επεξεργασία των δεδομένων μας, αφορά σε μια υπολογιστική δυσκολία κατά τον έλεγχο της διαχρονικής σταθερότητας των δύο συντελεστών βήτα. Το πρόβλημα αυτό, στο οποίο αναφερθήκαμε στο έβδομο κεφάλαιο, έγκειται σε λανθασμένη αναγνώριση από τον υπολογιστή ενός τοπικού ακρότατου ως ολικό ακρότατο κατά τη διαδικασία βελτιστοποίησης. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα να περιοριστεί το πλήθος των χαρτοφυλακίων στα οποία μπορέσαμε τελικά να πραγματοποιήσουμε έλεγχο μεταξύ των δύο συντελεστών βήτα. Παρόλο όμως το μικρό πλήθος των χαρτοφυλακίων, τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε δεν χάνουν τη σημασία τους.

9.4 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Θα είχε ενδιαφέρον να εξετάσουμε, εάν πράγματι οι νέοι συντελεστές βήτα των μετοχών, έτσι όπως αυτοί υπολογίζονται ως προς ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, μας δίνουν πράγματι καλύτερες προβλέψεις αναφορικά με την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών. Με άλλα λόγια, θα ήταν σκόπιμο να συγκριθούν, σε κάποια μελλοντική εργασία, οι προβλέψεις με τις οποίες μας εφοδιάζουν, αφ' ενός το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και αφ' ετέρου η νέα, τρισδιάστατη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου των μετοχών.

Μια άλλη χρήσιμη προοπτική, παραμένοντας στα πλαίσια των όσων έχουν εξετασθεί στην παρούσα εργασία, θα ήταν η χρήση εβδομαδιαίων, ή ακόμα και ημερήσιων δεδομένων για μια

πενταετία, με σκοπό τη χρησιμοποίηση μεγαλύτερου πλήθους μετοχών για την κατασκευή του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q .

Επιπλέον, θα είχε ενδιαφέρον η επανάληψη της μεθοδολογίας σε κάποιο Χρηματιστήριο στο οποίο επιτρέπεται το short selling αξιογράφων. Κατά την διαδικασία υπολογισμού του χαρτοφυλακίου q κάναμε την υπόθεση αυτή, αν και ακόμα δεν έχει επιτραπεί στο ελληνικό Χρηματιστήριο. Αυτή η σιωπηρή υπόθεση επηρεάζει κατά κάποιον τρόπο τα αποτελέσματά μας. Η όλη διαδικασία θα μπορούσε να επαναληφθεί για το συγκεκριμένο Χρηματιστήριο την επόμενη πενταετία, όπου αναμένεται ότι θα έχει επιτραπεί το short selling αξιογράφων και τα στοιχεία τα οποία θα έχουμε στη διάθεσή μας θα είναι επαρκή για τη διεξαγωγή ενός τέτοιου ελέγχου.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Στο παράρτημα αυτό, παρατίθενται πίνακες με τα χαρτοφυλάκια των μετοχών επάνω στα οποία βασίστηκαν οι έλεγχοι που διενεργήσαμε, καθώς επίσης και πίνακες με τα σημαντικότερα από τα αποτελέσματα στα οποία οδηγηθήκαμε μέσω της επεξεργασίας των δεδομένων μας.

Σύνθεση των 23 χαρτοφυλακίων (Πίνακες ΠΙΑ1 – ΠΙΑ9)

PORTFOLIO 1	PORTFOLIO 2	PORTFOLIO 3
KEKROPS	ZAMPA	ATHENIAN CAP.HLDG.
MICROMEDIA BRITANIA	ETMA RAYON	KERANIS HOLDINGS
LANAKAM	LABROPOULOS BROS.	SATO
HIPPOTOUR	INV.DEV.B	HELLENIC INV.'B'
EFG EUROBANK ERGASIAS	FOURLIS HOLDING	ALUM.CO.GREECE

PORTFOLIO 4	PORTFOLIO 5	PORTFOLIO 6
ALPHA ALPHA HOLDINGS	PETZETAKIS	KARELIA
STABILTON	BANK OF PIRAEUS	BOUTARIS
BITROS	HERACLES	IONIAN HOTEL 'B'
ALPHA LEASING	ELAIS OLEAGINOUS	XYLEMBORIA
RADIO ATHINAI	ERGODATA	ALPHA BANK

PORTFOLIO 7	PORTFOLIO 8	PORTFOLIO 9
GEN.HELLENIC BK.	LEVEDERIS	ERGO INVESTMENT 'B'
BANK OF GREECE	TITAN CMT.	SHELMAN
PHOENIX	KLONATEX	BANK OF ATTICA
VIOTER	ESKIMO	NIBID
GEORGE MILLS	VIS-CONTAINER	NAT.INVESTMENT CO.

PORTFOLIO 10	PORTFOLIO 11
INTRACOM	METKA
ALPHA INVESTMENT 'R'	COML.BK. OF GREECE
NAT.BK.OF GREECE	ALLATINI
ALCATEL CABLES	STEEL SHEET CO.
FLOUR MLS.OF LOULIS	ETHNIKI

PORTFOLIO 12	PORTFOLIO 13	PORTFOLIO 14
KEKROPS	ATHENIAN CAP.HLDG.	PETZETAKIS
MICROMEDIA BRITANIA	KERANIS HOLDINGS	BANK OF PIRAEUS
LANAKAM	SATO	HERACLES
HIPPOTOUR	HELLENIC INV.'B'	ELAIS OLEAGINOUS
EFG EUROBANK ERGASIAS	ALUM.CO.GREECE	ERGODATA
ZAMPA	ALPHA ALPHA HOLDINGS	KARELIA
ETMA RAYON	STABILTON	BOUTARIS
LABROPOULOS BROS.	BITROS	IONIAN HOTEL 'B'
INV.DEV.B	ALPHA LEASING	XYLEMBORIA
FOURLIS HOLDING	RADIO ATHINAI	ALPHA BANK

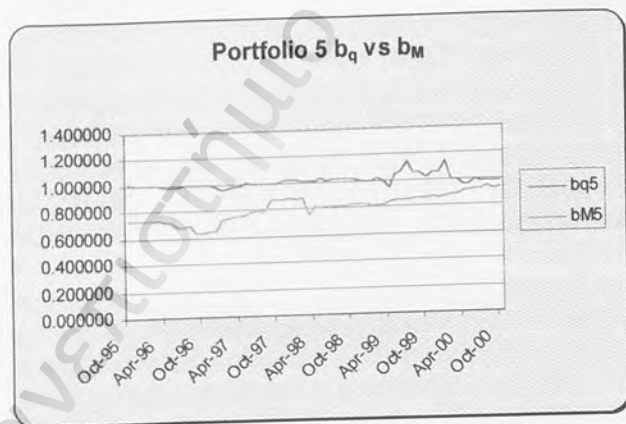
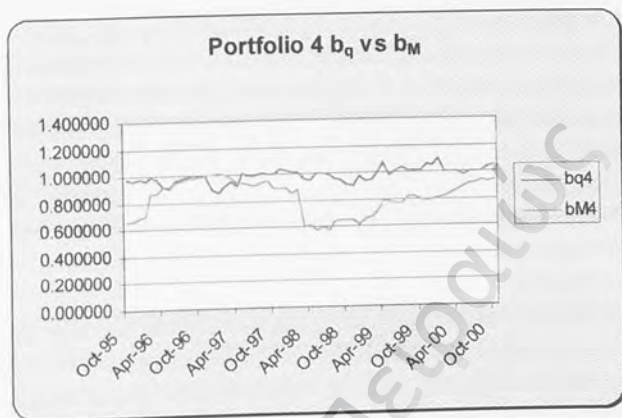
PORTFOLIO 15	PORTFOLIO 16
GEN.HELLENIC BK.	ERGO INVESTMENT 'B'
BANK OF GREECE	SHELMAN
PHOENIX	BANK OF ATTICA
VIOTER	NIBID
GEORGE MILLS	NAT.INVESTMENT CO.
LEVEDERIS	INTRACOM
TITAN CMT.	ALPHA INVESTMENT 'R'
KLONATEX	NAT.BK.OF GREECE
ESKIMO	ALCATEL CABLES
VIS-CONTAINER	FLOUR MLS.OF LOULIS

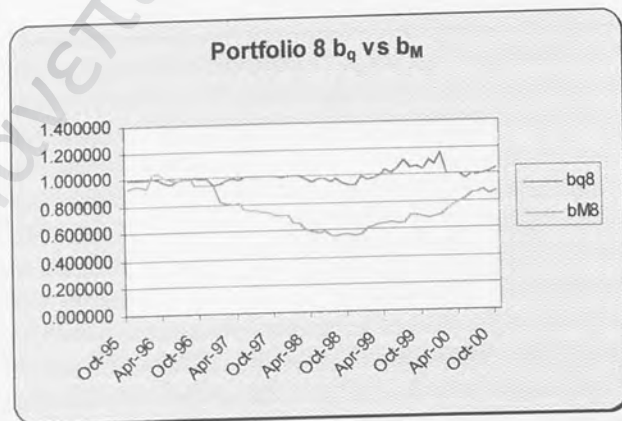
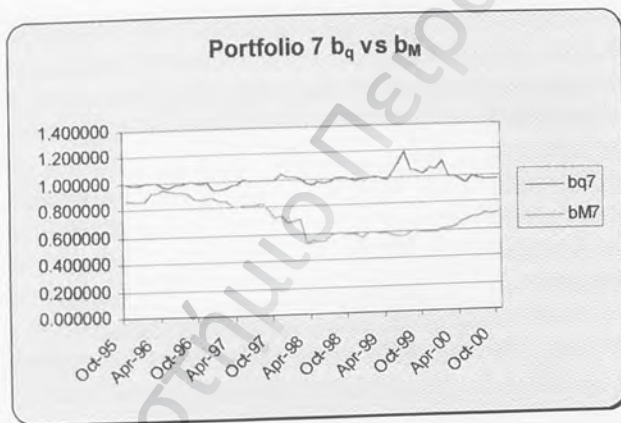
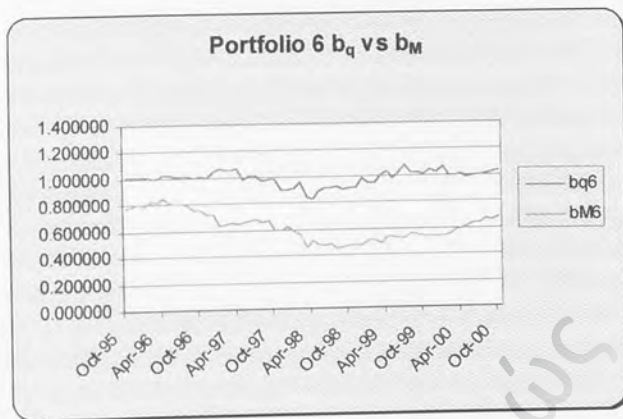
PORTFOLIO 17	PORTFOLIO 18	PORTFOLIO 19
KEKROPS	ALPHA ALPHA HOLDINGS	GEN.HELLENIC BK.
MICROMEDIA BRITANIA	STABILTON	BANK OF GREECE
LANAKAM	BITROS	PHOENIX
HIPPOTOUR	ALPHA LEASING	VIOTER
EFG EUROBANK ERGASIAS	RADIO ATHINAI	GEORGE MILLS
ZAMPA	PETZETAKIS	LEVEDERIS
ETMA RAYON	BANK OF PIRAEUS	TITAN CMT.
LABROPOULOS BROS.	HERACLES	KLONATEX
INV.DEV.B	ELAIS OLEAGINOUS	ESKIMO
FOURLIS HOLDING	ERGODATA	VIS-CONTAINER
ATHENIAN CAP.HLDG.	KARELIA	ERGO INVESTMENT 'B'
KERANIS HOLDINGS	BOUTARIS	SHELMAN
SATO	IONIAN HOTEL 'B'	BANK OF ATTICA
HELLENIC INV.'B'	XYLEMBORIA	NIBID
ALUM.CO.GREECE	ALPHA BANK	NAT.INVESTMENT CO.

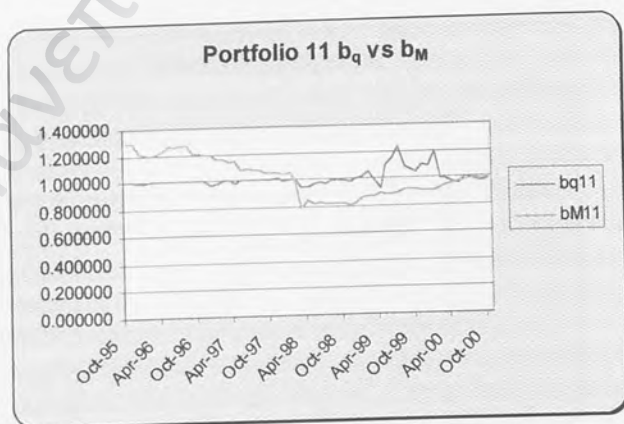
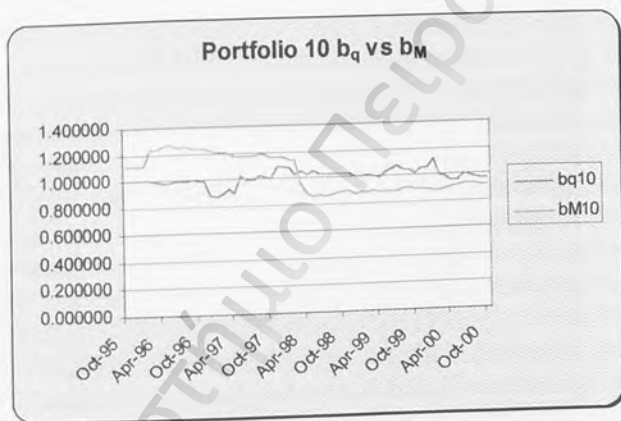
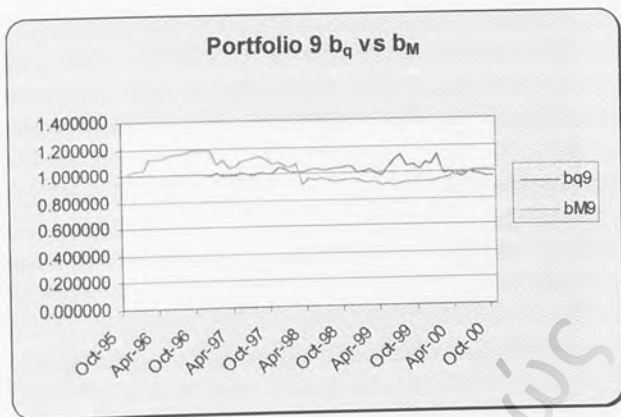
PORTFOLIO 20	PORTFOLIO 21
KEKROPS	PETZETAKIS
MICROMEDIA BRITANIA	BANK OF PIRAEUS
LANAKAM	HERACLES
HIPPOTOUR	ELAIS OLEAGINOUS
EFG EUROBANK ERGASIAS	ERGODATA
ZAMPA	KARELIA
ETMA RAYON	BOUTARIS
LABROPOULOS BROS.	IONIAN HOTEL 'B'
INV.DEV.B	XYLEMBORIA
FOURLIS HOLDING	ALPHA BANK
ATHENIAN CAP.HLDG.	GEN.HELLENIC BK.
KERANIS HOLDINGS	BANK OF GREECE
SATO	PHOENIX
HELLENIC INV.'B'	VIOTER
ALUM.CO.GREECE	GEORGE MILLS
ALPHA ALPHA HOLDINGS	LEVEDERIS
STABILTON	TITAN CMT.
BITROS	KLONATEX
ALPHA LEASING	ESKIMO
RADIO ATHINAI	VIS-CONTAINER

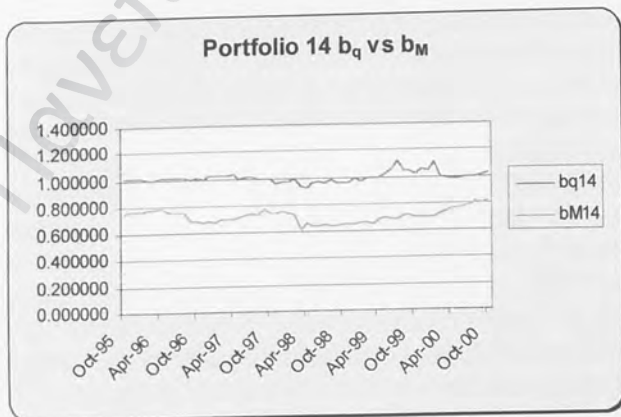
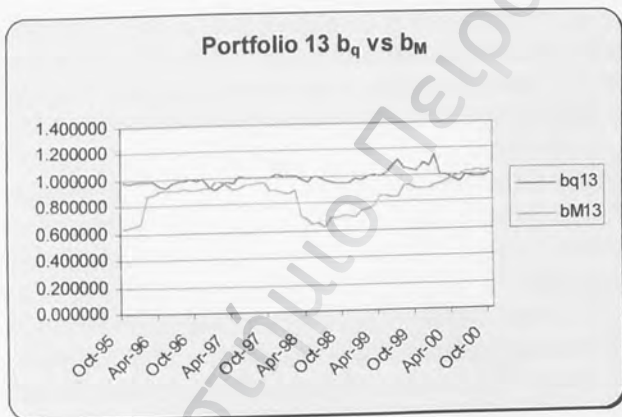
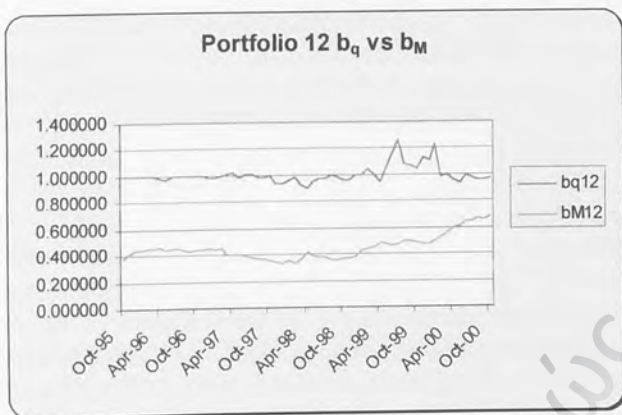
PORTFOLIO 22	PORTFOLIO 23
KEKROPS	KARELIA
MICROMEDIA BRITANIA	BOUTARIS
LANAKAM	IONIAN HOTEL 'B'
HIPPOTOUR	XYLEMBORIA
EFG EUROBANK ERGASIAS	ALPHA BANK
ZAMPA	GEN.HELLENIC BK.
ETMA RAYON	BANK OF GREECE
LABROPOULOS BROS.	PHOENIX
INV.DEV.B	VIOTER
FOURLIS HOLDING	GEORGE MILLS
ATHENIAN CAP.HLDG.	LEVEDERIS
KERANIS HOLDINGS	TITAN CMT.
SATO	KLONATEX
HELLENIC INV.'B'	ESKIMO
ALUM.CO.GREECE	VIS-CONTAINER
ALPHA ALPHA HOLDINGS	ERGO INVESTMENT 'B'
STABILTON	SHELMAN
BITROS	BANK OF ATTICA
ALPHA LEASING	NIBID
RADIO ATHINAI	NAT.INVESTMENT CO.
PETZETAKIS	INTRACOM
BANK OF PIRAEUS	ALPHA INVESTMENT 'R'
HERACLES	NAT.BK.OF GREECE
ELAIS OLEAGINOUS	ALCATEL CABLES
ERGODATA	FLOUR MLS.OF LOULIS

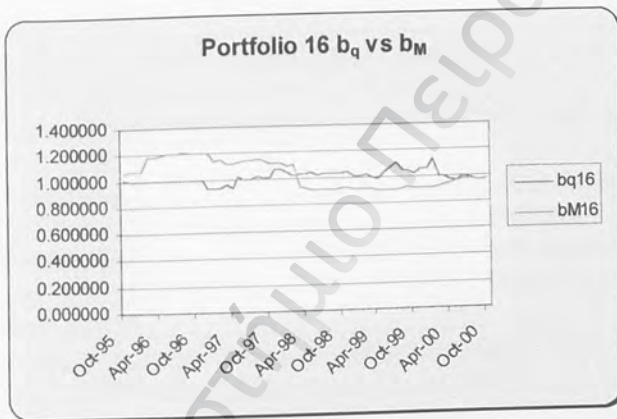
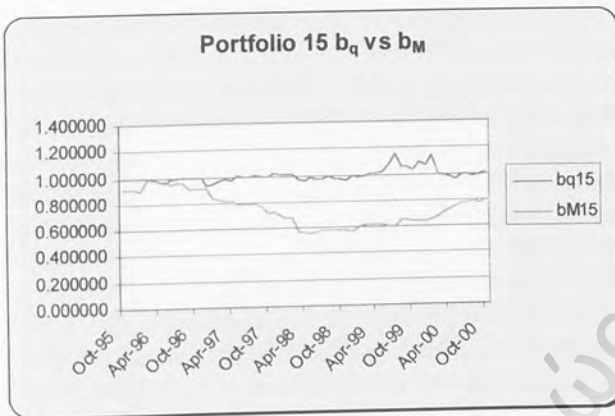
Παρουσίαση της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα των
χαρτοφυλακίων (Σχήματα ΠΑ.1-ΠΑ.20)

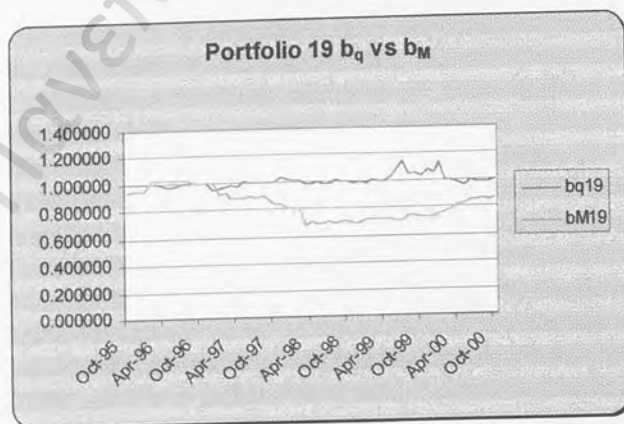
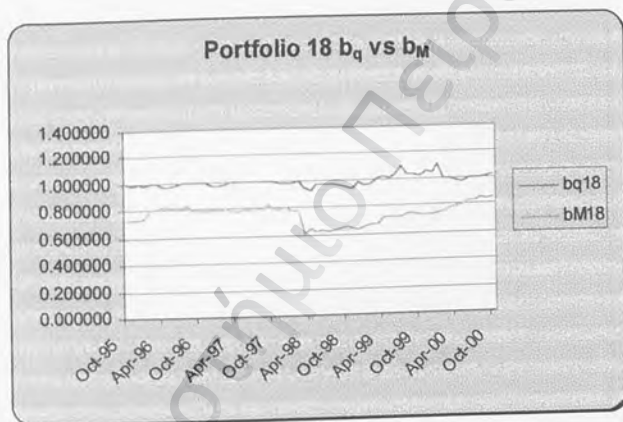
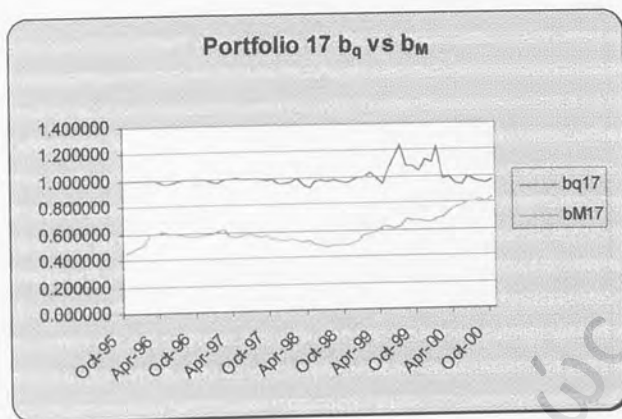


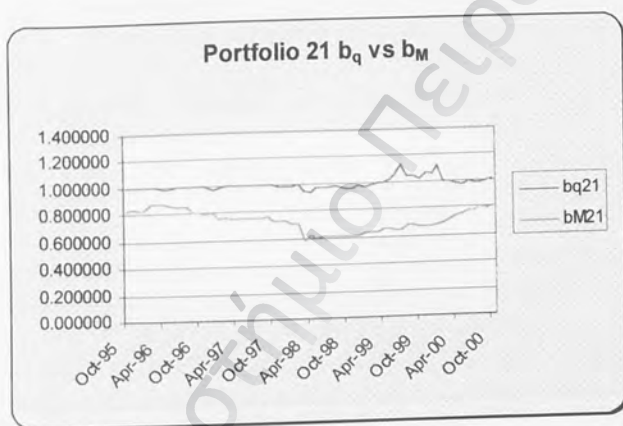
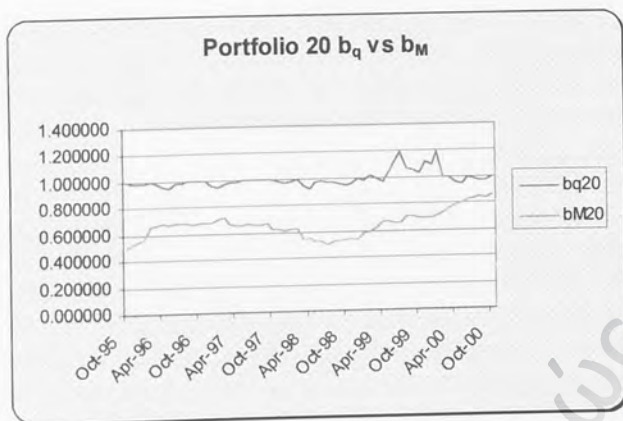


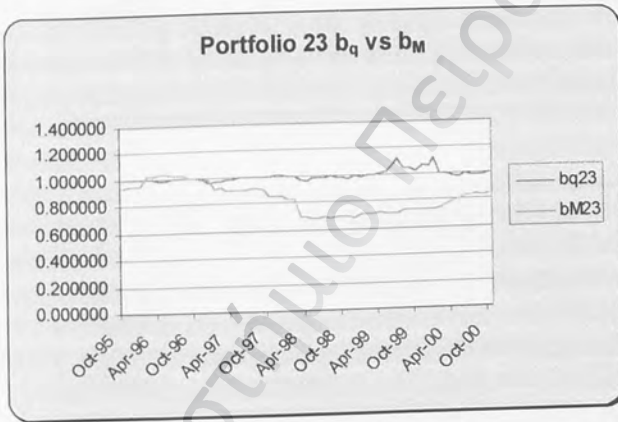
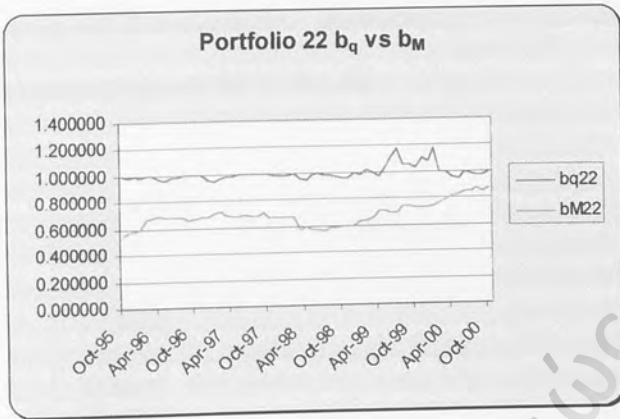




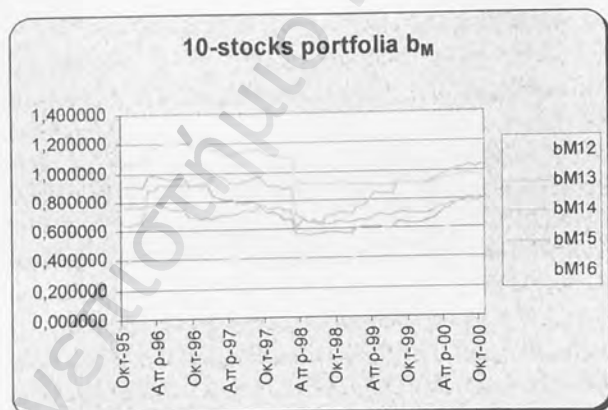
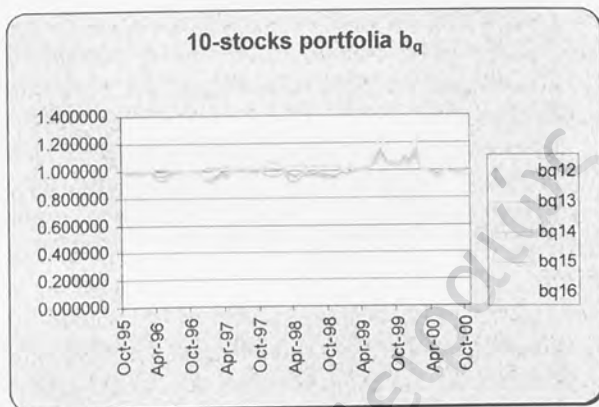


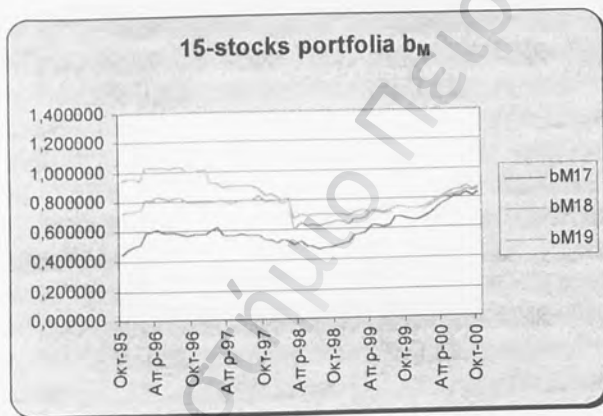
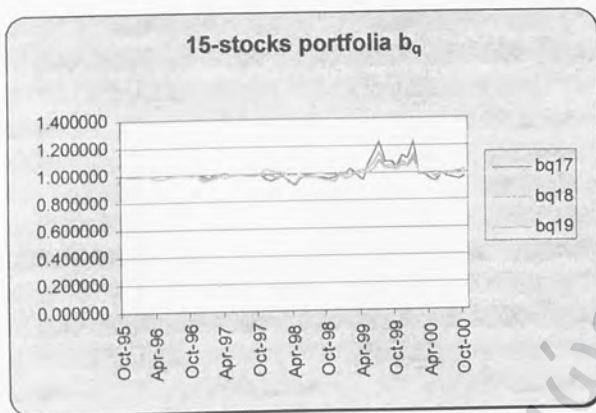


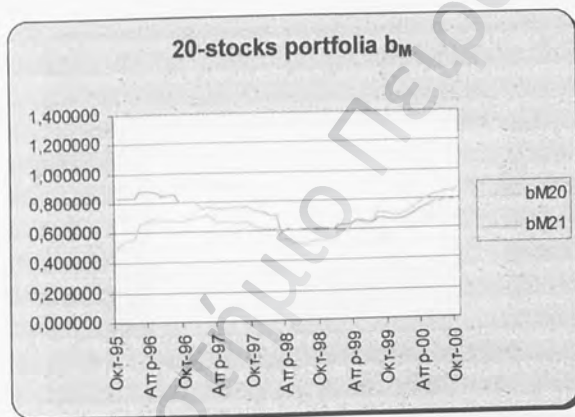
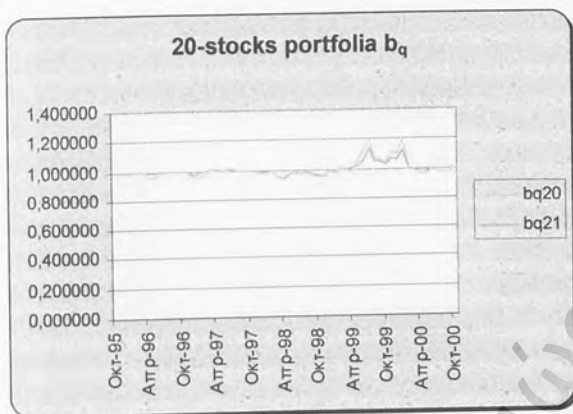


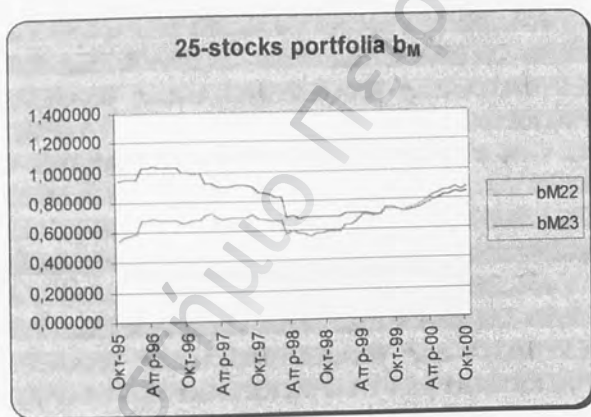
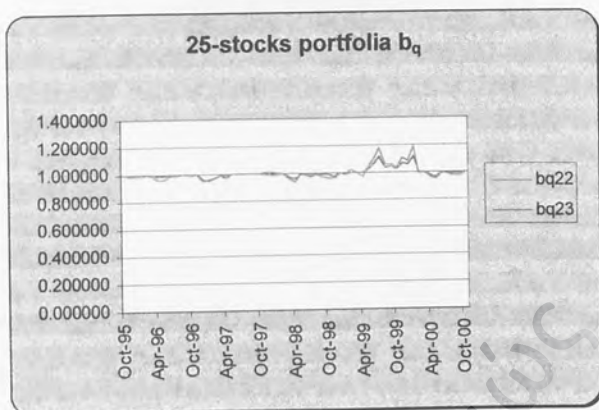


Παρουσίαση της διαστρωματικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα των
χαρτοφυλακίων (Σχήματα ΠΑ.21-ΠΑ.28)









ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Σ τους δύο επόμενους πίνακες απεικονίζονται:

- i. το ποσοστό που πρέπει να επενδύσουμε σε κάθε μετοχή του δείγματος, προκειμένου να κατασκευάσουμε το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, το οποίο συμβολίζεται με X_q .
- ii. οι αποδόσεις του –μη αποδοτικού– χρηματιστηριακού δείκτη, οι οποίες συμβολίζονται με R_M .
- iii. οι αποδόσεις του αποδοτικού χαρτοφυλακίου με την ίδια αναμενόμενη απόδοση με το χρηματιστηριακό δείκτη, οι οποίες συμβολίζονται με R_q .
- iv. οι τιμές του υπολειπόμενου όρου, οι οποίες συμβολίζονται με U_p .

Αποτελέσματα της διαδικασίας κατασκευής του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q

Πίνακας ΠΒ.1

ΜΕΤΟΧΕΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ	X_q
ALPHA BANK	0,100036
ALPHA INVESTMENT 'R'	0,405745
ALPHA LEASING	0,322103
ALUM.CO.GREECE	0,112360
BANK OF GREECE	-0,355771
BOUTARIS	0,038122
COML.BK. OF GREECE	-0,455940
ATHENIAN CAP.HLDG.	-0,244257
EFG EUROBANK ERGASIAS	0,117428
ELAIS OLEAGINOUS	0,397103
ERGO INVESTMENT 'B'	-0,341486
ETHNIKI	0,033145
ETMA RAYON	-0,259565
GEN.HELLENIC BK.	0,055146
GEORGE MILLS	-0,115512

HELLENIC INV.'B'	-0,114070
HERACLES	-0,224313
HIPPOTOUR	-0,050182
INV.DEV.B	0,084650
KARELIA	0,386660
KEKROPS	0,011445
KLONATEX	0,202689
LABROPOULOS BROS.	0,130811
LANAKAM	0,117340
LEVEDERIS	0,620420
STABILTON	-0,217194
METKA	0,633201
NAT.BK.OF GREECE	-0,497474
NAT.INVESTMENT CO.	0,136669
PETZETAKIS	-0,310176
PHOENIX	-0,328364
STEEL SHEET CO.	-0,127140
TITAN CMT.	0,271452
VIS-CONTAINER	-0,069221
XYLEMBORIA	-0,109910
ZAMPA	0,190938
ESKIMO	0,029570
NIBID	0,530118
KERANIS HOLDINGS	-0,322994
RADIO ATHINAI	-0,390237
SHELMAN	-0,409279
BANK OF PIRAEUS	0,232840
FOURLIS HOLDING	0,011952
BANK OF ATTICA	-0,265629
IONIAN HOTEL 'B'	0,634713
ALLATINI	0,242207
VIOTER	0,199727
ALCATEL CABLES	0,215505
BITROS	-0,147404
ERGODATA	-0,164933
ALPHA ALPHA HOLDINGS	0,097723
MICROMEDIA BRITANIA	-0,210327
FLOUR MLS.OF LOULIS	0,471183
INTRACOM	-0,100545
SATO	-0,201078

Πίνακας ΠΒ.2

		R_M	R_a	U_p
	Νοε-95	-0,022752	0,024290	-0,047042
	Δεκ-95	0,013304	0,017768	-0,004464
	Ιαν-96	0,087965	-0,030376	0,118341
	Φεβ-96	0,022727	0,043149	-0,020422
	Μαρ-96	-0,025742	0,000838	-0,026580
	Απρ-96	-0,078339	0,028646	-0,106985
	Μαϊ-96	0,003066	0,014926	-0,011860
	Ιουν-96	0,007642	0,077483	-0,069841
	Ιουλ-96	-0,044420	0,051787	-0,096208
	Αυγ-96	0,058957	0,012135	0,046822
	Σεπ-96	0,027837	0,073018	-0,045181
	Οκτ-96	-0,022917	0,063690	-0,086607
	Νοε-96	-0,021322	0,025197	-0,046519
	Δεκ-96	0,016863	0,078585	-0,061722
	Ιαν-97	0,229807	0,053902	0,175905
	Φεβ-97	0,050993	0,043393	0,007600
	Μαρ-97	0,120941	0,109130	0,011811
	Απρ-97	0,085067	0,069026	0,016041
	Μαϊ-97	0,126391	0,038426	0,087965
	Ιουν-97	-0,077387	-0,000016	-0,077371
	Ιουλ-97	0,043526	0,014163	0,029363
	Αυγ-97	-0,039071	0,019782	-0,058853
	Σεπ-97	0,158095	-0,021060	0,179155
	Οκτ-97	-0,129833	0,009495	-0,139328
	Νοε-97	-0,021043	0,037195	-0,058239
	Δεκ-97	-0,019249	0,014814	-0,034062
	Ιαν-98	-0,054906	0,040625	-0,095530
	Φεβ-98	0,014896	0,031998	-0,017102
	Μαρ-98	0,401319	0,006265	0,395054
	Απρ-98	0,318115	0,057940	0,260175
	Μαϊ-98	-0,032558	0,033372	-0,065930
	Ιουν-98	-0,050365	0,035408	-0,085773
	Ιουλ-98	0,158145	0,050919	0,107226
	Αυγ-98	-0,249754	0,011167	-0,260920
	Σεπ-98	-0,024094	0,017239	-0,041333
	Οκτ-98	0,121149	-0,005722	0,126871
	Νοε-98	0,078830	0,051544	0,027286
	Δεκ-98	0,108279	-0,008408	0,116688
	Ιαν-99	0,181023	0,018803	0,162220
	Φεβ-99	0,049909	0,043601	0,006307
	Μαρ-99	-0,080448	0,018040	-0,098488
	Απρ-99	0,219434	0,050048	0,169386
	Μαϊ-99	0,078842	0,061303	0,017540
	Ιουν-99	0,004471	0,004070	0,000401
	Ιουλ-99	0,045447	0,043484	0,001963

	Αυγ-99	0,245654	0,055332	0,190321
	Σεπ-99	0,048533	0,042265	0,006268
	Οκτ-99	-0,000355	0,055879	-0,056234
	Νοε-99	0,004204	0,007577	-0,003373
	Δεκ-99	0,024922	0,043665	-0,018742
	Ιαν-00	-0,112690	-0,025610	-0,087079
	Φεβ-00	-0,015244	-0,002233	-0,013010
	Μαρ-00	-0,050564	-0,008671	-0,041893
	Απρ-00	-0,116064	0,095841	-0,211906
	Μαϊ-00	0,066962	0,025221	0,041741
	Ιουν-00	-0,113302	0,003716	-0,117018
	Ιουλ-00	-0,005403	0,003628	-0,009031
	Αυγ-00	-0,099180	-0,038476	-0,060704
	Σεπ-00	0,160722	0,091897	0,068826
	Οκτ-00	-0,070659	0,025263	-0,095922
mean		0,030106	0,030106	0,000000
var		0,012753	0,000968	0,012124

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Alexander Gordon J. and P. George Benston. "More on Beta as a Random Coefficient", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XVII, No. 1, March 1982, pp. 27-36.
2. Alexander Gordon J. and Norman L. Chervany. "On the Estimation and Stability of Beta", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XV, No. 1, March 1980, pp. 123-138.
3. Belkaoui Ahmed. "Canadian Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model", *The Journal of Finance*, Vol. XXXII, No. 4, September 1977, pp. 1320-1324.
4. Bernanke Ben, Henning Bohn and Peter C. Reiss. "Alternative Non-Nested Specification Tests of Time-Series Investment Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 37, 1988, pp. 293-326.
5. Best Michael J. and Robert R. Grauer. "On the Sensitivity of Mean-Variance Efficient Portfolios to Changes in Asset Means: Some Analytical and Computational Results", *The Review of Financial Studies*, Vol. 4, No. 2, 1991, pp. 315-342.
6. Bey Roger P. and George E. Pinches. "Additional Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XV, No. 2, June 1980, pp. 299-322.
7. Blume Marshall E.. "On the Assessment of Risk", *The Journal of Finance*, Vol. XXVI, No. 1, March 1971, pp. 1-10.
8. Blume Marshall E.. "Betas and their Regression Tendencies", *The Journal of Finance*, Vol. XXX, No. 3, June 1975, pp. 785-795.
9. Blume Marshall E.. "Betas and their Regression Tendencies: Some Further Evidence", *The Journal of Finance*, Vol. XXXIV, No. 1, March 1979, pp. 265-267.
10. Blume Marshall E. and Irwin Friend. "A New Look at the Capital Asset Pricing Model", *The Journal of Finance*, Vol. VIII, No. 1, March 1973, pp. 19-33.
11. Brown Stephen J.. "Heteroscedasticity in the Market Model: A Comment", *Journal of Business*, Vol. 50, No. 1, January 1977, pp. 80-83.

12. Campbell John Y., Andrew W. Lo and Craig McKinley: "The Econometrics of Financial Markets".
13. Chen Son-Nan. "Beta Non-Stationarity, Portfolio Residual Risk and Diversification", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. XVI, No. 1, March 1981, pp. 95-112.
14. Cornell Bradford and J. Kimball Dietrich. "Mean-Absolute-Deviation versus Least-Squares Regression Estimation of Beta Coefficients", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. XIII, No. 1, March 1978, pp. 123-131.
15. Diacogiannis George P. "Three-parameter Asset Pricing", Managerial and Decision Economics, Vol. 15, 1994, pp. 149-158.
16. Diacogiannis George P.. "A Three-Dimensional Risk-Return Relationship based upon the Inefficiency of a Portfolio: Derivation and Implications", The European Journal of Finance, Vol. 5, 1999, pp. 225-235.
17. Elgers Pieter T., James R. Haltiner and William H. Hawthorne. "Beta Regression Tendencies: Statistical and Real Causes", The Journal of Finance, Vol. XXXIV, No. 1, March 1980, pp. 261-263.
18. Elton Edwin J., Martin J. Gruber and Thomas J. Urich. "Are Betas Best?", The Journal of Finance, Vol. XXXIII, No. 5, December 1978, pp. 1375-1384.
19. Elton Edwin J. and Martin J. Gruber: "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", fifth edition.
20. Elyasiani Elyas and Alireza Hasseh. "Nonnested Procedures in Econometric Tests of Asset Pricing Theories", The Journal of Financial Research, Vol. XXIII, Spring 2000, pp. 103-128.
21. Fabozzi Frank J. and Jack Clark Francis. "Beta as a Random Coefficient", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. XIII, No. 1, March 1978, pp. 101-116.
22. Fama Eugene F.. "Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments", The Journal of Finance, Vol. XXIII, No. 1, March 1968, pp. 29-40.
23. Fama Eugene F.. "Risk, Return and Portfolio Analysis: Reply", Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, May/June 1973, pp. 753-755.

24. Filippas N. and G. Karathanassis. "Note: Heteroscedasticity in the Market Model: Some Evidence from the Athens Stock Exchange", *Managerial and Decisions Economics*, Vol. 14, 1993, pp. 563-567.
25. Filippas N. and G. Karathanassis. "Size and Market Anomalies".
26. Foster George. "Asset Pricing Models: Further Tests", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XIII, No. 1, March 1978, pp. 39-53.
27. Friend Irwin, Randolph Westerfield and Michael Granito. "New Evidence on the Capital Asset Pricing Model", *The Journal of Finance*, Vol. XXXIII, No. 3, June 1978, pp. 903-917.
28. Gibbons Michael R. and Wayne Ferson. "Testing Asset Pricing Models with Changing Expectations and an Unobservable Market Portfolio", *Journal of Financial Economics*, Vol. XIV, No. 2, June 1985, pp. 217-236.
29. Greene William H.: "Econometric Analysis", fourth edition.
30. Harrington Diana R.: "Modern Portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide", second edition.
31. Jobson J. D. and Bob Korkie. "Potential Performance and Tests of Portfolio Efficiency", *Journal of Financial Economics*, No. 10, 1982, pp. 433-466.
32. Jobson J. D. and Bob Korkie. "Statistical Inference in Two-Parameter Portfolio Theory with Multiple Regression Software", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 18, No. 2, June 1983, pp. 189-197.
33. Jobson J. D. and Bob Korkie. "Some Tests of Linear Asset Pricing with Multivariate Normality", 1985
34. Klemkosky Robert C. and John D. Martin. "The Adjustment of Beta Forecasts", *The Journal of Finance*, Vol. XXX, No. 4, September 1975, pp. 1123-1128.
35. Martin John D. and Robert C. Klemkosky. "Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model", *The Journal of Business*, Vol. 48, No. 1, January 1975, pp. 81-86.
36. McDonald Bill. "Beta Non-Stationarity and the Use of the Chen and Lee Estimator: A Note", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, No. 3, June 1983, pp. 1005-1010.

37. Prasad N. G. N. and J. N. K. Rao. "The Estimation of the Mean Squared Error of Small-Area Estimators", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, No. 409, March 1990, pp. 163-171.
38. Roenfeldt Rodney L., Gary L. Griepentrog and Christopher C. Pflaum. "Further Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XIII, No. 1, March 1978, pp. 117-121.
39. Roll Richard. "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests; Part I: On Past and Potential Testability of the Theory", *Journal of Financial Economics*, Vol. IV, No. 2, March 1977, pp. 129-176.
40. Scott Elton and Stewart Brown. "Biased Estimators and Unstable Betas", *The Journal of Finance*, Vol. XXXV, No. 1, March 1980, pp. 49-56.
41. Sharpe William F.: "Portfolio Theory and Capital Markets".
42. Vasicek Oldrich A.. "A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas", *The Journal of Finance*, Vol. VIII, No. 5, December 1973, pp. 1233-1239.
43. Καραθανάσης Γ., Ι. Τζωάννος, Ν. Φίλιππας. «Νέες Αποδείξεις Ετεροσκεδαστικότητας στο Υπόδειγμα της Αγοράς Χρεογράφων: Η Εμπειρία του Χρηματιστηρίου των Αθηνών».
44. Φίλιππας Νικόλαος. «Μια Ανάλυση του Υποδείγματος της Αγοράς βασισμένη σε στοιχεία από μια Ταχέως Αναδυόμενη Αγορά».