

**ΤΕΙ ΛΑΡΙΣΑΣ**  
**ΣΧΟΛΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗΣ ΕΡΓΩΝ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**  
**«ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΕΡΓΩΝ ΚΑΙ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΩΝ»**

**Αξιολόγηση και διαχείριση κινδύνου χαρτοφυλακίων**  
**Εμπειρική διερεύνηση του Ελληνικού Τραπεζικού Κλάδου**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**ΚΟΛΩΝΑΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΓΕΡΟΓΙΑΝΝΗΣ ΒΑΣΙΛΕΙΟΣ**

**ΛΑΡΙΣΑ**  
**ΑΚΑΔΗΜΑΪΚΟ ΕΤΟΣ: 2014**

## Ευχαριστίες

Η παρούσα διπλωματική εργασία εκπονήθηκε στο Μεταπτυχιακό Τμήμα Διοίκησης και Διαχείρισης Έργων του ΤΕΙ Λάρισας, στα πλαίσια των ερευνητικών δραστηριοτήτων του τμήματος.

Ευχαριστώ θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή κ. Γερογιάννη Βασίλειο για την υποστήριξη και καθοδήγηση στην οργάνωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Ευχαριστώ επίσης την συνεπιβλέπουσα καθηγήτρια Καζατζή Βασιλική καθώς και όλους τους καθηγητές του τμήματος Διοίκησης και Διαχείρισης Έργων για τις γνώσεις που από αυτούς αποκόμισα.

Τέλος ευχαριστώ την οικογένειά μου για την απεριόριστη συμπαράστασή και στήριξη στην προσπάθειά μου αυτή.

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Οι κύριοι ερευνητικοί στόχοι της παρούσας έρευνας είναι να ελέγξουμε αν υπάρχει μεταβολή του συστηματικού κινδύνου (beta) στον Ελληνικό Τραπεζικό κλάδο αλλά και αν η απόδοση της τραπεζικής μετοχής θα υπερβεί την απόδοση της αγοράς. Η εξέταση αυτού του εγχειρήματος γίνεται με τη χρήση του μοντέλου Jensen. Επιπρόσθετα, χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο του Treynor- Mazuy για να εξετάσουμε αν η ευαισθησία της απόδοσης της κάθε μετοχής σε σχέση με το δείκτη θα ανεβαίνει καθώς αυξάνει η απαιτούμενη λόγω υψηλού κινδύνου αυξημένη απόδοση του δείκτη. Συγκεκριμένα, συλλέξαμε ένα δείγμα από ημερήσιες παρατηρήσεις για τις πέντε εναπομείναντες τράπεζες στην Ελλάδα. Έτσι, συλλέξαμε δεδομένα από το της 03.01.2000 έως της 28.11.2014. Τα στοιχεία αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων του Yahoo Finance. Η τράπεζες που συλλέξαμε είναι η Τράπεζα Πειραιώς, η Εθνική Τράπεζα, η Alpha Bank, η Eurobank και η Attica Bank. Επιπρόσθετα, αποφασίσαμε να ελέγξουμε δύο χρονικές περιόδους. Η πρώτη περίοδος είναι από της 03.01.2000 έως της 31.07.2008 όπου θεωρείται η περίοδος προ κρίσης. Η δεύτερη περίοδος καλύπτει τη χρονική περίοδο από την 01.08.2008 έως της 28.11.2014 όπου σχετίζεται με μετά την κρίση εποχή. Ακολουθήθηκε η μέθοδος της παλινδρόμησης με robust ελάχιστα τετράγωνα και η περιγραφική στατιστική. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι έδειξαν για την προ κρίσης περίοδο ότι για την περίοδο προ κρίσης, η μετοχή της Attica Bank υποαποδίδει σε σχέση με την αγορά ενώ οι άλλες τράπεζες ακολουθούν την αγορά. Στην περίοδο μετά κρίσης εντοπίστηκε ότι όλες οι τραπεζικές μετοχές υποαποδίδουν σε σχέση με το γενικό δείκτη του ΧΑΑ. Τέλος, και στις δύο χρονικά εξεταζόμενες περιόδους βρέθηκε ότι ο επενδυτής δεν έχει τη δυνατότητα να εντοπίσει την κατάλληλη χρονική συγκυρία έτσι ώστε να πουλήσει τις μετοχές.

## Abstract

The main research objectives of this research is to approve if there is a change of systematic risk (beta) in the Greek banking sector and whether the return on bank shares will exceed the market return. The research is conducted by using the model Jensen. Additionally, we used the model of Treynor- Mazuy to test whether the sensitivity of the performance of each share in the indicator, will rise with increasing required due to high risk high yield index. Specifically, we collected a sample of daily observations for the five remaining banks in Greece. So, we collected data from the 03/01/2000 to the 28/11/2014. The data are obtained from the database of Yahoo Finance. The banks that collected is Piraeus Bank, National Bank, Alpha Bank, Eurobank EFG and Attica Bank. Additionally, we decided to test two periods. The first period is from 01.03.2000 to 31.07.2008 which is considered the pre-crisis period. The second period contains the period from 01.08.2008 to 11.28.2014 which is related to post-crisis era. The procedure included the methods of robust least squares and descriptive statistics. The empirical results approved that for the pre-crisis period, the share of Attica Bank shown underperform compared to the market while other banks follow the market. In the period after the crisis we concluded that all banking shares shown underperform compared with the general index of the Athens Stock Exchange. Finally, in both time periods, we concluded that the investor is unable to identify the appropriate timing in order to sell the shares.

## Περιεχόμενα

<b>Κεφάλαιο 1<sup>ο</sup> – Υπόδειγμα CAPM .....</b>	<b>6</b>
1.1 Ανάλυση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων .....	6
1.2 Το Θεώρημα του διαχωρισμού.....	10
1.3 Η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου.....	11
1.4 Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.....	12
1.5 Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capitalmarketline) .....	16
1.6 Η γραμμή των αξιογράφων (Securitymarketline).....	18
1.7 Διαχρονικά μεταβαλλόμενος κίνδυνος (Time-varying analysis) .....	20
1.8 Διαθρωτικές Μεταβολές (Structural Breaks) .....	20
<b>Κεφάλαιο 2 - Βιβλιογραφική Ανασκόπηση για τους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές Βήτα.....</b>	<b>21</b>
2.1 Μελέτες που αφορούν την αστάθεια των συντελεστών Βήτα (συστηματικός κίνδυνος) .....	21
2.2 Μελέτες που αφορούν τη Συμπεριφορά των REIT συντελεστών βήτα.....	24
2.3 Μελέτες που αφορούν τη Μοντελοποίηση και την Αξιολόγηση των Συντελεστών Βήτα .....	26
2.4 Μελέτες των Συντελεστών Βήτα υπό όρους βασισμένες στο μοντέλο GARCH .....	27
2.5 Μελέτες σχετικά με τους υπό όρους συντελεστές βήτα, βασισμένες στους Schwert και Seguin.....	31
2.6 Μελέτες των υπό όρο Συντελεστών Βήτα βασισμένες στο φίλτρο Kalman .	33
<b>Κεφάλαιο 3 – Μεθοδολογία Έρευνας και Ερευνητικοί Στόχοι.....</b>	<b>35</b>
3.1 Θεωρητικό υπόβαθρο.....	35
3.1.1 Περιγραφική Στατιστική.....	35

3.1.2 Έλεγχος Κανονικότητας Jarque-Bera.....	35
3.1.3 Ανάλυση Συσχετίσεων κατά Pearson .....	36
3.1.4 Ανάλυση Παλινδρόμησης .....	37
3.1.5 Ετεροσκεδαστικότητα.....	38
3.1.6 Αυτοσυσχέτιση.....	39
3.1.7 Πολυσυγραμμικότητα .....	40
3.2 Ερευνητικοί Στόχοι .....	41
3.3 Μεθοδολογία .....	42
<b>Κεφάλαιο 4<sup>ο</sup> – Εμπειρική Έρευνα.....</b>	<b>44</b>
4.1 Βασικά Στοιχεία Περιγραφικής Στατιστικής.....	44
4.2 Ανάλυση Συσχετίσεων .....	50
4.3 Μοντέλο του Jensen .....	51
4.4 Μοντέλο του Treynor-Mazuy .....	52
<b>Κεφάλαιο 5<sup>ο</sup> – Συμπεράσματα και Προτάσεις.....</b>	<b>54</b>
<b>Βιβλιογραφία .....</b>	<b>56</b>
Ξένη Βιβλιογραφία.....	56
Ελληνική Βιβλιογραφία .....	64

## Κεφάλαιο 1<sup>ο</sup> – Υπόδειγμα CAPM

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάζουμε τη θεωρητική προσέγγιση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων. Το εγχείρημα αυτό κρίθηκε σκόπιμο έτσι ώστε ο αναγνώστης να κατανοήσει το αντικείμενο το οποίο θα μελετήσουμε αργότερο στο εμπειρικό κομμάτι. Συγκεκριμένα, το παρόν κεφάλαιο ασχολείται αναλυτικά με το υπόδειγμα CAPM, το θεώρημα του διαχωρισμού, την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τη γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capital market line) καθώς και τη γραμμή των αξιογράφων (Security market line).

### 1.1 Ανάλυση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM) αποτελεί ένα από τα βασικότερα υποδείγματα της θεωρίας αποτίμησης αξιογράφων στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου.

Το αρχικό μοντέλο CAPM βασίστηκε και εν τέλει κατασκευάστηκε από τις μεμονωμένες εργασίες των ερευνητών Sharpe (1964), Linter (1965) και Mossin (1966). Επιπρόσθετα, το συγκεκριμένο υπόδειγμα αποτελεί την πιο απλή μορφή και φανερώνει τη σχέση που υπάρχει μεταξύ της μελλοντικής (expected) απόδοσης ενός αξιογράφου και του συστηματικού κινδύνου (beta). Ο συστηματικός κίνδυνος υπολογίζεται από το συντελεστή βήτα και παρουσιάζει το επίπεδο μεταβολής των αποδόσεων του αξιογράφου σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Εν' ολίγοις σχετίζεται με εκείνο το επίπεδο κινδύνου του αξιογράφου που δεν εξουδετερώνεται από το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης.

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM) εκφράζεται μαθηματικά από τον παρακάτω τύπο:

$$E(r) = R_f + (R_m - R_f) * b$$

Όπου,  $E(r)$  = αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου

$R_f$  = η απόδοση χωρίς κίνδυνο (συνήθως η απόδοση του 10-ετούς ομολόγου της κεντρικής κυβέρνησης)

$R_m$  = η απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς (συνήθως γενικού δείκτη)

$b$  = ο συστηματικός κίνδυνος του αξιογράφου

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) αποτελεί ίσως την πιο άρτια εκφρασμένη σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου ενός αξιογράφου. Για αυτό το λόγο έχει κεντρίσει και το ενδιαφέρον τόσο ακαδημαϊκών όσο και επαγγελματιών που ασχολούνται με τις κεφαλαιαγορές και τα χρηματιστήρια διεθνώς.

Υπήρξαν πολλοί ερευνητές που προσπάθησαν να ελέγξουν με εμπειρικό τρόπο το επίπεδο αξιοπιστίας και εγκυρότητας του παρόντος υποδείγματος. Οι σπουδαιότερες μελέτες που έχουν γίνει είναι εκείνες των Miller και Scholes (1972), Black, Jensen και Scholes (1972), Fama και MacBeth (1973).

Τα περισσότερο θεωρητικά οικονομικά μοντέλα προσπαθούν να αναπαραστήσουν τη λειτουργία των αγορών χρήματος και κεφαλαίου με απλουστευμένο τρόπο. Αυτό συμβαίνει για το γεγονός ότι αν επιχειρούνταν μια ακριβής αναπαράσταση όλων των τρόπων λειτουργίας της αγοράς κεφαλαίου, το πιο πιθανό θα ήταν να γίνει τόσο περίπλοκο έτσι ώστε να μην είναι σε θέση να οδηγήσει σε ασφαλή συμπεράσματα.

Στο σημείο αυτό πρέπει να επισημάνουμε ότι το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων εμπεριέχει παραδοχές που αφαιρούν σημαντικά στοιχεία της πραγματικότητας από την αναπαράσταση των κεφαλαιαγορών.

Επομένως,

A) δεν λαμβάνει υπόψη του το κόστος των συναλλαγών. Ως κόστη συναλλαγής νοούνται οι αμοιβές (προμήθειες) των χρηματιστών (brokers) που πληρώνονται για κάθε αγορά ή πώληση ενός αξιογράφου στο χρηματιστήριο (Salo, 2012).

B) δεν λαμβάνει μέρος πιθανούς φόρους (π.χ. φόρος Tobin) που επιβάλλονται στην αγορά ή πώληση χρεογράφων ή στα κέρδη από ανατίμηση αξιογράφων (Salo, 2012).



Γ) υποθέτει ότι όλα τα άτομα που θέλουν να συμμετάσχουν στο χρηματιστήριο έχουν συμμετρική πληροφόρηση όσον αφορά τις αποδόσεις κάθε αξιόγραφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Salo, 2012).

Δ) υποθέτει ότι οι εκτιμήσεις της προσδοκώμενης απόδοσης, της διακύμανσης και της συνδιακύμανσης για τα αξιόγραφα είναι ταυτόσημες για όλους τους επενδυτές (Salo, 2012).

Βέβαια, όλες οι παραπάνω υποθέσεις είναι απλουστευμένες και παρεκκλίνουν σημαντικά από τις πραγματικές συνθήκες που επικρατούν στην αγορά χρήματος και κεφαλαίου. Επομένως, αυτό που θα μπορούσε να ισχυριστεί κάποιος είναι ότι το υπόδειγμα CAPM βρίσκεται εντελώς εκτός πραγματικότητας. Από την άλλη, όμως, η απόρριψη του παρόντος υποδείγματος θα παρεμπόδιζε τη διαδικασία εμπειρικής επαλήθευσης. Ουσιαστικά, του ελέγχου αν το υπόδειγμα έχει χρήση στην πραγματική οικονομία (Salo, 2012).

Στη συνέχεια, θα μπορούμε στη διαδικασία να αναλύσουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM).

Οι επενδυτές, γνωρίζοντας τις παρούσες τιμές των μετοχών και τις προσδοκίες τους εκτιμούν τη αναμενόμενη τιμή, τη διακύμανση και τις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των υπό εξέταση τίτλων. Έτσι, γνωρίζοντας τις εκτιμήσεις των συγκεκριμένων παραμέτρων και την απόδοση χωρίς κίνδυνο, μπορούμε να προσδιορίσουμε το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων (την γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων) (Salo, 2012).

Από το σύνολο αυτό των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων επιλέγουμε το χαρτοφυλάκιο εκείνο το οποίο είναι βέλτιστο και αντιστοιχεί στο σημείο εκείνο όπου υπάρχει τομή της ευθείας γραμμής των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων με την καμπύλη αδιαφορίας, που εκφράζει το μέγιστο δυνατό επίπεδο χρησιμότητας.

Στο σημείο αυτό θα εξετάσουμε το μηχανισμό με τον οποίο διαμορφώνονται στην αγορά οι τιμές ισορροπίας των χρηματοπιστωτικών τίτλων και οι αποδόσεις αυτών (Salo, 2012).

Η θεωρητική διατύπωση του υποδείγματος βασίζεται πάνω στα αποτελέσματα του υποδείγματος του Markowitz και στις παραδοχές που σχετίζονται με τη συμπεριφορά των επενδυτών. Παρακάτω παρουσιάζονται οι 11 αναγκαίες υποθέσεις που αφορούν το υπόδειγμα CAPM.

Αναλυτικά, οι υποθέσεις είναι οι εξής:

- 1) Κύρια επιδίωξη των επενδυτών είναι η μεγιστοποίηση του κέρδους τους ενώ αποστρέφονται την ανάληψη κινδύνου. Ουσιαστικά, επιθυμούν υψηλές αποδόσεις με χαμηλό κίνδυνο (Salo, 2012).
- 2) Ο κάθε επενδυτής έχει ως χρονικό ορίζοντα μια και μόνη περίοδο διακράτησης των τίτλων (Salo, 2012).
- 3) Οι αποδόσεις των αξιογράφων στο τέλος της περιόδου διακράτησης είναι τυχαίες μεταβλητές, οι οποίες είναι μεταξύ τους εξαρτημένες. Παρόλα αυτά, θεωρείται ότι υπάρχει τουλάχιστον ένα τίτλος με βέβαιη απόδοση και απαλλαγμένος από κάθε κίνδυνο (Salo, 2012).
- 4) Οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο το οποίο επιθυμούν από το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων που υπάρχουν (Salo, 2012).
- 5) Τα αξιόγραφα θεωρούνται ότι είναι τέλεια διαιρετά γεγονός που σημαίνει ότι οι επενδυτές είναι δυνατόν να αποκτήσουν οποιοδήποτε κλάσμα ενός τίτλου (Salo, 2012).
- 6) Υπάρχει ένα επιτόκιο χωρίς κίνδυνο όπου ο επενδυτής είναι σε θέση να δανείσει ή να δανεισθεί το κεφάλαιο το οποίο επιθυμεί (Salo, 2012).
- 7) Οι συναλλαγές δεν υπόκεινται σε έξοδα και δεν επιβάλλεται φόρος επί των αποδόσεων (Salo, 2012).
- 8) Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα, δηλ. την ίδια, μία και μόνη χρονική περίοδο τοποθέτησης (Salo, 2012).
- 9) Η χρηματοπιστωτική αγορά είναι ανταγωνιστική. Το επιτόκιο είναι το ίδιο για όλους όσους επιθυμούν να δανείσουν ή δανεισθούν (Salo, 2012).
- 10) Όλες οι υπάρχουσες πληροφορίες περιέρχονται σε γνώση όλων των επενδυτών αμέσως και χωρίς κόστος. Δεν υπάρχουν τριβές που εμποδίζουν τις συναλλαγές (Salo, 2012).

11) Οι επενδυτές έχουν ομογενείς προσδοκίες, που σημαίνει ότι έχουν την ίδια γνώση, την ίδια αίσθηση και την ίδια αντίληψη σχετικώς με τις αποδόσεις των τίτλων και κατά συνέπεια προβαίνουν στις ίδιες εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων, των τυπικών αποκλίσεων και των συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των τίτλων (Salo, 2012).

## 1.2 Το Θεώρημα του διαχωρισμού

Άμεσο αποτέλεσμα των παραπάνω υποθέσεων είναι οι επενδυτές να χρησιμοποιούν τις ίδιες πληροφορίες για να επιλέξουν το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Αυτό προσδιορίζεται πιο αναλυτικά από τα σημείο της ευθείας γραμμής των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Ο καθένας επενδυτής είναι σε θέση να χρησιμοποιήσει την ίδια ποσότητα  $K$  χρηματοδοτικών τίτλων έτσι ώστε να δημιουργήσει την ευθεία γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων η οποία θα είναι και καλύτερα επιθυμητή για αυτόν (Ηρειώτης,2009).

Πρέπει να επισημάνουμε ότι υπάρχει ένα χαρτοφυλάκιο  $N$  που αντιπροσωπεύεται από το σημείο στο οποίο η ευθεία γραμμή εφάπτεται της καμπύλης του αποδοτικού συνόρου. Το χαρτοφυλάκιο αυτό είναι το ίδιο για όλους τους επενδυτές.

Αυτό έχει ως αποτέλεσμα όλοι οι επενδυτές να είναι σε θέση να διαλέξουν από το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Ο σημαντικότερος λόγος για τον οποίο ο κάθε επενδυτής επιλέγει διαφορετικό χαρτοφυλάκιο είναι γιατί έχει διαφορετικές προτιμήσεις και διαφορετική θέση έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του συνολικού κινδύνου. Αυτό συμβαίνει διότι η χρησιμότητα του κάθε επενδυτή είναι διαφορετική και χαρακτηρίζεται από μία διαφορετική καμπύλη αδιαφορίας (Ηρειώτης,2009).

Από την άλλη, ένα χαρτοφυλάκιο που επιλέγει ένας επενδυτής διαφέρει από εκείνα που επιλέγουν οι υπόλοιποι. Παρόλα αυτά, όλοι οι επενδυτές επενδύουν το ίδιο ποσό στους χρηματοδοτικούς τίτλους και το κατανέμουν με τέτοιο τρόπο σε ένα χαρτοφυλάκιο  $K$  έτσι ώστε να επιτύχουν τον επιθυμητό συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου (Ηρειώτης,2009).

Με αυτόν τον τρόπο δημιουργείται το θεώρημα του διαχωρισμού. Ουσιαστικά, αυτό σημαίνει ότι η απόφαση της επένδυσης είναι ανεξάρτητη της απόφασης για χρηματοδότηση. Δηλαδή, η απόφαση για να επενδύσουμε σε χρηματοδοτικούς τίτλους προσδιορίζεται χωρίς να γνωρίζουμε τις προτιμήσεις και τη συμπεριφορά του επενδυτή έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου. Όλοι οι επενδυτές, ανεξάρτητα από τις προτιμήσεις τους, θα επενδύσουν στο ίδιο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων (Ηρειώτης,2009).

Τέλος, λαμβάνοντας υπόψη τις προτιμήσεις τους, οι επενδυτές θα επιλέξουν συνδυασμό εκείνου του χαρτοφυλακίου με χορήγηση ή ανάληψη δανείου. Από τις προτιμήσεις του επενδυτή εξαρτάται το ποσό που θα επενδυθεί στο χαρτοφυλάκιο καθώς και το ύψος της χρηματοδότησής του (Ηρειώτης,2009).

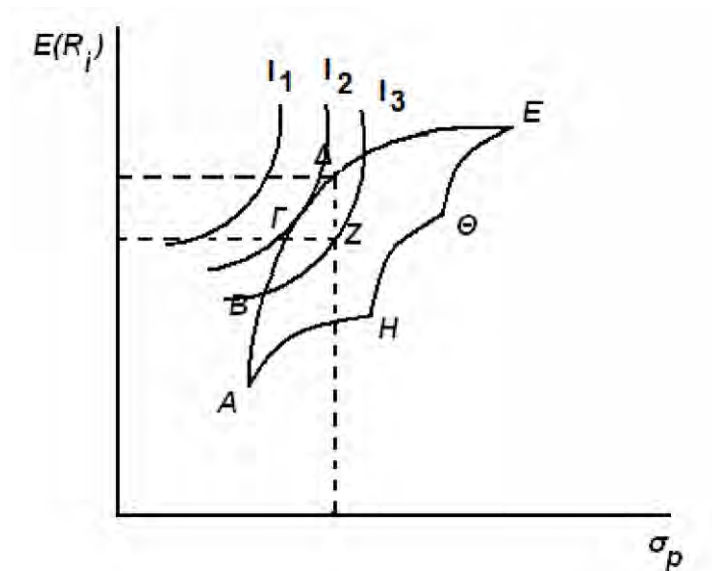
### **1.3 Η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου**

Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το αποτελεσματικό σύνολο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο από όλα τα αποτελεσματικά, το οποίο θα πρέπει να διατηρεί ένας επενδυτής λέγεται άριστο ή βέλτιστο χαρτοφυλάκιο (optimal portfolio) και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του συγκεκριμένου επενδυτή ως προς την ανταλλαγή μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του κάθε επενδυτή. Επιπλέον, είναι γνωστό ότι υπάρχει μια καμπύλη η οποία απεικονίζει στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου όλα τα σημεία που αντιστοιχούν σ' ένα δεδομένο επίπεδο χρησιμότητας. Η καμπύλη αυτή παριστάνει τους όρους ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου που απαιτεί ο κάθε επενδυτής και λέγεται καμπύλη αδιαφορίας. Άρα, το άριστο χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη για τον επενδυτή χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του με το αποτελεσματικό σύνολο (Ηρειώτης,2009).

Για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, ο επενδυτής πρέπει να χαράξει τις δίκες του καμπύλες αδιαφορίας, ανάλογα με το μέγεθος του κινδύνου που είναι να αναλάβει. Οι καμπύλες αδιαφορίας χαράσσονται στο ίδιο διάγραμμα που έχουν χαραχτεί όλα τα

δυνατά χαρτοφυλάκια. Στο παρακάτω διάγραμμα το άριστο χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο το οποίο βρίσκεται στο "βόρειοδυτικότερο" μέρος και τέμνει την καμπύλη αδιαφορίας που αυτό είναι το χαρτοφυλάκιο Γ και η καμπύλη αδιαφορίας I2.

Διάγραμμα 1



#### 1.4 Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς

Οι παραπάνω υποθέσεις, βέβαια, ενέχουν και συγκεκριμένες συνέπειες.

Το χαρτοφυλάκιο Κ χρηματοδοτικών τίτλων περιλαμβάνει όλους του άυλους τίτλους που είναι σε θέση να διαπραγματευτούν στην χρηματιστηριακή αγορά. Με άλλα λόγια μπορούμε να ισχυριστούμε ότι το χαρτοφυλάκιο Κ είναι ίδιο με το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς.

Ουσιαστικά, αν υποθέσουμε ότι υπάρχουν ορισμένοι τίτλοι οι οποίοι λόγω των τρεχουσών τιμών τους και των προσδοκώμενων αποδόσεων τους δεν περιλαμβάνονται στο αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Κ, αυτό σημαίνει ότι κανένας επενδυτής δεν ελκύεται να διακρατήσει τους υποκείμενους τίτλους (Κιόχος, 2003).

Επομένως, κανένας επενδυτής δεν επιθυμεί να αγοράσει και να διακρατήσει στο χαρτοφυλάκιο τους τίτλους αυτούς. Έτσι, οι τιμές για τους συγκεκριμένους τίτλους θα

πέσουν. Βέβαια, αυτό θα οδηγήσει τους αγοραστές των συγκεκριμένων τίτλων να τους αγοράσουν σε χαμηλές τιμές και να πετύχουν υψηλές αποδόσεις.

Έτσι, είναι προφανές ότι, όταν οι τρέχουσες τιμές κατέλθουν σε ορισμένα χαμηλά επίπεδα, όλοι οι επενδυτές θα σπεύσουν να συμπεριλάβουν στο χαρτοφυλάκιο τους, τους εν λόγω τίτλους (Κιόχος, 2003).

Με αυτόν τον τρόπο, δημιουργείται για κάθε χρηματοδοτικό τίτλο μια τιμή ισορροπίας τέτοια ώστε η συνολική διαθέσιμη ποσότητα κάθε τίτλου είναι συμφέρουσα και αποδεκτή με αποτέλεσμα να περιλαμβάνεται στο χαρτοφυλάκιο όλων των επενδυτών. Επιπρόσθετα, όταν η Αγορά βρίσκεται σε ισορροπία εκλείπει το φαινόμενο της υπερβάλλουσας ζήτησης ή προσφοράς μιας και όλοι οι χρηματοδοτικοί τίτλοι συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο Κ. Συγκεκριμένα, ο κάθε χρηματοδοτικός τίτλος συμμετέχει κατά ποσοστό ίσο με το λόγο της συνολικής αξίας του προς την συνολική αξία του χαρτοφυλακίου της αγοράς(Κιόχος, 2003).

Ας υποθέσουμε ότι οι παρούσες τιμές συγκεκριμένων χρηματοδοτικών τίτλων στην αγορά είναι πιο χαμηλές από τις τιμές ισορροπίας. Στην περίπτωση αυτή, έχουμε υψηλές προσδοκίες για μεγαλύτερες αποδόσεις και οι συγκεκριμένοι τίτλοι συμπεριλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο Κ. Το ποσοστό συμμετοχής των χρηματοδοτικών τίτλων είναι εκείνο το οποίο αντιστοιχεί σε κατάσταση ισορροπίας της Αγοράς (Κιόχος, 2003).

Άμεση συνέπεια αυτού του γεγονότος θα είναι να υπάρξει μια αύξηση της ζήτησης για τους συγκεκριμένους χρηματοδοτικούς τίτλους, η οποία μάλιστα θα συντελέσει στην ύψωση των τιμών προς τα επίπεδα ισορροπίας (Κιόχος, 2003).

Συνεχίζοντας, διαπιστώνουμε ότι οι προσδοκώμενες αποδόσεις θα ελαττωθούν και οι επενδυτές θα δημιουργήσουν ένα νέα χαρτοφυλάκιο Κ στο οποίο και θα περιλαμβάνονται οι τίτλοι εκείνοι όπου τα ποσοστά είναι ίσα προς εκείνα που ισχύουν σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς.

Από τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι αν οι παρούσες τιμές των χρηματοδοτικών τίτλων αποκλίνουν από τις τιμές ισορροπίας που έχουν διαμορφωθεί, τότε οι επενδυτές επιδιώκουν να δημιουργήσουν ένα χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε να προκαλέσουν αναπροσαρμογές των τιμών μέχρις ότου η αγορά φτάσει σε επίπεδα ισορροπίας.

Όταν υπάρχει κατάσταση ισορροπίας στην αγορά τότε έχουμε τα εξής ποιοτικά χαρακτηριστικά:

A) Η τρέχουσα τιμή κάθε τίτλου είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε να μην υπάρχει πλεόνασμα ζήτησης (Κιόχος, 2003).

B) Οι επενδυτές κατέχουν ορισμένη ποσότητα από όλους τους επικίνδυνους τίτλους κατά την αναλογία, που αντιπροσωπεύει την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της Αγοράς (Κιόχος, 2003).

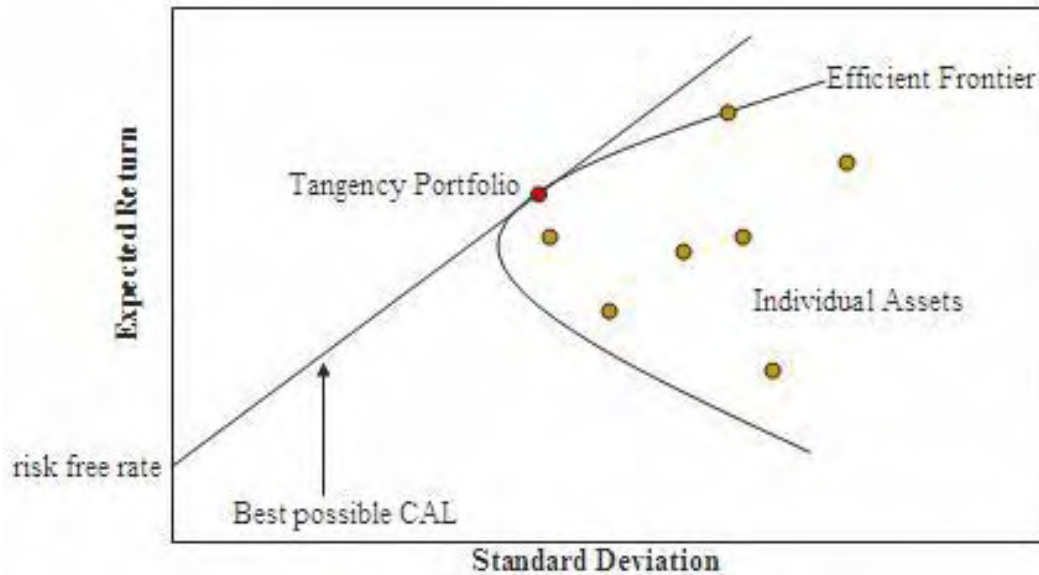
Γ) Το επιτόκιο δανεισμού χωρίς κίνδυνο είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε το συνολικό ποσό των δανείων που ζητούνται είναι ίσο με το συνολικό ποσό των δανείων που προσφέρονται (Κιόχος, 2003).

Δ) Όλοι οι επενδυτές συνδυάζουν κατά την επιθυμητή στον καθένα αναλογία, τίτλου δανείου με χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων. Το τελευταίο, έχει ποσοστιαία σύνθεση της αξίας του όμοια προς εκείνη της αξίας του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Κιόχος, 2003).

Επομένως, το Χαρτοφυλάκιο χρηματοδοτικών τίτλων της Αγοράς είναι εκείνο το χαρτοφυλάκιο το οποίο περιλαμβάνει τη συνολική ποσότητα όλων των χρηματοδοτικών τίτλων που κυκλοφορούν στη χρηματιστηριακή αγορά. Το ποσοστό συμμετοχής της αξίας κάθε χρηματοδοτικού τίτλου στη συνολική αξία του χαρτοφυλακίου ισούται με το λόγο της συνολικής αγοραίας αξίας του προς το άθροισμα των συνολικών αγοραίων αξιών όλων των τίτλων (Κιόχος, 2003).

Με αυτό τον τρόπο το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Κ ταυτίζεται με το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς. Οι επενδυτές επιλέγουν εκείνο το χαρτοφυλάκιο όπου υπάρχει ο βέλτιστος συνδυασμός μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συνολικού κινδύνου. Επομένως, το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι εκείνο το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο στο οποίο εφάπτεται η Ευθεία Γραμμή των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων.

## *Διάγραμμα 2*



Συνδυασμοί κατά μήκος της γραμμής αυτής παριστάνουν χαρτοφυλάκια για τα οποία για ένα δεδομένο επίπεδο ρίσκου επιτυγχάνουν την μεγαλύτερη δυνατή απόδοση.

Το αποτελεσματικό αυτό όριο θα είναι επομένως ένα κυρτό σύνολο. Αυτό συμβαίνει διότι τα χαρακτηριστικά απόδοσης-ρίσκου αλλάζουν με μη γραμμικό τρόπο καθώς τα συστατικά του στοιχεία αλλάζουν με αναλογία .

Η περιοχή πάνω από το όριο Markowitz είναι ουσιαστικά ανέφικτη μόνο με την διακράτηση στοιχείων που έχουν κίνδυνο. Αυτό σημαίνει πως δεν υπάρχουν χαρτοφυλάκια που να συντίθεται μόνο από χρηματοδοτικούς τίτλους που ενέχουν ρίσκο και που προσφέρουν αποδόσεις στον χώρο αυτό . Επίσης εκείνα που βρίσκονται κάτω από το αποτελεσματικό όριο δεν πρόκειται ποτέ να προτιμηθούν, καθώς όντας ορθολογικοί οι επενδυτές δεν πρόκειται να επιλέξουν συνδυασμούς που ενώ αναλαμβάνουν τον ίδιο κίνδυνο αποδίδουν μικρότερη απόδοση (Κιόχος, 2003).

Τέλος, είμαστε στη θέση να αναφέρουμε ότι το αποτελεσματικό όριο συνιστά μια συλλογή χαρτοφυλακίων κάθε ένα από τα οποία είναι άριστο για μια δεδομένη ποσότητα ρίσκου . Βέβαια, σημαντικό χαρακτηριστικό του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου είναι ότι είναι τέλεια διαφοροποιημένο. Αυτό σημαίνει ότι έχει εξαλειφθεί οποιοσδήποτε κίνδυνος είναι δυνατόν να εξαλειφθεί. Επισημαίνεται ότι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο ενέχει και εκείνο κίνδυνο απλά είναι ο ελάχιστος δυνατός. Σε καμία περίπτωση δεν πρέπει να



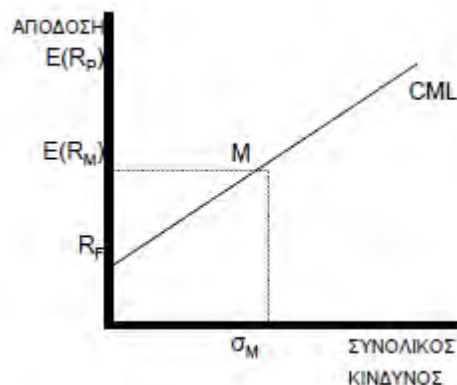
συγγέεται το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο με την ύπαρξη μηδενικού συνολικού κινδύνου (Κιόχος, 2003).

### 1.5 Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capitalmarketline)

Η γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων αποτελεί το σύνολο των συνδυασμών μεταξύ του συνολικού κινδύνου και της αναμενόμενης απόδοσης. Για αυτό το λόγο κιόλας, η ευθεία γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται και γραμμή της κεφαλαιαγοράς (CML) (Ryan,2006).

Γραφικά παρουσιάζεται παρακάτω αναλυτικά. Στον κάθετο άξονα παρουσιάζεται η αναμενόμενη απόδοση των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων ενώ στον οριζόντιο ο συνολικός κίνδυνος. Είναι σημαντικό να επισημάνουμε ότι στην περίπτωση μηδενικού κινδύνου, η απόδοση του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου θα είναι ίση με την απόδοση χωρίς κίνδυνο (free-risk rate) (Ryan,2006).

Διάγραμμα 3



Επίσης, η κλίση της γραμμής κεφαλαιαγοράς εκφράζει την ανταμοιβή του επενδυτή για την ανάληψη μιας πρόσθετης μονάδας κινδύνου.

Έτσι η ευθεία γραμμή της αγοράς κεφαλαίου γράφεται ως κάτωθι για κάθε χαρτοφυλάκιο  $P$  (που αποτελεί συνδυασμό του τίτλου μηδενικού κινδύνου  $R_f$  και του χαρτοφυλακίου της

αγοράς M, το οποίο έχει αναμενόμενη απόδοση  $E(R_m)$  και τυπική απόκλιση  $\sigma(R_m)$  (Ryan,2006).

Η μαθηματική σχέση της γραμμής κεφαλαιαγοράς είναι ακόλουθη:

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)} \sigma(R_p)$$

Η προηγούμενη σχέση δείχνει την κλίση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς, που αντιπροσωπεύει τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Επιπρόσθετα, παρουσιάζει την οριακή αύξηση της μέσης αναμενόμενης απόδοσης, που μπορεί να επιτύχει οποιοσδήποτε επενδυτής, εάν δεχθεί να αναλάβει πρόσθετο κίνδυνο ίσο με μία μονάδα κινδύνου (δηλ. να δεχθεί  $\sigma(R_p)$  μεγαλύτερο). Από την άλλη, η κλίση εκφράζει το μέγεθος της αναμενόμενης κατά μέσο όρο απόδοσης, που οποιοσδήποτε επενδυτής πρέπει να θυσιάσει, εάν θέλει να μειώσει τον κίνδυνο του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου του κατά μια μονάδα. Με την έννοια αυτή η κλίση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς μπορεί να ερμηνευθεί ότι εκφράζει το "κόστος" ή την "τιμή" που η αγορά αποδίδει στον κίνδυνο. Δεδομένου ότι όλοι καταρτίζουν το ίδιο χαρτοφυλάκιο επικινδύνων τίτλων, το χαρτοφυλάκιο M της Αγοράς, όλοι οι επενδυτές αξιολογούν τον κίνδυνο που συνεπάγεται η Αγορά Κεφαλαίου, με τιμή ίση προς τη κλίση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς (Ryan,2006).

Στη συνέχεια, αν υποθέσουμε ότι βρισκόμαστε σε μια Αγορά η οποία και βρίσκεται σε ισορροπία, τότε όλοι οι εν δυνάμει επενδυτές αξιολογούν τον κίνδυνο με τιμή ανά μονάδα ίση προς κλίση της γραμμής της κεφαλαιαγοράς. Για παράδειγμα, αν η κλίση της γραμμής κεφαλαιαγοράς είναι ίση με 2, τότε αυτό σημαίνει ότι για κάθε επιπρόσθετα κίνδυνο κατά 1%, ο επενδυτής λαμβάνει πρόσθετη απόδοση δύο ποσοστιαίων μονάδων (Ryan,2006).

Βέβαια, πρέπει να τονίσουμε ότι το ασφάλιστρο κινδύνου (premium) είναι ανά μονάδα του κινδύνου του χαρτοφυλακίου M. Γνωρίζουμε ότι το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο είναι άρτια διαφοροποιημένο, δηλαδή το σύνολο του κινδύνου είναι το ελάχιστο και δεν είναι εφικτό να διαφοροποιηθεί περαιτέρω. Έτσι, η αγοραία τιμή του κινδύνου εκφράζει την πρόσθετη προσδοκώμενη απόδοση, που παρέχει η αγορά στους επενδυτές για κάθε 1%,

αναλαμβανομένου κινδύνου, ο οποίος δεν μπορεί να μειωθεί με διαφοροποίηση (Ryan,2006).

Τέλος, ο επενδυτής ανταμείβεται για τον κίνδυνο τον οποίον και αναλαμβάνει. Όμως, ο επενδυτής επενδύει σε ένα τελείως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο το οποίο είναι αποτελεσματικό. Έτσι, ο αναλαμβανόμενος κίνδυνος για τον οποίο ανταμείβεται ο επενδυτής είναι συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής beta). Τονίζεται ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου δεν είναι εφικτό να μειωθεί με περαιτέρω διαφοροποίηση (Ryan,2006).

## 1.6 Η γραμμή των αξιογράφων (Securitymarketline)

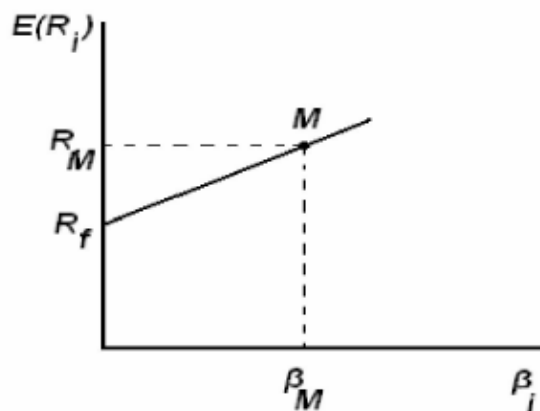
Το ποσοστό με το οποίο συμμετέχει ο κάθε χρηματοδοτικός τίτλος στο χαρτοφυλάκιο M εξαρτάται από το μέγεθος της συνδιακύμανσης του με το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς. Αυτή είναι μια γραμμική σχέση και ουσιαστικά παρουσιάζει τη γραμμή αξιογράφων (SML). Η μαθηματική σχέση της SML προβάλλεται παρακάτω:

$$E(R_i) = R_f + (R_m - R_f)\beta_i + \sigma_e$$

Το  $\beta$  είναι ο συντελεστής βήτα για το χρηματοδοτικό τίτλο και συμβολίζει το συστηματικό κίνδυνο. Ουσιαστικά, αποτελεί ένα εναλλακτικό τρόπο να παρουσιαστεί η συνδιακύμανση του κινδύνου ενός χρεογράφου και το  $\sigma_e$  είναι το σφάλμα της διαφοροποίησης (Ryan,2006).

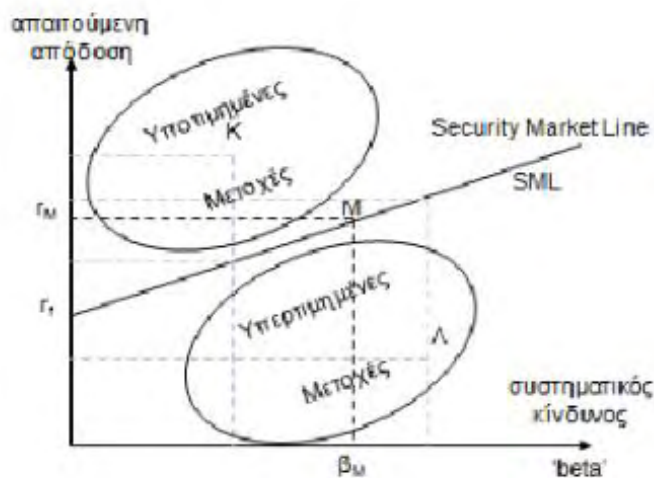
Το διάγραμμα παρακάτω δείχνει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου. Παρατηρούμε ότι όταν ο συστηματικός κίνδυνος είναι ίσος με το μηδέν τότε η αναμενόμενη απόδοση είναι ίση με εκείνη του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ( $R_f$ ) (Ryan,2006).

Διάγραμμα 4



Επιπρόσθετα, η γραμμή αξιογράφων είναι ένα χρήσιμο εργαλείο για τον καθορισμό του αν ένα αξιόγραφο που εξετάζεται για προσθήκη σε ένα χαρτοφυλάκιο παρέχει λογική αναμενόμενη απόδοση για τον κίνδυνο. Στο γράφημα παρακάτω απεικονίζονται μεμονωμένοι χρηματοδοτικοί τίτλοι (Ryan,2006).

Διάγραμμα 5



Εάν η απαιτούμενη απόδοση του αξιογράφου είναι μικρότερη από την αναμενόμενη απόδοση του, το αξιόγραφο είναι υποτιμημένο δεδομένου ότι ο επενδυτής μπορεί να

αναμένει μεγαλύτερη απόδοση για τον κίνδυνο που ενέχει. Εάν η απαιτούμενη απόδοση του αξιογράφου είναι μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοση του, το αξιόγραφο είναι υπερτιμημένο καθώς ο επενδυτής θα πρέπει να αποδεχθεί μικρότερη απόδοση για το ποσό του αναλαμβανόμενου κινδύνου.

### **1.7 Διαχρονικά μεταβαλλόμενος κίνδυνος (Time-varying analysis)**

Η έννοια του διαχρονικά μεταβαλλόμενου κινδύνου ουσιαστικά αναφέρεται στην μεταβολή του Beta μιας μετοχής από μια περίοδο σε μία άλλη. Το betaσυμβολίζει το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής, ο οποίος και μεταβάλλεται όταν συμβαίνει ένα σημαντικό γεγονός τόσο στην οικονομία όσο και στην εταιρία (Morley,2011). Έτσι, η αλλαγή του betaμπορεί να συμβεί είτε λόγω μεταβολής μιας οικονομικής κρίσης σε μία χώρα είτε λόγω της ύπαρξης ενός γεγονότος που μπορεί να οδηγήσει σε αντίδραση της αγοράς για τη μετοχή μιας εταιρίας. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η μετοχή της Apple έπειτα από το θάνατο του Steve Jobs (Morley,2011).

### **1.8 Διαρθρωτικές Μεταβολές (Structural Breaks)**

Οικονομικές διαρθρωτικές αλλαγές αναφέρονται σε μια μακροπρόθεσμη αλλαγή που λαμβάνει μέρος σε μια της οικονομίας. Για παράδειγμα, μια αγροτική οικονομία μπορεί να μετατραπεί σε μια μεταποιητική οικονομία, ή σε μια οικονομία παροχής υπηρεσιών. Ουσιαστικά, οι διαρθρωτικές μεταβολές που γίνονται σε μια επιχείρηση έχουν άμεσο αντίκτυπο στο συστηματικό κίνδυνο της μετοχής της (Morley,2011). Έτσι, οι διαρθρωτικές μεταβολές σχετίζονται με την αλλαγή της επιχειρηματικής δραστηριότητας μιας επιχείρησης. Για παράδειγμα, μπορεί η εταιρία BP να μειώσει την επιχειρηματική της δραστηριότητας για διύλιση και εκμετάλλευση πετρελαίου και να στραφεί προς την πράσινη ενέργεια και τη βιώσιμη ανάπτυξη. Ουσιαστικά, αυτό θα έχει άμεση επίπτωση στο συστηματικό κίνδυνο της μετοχής της (Morley,2011). Επομένως, με αυτόν τον τρόπο μπορεί μια επιχείρηση με συστηματικό κίνδυνο μεγαλύτερο της μονάδας (επιθετική μετοχή) να αλλάξει σε μια επιχείρηση με συστηματικό κίνδυνο μικρότερο της μονάδας (αμυντική μετοχή).

## Κεφάλαιο 2 - Βιβλιογραφική Ανασκόπηση για τους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές Βήτα

Η βιβλιογραφική ανασκόπηση αποτελεί σημαντικό κομμάτι της διπλωματικής εργασίας γιατί έχει ως στόχο να μας πληροφορήσει για τις πρόσφατες έρευνες που έχουν εκπονηθεί για το θέμα το οποίο ερευνάμε. Επομένως, η συλλογή και η παρουσίαση πρόσφατων εμπειρικών μελετών αποτελεί τον ακρογωνιαίο λίθο έτσι ώστε να προσχωρήσουμε παραπέρα. Συγκεκριμένα, η παρούσα βιβλιογραφική ανασκόπηση έχει ως στόχο να πληροφορήσει για προηγούμενες έρευνες που έχουν γίνει για τους μεταβαλλόμενους χρονικά συντελεστές βήτα ενός μοντέλου CAPM, που συμβολίζει το συστηματικό κίνδυνο). Επισημαίνεται ότι η συλλογή των ακαδημαϊκών άρθρων έγινε από τη βάση δεδομένων του sciencedirect (2014) και συγκεκριμένα από τα πιο έγκριτα ακαδημαϊκά περιοδικά παγκοσμίως (πχ. Journal of Finance κτλ).

### 2.1 Μελέτες που αφορούν την αστάθεια των συντελεστών Βήτα (συστηματικός κίνδυνος)

Κατά τη διάρκεια των τελευταίων τριών δεκαετιών, αναρίθμητες μελέτες έχουν ασχοληθεί με τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα χρονικά. Ο Μπλούμ (1971), σε μια προσπάθεια πρωτοπορίας, ανακάλυψε ότι τα βήτα ενός χαρτοφυλακίου τείνουν να παλινδρομούνται ως προς τη μέση τιμή όσο περνά ο χρόνος. Ο Μπλούμ (1971) και ο Λέβι (1971) διεξήγαν έρευνα πάνω στις χαμηλές συσχετίσεις των βήτα που εκτιμώνται μέσω της ανάλυσης OLS, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα μίας ατομικής επιχείρησης προδιαγράφει χαμηλή προβλεπτική ισχύ για τη λήψη αποφάσεων στην τρέχουσα περίοδο. Ο Μπλουμ (1975) μελέτησε το κατά πόσο τα αξιολογούμενα βήτα εκφράζουν μια τάση να παλινδρομούν προς το μέσο όρο της τιμής όλων των βήτα συντελεστών. Ο Μπλακ, ο Τζένσεν κι ο Σκουλς (1972) και ο Φάμα με τον Μάκμπεθ (1973) αναφέρθηκαν στην χρονικά μεταβαλλόμενη φύση των βήτα επίσης. Μερικοί έχουν ισχυριστεί ότι όσο μεγαλύτερες είναι οι περίοδοι αξιολόγησης, τόσο σταθερότερες προδιαγράφονται οι αξιολογήσεις.

Ο Μπλακ (1976) δήλωσε ότι ο συντελεστής βήτα είναι συνδεδεμένος με τη μόχλευση που αλλάζει με τη τιμή της μετοχής, ή με τις αποφάσεις της επιχείρησης (Mkaielker και Rhee, 1984). Επιπλέον, ο Ρόσενμπεργκ κι ο Γκάι (1976) αναγνώρισαν συνδεδετικούς δεσμούς ανάμεσα στα μακροοικονομικά στοιχεία και το βήτα μιας επιχείρησης. Ο Φαμπόζι κι ο Φρανσίς (1978,1979) έκαναν έρευνα για τα τυχαίως μεταβαλλόμενα βήτα και για τις μακροοικονομικές δομικές μεταβολές στο μέσο επίπεδο του βήτα και προσέφεραν ισχυρές ενδείξεις για να υποστηρίξουν την αστάθεια των βήτα συντελεστών.

Συνδυαστικά με τις παραπάνω μελέτες, πιο πρόσφατες δουλειές επίσης έχουν προσφέρει ενδείξεις, όσον αφορά την αστάθεια του συντελεστή βήτα, τόσο για της αναπτυγμένες όσο και για τις αναπτυσσόμενες χώρες, συμπεριλαμβανομένων των Ηνωμένων Πολιτειών, της Τουρκίας, της Κορέας, της Φινλανδίας, της Μαλαισίας, του Χονγκ Κονγκ, της Ινδίας, της Σουηδίας κ.ο.κ. Για παράδειγμα, οι μελέτες που διεξήχθησαν από τους, Kim και Zumwalt (1979), Sunder (1980), Alexkaiier και Chervany (1980), Theobald (1981), Chen (1982), Bos και Newbold (1984), Kryzanowski και To (1984), Rahman, Kryzanowski και Sim (1987), Collins et al. (1987), Ledolter και Rayburn (1987), Faff, Lee και Fry (1992), Brooks, Faff και Lee (1992,1994), Kim (1993), Kok (1992,1994), Wells (1994), Bos και Fetherston (1995), Bos, Fetherston, Martikainen και Perttunen (1995), Pope και Warrington (1996), Cheng (1997), Brooks, Faff και Ariff (1997), Brooks και Faff (1998), Abuzar και Shah (2002), OdabaGi (2000, 2002, 2003a, 2003b), Aygören και SaritaG (2007), Oran και SoytaG (2008) και Tunçel (2009), όλες είχαν ως κοινό παρονομαστή την παρατήρηση ότι οι βήτα συντελεστές είναι παντελώς ασταθείς.

Πιο συγκεκριμένα, οι μελέτες σχετικά με την Τουρκία επεξηγούνται με λεπτομέρεια παρακάτω:

Ο Οντάμπασι (2000) ερεύνησε τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα εκατό κοινών μετοχών που διαπραγματεύθηκαν από το ISE για την περίοδο 1992 με 1997, χρησιμοποιώντας και εβδομαδιαία, αλλά και μηνιαία δεδομένα απόδοσης ατομικών μετοχών και χαρτοφυλακίων διαφορετικού μεγέθους. Συμπέρανε πως όσο η περίοδος της αξιολόγησης μεγαλώνει, τόσο υψηλότερη σταθερότητα παρατηρείται. Τα αποτελέσματα επίσης συνεπάγονται ότι τα χαρτοφυλάκια με πέντε ή περισσότερες μετοχές τείνουν να έχουν μεγαλύτερη σταθερότητα. Κατά τη διάρκεια της ίδιας περιόδου

περιόδου και χρησιμοποιώντας συνακόλουθα τις εβδομαδιαίες αποδόσεις από το ISE, ο Οντάμπασι (2002) βρήκε ότι η σταθερότητα των συντελεστών βήτα είναι συγκρίσιμη με εκείνες των αναπτυγμένων χωρών, που όμως το ποσοστό των ασταθών βήτα φαίνεται χαμηλότερο για τις μικρότερες περιόδους αξιολόγησης. Ο Οντάμπασι (2003α) επίσης δούλεψε με τις εβδομαδιαίες αποδόσεις συμπληρωματικά με τις μηνιαίες αποδόσεις προκειμένου να δοκιμάσει τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα από ένα δείγμα εκατό μετοχών και διαφορετικού μεγέθους χαρτοφυλάκια. Ανακάλυψε μια σημαντική διαφορά ανάμεσα στα εβδομαδιαία και τα μηνιαία βήτα. Τα αποτελέσματα κατέδειξαν ότι το διάστημα που μεσολάβησε για το οποίο οι συντελεστές βήτα εμφανίζονται ως σταθεροί, είναι δύο χρόνια για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις και τέσσερα χρόνια για τις μηνιαίες αποδόσεις. Σε μια παρόμοια μελέτη, ο Οντάμπασι (2003β) βρήκε ότι και το μεσοδιάστημα της απόδοσης και το μεσοδιάστημα της αξιολόγησης έχουν επίδραση στους συντελεστές βήτα, αλλά όχι τα μεγέθη των επιχειρήσεων.

Ο Αιγκορέν και ο Σαριτάς (2007) πρότειναν μεθόδους συσχέτισης για της αξιολογήσεις των συντελεστών βήτα, χρησιμοποιώντας τα μηνιαία δεδομένα επιστροφών των ενενήντα μετοχών, όπως παρατίθενται στο ISE, για την περίοδο-δείγμα που καλύπτει το 1994-2004. Κατέληξαν ότι οι μεγάλες περίοδοι, όπως των οκτώ με εννέα χρόνων, δίνουν καλύτερες αξιολογήσεις για τους συντελεστές βήτα.

Ο Οράν κι ο Σοιτάς (2008) βρήκαν ενδείξεις σημαντικών σχέσεων μεταξύ αποδόσεων αγοράς, όσο και της ατομικής μετοχής και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μαζί. Επιπλέον, βρήκαν στοιχεία ότι αυτές οι σχέσεις δεν φαίνονται να είναι σταθερές.

Ο Τουνσέλ (2009) εξέτασε την ύπαρξη επιρροής στις αποδόσεις στο ISE για την περίοδο 2000-2007. Συμπέρανε ότι η σταθερότητα του βήτα είναι υπαρκτή στο ISE και δεν υπάρχει καμία επιρροή της περιόδου αξιολόγησης στην σταθερότητα, ενώ υπάρχει σημαντική διαφορά ανάμεσα στους εβδομαδιαίους και τους καθημερινούς συντελεστές βήτα σ' αυτή την περίοδο.



## 2.2 Μελέτες που αφορούν τη Συμπεριφορά των REIT συντελεστών βήτα

Η προαναφερθείσα βιβλιογραφία που δείχνει στοιχεία στην αστάθεια των βήτα, συμπεριλαμβάνει γενικά μελέτες που εξετάζουν τους συντελεστές βήτα χωρών, τομέων, χαρτοφυλακίων και ατομικών μετοχών. Εκτός από αυτές, υπάρχουν επίσης και μελέτες που επικεντρώνονται κυρίως στην συμπεριφορά των REIT συντελεστών βήτα πιο συγκεκριμένα, αποτελώντας ένα μικρό μέρος της βιβλιογραφίας ειδικότερα στις αναπτυσσόμενες χώρες.

Ο Γκιούρκο κι ο Λίνερμαν (1988) χρησιμοποίησαν ένα τροποποιημένο CAPM για να συγκρίνουν την τριμηνιαία απόδοση των συντελεστών βήτα REIT, με το S&P 500 και τα ομόλογα για την περίοδο 1972-1986. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν σημαντικές θετικές συσχετίσεις ανάμεσα στα REIT και την αγορά μετοχών. Ο Σάγκαλιν (1990) χρησιμοποίησε τριμηνιαία δεδομένα από το 1973 έως το 1987, προκειμένου να υπολογίσει το CAPM, και βρήκε χαμηλότερο συντελεστή προσδιορισμού ανάμεσα στον S&P 500 και τα REIT κατά τη διάρκεια των περιόδων υψηλής ανάπτυξης συγκριτικά με τις περιόδους χαμηλής ανάπτυξης. Στον Σάγκαλιν (1990), τα αποτελέσματα του τεστ Chow δείχνουν ότι οι συντελεστές βήτα έχουν σημαντική δομική μεταβολή. Επίσης, ο Γκλάσκοκ (1991) υποστήριξε ότι οι συντελεστές βήτα REIT μεταβάλλονται με τις συνθήκες της αγοράς: οι συντελεστές βήτα είναι υψηλότεροι όταν οι αγορές ανεβαίνουν και χαμηλότεροι όταν οι αγορές κινούνται πτωτικά. Το συγκεκριμένο μέρος της μελέτης προτείνει τον συστηματικό κίνδυνο, ότι οι συντελεστές βήτα CAPM και REIT ίσως να μην είναι σταθεροί.

Επιπρόσθετα, υπάρχουν μελέτες που μοιράζονται μια γενική γνώμη ενός φθίνοντος συντελεστή βήτα REIT. Ο Μάκιντος, ο Λιάνγκ και ο Τόμπκινς (1991) υπήρξαν οι πρώτοι που ανίχνευσαν μια φθίνουσα πορεία στους EREIT συντελεστές βήτα (Equity REIT) κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου του 1974 με 1983. Ο Κου, ο Χάρτζελ και ο Χόεσλι (1993) επέκτειναν την περίοδο δείγματος του Μάκιντος, Λιάνγκ και Τόμπκινς από το 1970 έως το 1989, και προσέφεραν συμπληρωματικές ενδείξεις μιας χρονικής πτώσης στους συντελεστές βήτα EREIT. Ο Γκος, ο Μάιλς και ο Σίρμανς (1996) προσδιόρισαν τη συσχέτιση ανάμεσα στον δείκτη REIT και τις πτώσεις του S&P 500 από 0.770 το 1985-

1987 σε 0.401 το 1994-1996, δείχνοντας τη σχέση ανάμεσα στους συντελεστές βήτα REIT και την αγορά μετοχών και πως ο συστηματικός κίνδυνος των REIT μπορεί να είναι χρονικά μεταβαλλόμενος και να φθίνει. Liang, McIntosh και Webb (1995), Clayton και Mackinnon (2001 και 2003), Tsai, Chen και Sing (2007 και 2008) και Hoesli και Camilo (2007) είναι οι υπόλοιποι που βρήκαν στοιχεία για μια φθίνουσα ροπή στους συντελεστές βήτα REIT.

Συγκεκριμένα, ο Τσάι, ο Τσεν και ο Σινγκ (2007) εξήγησαν την πτώση των συντελεστών βήτα REIT με μια άποψη της συμπεριφοράς χρηματοδότησης. Οι επενδυτές ενδέχεται να αντιμετωπίζουν τους συντελεστές REIT όπως οι κανονικές μετοχές επιδρούν στο να συμπεριφέρονται οι REIT περισσότερο ως μετοχές παρά ως πραγματική ακίνητη περιουσία. Όσο περνάει ο χρόνος, οι άνθρωποι συνειδητοποιούν όλο και περισσότερο τι πραγματικά είναι οι REIT και πως τα χαρακτηριστικά της ροής του ρευστού και του πληθωρισμού-αντιστάθμισης των REIT είναι διαφορετικά από τις άλλες εγγυήσεις. Γι' αυτό, όσο περισσότερο ασφαλίζεται η πραγματική ακίνητη περιουσία, τόσο περισσότεροι επενδυτές συνειδητοποιούν τι είναι η ασφάλιση των κεφαλαίων, και πως τόσο περισσότερο θα συμπεριφέρονται σύμφωνα με το αναφερθέν κεφάλαιο, δηλαδή την ακίνητη περιουσία. Παρομοίως, ο Κου, ο Χάρτζελ και ο Χόεσλι (1993) αποδίδουν τη φθίνουσα πορεία για τους συντελεστές βήτα REIT στην αύξουσα πληροφόρηση σχετικά με την ασφαλιζόμενη πραγματική ακίνητη περιουσία ανάλογα με την κατηγοριοποίηση του κεφαλαίου.

Επιπλέον, ο Χόεσλι και ο Κάμιλο (2007) εξέτασαν τη συμπεριφορά των συντελεστών βήτα REIT σε δεκαέξι κράτη συμπεριλαμβανομένων των Ηνωμένων Πολιτειών και τα βήτα βρέθηκαν γενικά να κατέρχονται κατά το περάς της περιόδου 1990-2004. Δύο υποπερίοδοι (1990-1997 και 1997-2004) καθορίστηκαν και η μεταβολή στις αξίες της μέσης τιμής των συντελεστών βήτα εξετάστηκε στην μελέτη τους. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι από τις δεκαέξι χώρες που μελετήθηκαν, οι δέκα παρουσίασαν μια σημαντική μεταβολή στον βήτα από την πρώτη υποπερίοδο στην δεύτερη και από τις δέκα χώρες που οι συντελεστές τους βήτα διαφέρουν από την μία υποπερίοδο στην άλλη, εννέα από αυτές γνώρισαν πτώση στους συντελεστές βήτα.

## 2.3 Μελέτες που αφορούν τη Μοντελοποίηση και την Αξιολόγηση των Συντελεστών Βήτα

Ένας αριθμός διαφορετικών τεχνικών έχει αναδυθεί στις πρόσφατες βιβλιογραφίες από τις οποίες, μια ενδέχεται να καθορίσει και να αξιολογήσει τους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές βήτα. Ανάμεσα σ' αυτές τις τεχνικές που προτάθηκαν στη βιβλιογραφία, δύο σημασιολογικά διαφορετικές προσεγγίσεις μοντελοποίησης μπορούν να αναγνωρισθούν: (α) τα οικονομετρικά μοντέλα που καθορίζουν τη διακύμανση του χρόνου στους συντελεστές βήτα ως μια λειτουργία παρατηρήσιμων οικονομικών μεταβλητών και (β) τα μοντέλα χρονοσειρών που παρέχουν αξιολογήσεις των σειρών βήτα αντλούμενα από την πιθανή εσωτερική δομή στα δεδομένα.

Η ιδέα των οικονομετρικών μοντέλων είναι να λάβουν υπ' όψιν τις κινητήριες δυνάμεις των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα και συνακόλουθα να τις ενσωματώσουν σε ένα πλαίσιο μοντέλου. Με άλλα λόγια, ο συντελεστής βήτα μοντελοποιείται και αξιολογείται ως μια λειτουργία των οικονομικών μεταβλητών που (θεωρητικά) πληροί τις προϋποθέσεις για να εξηγήσει τη χρονική μεταβολή. Για παράδειγμα, ο Άμπελ και ο Κρούγκερ (1989) μοντελοποίησαν το βήτα από την άποψη των μακροοικονομικών μεταβλητών, όπως τα επιτόκια, τα δημοσιονομικά ελλείμματα, τα εμπορικά ελλείμματα, τον πληθωρισμό και τις τιμές του πετρελαίου. Εννοιολογικά συγκρίσιμες μελέτες είναι του Σάνκεν (1990) όπως και των Φαφ και Μπρούκς (1998). Από την άλλη πλευρά, τα μοντέλα χρονοσειρών παρέχουν υπολογισμούς των σειρών βήτα κατά το πέρασ του χρόνου, επιτρέποντας την εξέταση και την ανάλυση της χρονικά μεταβαλλόμενης συμπεριφοράς των συντελεστών βήτα. Ανάμεσα στις προφανείς τεχνικές της μοντελοποίησης των προσεγγίσεων σχετικά με τις χρονοσειρές είναι το Γενικευμένο Αυτοπαλίνδρομο με συμβατική Ετεροσκεδαστικότητα μοντέλο (M-GARCH), το μοντέλο των Schwert και Seguin και ο αλγόριθμος-φίλτρο του Κάλμαν. Οι μελέτες που αφορούν αυτές τις τεχνικές αξιολόγησης των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα αναφέρονται ενδελεχώς στους ακόλουθους υποτομείς.

## 2.4 Μελέτες των Συντελεστών Βήτα υπό όρους βασισμένες στο μοντέλο GARCH

Το Γενικευμένο Αυτοπαλίνδρομο με συμβατική Ετεροσκεδαστικότητα μοντέλο, που για πρώτη φορά προτάθηκε από τον Μπόλερσλεβ (1990), αντλεί τις χρονοσειρές των βήτα έμμεσα από τους υπολογισμούς τόσο της χρονικά μεταβαλλόμενης υπό όρους συνδιακύμανσης της ασφάλειας και των αποδόσεων αγοράς, όσο και της χρονικά μεταβαλλόμενης διακύμανσης των αποδόσεων αγοράς. Η προσέγγιση που επικεντρώνεται στο μοντέλο GARCH χρησιμοποιήθηκε σε ποικίλες μελέτες συμπεριλαμβανομένων των Μπρον κ.α. (1995), Γιαννόπουλο (1995), McClain et al. (1996), Gonzales- Rivera (1996), Brooks et al. (1997b), Brooks et al. (1998), Lie et al. (2000), Faff et al. (2000), Brooks et al. (2002), Li (2003) και Marti (2006).

Braun et al. (1995): χρησιμοποίησαν ένα διμεταβλητό μοντέλο EGARCH για να αξιολογήσει τους υπό συνθήκη όρους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές βήτα ενός συνόλου χαρτοφυλακίων περιλαμβάνοντας διαφορετικούς επιχειρηματικούς κλάδους. Τα δεδομένα ήταν οι μηνιαίες αποδόσεις των Ηνωμένων Πολιτειών κατά την περίοδο 1926 με 1990. Συνέκριναν τους συντελεστές του βήτα EGARCH με εκείνους που παράχθηκαν με την πρόκληση παλινδρομήσεων και κατέληξε ότι τα δύο μέτρα είναι εντυπωσιακά παρόμοια.

Giannopoulos (1995): χρησιμοποίησε ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH-in-mean για να αξιολογήσει τις ιδιότητες πρώτα των χρονοσειρών του συνολικού κινδύνου των αποδόσεων ασφαλείας και δευτερευόντως τα συστηματικά και μη συστηματικά συστατικά του συνολικού κινδύνου. Ο συγγραφέας δοκίμασε τις εβδομαδιαίες αποδόσεις της αγοράς μετοχών για δεκατρείς χώρες κατά την περίοδο 1984 με 1993. Τα αποτελέσματα που συλλέχτηκαν αποκάλυψαν ότι για τις περισσότερες χώρες, περίπου τα τρία τέταρτα της μεταβλητότητας της αγοράς μπορεί να αποδοθεί σε συγκεκριμένα γεγονότα της χώρας, ενώ μόνο το ένα τέταρτο μπορεί να αποδοθεί στον συστηματικό παράγοντα. Παρόλα αυτά. Το συστηματικό συστατικό του κινδύνου ήταν ασταθές με το πέρασ του χρόνου και σε κάποιες περιόδους, όπως την κατάρρευση του 1987, οι διεθνείς

παράγοντες αποτέλεσαν έναν πρωταρχικό κατευθυντήριο παράγοντα συνολικού κινδύνου.

McClain et al. (1996): χρησιμοποίησαν ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH για να υπολογίσει τον κίνδυνο σε μια ομάδα από βιομηχανικές επιχειρήσεις ορυκτού πλούτου στις Ηνωμένες Πολιτείες, βασισμένο σε δεδομένα μηνιαίων αποδόσεων κατά την περίοδο 1926 με 1990. Η γενική του κατάληξη είναι ότι η βιομηχανία ορυκτού πλούτου αποτελεί βιομηχανία υψηλού κινδύνου σχετικά με την αγορά και ο κίνδυνος φαίνεται να ποικίλλει σημαντικά στο πέρασ του χρόνου, που βασίζεται στο μέγεθος και τη διακύμανση των υπό όρους συντελεστών βήτα.

Gonzales-Rivera (1996): δοκίμασαν το υπό όρους CAPM σε σχέση με το υπό συνθήκη residual risk μοντέλο χρησιμοποιώντας τα εβδομαδιαία δεδομένα των τιμών μετοχής της βιομηχανίας υπολογιστικών μέσων κατά την περίοδο 1962-1987. Η μεταβλητότητα σ' αυτά τα μοντέλα συνοψίζεται με τη χρήση του διμεταβλητού μοντέλου GARCH-in-mean, το οποίο παρουσιάστηκε για να προσφέρει ισχυρότερη απόδοση πάνω σε μία μονοπαραγοντική προδιαγραφή GARCH. Τα αποτελέσματα που παράχθηκαν προτείνουν ότι, οι θεωρίες που βασίζονται στον υπολειπόμενο κίνδυνο, διαθέτουν μια ανώτερη ικανότητα να εξηγήσουν τις αποδόσεις μιας μετοχής που αξιώνονται σε σύγκριση με το CAPM.

Brooks et al. (1997β): αξιολόγησαν την επίδραση της οργανωτικής μεταβολής σχετικά με τον κίνδυνο και τις αποδόσεις στον τραπεζικό τομέα των Ηνωμένων Πολιτειών, χρησιμοποιώντας καθημερινά δεδομένα κατά το πέρασ της περιόδου από το 1976 έως το 1994. Ο συστηματικός κίνδυνος σ' αυτό το χαρτί προσδιορίζεται από συντελεστές βήτα υπό όρους, οι οποίοι αξιολογήθηκαν χρησιμοποιώντας μια διμετάβλητη προδιαγραφή του μοντέλου M-GARCH. Οι 18 μείζονες τράπεζες των Ηνωμένων Πολιτειών που αναλύθηκαν σ' αυτή τη μελέτη, προσδιόρισαν ότι η επίδραση της κανονιστικής μεταβολής είναι συγκεκριμένη κατά περίπτωση. Επιπλέον, μια σύγκριση της υποπεριόδου ανάμεσα στους υπολογισμούς των συντελεστών βήτα και των υπό όρους βήτα αποκάλυψε ότι η προηγούμενη συνθήκη δυνητικά απορρίπτει σημαντικές πληροφορίες σχετικά με την μεταβλητότητα των βήτα.

Lie et al. (2000): εφάρμοσαν το MGARCH και τις προσεγγίσεις του φίλτρου Kalman σχετικά με τη ρύθμιση της ισορροπίας στον κίνδυνο που επιφυλάσσεται για τους συντελεστές βήτα, σ' ένα δείγμα δεκαπέντε επιχειρηματικών κλάδων στην Αυστραλία για την περίοδο 1980-1996. Η μελέτη τους κατέληξε στο συμπέρασμα ότι λαμβάνει χώρα σημαντική μεταβλητότητα κινδύνου σ' όλο το μήκος του δείγματος της περιόδου και ότι οι τεχνικές μοντελοποίησης αποδίδουν καλά, και, ιδιαίτερα, η προσέγγιση του φίλτρου Kalman είναι προτιμότερη.

Faff et al. (2000): αξιολόγησαν τον χρονικά μεταβαλλόμενο συστηματικό κίνδυνο τριάντα δύο διαφορετικών βιομηχανικών τομέων στο Ηνωμένο Βασίλειο με τη χρήση των μοντέλων EGARCH και threshold ARCH (TARCH), για την περίοδο 1969-1998. Τα αποτελέσματα της μελέτης τους εκφράζουν ότι οι συντελεστές βήτα του μοντέλου αγοράς είναι ασταθείς και πως, οι βήτα που αξιολογήθηκαν χρησιμοποιώντας τον αλγόριθμο του φίλτρου Kalman είναι συνεπώς πιο αποτελεσματικοί από όλες τις άλλες μεθόδους. Από την άλλη πλευρά, συμπέραναν ότι μια συνδυασμένη μέθοδος που ενσωματώνει πληροφορίες, οι οποίες περιέχονται στην υπό όρους μεταβλητότητα των αποδόσεων των κεφαλαίων μέσα στον αλγόριθμο του φίλτρου Kalman θα ήταν κατά πολύ περισσότερο δυνατή από τη μέθοδο αξιολόγησης χωριστά.

Brooks et al. (2002): εξέτασαν τρεις διαφορετικές τεχνικές για την αξιολόγηση των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα: το διμετάβλητο μοντέλο GARCH, τη προσέγγιση των Schwert και Seguin, και τη μέθοδο φίλτρου Kalman. Αυτές οι προσεγγίσεις εφαρμόστηκαν σε μηνιαία δεδομένα που πάρθηκαν από το δείκτη Morgan Stanley κατά την περίοδο 1970 με 1995 και τις σχετικές αποδόσεις που συγκρίθηκαν. Οι δοκιμές των εντός δείγματος προγνώσεων καθεμιάς από αυτές τις μεθόδους για την παραγωγή των υπό όρους συντελεστών βήτα προτείνουν ότι οι αξιολογήσεις κινδύνου που βασίστηκαν στο GARCH παράγουν χαμηλότατο σφάλμα προγνώσεων, παρόλο που αυτές δεν είναι απαραίτητα λιγότερο σημαντικές από αυτές που παράγονται από άλλες εφαρμοζόμενες τεχνικές.

Li (2003) : μελέτησε τον κίνδυνο των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια των τομέων της Νέας Ζηλανδίας μέσω της ανάλυσης καθημερινών δεδομένων από τις 3 Ιανουαρίου του 1997 έως τις 28 Αυγούστου του 2002. Σ' αυτό το

φυλλάδιο, οι προηγούμενες αναλύσεις των τριών σημαντικότερων τεχνικών μοντελοποίησης επεκτάθηκαν, ώστε να συμπεριλάβουν το μοντέλο στοχαστικής μεταβλητότητας και την προσέγγιση των Schwert και Seguin, βασισμένη στο μοντέλο στοχαστικής μεταβλητότητας. Οι ενδείξεις που παράχθηκαν προσδιορίζουν καθαρά ότι οι συντελεστές βήτα όλων των βιομηχανικών χαρτοφυλακίων της Νέας Ζηλανδίας είναι επίσης ασταθείς. Βρέθηκε ότι, στην περίπτωση των εντός δείγματος προγνώσεων, το μοντέλο στοχαστικής μεταβλητότητας αποτελεί την βέλτιστη τεχνική, ενώ το μοντέλο GARCH είναι το πιο ευνοϊκό για τις εκτός δείγματος προγνώσεις, σε αντίθεση με την προηγούμενη εργασία σε άλλες χώρες που ενισχύει την προσέγγιση του φίλτρου Kalman ως προτιμητέα.

Marti (2006): συνέκρινε την ακρίβεια των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα με διαφορετικές τεχνικές που αξιολογήθηκαν με διαφορετικές τεχνικές και εκτίμησε την επίδρασή τους στα αποτελέσματα των διατομικών δοκιμών στο CAPM. Οι υπολογισμοί πραγματοποιήθηκαν με μηνιαία δεδομένα από το χαρτοφυλάκιο της βιομηχανίας των Ηνωμένων Πολιτειών κατά την περίοδο 1980 με 2005. Οι τεχνικές μοντελοποίησης που σκέφτηκαν είναι τα rolling regressions, τα μοντέλα GARCH, το φίλτρο Kalman, το μοντέλο των Schwert και Seguin, ένα μοντέλο μακροοικονομικών μεταβλητών και ένα ασύμμετρο μοντέλο συντελεστή βήτα. Τα αποτελέσματα προσδιόρισαν ότι στις δοκιμές των χρονοσειρών, το φίλτρο Kalman με έναν συντελεστή βήτα που συγκεκριμενοποιείται ως ένας τυχαίος περίπατος, παρέχει τα πιο ακριβή αποτελέσματα. Επιπλέον, αυτοί οι συντελεστές βήτα παρέχουν υποστηρικτικά στοιχεία στην αξιοπιστία του υπό όρους CAPM, καθώς είναι στατιστικά σχετιζόμενα με το αντιπροσωπευτικό δείγμα των μετοχικών αποδόσεων.

Choudhry και Wu (2007) : εξέτασαν την προγνωστική ικανότητα τεσσάρων διαφορετικών μοντέλων GARCH, και της μεθόδου φίλτρου Kalman. Τα τέσσερα εφαρμοσμένα μοντέλα GARCH είναι τα διμετάβλητα μοντέλα GARCH, BEKK GARCH, GARCH-GJR και GARCH-X. Οι συγγραφείς επίσης συνέκριναν την προγνωστική ικανότητα των μοντέλων GARCH και της μεθόδου φίλτρου Kalman. Τα σφάλματα προγνωστικότητας που βασίστηκαν στις προβλέψεις εβδομαδιαίων μετοχικών αποδόσεων εταιριών του Ηνωμένου Βασιλείου (βασισμένες στους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές βήτα)

χρησιμοποιήθηκαν για να αξιολογηθεί η εκτός δείγματος προγνωστική ικανότητα και των μοντέλων GARCH και της μεθόδου Kalman. Τα ευρήματα της μελέτης έδειξαν ότι οι μετρήσεις των προγνωστικών σφαλμάτων έκδηλα υποστηρίζουν την προσέγγιση φίλτρου Kalman.

Mergner και Bulla (2008): ερεύνησαν τη χρονικά μεταβαλλόμενη συμπεριφορά του συστηματικού κινδύνου για 18 πανευρωπαϊκούς τομείς. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα κατά την περίοδο 1987 με 2005, έξι διαφορετικές τεχνικές μοντελοποίησης εφαρμόστηκαν μαζί με ένα σταθερό διμεταβλητό t-GARCH(1,1) μοντέλο, δύο προσεγγίσεις βασισμένες στο φίλτρο Kalman, ένα διμετάβλητο μοντέλο στοχαστικής μεταβλητότητας που αξιολογήθηκε μέσω της αποτελεσματικής τεχνικής πιθανοτήτων Monte Carlo. Μία σύγκριση των αποδόσεων εκ των προτέρων προγνωστικότητας διαφορετικών μοντέλων προσδιορίζει ότι η διαδικασία του Τυχαίου Περιπάτου, συνδυαστικά με το φίλτρο Kalman αποτελεί το προτιμότερο μοντέλο για την περιγραφή και την πρόγνωση της χρονικά μεταβαλλόμενης συμπεριφοράς των τομών βήτα σε Ευρωπαϊκό περιεχόμενο.

## **2.5 Μελέτες σχετικά με τους υπό όρους συντελεστές βήτα, βασισμένες στους Schwert και Seguin.**

Ως μια εναλλακτική στην προσέγγιση GARCH για τον υπολογισμό των υπό όρους βήτα, οι Schwert και Senguin (1990) πρότειναν ένα μοντέλο ενιαίου συντελεστή ετεροδιασκεδαστικότητας μετοχικών αποδόσεων και το ενσωμάτωσαν σε ένα προσαρμοσμένο market model το οποίο παρέχει εκτιμήσεις σχετικά με τον χρονικά μεταβαλλόμενο κίνδυνο της αγοράς. Οι συγγραφείς δοκίμασαν μηνιαία κατά κατάταξη μεγέθους χαρτοφυλάκια των Ηνωμένων Πολιτειών, κατά την περίοδο δείγματος 1927 έως 1986. Τα ευρήματα τους πρότειναν ότι η ανικανότητα των προηγούμενων ερευνών να επαληθεύσουν το μοντέλο CAPM ίσως να έγκειται στην αποτυχία να υπολογισθεί η ετεροδιασκεδαστικότητα στις μετοχικές απολαβές. Σε συνδυασμό με τις μελέτες που αναφέρθηκαν, κι άλλες έρευνες που χρησιμοποίησαν την προσέγγιση των Schwert και



Seguin (1990), συμπεριλαμβάνουν τους Koutmos et al. (1994), Episcopos (1996), Haddad (2007) και Liow(2007).

Koutmos et al. (1994): εφάρμοσαν τη μέθοδο των Schwert και Seguin για τον υπολογισμό των υπό όρους συντελεστών βήτα στους δείκτες μετοχών δέκα βιομηχανικών κρατών, χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα για την περίοδο 1976 έως 1991. Τα ευρήματα τους προσδιόρισαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος συντίθεται από ένα σταθερό κι ένα χρονικά μεταβαλλόμενο στοιχείο κι ο συστηματικός κίνδυνος μεγάλων αγορών κεφαλαιοποίησης μεταβάλλεται αντιστρόφως ανάλογα με τη μεταβλητότητα της παγκόσμιας αγοράς και το αντίστροφο.

Episcopos (1996): επίσης χρησιμοποίησε τη μεθοδολογία Schwert και Seguin για να υπολογίσει τους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές βήτα για χαρτοφυλάκια καναδικών μετοχών, χρησιμοποιώντας καθημερινά δεδομένα κατά την περίοδο 1990 με 1994. Ο συγγραφέας συμπέρανε ότι οι χρονικά μεταβαλλόμενοι συντελεστές βήτα διαφέρουν κατά πολύ από σταθερούς συντελεστές βήτα και ότι η επέκταση ανάμεσα στα βήτα των ασφαλών και των επισφαλών χαρτοφυλακίων υποδεικνύει, ενδέχεται να αυξηθεί κατά τις περιόδους αυξημένης συνολικής μεταβλητότητας στην αγορά.

Haddad (2007): ερεύνησε το βαθμό της αντοχής της μεταβλητότητας (volatility persistence) και τη χρονική μεταβαλλόμενη συμπεριφορά του συστηματικού κινδύνου για δύο αιγυπτιακά χαρτοφυλάκια μετοχών για την περίοδο 2001 με 2004, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Schwert και Seguin. Τα αποτελέσματα του πρότειναν ότι το χαρτοφυλάκιο των μικρών μετοχών παρουσιάζει διαφορά στην volatility persistence και στη μεταβλητότητα του χρόνου. Υπάρχουν επίσης ενδείξεις ότι η volatility persistence του κάθε χαρτοφυλακίου και ο συστηματικός του κίνδυνος σχετίζονται σε θετικό βαθμό και οι συστηματικοί κίνδυνοι των διαφορετικών χαρτοφυλακίων τείνουν να κινούνται σε διαφορετική κατεύθυνση κατά τη διάρκεια των περιόδων αυξημένης μεταβλητότητας αγοράς.

Liow (2007): αξιολόγησε δύο σειρές χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα (i.e έναν βήτα σχετικό με την παγκόσμια αγορά ακινήτων και έναν βήτα σχετικό με την παγκόσμια αγορά μετοχών) καθένας από τη χρονικά μεταβαλλόμενη διαδικασία μεταβλητότητας,

που παράχθηκε από τη μέθοδο των Schwert και Seguin (1990). Τα αποτελέσματα επίσης προσδιόρισαν ότι η μεταβλητότητα της αγοράς ασφαλείας της παγκόσμιας ακίνητης περιουσίας έχει θετική επίδραση στους χρονικά μεταβαλλόμενους συντελεστές βήτα της ασφαλούς αγοράς της παγκόσμιας ακίνητης περιουσίας της Ασίας-Ειρηνικού, Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρης και Μαλαισίας, και αρνητική επίδραση στους συντελεστές βήτα της ασφαλούς αγοράς των ακίνητων περιουσιών της Ευρώπης και του Ηνωμένου Βασιλείου.

## 2.6 Μελέτες των υπό όρους Συντελεστών Βήτα βασισμένες στο φίλτρο Kalman

Το φίλτρο Kalman αναδρομικά υπολογίζει τις σειρές βήτα από ένα αρχικό σύνολο προτεραιοτήτων, παράγοντας μια σειρά από υπό όρους συντελεστές άλφα και βήτα στο μοντέλο αγοράς. Συμπεριλαμβανομένων των προαναφερθεισών μελετών, κι άλλες έρευνες που εφαρμόζουν τη μέθοδο φίλτρου Kalman εκφράζονται από τους Black et al. (1992), Wells (1994), Hillier (2002), Yao και Gao(2004) και Ebner και Neumann (2005).

Black et al. (1992): χρησιμοποίησαν τη μέθοδο Kalman για να τεστάρουν την απόδοση των μεγάλων οργανισμών του Ηνωμένου Βασιλείου κατά την περίοδο 1980 με 1989, βασίζοντας τις έρευνες σε μηνιαία δεδομένα. Οι συγγραφείς βρήκαν ότι οι εταιρίες παρουσίασαν επενδυτικές ευκαιρίες στους επενδυτές, οι οποίες ξεπερνούσαν αποδοτικά τη στρατηγική «Αγόρασε και Κράτα».

Wells (1994): χρησιμοποίησε την τεχνική Kalman για να αξιολογήσει μια δυναμική εκδοχή του μοντέλου αγοράς, η οποία επέτρεπε στους συντελεστές άλφα και βήτα να έχουν σχέση με τις παλιές τους αξίες. Τα δεδομένα που μελετήθηκαν ήταν μηνιαίες αποδόσεις για το εμπόριο μετοχών στο Χρηματιστήριο της Στοκχόλμης κατά την περίοδο 1971 με 1991. Έγινε έλεγχος σε διαφορετικές σχέσεις και τα αποτελέσματα της μελέτης δεν εντόπισαν κάποιον νικητή, παρόλο που το μοντέλο Τυχαίου Περιπάτου προτιμήθηκε.

Hillier (2002): ερεύνησε τρεις πιθανές διαδικασίες με τις οποίες οι συντελεστές βήτα των αμοιβαίων κεφαλαίων ενδέχεται να αναπτυχθούν εν καιρώ και να επιβάλλουν τρία

διαφορετικά χρονικά μεταβαλλόμενα μοντέλα στα βήτα των αμοιβαίων κεφαλαίων , χρησιμοποιώντας τον αλγόριθμο φίλτρου Kalman, με ένα μοντέλο AR(1) κι ένα μοντέλο τυχαίου περιπάτου. Τα αποτελέσματα του, πάνω σε όλα τα κεφάλαια στο δείγμα, έδειξαν μια ισομερή κατανομή ανάμεσα στο μοντέλο τυχαίου συντελεστή και το μοντέλο τυχαίου περιπάτου.

Υao και Gao (2004): εξέτασαν τη φόρμα του συστηματικού κινδύνου στις αποδόσεις των μετοχών της αυστραλιανής βιομηχανίας. Πρότειναν αρκετά μοντέλα χρονικών μεταβαλλόμενων συντελεστών βήτα, συμπεριλαμβανομένων των προδιαγραφών των μοντέλων τυχαίου περιπάτου, τυχαίου συντελεστή, ARMA(1,1) και ενός μοντέλου MA με της προσέγγισης φίλτρου Kalman. Βρήκαν ότι οι συντελεστές βήτα του χαρτοφυλακίου της βιομηχανίας είναι ασταθείς και η διακύμανση του συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου της βιομηχανίας είναι είτε τυχαία ή mean-reverting.

Ebner και Neumann (2005): αξιολόγησαν μια rolling regression, ένα φίλτρο Kalman τυχαίου περιπάτου και ένα ευέλικτο μοντέλο ελάχιστων τετραγώνων για ατομικές γερμανικές μετοχές, για τον υπολογισμό του βήτα. Τα αποτελέσματα τους υποστήριξαν το τελευταίο μοντέλο με την σημαντική βελτίωση της ακρίβειας των υπολογισμών των συντελεστών βήτα. Επιπλέον, βρήκαν ενδείξεις ότι, παρά το γεγονός ότι χρησιμοποιείται ευρέως από τους επαγγελματίες, και σε ακαδημαϊκές έρευνες επίσης, η rolling regression είναι ακόμα χειρότερη από τους σταθερούς συντελεστές βήτα, όπως υπολογίζεται από τα OLS.

## Κεφάλαιο 3 – Μεθοδολογία Έρευνας και Ερευνητικοί Στόχοι

Στο τμήμα αυτό της διπλωματικής παρουσιάζουμε το θεωρητικό υπόβαθρο των στατιστικών μεθόδων που θα χρησιμοποιήσουμε καθώς και τους ερευνητικούς μας στόχους.

### 3.1 Θεωρητικό υπόβαθρο

Το θεωρητικό υπόβαθρο σχετίζεται με τους στατιστικούς ελέγχους και τεχνικές που χρησιμοποιήσαμε. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήσαμε τις μεθόδους της περιγραφικής στατιστικής, της ανάλυσης συσχετίσεων, του ελέγχου κανονικότητας Kolmogorov καθώς και της ανάλυσης παλινδρόμησης. Επίσης, παρουσιάζονται οι έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας, αυτοσυσχέτισης και πολυσυγγραμμικότητας.

#### 3.1.1 Περιγραφική Στατιστική

Στη περιγραφική στατιστική περιγράφονται τα διάφορα στατιστικά στοιχεία μετά από συλλογή και ταξινόμηση κατά ομάδες των στατιστικών δεδομένων τα οποία ακολούθως παρουσιάζονται υπό μορφή ανάλυσης σε πίνακες, διαγράμματα με χαρακτηριστικές τιμές, ή ιδιότητες. Στην περιγραφική στατιστική ανήκουν και τα βασικά στατιστικά μέτρα, όπως μέσος όρος, τυπική απόκλιση, ελάχιστο μέγιστο κτλ (Ιωαννίδης, 2009).

#### 3.1.2 Έλεγχος Κανονικότητας Jarque-Bera

Ο έλεγχος κανονικότητας χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε αν οι τιμές μια συνεχούς μεταβλητής ακολουθεί την κανονική κατανομή. Έτσι, για να ελέγξουμε αν η κατανομή μιας μεταβλητής είναι συμβατή με την κανονική εφαρμόζουμε το συγκεκριμένο έλεγχο. Οι υποθέσεις του ελέγχου είναι:

*H<sub>0</sub>: Η υπό έλεγχο κατανομή, δε διαφέρει από την κανονική κατανομή*

*H<sub>a</sub>: Η υπό έλεγχο κατανομή, διαφέρει από την κανονική κατανομή*

Για να αποδεχτούμε τη μηδενική υπόθεση, θα πρέπει η πιθανότητα του στατιστικού ελέγχου να είναι μεγαλύτερη του 5%. Διαφορετικά, επιλέγουμε την εναλλακτική υπόθεση (Ιωαννίδης, 2009).

### **3.1.3 Ανάλυση Συσχετίσεων κατά Pearson**

Στη στατιστική, ο συντελεστής συσχέτισης Pearson είναι ένα μη-παραμετρικό μέτρο της στατιστικής εξάρτησης μεταξύ δύο μεταβλητών. Αξιολογεί το πόσο καλά μπορεί να περιγραφεί η σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών χρησιμοποιώντας μια μονότονη συνάρτηση. Εάν δεν υπάρχουν επαναλαμβανόμενες τιμές των δεδομένων, μια τέλεια συσχέτιση Pearson κατά +1 ή -1 συμβαίνει όταν κάθε μία από τις μεταβλητές είναι μια τέλεια μονότονη συνάρτηση της άλλης (Ιωαννίδης, 2009).

Το πρόσημο της συσχέτισης Pearson δείχνει την κατεύθυνση της σχέσης μεταξύ της  $X$  (ανεξάρτητη μεταβλητή) και της  $Y$  (εξαρτημένη μεταβλητή). Εάν η  $Y$  τείνει να αυξάνεται όταν η  $X$  αυξάνει, ο συντελεστής συσχέτισης Pearson είναι θετικός. Εάν η  $Y$  τείνει να μειώνεται όταν η  $X$  αυξάνει, ο συντελεστής συσχέτισης Pearson είναι αρνητικός. Μια μηδενική συσχέτιση Pearson δείχνει ότι δεν υπάρχει τάση για την  $Y$  είτε να αυξηθεί ή να μειωθεί, όταν η  $X$  αυξάνει. Η συσχέτιση Pearson αυξάνει σε μέγεθος, όταν η  $X$  και η  $Y$  είναι πιο κοντά στο να είναι τέλειες μονότονες συναρτήσεις η μία της άλλης. Όταν η  $X$  και η  $Y$  έχουν απόλυτη μονοτονική σχέση, ο συντελεστής συσχέτισης Pearson γίνεται 1 (Ιωαννίδης, 2009).

Ο συντελεστής συσχέτισης Pearson συχνά περιγράφεται ως "μη παραμετρικός." Αυτό μπορεί να έχει δύο έννοιες. Πρώτον, το γεγονός ότι μια τέλεια συσχέτιση Pearson προκύπτει όταν  $X$  και  $Y$  σχετίζονται με οποιαδήποτε μονότονη συνάρτηση, που μπορεί να αντιπαραβληθεί με τη συσχέτιση Pearson, η οποία δίνει μόνο μια τέλεια τιμή όταν  $X$  και  $Y$  σχετίζονται με μια γραμμική συνάρτηση. Η άλλη έννοια με την οποία ο συσχετισμός Pearson είναι μη παραμετρικός είναι ότι η ακριβής κατανομή της δειγματοληψίας του

μπορεί να ληφθεί χωρίς να απαιτείται γνώση της κοινής κατανομής πιθανότητας της  $X$  και  $Y$  (Ιωαννίδης, 2009).

Οι υποθέσεις του συγκεκριμένου ελέγχου συσχέτισης είναι οι εξής:

*H<sub>0</sub>: Δεν υπάρχει στατιστικώς σημαντική συσχέτιση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών*

*H<sub>a</sub>: Υπάρχει στατιστικώς σημαντική συσχέτιση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών*

Για να αποδεχτούμε τη μηδενική υπόθεση, θα πρέπει η πιθανότητα του στατιστικού ελέγχου να είναι μεγαλύτερη του 5%. Διαφορετικά, επιλέγουμε την εναλλακτική υπόθεση.

### 3.1.4 Ανάλυση Παλινδρόμησης

Ένα απλό προβλεπτικό μοντέλο είναι η ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis), η οποία αποτελεί φυσική επέκταση του συντελεστή συσχέτισης (Κάτος, 2006). Οι διαφορές με το συντελεστή συσχέτισης είναι οι εξής:

(α) χρησιμοποιείται για την πρόβλεψη των τιμών ορισμένων μεταβλητών και

(β) παρέχεται η δυνατότητα συνεκτίμησης περισσότερων από δύο ανεξάρτητων μεταβλητών.

Η βασική μαθηματική έκφραση του μοντέλου είναι της μορφής:

$$Y = \alpha X + C + \varepsilon$$

Όπου  $Y$  είναι η εξαρτημένη μεταβλητή

$X$  είναι η ανεξάρτητη

$C$  είναι η σταθερά του μοντέλου και

$\varepsilon$  είναι ο διαταραχτικός όρος (*error term*)

### 3.1.5 Ετεροσκεδαστικότητα

Στη στατιστική, μια ακολουθία ή διάνυσμα από τυχαίες μεταβλητές λέγεται ετεροσκεδαστική αν οι τυχαίες αυτές μεταβλητές έχουν διαφορετική διακύμανση. Η αντίστοιχη ιδιότητα του διανύσματος ή σειράς των τυχαίων μεταβλητών λέγεται ετεροσκεδαστικότητα (Κάτος, 2006).

Κατά τη χρήση στατιστικών τεχνικών όπως τα ελάχιστα τετράγωνα, γίνονται συνήθως υποθέσεις, όπως ότι ο όρος του λάθους έχει σταθερή διακύμανση. Αυτό ισχύει όταν οι παρατηρήσεις του όρου λάθους υποθέτουμε ότι γίνονται από πανομοιότυπες κατανομές. Η ετεροσκεδαστικότητα αποτελεί παραβίαση της υπόθεσης αυτής (Κάτος, 2006).

Η ετεροσκεδαστικότητα μπορεί να οφείλεται σε διάφορες αιτίες. Οι πιο σημαντικές είναι:

A) λόγω φυσικής ιδιότητας των μεταβλητών του υποδείγματος

B) ακραίες παρατηρήσεις (outliers) των μεταβλητών

Γ) σε λανθασμένα εξειδικευμένο υπόδειγμα

Το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας μπορεί να εντοπιστεί με τη χρήση του ελέγχου Breusch-Godfrey-Pagan. Ο έλεγχος Goldfeld-Quandt απαιτεί το διαχωρισμό του δείγματος σε δύο υποσύνολα για τα οποία μπορούμε να υποθέσουμε ότι έχουν διαφορετική διασπορά. Αυτό όμως δεν είναι πάντα δυνατό σε όλα τα υποδείγματα. Για παράδειγμα θα μπορούσε η ετεροσκεδαστικότητα να είναι της μορφής  $E(\epsilon_i^2/x_i) = z_i\alpha$ , δηλαδή να εξαρτάται από ένα πλήθος ανεξαρτήτων μεταβλητών (Κάτος, 2006). Ο έλεγχος Breusch-Pagan-Godfrey βασίζεται ακριβώς στην παραμετροποίηση της διασποράς μέσω του παραπάνω υποδείγματος. Στη περίπτωση αυτή η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας συνεπάγεται ότι όλοι οι όροι του διανύσματος  $\alpha$  πλην του σταθερού είναι στατιστικά ίσοι με το μηδέν. Έτσι αρκεί να εκτιμήσουμε το γραμμικό υπόδειγμα

$$e_i^2 = z_i\alpha + u_i$$

όπου  $e_i$  τα κατάλοιπα ελαχίστων τετραγώνων του γραμμικού υποδείγματος. Η στατιστική του ελέγχου είναι:

$$BP = \frac{ESS}{2 \left( \frac{e'e}{N} \right)^2}$$

όπου ESS είναι the explained sum of squares της προηγούμενης παλινδρόμησης. Αν υποθέσουμε ότι ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή τότε η παραπάνω στατιστική συγκλίνει κατά κατανομή στη  $\chi^2_{(k-1)}$ .

Αν όμως ο διαταρακτικός όρος δεν ακολουθεί κανονική κατανομή μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε ως στατιστική του ελέγχου (όπως και στον έλεγχο White) την ποσότητα  $N \cdot R^2$  όπου  $R^2$  ο συντελεστής προσδιορισμού της παραπάνω γραμμικής παλινδρόμησης. Υπό τη μηδενική υπόθεση η στατιστική συγκλίνει στη  $\chi^2_{(k-1)}$ . Έτσι, λοιπόν ουσιαστικά ο έλεγχος Breusch-Pagan-Godfrey είναι μια ειδική περίπτωση του ελέγχου White (Verbeek, 2008).

### 3.1.6 Αυτοσυσχέτιση

Το φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης εμφανίζεται όταν παραβιάζεται η κλασική υπόθεση περί ανεξαρτησίας των τιμών του διαταρακτικού όρου του υποδείγματος, όταν δηλαδή, κάποιες ή όλες οι διαδοχικές τιμές του σφάλματος συσχετίζονται μεταξύ τους που σημαίνει ότι η συνδιακύμανση τους είναι διάφορη του μηδενός:

$$COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) \neq 0$$

Η αυτοσυσχέτιση είναι ένα φαινόμενο που παρατηρείται συνήθως στην ανάλυση στοιχείων χρονολογικών σειρών και πιο σπάνια στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων. Η εμφάνιση αυτοσυσχέτισης που αφορά στοιχεία χρονολογικών σειρών αναφέρεται συχνά ως αυτοπαλινδρόμηση ή ως σειριακή συσχέτιση (Verbeek, 2008).

Οι λόγοι που προκαλούν την αυτοσυσχέτιση είναι οι εξής:

- A) Η εσφαλμένη αλγεβρική εξειδίκευση του υποδείγματος
- B) Η παράλειψη μιας ή περισσότερων ερμηνευτικών μεταβλητών
- Γ) Η ύπαρξη συστηματικού σφάλματος μέτρησης στις μεταβλητές
- Δ) Η εκτίμηση μέρους των παρατηρήσεων με παρεμβολή



Ε) Η κατανομή της επίδρασης ορισμένων τυχαίων γεγονότων σε περισσότερες από μιας χρονικές περιόδους.

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης μπορεί αν εντοπιστεί με τον έλεγχο Breusch-Godfrey. Οι έλεγχοι Box-Pierce και Ljung-Box υποθέτουν ότι  $E(\varepsilon/X)=0$ , το οποίο σημαίνει για παράδειγμα ότι ο πίνακας  $X$  δεν περιλαμβάνει παρελθούσες παρατηρήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής. Αν όμως η τελευταία υπόθεση δεν ικανοποιείται από το γραμμικό υπόδειγμα τότε οι στατιστικές μπορεί να μην συγκλίνουν ασυμπτωτικά στην  $\chi^2$  κατανομή. Ο έλεγχος Breusch-Godfrey έρχεται να καλύψει το κενό αυτό των παραπάνω ελέγχων (Verbeek, 2008). Ο έλεγχος διεξάγεται μέσω του βοηθητικού γραμμικού υποδείγματος

$$e_i = x_i' \delta + \zeta_1 e_{i-1} + \zeta_2 e_{i-2} + \dots + \zeta_p e_{i-p} + u_i$$

το οποίο περιέχει ως ανεξάρτητες μεταβλητές τις μεταβλητές του γραμμικού υποδείγματος και τις παρελθούσες παρατηρήσεις των καταλοίπων ελαχίστων τετραγώνων. Για να εκτιμήσουμε το παραπάνω υπόδειγμα για ένα δείγμα  $N$  παρατηρήσεων χρειαζόμαστε τις τιμές  $e_0, e_{-1}, \dots, e_{-(p+1)}$ . Είναι λογικό να θέσουμε τις τιμές αυτές ίσες με το 0, την αναμενόμενη τιμή αυτών. Θα μπορούσαμε επίσης να εκτιμήσουμε το γραμμικό υπόδειγμα για  $i = p + 1, p + 2, \dots, N$  (Verbeek, 2008). Οι δύο αυτές επιλογές είναι ασυμπτωτικά ισοδύναμες. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου είναι  $\zeta_1 = \zeta_2 = \dots = \zeta_p = 0$  δηλαδή είναι ένα F-test για τις παραμέτρους των παρελθόντων καταλοίπων. Όπως και στη περίπτωση του ελέγχου αυτοσυσχέτισης η στατιστική του ελέγχου είναι  $N \cdot R^2$ , όπου  $R^2$  ο συντελεστής προσδιορισμού της προηγούμενης παλινδρόμησης. Υπό τη μηδενική υπόθεση  $N \cdot R^2 \rightarrow \chi^2_{(p)}$

### 3.1.7 Πολυσυγγραμμικότητα

Ο όρος “πολυσυγγραμμικότητα” εισήχθη για πρώτη φορά από τον Ragnar Frisch (1934) και εκφράζει την ύπαρξη μίας ή περισσότερων, ταυτοχρόνως, γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ανεξαρτήτων μεταβλητών που συναπαρτίζουν ένα οικονομετρικό υπόδειγμα. Η ταυτόχρονη χρησιμοποίηση, σε ένα πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα, πολλών

ανεξαρτήτων μεταβλητών που συσχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους δεν οδηγεί σε βελτίωση της πληροφορίας που εμπερικλείεται στο υπόδειγμα. Ως άμεση συνέπεια του γεγονότος αυτού είναι το να μην επιτυγχάνεται ο βέλτιστος προσδιορισμός των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής (Verbeek, 2008).

Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας επηρεάζει το εύρος των τιμών του διαστήματος εμπιστοσύνης των παραμέτρων ενός υποδείγματος καθώς και την αξιοπιστία των στατιστικών ελέγχων που διενεργούνται επί των εν λόγω παραμέτρων. Επηρεάζει, επίσης, την ακρίβεια και τη σταθερότητα των λοιπών που λαμβάνουν χώρα επί του θεωρουμένου υποδείγματος. Επιπροσθέτως, δημιουργεί προβλήματα στην ερμηνεία των προκύπτων αποτελεσμάτων καθώς επίσης και στον καθορισμό του υποδείγματος (Verbeek, 2008).

Ο εντοπισμός της πολυσυγγραμμικότητας μπορεί να γίνει με την ανάλυση συσχετίσεων. Αν εντοπιστεί υψηλή αρνητική ή θετική συσχέτιση μεταξύ δύο μεταβλητών τότε θεωρούμε ότι αυτές συσχετίζονται υψηλά μεταξύ τους. Έτσι, ο εντοπισμός υψηλής συσχέτισης δημιουργεί το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας. Επιπρόσθετα, υπάρχουν και άλλοι έλεγχοι εντοπισμού της πολυσυγγραμμικότητας όπως είναι ο δείκτης VIF (Variance Inflation Factor) καθώς και ο δείκτης tolerance. Αν η τιμή του δείκτη VIF είναι κοντά στο 10 τότε θεωρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας. Η αντίστοιχη τιμή για το δείκτη Tolerance είναι ίση με τη μονάδα (Verbeek, 2008).

### 3.2 Ερευνητικοί Στόχοι

Οι κύριοι ερευνητικοί στόχοι της παρούσας έρευνας είναι να ελέγξουμε αν υπάρχει μεταβολή του συστηματικού κινδύνου ( $\beta$ ) στον Ελληνικό Τραπεζικό κλάδο αλλά και αν η απόδοση της τραπεζικής μετοχής θα υπερβεί την απόδοση της αγοράς. Η εξέταση αυτού του εγχειρήματος θα γίνει με τη χρήση του μοντέλου Jensen. Επιπρόσθετα, θα χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο του Treynor- Mazuy για να εξετάσουμε αν η ευαισθησία της απόδοσης της κάθε μετοχής σε σχέση με το δείκτη θα ανεβαίνει καθώς αυξάνει η απαιτούμενη λόγω υψηλού κινδύνου αυξημένη απόδοση του δείκτη. Συγκεκριμένα, συλλέξαμε ένα δείγμα από ημερήσιες παρατηρήσεις για τις πέντε εναπομείναντες

τράπεζες στην Ελλάδα. Έτσι, συλλέξαμε δεδομένα από το της 03.01.2000 έως της 28.11.2014. Τα στοιχεία αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων του Yahoo Finance. Η τράπεζες που συλλέξαμε είναι η Τράπεζα Πειραιώς, η Εθνική Τράπεζα, η Alpha Bank, η Eurobank και η Attica Bank. Επιπρόσθετα, αποφασίσαμε να ελέγξουμε δύο χρονικές περιόδους. Η πρώτη περίοδος είναι από της 03.01.2000 έως της 31.07.2008 όπου θεωρείται η περίοδος προ κρίσης. Η δεύτερη περίοδος καλύπτει τη χρονική περίοδο από την 01.08.2008 έως της 28.11.2014 όπου σχετίζεται με μετά την κρίση εποχή.

### 3.3 Μεθοδολογία

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η συλλογή των ιστορικών στοιχείων είναι σε ημερήσια βάση και καλύπτει τη χρονική περίοδο μεταξύ 03.01.2000 έως 28.11.2014. Έτσι, για κάθε τραπεζική μετοχή συλλέχθηκαν 3.880 παρατηρήσεις. Επιπρόσθετα, τονίζουμε ότι έγινε η χρήση ανάλυσης παλινδρόμησης με τη μέθοδο των robust ελαχίστων τετραγώνων (RLS).

Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε για τον εντοπισμό του συστηματικού κινδύνου καθώς και αν οι μετοχές των τραπεζών υπερβαίνουν την απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς. Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε είναι γνωστό και ως ο δείκτης του Jensen.

$$R_{st} - R_{ft} = a_s + \beta_s(R_{mt} - R_{ft}) + e_{st}$$

Ο δείκτης Jensen βασίζεται στο μοντέλο CAPM. Αν βρούμε το  $a$  να είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό, τότε η απόδοση του χαρτοφυλακίου έχει υπερβεί την αγορά. Ο συντελεστής  $a$  είναι επίσης γνωστός και ως " μοναδική απόδοση".

Πρέπει να τονίσουμε ότι το premium ( $R_m - R_f$ ) αντιπροσωπεύει την ιστορική απόδοση του δείκτη αφού αφαιρέσουμε το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Ως επιτόκιο χωρίς κίνδυνο χρησιμοποιήσαμε την απόδοση των τριμηνιαίων εντόκων γραμματίων (Treasury Bills) του Ελληνικού Δημοσίου. Τα στοιχεία συλλέχθηκαν από το Bloomberg. Επίσης, για την

απόδοση της αγοράς χρησιμοποιήσαμε ιστορικά στοιχεία του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών.

Στη συνέχεια, ο δείκτης Treynor-Mazuy δημιουργείται αν προσθέσουμε στο μοντέλο του δείκτη Jensen έναν όρο τετραγωνισμού. Έτσι, μπορούμε να εξακριβώσουμε αν ο διαχειριστής έχει ικανότητες υπολογισμού της κατάλληλης χρονικής συγκυρίας. Η μαθηματική έκφραση του δείκτη είναι:

$$R_s - R_f = a + \beta(R_m - R_f) + \gamma(R_m - R_f)^2 + e$$

Αν το  $\gamma$  είναι στατιστικά ουσιώδες και θετικό ( θετικό σημαίνει ότι η ευαισθησία του χαρτοφυλακίου έναντι του δείκτη ανεβαίνει καθώς αυξάνει η απαιτούμενη λόγω υψηλού κινδύνου αυξημένη απόδοση του δείκτη). τότε έχουμε ποιοτική απόδοση.

Τέλος, αναφέρουμε ότι η επεξεργασία των δεδομένων έγινε με τη χρήση του στατιστικού προγράμματος E-views 8. Αναλυτικά στο επόμενο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης.

## Κεφάλαιο 4<sup>ο</sup> – Εμπειρική Έρευνα

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της ανάλυσης παλινδρόμησης για τις εξεταζόμενες τράπεζες τόσο για τη χρονική περίοδο πριν την κρίση όσο και για τη χρονική περίοδο μετά την κρίση. Αναφέρεται ότι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται παρακάτω έχουν εξεταστεί για τυχόν προβλήματα ετεροσκεδαστικότητας, αυτοσυσχέτισης και πολυσυγγραμμικότητας. Συγκεκριμένα, ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας έγινε με τη χρήση του ελέγχου Breusch-Godfrey-Pagan Heteroskedasticity test. Ο έλεγχος της αυτοσυσχέτισης έγινε με τη χρήση του ελέγχου Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test. Τέλος, ο έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας έγινε με τη χρήση του ελέγχου συσχετίσεων κατά Pearson. Οτιδήποτε προβλήματα που έχουν εντοπιστεί διορθώθηκαν με τη χρήση κατάλληλων οικονομετρικών μεθόδων.

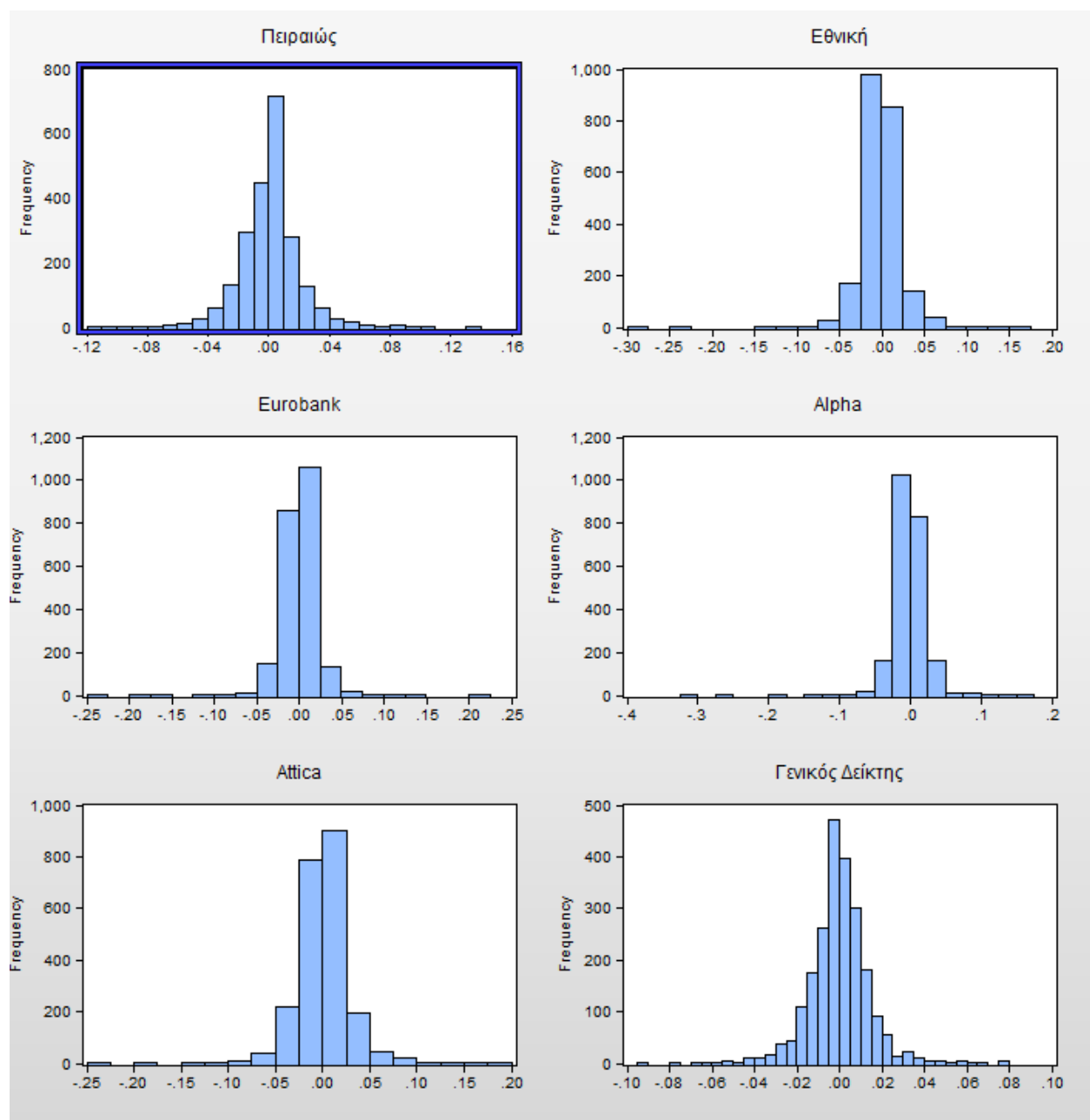
### 4.1 Βασικά Στοιχεία Περιγραφικής Στατιστικής

Στο σημείο αυτό παρουσιάζουμε τα βασικά στοιχεία περιγραφικής στατιστικής για τις αποδόσεις των ελληνικών τραπεζών. Ο πίνακας 1 που ακολουθεί παρουσιάζει τα αποτελέσματα για την περίοδο προ-κρίσης.

Πίνακας 1	Πειραιώς	Εθνική	Eurobank	Alpha	Attica	Γενικός Δείκτης
Μέσος Όρος	8.80E-05	-0.000124	-0.000234	-0.000337	-0.000516	-0.000119
Μέγιστο	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Διάμεσος	0.139241	0.159161	0.224437	0.159292	0.178010	0.079971
Ελάχιστο	-0.113173	-0.275205	-0.244437	-0.323897	-0.239496	-0.091674
Τυπική Απόκλιση	0.020183	0.023301	0.020526	0.022968	0.027402	0.013763
Ασσυμετρία	0.281842	-1.040249	-0.708133	-1.950026	0.341742	0.003215
Κύρτωση	8.896777	20.65873	26.55709	34.45452	11.29879	7.731572
Jarque-Bera	3263.344	29402.81	51795.63	93427.56	6448.352	2082.067
Πιθανότητα*	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

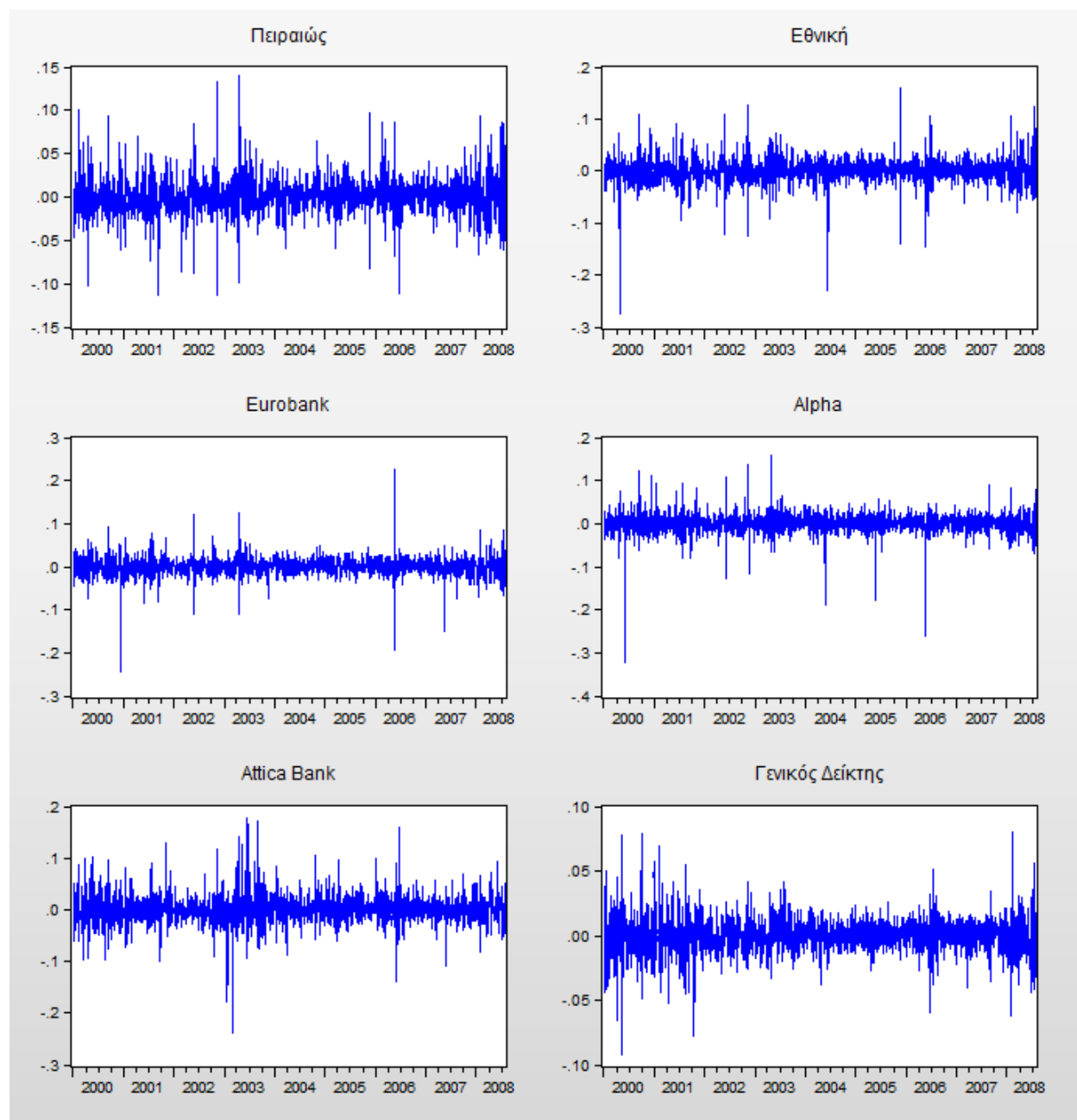
\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0,05$

Από τα αποτελέσματα του πίνακα παρατηρούμε ότι η μέση απόδοση των τραπεζικών μετοχών για το χρονικά διάστημα προ κρίσης είναι περίπου στο μηδέν. Για τις μέσες αποδόσεις των τραπεζών, εκτός της Πειραιώς, έχουμε οριακή αρνητική απόδοση ενώ η απόδοση του γενικού δείκτη είναι σχεδόν μηδέν. Στη συνέχεια, τα ιστογράμματα παρακάτω μας δείχνουν αν οι κατανομές των μεταβλητών είναι κανονικές ή όχι.



Παρατηρούμε ότι κανονική κατανομή έχουν οι αποδόσεις τις τράπεζες Πειραιώς, της Eurobank, της Attica Bank και του γενικού δείκτη. Αντίθετα, οι αποδόσεις της Εθνικής Τράπεζας και της Alpha Bank έχουν ασυμμετρία προς τα δεξιά.

Ακόμη, τα διαγράμματα παρακάτω δείχνουν την εξέλιξη των ιστορικών αποδόσεων για τις εξεταζόμενες τράπεζες και του Γενικού δείκτη για την περίοδο προ κρίσης.



Δεν παρατηρείται μη κανονική μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών για τα εξεταζόμενα τραπεζικά ιδρύματα. Μόνο η Attica Bank φαίνεται να παρουσιάζει έντονη μεταβλητότητα στις αποδόσεις της κατά την περίοδο του 2003. Βέβαια, ο γενικός δείκτης παρουσιάζει έντονες διακυμάνσεις τα έτη 2000-2001 και στο πρώτο εξάμηνο του 2008. Το πρώτο φαινόμενο μπορεί να εξηγηθεί λόγω της αυξητικής πορείας του χρηματιστηρίου μετά το μίνι κραχ του 1999. Το δεύτερο φαινόμενο συνδέεται αναμφισβήτητα με την περίοδο λίγο πριν το ξέσπασμα της κρίσης.

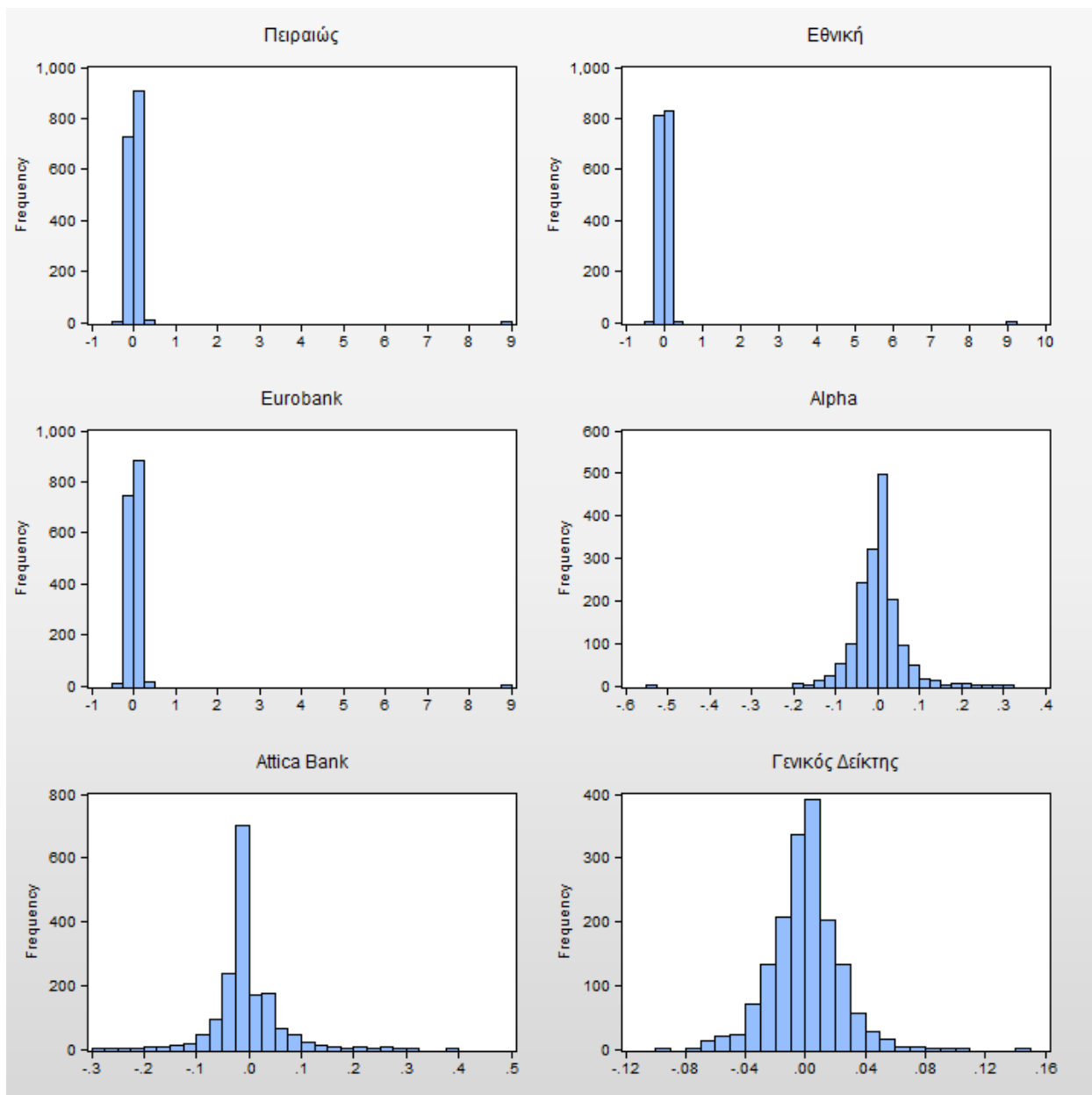
Συνεχίζοντας, ο πίνακας 2 που έπεται δείχνει τα βασικά μέτρα περιγραφικής στατιστικής όσον αφορά της αποδόσεις των εξεταζόμενων τραπεζών για την περίοδο μετά κρίσης.

Πίνακας 2	Πειραιώς	Εθνική	Eurobank	Alpha	Attica	Γενικός Δείκτης
<b>Μέσος Όρος</b>	0.004069	0.003844	0.003380	-0.000732	-0.000825	-0.000496
<b>Μέγιστο</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Διάμεσος</b>	8.750000	9.000000	8.789474	0.300000	0.384615	0.143748
<b>Ελάχιστο</b>	-0.292308	-0.492222	-0.302326	-0.544118	-0.297297	-0.097097
<b>Τυπική Απόκλιση</b>	0.222253	0.227736	0.225473	0.052715	0.058154	0.022153
<b>Ασσυμετρία</b>	37.03561	37.45686	35.96132	0.008183	0.637625	0.197501
<b>Κύρτωση</b>	1457.720	1480.272	1401.698	13.42388	10.63839	5.412475
<b>Jarque-Bera</b>	1.46E+08	1.50E+08	1.35E+08	7456.626	4115.526	410.1073
<b>Πιθανότητα*</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0,05$

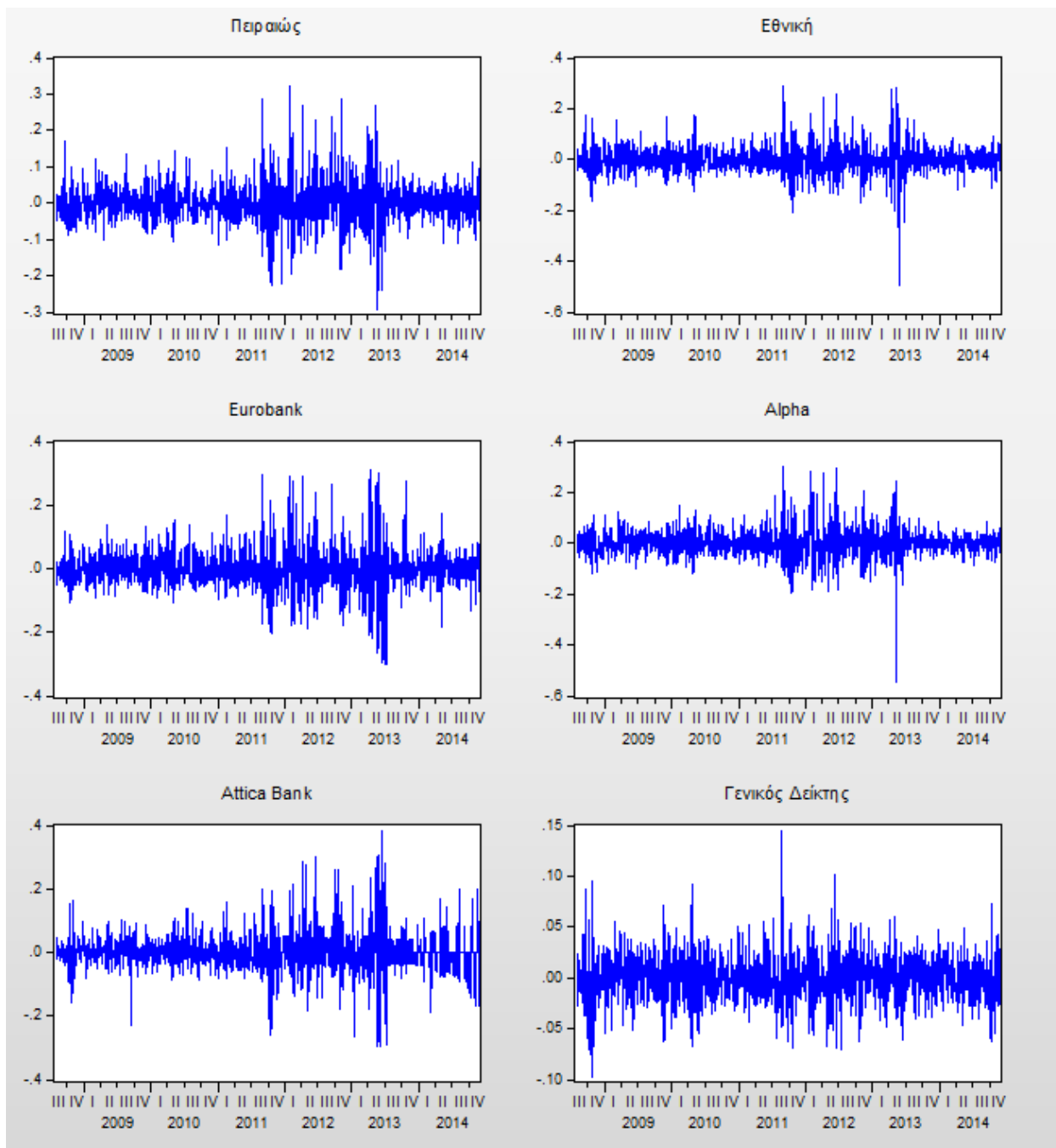
Στη μετά κρίση εποχή παρατηρούμε ότι τρεις τράπεζες πετυχαίνουν θετικές αποδόσεις. Συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της Πειραιώς είναι στο 0,41%, της Εθνικής στο 0,38% και της Eurobank στο 0,34%. Αντίθετα, η μέση απόδοση της Attica Bank είναι αρνητική στο -0,08% όπως και της Alpha Bank στο -0,07%. Τέλος, η μέση απόδοση του γενικού δείκτη είναι κοντά στο μηδέν με αρνητική τάση. Τα ιστογράμματα παρακάτω δείχνουν αν οι αποδόσεις ακολουθούν την κανονική κατανομή.





Τα ιστογράμματα δείχνουν ότι οι αποδόσεις της Τράπεζας Πειραιώς έχουν ασυμμετρία προς τα αριστερά. Το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και για τις αποδόσεις της Εθνικής Τράπεζας και της Eurobank. Η Alpha Bank έχει ασυμμετρία προς τα δεξιά ενώ η Attica Bank προς τα αριστερά. Μόνο οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη φαίνεται να ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Συνεχίζοντας, την ανάλυση παρουσιάζουμε τα ιστορικά διαγράμματα των αποδόσεων των τραπεζών και του γενικού δείκτη έτσι να εντοπίσουμε περιόδους όπου υπήρχε υψηλή μεταβλητότητα στις αποδόσεις.



Τα διαγράμματα δείχνουν ότι οι ελληνικές τράπεζες παρουσιάζουν μεγάλη μεταβλητότητα στις αποδόσεις τους κατά την περίοδο Μαρτίου του 2011 έως και το Δεκέμβρη του 2013.

Αυτό θεωρείται λογικό γιατί τη συγκεκριμένη τριετία συνέβησαν πολλά πολιτικά και οικονομικά γεγονότα που ώθησαν στην επαναδημιουργία του ελληνικού τραπεζικού χάρτη. Αντίθετα, οι γενικός δείκτης παρουσιάζει μια πιο σταθερή μεταβλητότητας στις αποδόσεις του.

## 4.2 Ανάλυση Συσχετίσεων

Η ανάλυση συσχετίσεων χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε αν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγραμμικότητας μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών του υποδείγματος. Η ανάλυση συσχετίσεων έχει περισσότερο σημασία στο μοντέλο του Treynor-Mazuy μιας και έχουμε δύο ανεξάρτητες μεταβλητές.

Ο πίνακας 3 παρακάτω δείχνει τη σχέση μεταξύ του Premium και του premium<sup>2</sup>, για την περίοδο προ κρίσης, όπως αυτό εκφράζεται στο μοντέλο του Treynor-Mazuy.

Πίνακας 3	prem2	prem
prem2	1.000000	
prem	-0.005430	1.000000

Παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγραμμικότητας μιας και ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών είναι πολύ μικρός.

Συνεχίζοντας, ο πίνακας 4 παρουσιάζει τη συσχέτιση μεταξύ των ίδιων μεταβλητών για τη μετά κρίση εποχή.

Πίνακας 4	Prem	prem2
prem	1.000000	
Prem2	0.072827	1.000000

Παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει υψηλή συσχέτιση και για την περίοδο μετά κρίσης, οπότε και δεν έχουμε πρόβλημα πολυσυγραμμικότητας.

### 4.3 Μοντέλο του Jensen

Ο πίνακας 5 παρακάτω δείχνει τα αποτελέσματα της ανάλυσης παλινδρόμησης για την περίοδο προ κρίσης για την κάθε τράπεζα. Αναφέρουμε ότι χρησιμοποιήθηκαν 2.232 παρατηρήσεις για την περίοδο 03.01.2000 έως 31.07.2008. Η μέθοδος υπολογισμού των εμπειρικών αποτελεσμάτων έγινε με τη χρήση των robust ελαχίστων τετραγώνων (robust least squares). Προτού ξεκινήσουμε την ανάλυση πρέπει να τονίσουμε ότι οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις παρουσιάζουν τις τιμές Z της κανονικής κατανομής με επίπεδο σημαντικότητας 0.05. Αυτό σημαίνει ότι οι κριτικές τιμές του ελέγχου Z (δίπλευρος) είναι από -1,96 έως 1,96 (περιοχή αποδοχής της  $H_0$ ).

Πίνακας 5	Πειραιώς	Εθνική	Eurobank	Alpha Bank	Attica Bank
<b>beta</b>	0.0058 (0.238)	-0.0025 (-0.009)	0.0291 (1.178)	0.0142 (0.527)	0.0034 (0.108)
<b>Jensen's a</b>	-0.001 (-0.826)	-0.001 (-0.278)	-0.001 (-0.963)	-0.001 (-0.929)	-0.002* (-4.028)

\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0,05$

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης παλινδρόμησης δείχνουν ότι οι αποδόσεις της Τράπεζα Πειραιώς, Εθνικής Τράπεζας, Eurobank και Alpha Bank θα ακολουθήσουν την απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς. Αντίθετα, οι αποδόσεις της Attica Bank δεν θα υπερβούν τις αποδόσεις της αγοράς, οπότε και θα υπάρξει υποαπόδοση σε σχέση με το γενικό δείκτη. Αυτό αιτιολογείται για το γεγονός ότι η τιμή του Jensen's alpha είναι στατιστικά σημαντική ( $z=-4,028$ ) και αρνητική.

Ο πίνακας 6 που ακολουθεί παρουσιάζει τα αποτελέσματα της ανάλυσης παλινδρόμησης για την περίοδο μετά κρίσης για την κάθε τράπεζα. Αναφέρουμε ότι χρησιμοποιήθηκαν 1.647 παρατηρήσεις για την περίοδο 01.08.2008 έως 28.11.2014. Η μέθοδος υπολογισμού των εμπειρικών αποτελεσμάτων έγινε με τη χρήση των robust ελαχίστων τετραγώνων (robust least squares).

Πίνακας 6	Πειραιώς	Εθνική	Eurobank	Alpha Bank	Attica Bank
<b>β</b>	0.0075 (0.165)	0.0315 (0.70)	0.0215 (0.421)	-0.0029 (-0.062)	0.0179 (0.439)
<b>Jensen's a</b>	-0.003* (-3.287)	-0.003* (-2.883)	-0.004* (-3.396)	-0.002* (-2.231)	-0.003* (-3.744)

\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0,05$

Για την περίοδο μετά κρίσης, παρατηρούμε ότι όλες οι τραπεζικές μετοχές θα υποαποδώσουν σε σχέση με το χρηματιστηριακό δείκτη. Αυτό αιτιολογείται για το γεγονός ότι η τιμή του Jensen's alpha είναι στατιστικά σημαντική ( $z < -1,96$ ) και αρνητική. Την πιο μεγάλη υποαπόδοση θα την έχει η μετοχή της Eurobank ενώ την πιο περιορισμένη υποαπόδοση θα την έχει η μετοχή της Alpha Bank.

#### 4.4 Μοντέλο του Treynor-Mazuy

Στη συνέχεια, εξετάζουμε το μοντέλο του Treynor-Mazuy αρχικά για την περίοδο προ κρίσης. Ο πίνακας που ακολουθεί παρουσιάζει τα εμπειρικά αποτελέσματα.

Πίνακας 7	Πειραιώς	Εθνική	Eurobank	Alpha Bank	Attica Bank
<b>β</b>	0.0066 (0.27)	-0.0026 (-0.098)	0.0291 (1.178)	0.0148 (0.548)	0.006 (0.193)
<b>γ</b>	-0.7078 (-1.033)	-0.1899 (-0.253)	0.0008 (0.001)	0.3948 (0.522)	0.8915 (1.000)
<b>Jensen's a</b>	-0.001 (-0.424)	0,0001 (-0.176)	-0.001 (-0.898)	-0.0004 (-1.052)	-0.002* (-4.103)

\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0.05$

Με τον όρο  $\gamma$  μπορούμε να εξακριβώσουμε αν ο διαχειριστής έχει ικανότητες υπολογισμού της κατάλληλης χρονικής συγκυρίας. Αν το  $\gamma$  είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό (θετικό σημαίνει ότι η ευαισθησία του χαρτοφυλακίου έναντι του δείκτη ανεβαίνει καθώς αυξάνει η απαιτούμενη λόγω υψηλού κινδύνου αυξημένη απόδοση του δείκτη). τότε έχουμε ποιοτική απόδοση.

Στην περίπτωση μας, ότι η τιμή  $\gamma$  δεν είναι στατιστικά σημαντική για καμία μετοχή. Αυτό σημαίνει ότι ο επενδυτής δεν μπορεί να εντοπίσει την κατάλληλη χρονική συγκυρία για τις ελληνικές τραπεζικές μετοχές. Το μοντέλο Treynor-Manzuy επιβεβαιώνει ότι οι αποδόσεις της Attica Bank δεν θα υπερβούν τις αποδόσεις της αγοράς, οπότε και θα υπάρξει υποαπόδοση σε σχέση με το γενικό δείκτη.

Συνεχίζοντας, ο πίνακας παρακάτω μας δείχνει τα αποτελέσματα του δείκτη Treynor-Manzuy για την περίοδο μετά κρίσης. Τα εμπειρικά αποτελέσματα υποστηρίζουν τα ακόλουθα.

<b>Πίνακας 8</b>	<b>Πειραιώς</b>	<b>Εθνική</b>	<b>Eurobank</b>	<b>Alpha Bank</b>	<b>Attica Bank</b>
<b><math>\beta</math></b>	0.0111 (0.244)	0.0358 (-0.793)	0.0223 (0.436)	0.0069 (0.149)	0.014 (0.333)
<b><math>\gamma</math></b>	-0.503 (-0.512)	-1.152 (-1.184)	-0.164 (-0.148)	-1.141 (-1.137)	0.5744 (0.649)
<b>Jensen's <math>\alpha</math></b>	-0.003* (-2.768)	-0.002* (-2.143)	-0.004* (-3.000)	-0.002 (-1.554)	-0.004* (-3.628)

\*επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha=0.05$

Συνεχίζοντας, εντοπίσαμε ότι και για την περίοδο μετά κρίσης, η τιμή  $\gamma$  δεν είναι στατιστικά σημαντική για καμία μετοχή. Επομένως, ο επενδυτής δεν μπορεί να εντοπίσει την κατάλληλη χρονική συγκυρία για τις ελληνικές τραπεζικές μετοχές. Το μοντέλο Treynor-Manzuy επιβεβαιώνει ότι οι αποδόσεις των ελληνικών τραπεζών δεν θα υπερβούν τις αποδόσεις της αγοράς, οπότε και θα υπάρξουν υποαπόδοσεις σε σχέση με το γενικό δείκτη.

## Κεφάλαιο 5<sup>ο</sup> – Συμπεράσματα και Προτάσεις

Στην παρούσα εμπειρική έρευνα, αποφασίσαμε να ελέγξουμε αν υπάρχουν υπεραποδόσεις/υποαποδόσεις αλλά και αν ο επενδυτής είναι ικανός να προβλέψει την αλλαγή του κινδύνου, όσον αφορά τις μετοχές στον Ελληνικό Τραπεζικό κλάδο. Έτσι, χρησιμοποιήσαμε ένα δείγμα 3.880 ημερήσιων παρατηρήσεων για τις μετοχές των πέντε τραπεζών που έμειναν στον Ελλάδα μετά από τις τραπεζικές συγχωνεύσεις του 2012. Εξετάσαμε δύο χρονικές περιόδους, προ και μετά κρίσης. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν για την προ κρίσης περίοδο ότι:

- A) η μέση απόδοση των μετοχών αλλά και του γενικού δείκτη είναι σχεδόν μηδέν
- B) μη κανονικές αποδόσεις (*abnormal returns*) υπάρχουν στο Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ τις περιόδους 2000-2001 αλλά και το εξάμηνο του 2008.
- Γ) Οι αποδόσεις όλων των εξεταζόμενων τραπεζών, εκτός της Attica Bank, ακολουθούν την απόδοση του Γενικού Δείκτη
- Δ) Η μετοχή της Attica Bank υποαποδίδει σε σχέση με την αγορά
- Ε) Ο επενδυτής δεν έχει τη δυνατότητα να εντοπίσει την κατάλληλη χρονική συγκυρία έτσι ώστε να πουλήσει τις μετοχές

Στη συνέχεια, όσον αφορά τη μετά κρίση εποχή, ανακαλύφθηκαν τα εξής αποτελέσματα:

- A) η μέση απόδοση των μετοχών της Πειραιώς, της Εθνικής και της Eurobank είναι θετική
- B) η μέση απόδοση των μετοχών της Alpha Bank και της Attica Bank είναι αρνητική
- Γ) υπάρχουν μη κανονικές αποδόσεις για όλες τις μετοχές των τραπεζών για την περίοδο Μάρτιος 2011 έως Δεκέμβριος 2013.
- Δ) Όλες οι τραπεζικές μετοχές υποαποδίδουν σε σχέση με το γενικό δείκτη του ΧΑΑ
- Ε) Ο επενδυτής δεν έχει τη δυνατότητα να εντοπίσει την κατάλληλη χρονική συγκυρία έτσι ώστε να πουλήσει τις μετοχές

Εν κατακλείδι, πρέπει να τονίσουμε ότι τα αποτελέσματα που περιγράφονται παραπάνω αναφέρονται μόνο για την Ελλάδα. Ουσιαστικά, ο μελλοντικός ερευνητής θα πρέπει να ασχοληθεί και με άλλες οικονομίες έτσι ώστε να παραχθούν συγκρίσιμα αποτελέσματα. Έτσι, ο μελλοντικός ερευνητής θα πρέπει να επικεντρωθεί σε οικονομίες της Ευρωζώνης καθώς και σε αναδυόμενες οικονομίες όπως η Ρωσία, η Βραζιλία και η Τουρκία. Εν κατακλείδι, χρειάζεται μια μεγαλύτερη έρευνα έτσι ώστε να εντοπιστούν σε ποιες οικονομίες, ο τραπεζικός κλάδος έχει υπεραποδόσεις/υποαποδόσεις ή ακολουθεί την τάση της αγοράς. Βέβαια, αυτή η εμπειρικά έρευνα είναι εκτός των στόχων την παρούσας μεταπτυχιακής διπλωματικής εργασίας.



## Βιβλιογραφία

### Ξένη Βιβλιογραφία

- Abell, J.D., and T.M. Krueger,(1989). Macroeconomic Influences on Beta, *Journal of Economics and Business*, Vol.41 (2):185–93
- Adrian, T., Franzoni, F. (2006). *Learning about Beta: Time-varying Factor Loadings, Expected Returns, and the Conditional CAPM*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report , No. 193,
- Akkaya, G., Kutay, N., Tükenmez, M. (2005). *Real Estate Investment Trusts and Fundamentals of Real Estate Investments: A Case of Turkey*, *Yönetim ve Ekonomi*, Celal Bayar Üniversitesi Yayınları, Vol.12(1), İzmir.
- Alga, A. (2008). *Performance of Turkish REITs in the Light of Recent Local and Global Developments*, *Turkey Real Estate Yearbook 2008*, 211-217, Istanbul
- Ali, H. (2006). *Modern Portfolio Theory: Is There Any Opportunity for Real Estate Portfolio?*, *Malaysian Journal of Real Estate*, Vol.1(1):14-26.
- Alper, C., Akdemir, A., Kazimov, K. (2003). *Estimating the Term Structure of Government Securities in Turkey*, Bogazici University Economics Working Paper No. ISS/EC-2004
- Altay-Salih, A., Pinar, M., Leyffer, S., *Constrained Nonlinear Programming for Volatility Estimation with GARCH Model*, *Society for Industrial and Applied Mathematics Review*, Vol. 45(3): 485–503
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, P.F. Christoffersen, F.X. Diebold (2005). *Volatility Forecasting*, NBER Working Paper No:11188
- Arnold, T., Bertus, M., Godbey, J. (2008). *A Simplified Approach to Understanding the Kalman Filter Technique*, *The Engineering Economist*, Vol.53: 140–155, Richmond
- Aygören, H., Sarıtaç, H.(2007). *Is A Correction Necessary For Beta Estimation?*, *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, Vol.14 :110-121, Antalya
- Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J.(2006). *Multivariate Garch Models: A Survey*, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21: 79–109 , Louvain-La-Neuve
- Bera, A., Higgins, M (1993). *ARCH Models: Properties, Estimation and Testing*, *Journal of Economic Surveys*, Vol.7(4), Oxford

Bollerslev, T., Chou, R., Kroner, K. (1992). *Arch Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence*, Journal of Econometrics, North Holland

Bond, S., Karoiyi, G., Sanders, A.(2003). *International Real Estate Returns: A Multifactor, Multicountry Approach*, Real Estate Economics, Vol.31:481-500

Bouyé, E.(2009). *Kalman Filter: Some Applications to Finance*, *Financial Econometrics*, University of Evry and Société Générale Press

Brenner, M., Smidt, S.(1977). *A Simple Model of Non-Stationarity of Systematic Risk*, Journal of Finance, Vol. 32:1081-1092, Chicago

Brooks, C., Burke, S., Persaud, G.(2003). *Multivariate GARCH Models: Software Choice and Estimation Issues*, ISMA Centre Discussion Papers in Finance, 2003-7

Brooks, R., Faff, R., Ariff, M. (1998). *An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market*, Pacific-Basin Finance Journal, Vol.6:87-101, Melbourne.

Brooks, R., Faff, R., Lee, J.(1992). *The Form of Time Variation of Systematic Risk: Some Australian Evidence*, Applied Financial Economics, Vol.2:191 - 198, London

Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M.(1998). *Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modeling Techniques*, Australian Journal of Management, Vol.23:1-22, New South Wales.

Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M.(2002). *Time-varying Country Risk: An Assessment of Alternative Modeling Techniques*, European Journal of Finance, Vol.8:249-279, London

Chan, K., Hendershott, P., Sanders, A.(1990). *Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs*, NBER Working Paper Series, No.3311, Cambridge

Chatrath, A., Liang, Y., McIntosh, W.(2000). *The Asymmetric REIT-Beta Puzzle*, Journal of Real Estate Portfolio Management, Vol. 6(2):101-112

Chiang, K., Lee, M., Wisen, C.(2004). *Another Look at Asymmetric REIT-Beta Puzzle*, Journal of Real Estate Review, Vol.26:24 - 42, London

Chiang, K., Lee, M., Wise, C.(2005). *On the Time-Series Properties of Real Estate Investment Trust Betas*, Real Estate Economics, Vol.33(2): 381-396, Malden

Chou, R., Wu, C., Liu, N.(2009). *Forecasting time-varying covariance with a range-based dynamic conditional correlation model*, Review of Quantitative Finance and Accounting, Springer, Vol. 33(4): 327-345

Choudhry, T., Wu, H.(2007). *Time-Varying Beta And Forecasting UK Company Stock Returns: Garch Models vs Kalman Filter Method*, University of Southampton Press, Southampton, 2007.

Clayton, J. and G. Mackinnon (2003). *The Relative Importance of Stock, Bond and Real Estate Factors in Explaining REIT Returns*, Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol.27(1): 39-60.

Cotter, J., Stevenson, S.(2006). *Multivariate Modeling of Daily REIT Volatility*, Journal of Real Estate Finance Economics, Vol.32:305-325, London

Damodaran, A.(2002). *Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*, John Wiley & Sons, Inc., New York

Eisenbeiss, M., Kauermann, G., Semmler, W.(2007). *Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach*, European Journal of Finance, Vol. 13(6):503–522, London

Engle, R.(1982). *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, Vol.50:987-1006

Engle, R.(2001). *GARCH 101: The use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics*, Journal of Economic Perspectives, Vol.15:157-168, Pittsburgh

Engle, R.(2004). *Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice*, American Economic Review, Vol.94:405-419

Engle, R., Focardi, S., Fabozzi, F.(2008). *ARCH/GARCH Models in Applied Financial Econometrics*, Handbook of Finance, Vol.3

Engle, R., Kroner, K.(1995). *Multivariate Simultaneous Generalized Arch*, Econometric Theory, Vol.11, 122-150,

Erol, I., Tirtiroglu, D.(2007). *The Inflation-hedging Properties of Turkish REITs*, Applied Economics, Vol.39:1-26, London

Faff, R., Brooks, R.(1998). *Time-varying Beta Risk for Australian Industry Portfolios: An Exploratory Analysis*, Journal of Business Finance and Accounting, Vol.25: 721- 745, Malden

Fraser, P., Hamelink, F., Hoesli, M., Macgregor, B.(2004). *Time-Varying Betas and the Cross-Sectional Return-Risk Relation: Evidence from the UK*, European Journal of Finance, Vol. 10:255-276, London

Ghosh, C., Miles, M., Sirmans, C.(1996), *Are REIT Stocks?*, Real Estate Finance, 47- 53

Gong, S., Firth, M., Cullinane, K.(2006). *Beta Estimation and Stability in the US-Listed International Transportation Industry*, Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, Vol. 9(3):463–490, Hong Kong

Gonzalez-Rivera, G.(1997). *The Pricing of Time-Varying Beta*, Empirical Economics, Vol.22:345-363, Vienna

Gouriéroux, C.(1999). *ARCH Models and Financial Applications*, Springer, New York

Groenewold, N., Fraser, P.(1997). *Time-Varying CAPM Betas: Kalman Filter Estimates and Their Relationship to Macroeconomic Variables*, International Congress on Modeling and Simulation 97, Perth, Modeling and Simulation Society of Australia, 3:1242-1247

Groenewolda, N., Fraserb, P.(1999). *Time-varying Estimates of CAPM Betas*, Mathematics and Computers in Simulation, Vol.48:531-539, Melbourne

Gürsoy, C., Rejepova, G.(2007). *Test of Capital Asset Pricing Model in Turkey*, DoğuÇ Üniversitesi Dergisi, Vol.8:47-58, Istanbul

Gyourko, J., Nelling, E.(1994). *Systematic Risk and Diversification in the Equity REIT Market*, Rodney L.White Center for Financial Research Press, Philadelphia

Hamilton, D. J.(1994). *Time Series Analysis*, Princeton, N.J.: Princeton University Press

Hansson, B., Hördahl, P.(1998). *Testing the Conditional CAPM Using Multivariate GARCH-M*, Applied Financial Economics, Vol.8:337-388, Lund

He, Z., Kryzanowski, L.(2006). *Dynamic Betas for Canadian Sector Portfolios*, Faculty of Business, Brock University, St. Catharines

He-ping, X., Xiang, C., Feng, W.(2006). *Estimation of  $\beta$  Coefficient and Analysis of Its Stationarity*, Journal of Modern Accounting and Auditing, Vol.2, Chicago

Higgs, H., Worthington, A.(2004). *Transmission of Returns and Volatility in Art Markets: A Multivariate GARCH analysis*, Applied Economics Letters, Vol.11:217-222, London

Hillier, J.(2002). *The Stochastic Properties of Systematic Risk for U.S. Mutual Funds*, Department of Finance and Accounting, Glasgow Caledonian University

Hoesli, M., Camilo, S.(2007). *Securitized Real Estate and its Link with Financial Assets and Real Estate: An International Analysis*, Journal of Real Estate Literature, Vol.15:60-84

Hong, G., Sarkar, S. (2007). *Equity Systematic Risk (Beta) and Its Determinants*, Contemporary Accounting Research, Vol. 24 :423-66, Toronto

Huang, P., Hueng, C.(2006). *Conditional Risk-Return Relationship in a Time-Varying Beta Model*, Western Michigan University Press, Michigan

Irala, L.(2007). *Stationarity and Regression Tendencies of Security and Portfolio Betas in India*, Working Paper No. 2007/02/A, Dhruva College of Management

Jagannathan, R., Wang, Z.(1996). *The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, Minneapolis

Kearney, C., J.Patton, A.(2000). *Multivariate GARCH Modeling of Exchange Rate Volatility Transmission in the European Monetary System*, Financial Review, Vol.41(1):29-48

Khoo, T., Hartzell, D., Hoesli, M.(1993). *An Investigation of the Change in Real Estate Investment Trust Betas*, Journal of American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 21(2): 107-130,

Kim, H.(2001). *An Empirical Examination of Market Performance, Risk Features, And Risk Determinants of Hotel Real Estate Investment Trusts (REITs)*, The Graduate School College of Health and Human Development, The Pennsylvania State University, Master Thesis, Pennsylvania

Koutmos, G., Knif, J.(2002). *Estimating Systematic Risk Using Time Varying Distributions*, European Financial Management , Vol.8:59 - 73, Malden

Lautier, D., Galliz, A.(2004). *Simple and Extended Kalman Filters: An Application to Term Structures of Commodity Prices*, Applied Financial Economics, Vol.14:963-973, Paris

Li, X.(2003). *On Unstable Beta Risk and Its Modeling Techniques for New Zealand Industry Portfolios*, Massey University Commerce Working Paper No. 03.01, Massey University Commerce, New Zealand

Liang, Y., McIntosh, W. and Webb, J.R.(1995). *Intertemporal Changes in the Riskiness of REITs*, Journal of Real Estate Research, Vol.10(4): 427-443.

Lie, F., Brooks, R., Faff, R.(2000). *Modeling the Equity Beta Risk of Australian Financial Sector Companies*, Australian Economic Papers, 302 - 311, Malden

Lintner, J.(1965). *The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, Review of Economics and Statistics, Vol.47:13-37

Liow, K.(2007). *The Dynamics of Return Volatility and Systematic Risk in International Real Estate Security Markets*, Journal of Property Research, Vol. 24(1):1-29, London

M.Haddad, M.(2007). *An Intertemporal Test of the Beta Stationarity: the Case of Egypt*, Middle East Business and Economic Review, Vol.19(1):1-7

Marti, D.(2005). *The Accuracy of Time-Varying Betas and the Cross-Section of Stock Returns*, University of Fribourg Press, Fribourg

McIntosh, W., Liang, Y., Tompkin, D.L.(1991). *An Examination of the Small-Firm Effect within the REIT Industry*, Journal of Real Estate Research, Vol. 6 (1): 9-17

Mcmillan, D., Speight, A.(2004). *Daily Volatility Forecasts: Reassessing the Performance of GARCH Models*, Journal of Forecasting, Vol.23:449 - 460, Malden

Mergner, S., Bulla, J.(2008). *Time-varying Beta Risk of Pan-European Industry Portfolios: A Comparison of Alternative Modeling Techniques*, European Journal of Finance, Vol. 14:771–802, London

Michailidis, G., Tso poglou, S., Papanastasiou, D.Mariola, E.(2006). *Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market*, International Research Journal of Finance and Economics, Vol.4:79-91, Thessaloniki

Morelli, D.(2003). *Capital Asset Pricing Model on UK Securities Using ARCH*, Applied Financial Economics, Vol.13:211–223, Canterbury

Morley, J. (2011). Likelihood-Ratio-Based Confidence Sets for the Timing of Structural Breaks. *Journal of Applied Finance* , 652-678.

Nawalkha, S., Schwarz, C.(2004). *The Progeny of CAPM*, Journal of Investment Management, Third Quarter, Massachusetts, 2004.

Nelson, C., Siegel, A.(2007). *Parsimonious Modeling of Yield Curves*, Journal of Business, Vol. 60:473-489, Chicago

Odabađı, A.(2000). *Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey*, Working Paper, Bogazici University, Istanbul

Odabađı, A.(2002). *An Investigation of Beta Instability in the Istanbul Stock Exchange*, The Istanbul Stock Exchange Review, Vol.6(24):15-32, Istanbul

- Odabađı, A.(2003). *Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange*, Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies, Vol. 17(2):1-11., Istanbul
- Osakwe, C.(2000). *The Nature of Canadian Betas*, Working Paper, University of Calgary, Alberta
- Pooter, M.(2007). *Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models*, Tinbergen Institute Discussion Paper, Faculty of Economics, Erasmus University, Rotterdam
- Roenfeldt, R., Griepentrog, G., Pflaum, C.(1978). *Further Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients*, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.13:117-121, Chicago
- Ryan, T. (2006). *Portfolio Analysis*. London: John Wiley and Sons.
- Salo, A. (2012). *Portfolio Decision Analysis*. Berlin: Springer.
- Schwert, W., Seguin, P.(1990). *Heteroskedasticity in Stock Returns*, Journal of Finance, Vol.45:1129-1155
- Sharpe, W. F.(1964). *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance Vol.19:425-442
- Silvennoinen, A., Terasvirta, T.(2008). *Multivariate GARCH Models*, Handbook of Financial Time Series, New York
- Subbotin, A., Chauveau, T., Shapovalova, K.(2009). *Volatility Models: from GARCH to Multi-Horizon Cascades*, CES Working Papers, Vol.36, Paris.
- Sunder, S.(1980). *Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks*, Journal of Finance, Vol.35:883 - 897, Chicago.
- Tsay, R.(2006). *Multivariate Volatility Models*, IMS Lecture Notes-Monograph Series Time Series and Related Topics, Vol.52:210 - 222
- Tuhrıl, M.(2005). *Real Estate Development Process in Turkey*, Master of Science Thesis, Department of Infrastructure, Division of Building and Real Estate Economics, Royal Institute of Technology, Stockholm
- Tunçel, A.(2009). *Time Interval Effect on Beta Estimation: An ISE Case*, Ege Academic Review, Vol.9 (1)

U.A.Galagedera, D.(2007). *A Review of Capital Asset Pricing Models*, Managerial Finance, Vol.33:821-832, Victoria

Verbeek, M. (2008). *A guide to Modern Econometrics*. Rotterdam: John and Wiley Sons.

W.Faff, R., Hillier, D., Hillier, J.(2000). *Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modeling Techniques*, Journal of Business Finance and Accounting, Vol.25:523-553, London

Wang, K., Erickson, J., Han, S.(1995). *Does the REIT Stock Market Resemble the General Stock Market?*, Journal of Real Estate Research, Vol.10 :445-460

Wang, P.(2003). *Financial Econometrics: Methods and Models*, New York: Routledge, London.

Welch, G., Bishop, G.(2001). *An Introduction to the Kalman Filter*, University of North Carolina at Chapel Hill Press, North Carolina

Wells, C.(1996). *The Kalman Filter in Finance*, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, Vol.32

Wells, C.(2001). *Modeling Systematic Risk*, presented at Arne Ryde Workshop in Empirical Finance, Lund University, Lund

Worthington, A., Higgs, H.(2001). *A Multivariate GARCH Analysis of Equity Returns and Volatility in Asian Equity Markets*, School of Economics and Finance Discussion Papers and Working Papers Series No.089, Queensland University of Technology

Worthington, A., Higgs, H.(2004). *Transmission of Equity Returns and Volatility in Asian Developed and Emerging Markets: A Multivariate Garch Analysis*, International Journal of Finance And Economics, Vol.9:71- 80, Malde

Worthington, A., Higgs, H.(2006). *Market Risk in Demutualized Self-Listed Stock Exchanges: An International Analysis of Selected Time-Varying Betas*, Global Economic Review, Vol. 35(3): 239-257, Seoul, 2006.

Wua, P., Chiou, J.(2007). *Multivariate Test of Sharpe–Lintner CAPM with Time-Varying Beta*, Applied Financial Economics Letters, Vol.3:335–341, London

Yao, J., Gao, J.(2004). *Computer-Intensive Time-Varying Model Approach to the Systematic Risk of Australian Industrial Stock Returns*, Australian Journal of Management, Vol.29:121-146, New South Wales



## Ελληνική Βιβλιογραφία

Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση επενδύσεων και διαχείριση χαρτοφυλακίου*. Αθήνα: Rosili.

Ιωαννίδης, Δ.(2009). Στατιστική Μεθοδολογία και Έρευνα. Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ζήτη

Κάτος, Δ.(2005). Οικονομετρία.Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ζήτη

Κιόχος, Π. (2003). *Διαχείριση χαρτοφυλακίων και χρηματοοικονομικών κινδύνων*. Αθήνα: Σύγχρονη Εκδοτική.

Χαλκός, Ν. (2006). *Εφαρμοσμένη Οικονομετρία με το SPSS, E-views και Minitab*. Αθήνα: Εκδόσεις Γκίουρδας.