

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

175



*“Αποδόσεις των Μετοχών του Χ.Α.Α. και Επιτόκια:
Εμπειρική Διερεύνηση των Ναυτιλιακών Μετοχών”.*

ΔΙΔΑΚΤΟΡΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	31070
COMP.	17778 ή 22516
ΤΑΞΙΝ.	332.63 ΧΑ.
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

Χαρίλαος Φ. Χαρίσης

Πειραιάς 1999

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Η συγγραφή της παρούσας διατριβής δε θα ήταν δυνατή χωρίς τη συμπαράσταση πολλών ανθρώπων στους οποίους θα ήθελα να εκφράσω τις ευχαριστίες μου.

Καταρχήν θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα Καθηγητή κ. Ελευθέριο Θαλασσινό για τη συνεχή καθοδήγηση, εμπύχωση, και υποστήριξη σε όλη τη διάρκεια της εκπόνησης αυτής της διατριβής. Θα ήθελα ακόμη να τον ευχαριστήσω για την ευκαιρία που μου έδωσε να συμμετέχω στη διάρκεια των σπουδών μου σε ερευνητικά προγράμματα του Πανεπιστημίου Πειραιώς, προσφέροντάς μου έτσι χρήσιμες εμπειρίες από τον ακαδημαϊκό χώρο και τη δυνατότητα να χρηματοδοτήσω τις σπουδές μου.

Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Καθηγητή κ. Γεώργιο Διακογιάννη και τον Επικ. Καθηγητή κ. Σωτήρη Θεοδώροπουλο, μέλη της τριμελούς συμβουλευτικής επιτροπής για την πολύτιμη βοήθεια και καθοδήγηση που μου παρείχαν σε ολόκληρη την περίοδο της συγγραφής της διατριβής. Ανυπολόγιστη ήταν επίσης η συμβολή των μελών του διδακτικού προσωπικού του Τμήματος Ναυτιλιακών Σπουδών, με τη συνεχή ενθάρρυνση και επιστημονική βοήθεια που μου προσέφεραν. Ιδιαίτερα θα ήθελα να αναφέρω τον Καθηγητή κ. Θεόδωρο Γκαμαλέτσο, τον Καθηγητή κ. Αλέξανδρο Γουλιέλμο, τον Αν. Καθηγητή κ. Γεώργιο Βλάχο και τον Αν. Καθηγητή του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς κ. Μιχάλη Γκλέζακο.

Θα ήθελα ακόμη να ευχαριστήσω τον Δρ. Δημήτριο Τερζάκη, Αντιπρόεδρο ΤΕΙ Ηρακλείου, Καθηγητή Στατιστικής και τον Θεόδωρο Σταματοπούλο, D.E.A. για την ηθική και επιστημονική βοήθεια που μου παρείχαν.

Τέλος θα ήθελα να εκφράσω την βαθιά μου ευγνωμοσύνη στην οικογένειά μου για τη βοήθεια, την αγάπη τους και πολλών ακόμη, στη διάρκεια αυτών των πιο σημαντικών χρόνων της ζωής μου.

Κεφάλαιο 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Για το σύγχρονο ερευνητή της χρηματοοικονομικής θεωρίας και ιδιαίτερα των επιτοκίων, ένα από τα πιο συναρπαστικά θέματα για μελέτη είναι η συχνότητα των αλλαγών των επιτοκίων και η επίδραση που έχουν αυτές οι αλλαγές στον επιχειρηματικό κόσμο. Καθώς οι χρηματοοικονομικές συνθήκες έχουν γίνει περισσότερο ασταθείς τα τελευταία χρόνια, η αποτελεσματική λειτουργία των αγορών των επιτοκίων και η επίδρασή τους στις αποδόσεις των χρεωγράφων και στην οικονομία σα σύνολο έχουν προσελκύσει μεγάλο μέρος της εμπειρικής έρευνας που διατελείται. Σε περιόδους μεγάλων διακυμάνσεων, τα επιτόκια θέτουν το ερώτημα του κατά πόσον η αγορά συμπεριφέρεται ή όχι ορθολογικά. Το ερώτημα που εγείρεται είναι κατά πόσον η διακύμανση είναι ένα σημάδι συλλογικής ανορθολογικότητας ή είναι σύμφωνη με το είδος των διακυμάνσεων που θα περίμενε κάποιος να ανακύψουν φυσιολογικά ως αντίδραση των επενδυτών στη νέα πληροφόρηση. Μία πιο προσεκτική εξέταση του θέματος των επιτοκίων για τα τελευταία χρόνια θα αποκαλύψει την έντονη τάση για διακυμάνσεις των επιτοκίων, η οποία έχει αναφερθεί τόσο από τους ακαδημαϊκούς όσο και από επαγγελματίες του χώρου ως ένας από τους πιθανούς λόγους για τις διακυμάνσεις στις Χρηματαγορές.

Ένας τρόπος προκειμένου να εξετάσουμε την αποτελεσματική λειτουργία μιας συγκεκριμένης αγοράς, για παράδειγμα της αγοράς των επιτοκίων είναι να

εξετάσουμε τις χρονολογικές σειρές των επιτοκίων με τη χρήση συγκεκριμένων οικονομετρικών μοντέλων. Σε ένα κόσμο όπου υποθέτουμε την ύπαρξη τέλειων κεφαλαιαγορών, τα χρηματοοικονομικά ιδρύματα και ένας μεγάλος αριθμός επιχειρήσεων δε θα υπήρχαν, καθώς οι επενδυτές θα είχαν την ικανότητα να διαχειρίζονται από μόνοι τους την περιουσία τους και τα χαρτοφυλάκιά τους. Δεδομένου όμως ότι οι πραγματικές κεφαλαιαγορές δεν είναι τέλειες, τα χρηματοοικονομικά ιδρύματα αποτελούν θετική συνάρτηση του κινδύνου που αναλαμβάνουν και διαχειρίζονται για λογαριασμό των πελατών τους διαμέσου των ειδικών αναλυτών κινδύνου που διαθέτουν. Ο κίνδυνος που αντιμετωπίζεται από τα σύγχρονα χρηματοοικονομικά ιδρύματα και από τις σύγχρονες χρηματοοικονομικές μεθόδους και αγορές, διαμέσου των οποίων οι κίνδυνοι διοικούνται, γίνεται όλο και πιο όμοιος, είτε πρόκειται για εμπορική τράπεζα, είτε για χρηματοοικονομική επιχείρηση, είτε για ασφαλιστική επιχείρηση. Μέχρι πρόσφατα, ήταν ελάχιστη η σημασία που δινόταν στο γεγονός ότι τα χρηματοοικονομικά ιδρύματα έχουν τα δικά τους προβλήματα διαχείρισης του χρηματοοικονομικού κινδύνου. Όπως και σε κάθε μετοχική επιχείρηση, έτσι και στις χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις ο στόχος των διοικούντων είναι η μεγιστοποίηση της αξίας της εταιρίας. Έτσι, εξαιτίας της συγκεκριμένης διάρθρωσης των ενεργητικών στοιχείων τους και των υποχρεώσεών τους, η αξία του καθαρού τους πλούτου αποτελεί το κύριο μέλημα όλων των αποφάσεών τους.

Η σωστή τιμολόγηση των χρεωγράφων εξαρτάται εξ ολοκλήρου από το πώς μετρούμε και τιμολογούμε τον χρηματοοικονομικό κίνδυνο. Προκειμένου να ποσοτικοποιήσουμε τον κίνδυνο χρειαζόμαστε τη χρήση μοντέλων τιμολόγησης χρεωγράφων. Τα μοντέλα αυτά έχουν αποτελέσει το κύριο κομμάτι έρευνας στη χρηματοοικονομική για τις τελευταίες δύο δεκαετίες. Ο στόχος κάθε μοντέλου

τιμολόγησης χρεωγράφων είναι να παρέχει τη δυνατότητα μέτρησης της σχέσης μεταξύ κινδύνου και απόδοσης. Η κατανόηση από μέρους μας της σχέσης μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων είναι σημαντική δεδομένου ότι η επίδραση των αποφάσεων των αντιπροσώπων για θέματα επενδύσεων και κατανάλωσης έχουν να κάνουν με την ορθή κατανομή των πόρων. Ειδικότερα, εάν οι μετρήσεις οικονομικών αντιπροσώπων για τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης δεν είναι ακριβής, τότε αυτό μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένη κατανομή των πόρων και, κατά συνέπεια, σε ένα μη άριστο επίπεδο επένδυσης, το οποίο με τη σειρά του θα οδηγήσει σε χαμηλότερο επίπεδο πλούτου μέσα στην οικονομία. Με βάση αυτό το σκεπτικό, δεν αποτελεί έκπληξη το γιατί τα μοντέλα τιμολόγησης χρεωγράφων έχουν συγκεντρώσει το ενδιαφέρον της ακαδημαϊκής έρευνας. Τέλος, μόνο η εξειδίκευση του μηχανισμού με τον οποίο λειτουργούν οι Χρηματαγορές χωρίς καμία εξέταση της επίδρασης που έχουν πάνω στις αποδόσεις των χρεωγράφων θα προσέδιδε μία ατελή εικόνα στην ανάλυση των Χρηματαγορών.

1.2 ΣΚΟΠΟΙ ΤΗΣ ΠΑΡΟΥΣΑΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

Ο στόχος αυτής της διατριβής είναι να αξιολογήσει θεωρητικά χρηματοοικονομικά υποδείγματα, μέσω της σύγχρονης εφαρμοσμένης οικονομετρικής ανάλυσης χρονολογικών σειρών, στη βραχυπρόθεσμη αγορά των διαπραγεζικών επιτοκίων στην Ελλάδα. Η έρευνα που παρουσιάζεται εδώ έχει σα στόχο να ενοποιήσει την εμπειρική επικύρωση του κινδύνου του επιτοκίου και την ανάλυση της αποτελεσματικής λειτουργίας της αγοράς των επιτοκίων. Ειδικότερα, η εργασία αυτή, χρησιμοποιώντας την ανάλυση χρονολογικών σειρών, διερευνά ερωτήματα που δεν έχουν καλυφθεί επαρκώς από την υπάρχουσα βιβλιογραφία. Κάθε ερώτημα παρέχει πληροφόρηση για

τον κίνδυνο των επιτοκίων με σκοπό, εάν συνδιαστούν όλα τα ερωτήματα, να έχουμε μια πιο αναλυτική και ολοκληρωμένη εικόνα.

Έχοντας εξετάσει τη διακύμανση στην αγορά των επιτοκίων και βασιζόμενοι στη θεωρητική ευαισθησία των επιχειρήσεων σε θέματα επιτοκίων διενεργούμε έλεγχο ενός γραμμικού μοντέλου τιμολόγησης χρεωγράφων με σκοπό την εξέταση της έκθεσης των επιχειρήσεων στον κίνδυνο των επιτοκίων. Ενδεχόμενη αποτυχία του προσδιορισμού τυχόν παραγόντων κινδύνου θα οδηγήσει σε μη έγκυρες εξαγωγές συμπερασμάτων αναφορικά με τη σχέση κινδύνου και απόδοσης, παραπλανητικών επενδυτικών αποφάσεων και λανθασμένων επενδύσεων επιλογής χαρτοφυλακίου. Στη συνέχεια, χρησιμοποιούμε τον παράγοντα συστηματικού κινδύνου του επιτοκίου σε ένα μη γραμμικό σύστημα εξισώσεων, προκειμένου να εξετάσουμε το ερώτημα της τιμολόγησης. Τυχόν τιμολόγηση του συγκεκριμένου κινδύνου υποδηλώνει την εξαγωγή συμπερασμάτων που σχετίζονται με την αποτελεσματικότητα των κεφαλαιαγορών, την εκτίμηση των αναμενόμενων αποδόσεων σε μετοχές ή χαρτοφυλάκια, την ανταμοιβή των επενδυτών για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν και τη διευκόλυνση της κατανόησης της διαδικασίας δημιουργίας αποδόσεων.

1.3 ΠΕΡΙΓΡΑΜΜΑ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

Η εργασία ξεκινά με ένα εισαγωγικό Κεφάλαιο (Κεφάλαιο 2) που αφορά την ελληνική κεφαλαιαγορά και την παρουσίαση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.), καθώς και του τρόπου λειτουργίας του. Το Κεφάλαιο αυτό έχει σα στόχο να παρουσιάσει το πλαίσιο μέσα στο οποίο λειτουργεί η υπό ανάλυση σχέση μεταξύ κινδύνου των επιτοκίων και απόδοσης μετοχής. Στη συνέχεια, ακολουθούν τέσσερις εμπειρικές εργασίες, οι οποίες επικεντρώνονται σε συγκεκριμένες προσεγγίσεις της ανάλυσης του κινδύνου των επιτοκίων.

Στο Κεφάλαιο 3 εξετάζουμε την επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των κοινών μετοχών σε χαρτοφυλάκια Τραπεζών, χρηματοοικονομικών εταιριών, κλωστοϋφαντουργικών εταιριών, κατασκευαστικών εταιριών, εταιριών τροφίμων, μεταλλουργικών εταιριών, διαφόρων εταιριών και ενός χαρτοφυλακίου που προέρχεται από το συνδιασμό των χρονολογικών σειρών των αποδόσεων των επτά προηγούμενων χαρτοφυλακίων. Στο Κεφάλαιο αυτό χρησιμοποιούμε ένα μοντέλο δύο δεικτών προκειμένου να ελέγξουμε την επίδραση τόσο των τρεχουσών μεταβολών των επιτοκίων όσο και των απρόσμενων μεταβολών τους. Ας σημειωθεί στο σημείο αυτό ότι δεν αποτελεί στόχο της παρούσας εργασίας η δημιουργία νέων μοντέλων, αλλά η εφαρμογή και ο έλεγχος ήδη υπαρχόντων. Τα μοντέλα που θα χρησιμοποιηθούν θα μας δώσουν ικανοποιητικό διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού και σύμφωνα με τη διεθνή χρηματοοικονομική βιβλιογραφία.

Στο Κεφάλαιο 4, εξετάζουμε την επίδραση της τιμολόγησης ενός συγκεκριμένου παράγοντα κινδύνου. Ειδικότερα, εξετάζουμε το κατά πόσον οι επιχειρήσεις αποζημιώνουν τους επενδυτές για τον κίνδυνο του επιτοκίου που αναλαμβάνουν. Για το λόγο αυτό, χρησιμοποιούμε ένα μη γραμμικό διμεταβλητό μοντέλο προκειμένου να ελέγξουμε το ερώτημα της τιμολόγησης, όπως αυτό υπαγορεύεται από τη θεωρία τιμολόγησης του arbitrage (Arbitrage Pricing Theory-APT). Η εκτίμηση διενεργείται με ένα σύστημα φαινομενικά ασυσχέτιστων παλινδρομήσεων (Seemingly Unrelated Equations-SURE) με περιορισμούς που αφορούν όλες τις εξισώσεις και με μη γραμμικούς περιορισμούς που αφορούν την εξίσωση. Αυτό το πλαίσιο ελέγχου έχει σημαντικά πλεονεκτήματα σε σχέση με ελέγχους του παρελθόντος, καθώς ξεπερνά τα στατιστικά σφάλματα και αυξάνει την ακρίβεια των εκτιμήσεων των παραμέτρων. Βέβαια πρέπει να αναφερθεί εδώ ότι η μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε δεν επιτρέπει την κατάλληλη εκτίμηση του

premium κινδύνου της αγοράς από τη στιγμή που το premium της αγοράς βρίσκεται εκτός της συνάρτησης σύμφωνα και με τη διεθνή βιβλιογραφία [Sweeney & Warga (1986b)].

Το Κεφάλαιο 5 εξετάζει τη διακύμανση στην αγορά των επιτοκίων και ιδιαίτερα τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και πληροφόρησης. Το Κεφάλαιο αυτό επικεντρώνεται επίσης στα πλεονεκτήματα της χρήσης μοντέλων τύπου GARCH (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity - γενικευμένο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα) και ειδικότερα πραγματοποιεί έλεγχο για τα παραπάνω με τη χρήση μοντέλου GARCH-X.

Το Κεφάλαιο 6 αποτελεί μία εξειδικευμένη μελέτη για τη σχέση των ελληνικών ναυτιλιακών επιχειρήσεων και του Χ.Α.Α. και, επιπλέον, διερευνά εμπειρικά τη σχέση επιτοκίων και αποδόσεων των ναυτιλιακών μετοχών του Χ.Α.Α. με τα οικονομετρικά εργαλεία που χρησιμοποιήθηκαν προηγούμενα στα Κεφάλαια 3 και 4.

Τέλος, το Κεφάλαιο 7 ανακεφαλαιώνει την όλη εργασία παρέχοντας μία ολοκληρωμένη εικόνα της έρευνάς μας και μία συμπυκνωμένη περίληψη των θεμάτων που εξετάστηκαν.

ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑ, ΧΡΗΜΑΤΑΓΟΡΑ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

2.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Κάθε επιχείρηση για να λειτουργήσει χρειάζεται κεφάλαια. Η προσφορά χρήματος περιλαμβάνει τα τραπεζογραμμάτια, τους τρεχούμενους λογαριασμούς καταθέσεων και τις επιταγές. Μια επιχείρηση μπορεί να εξασφαλίσει τα κεφάλαια που χρειάζεται, είτε από εσωτερικές πηγές, είτε από εξωτερικές ή με συνδυασμό των δύο αυτών τρόπων. Οι εσωτερικές πηγές από τις οποίες μπορεί η επιχείρηση να αναζητήσει κεφάλαια είναι τα κέρδη και οι αποσβέσεις. Οι εξωτερικές πηγές κεφαλαίων είναι οι τράπεζες και οι άλλοι πιστωτικοί οργανισμοί, ενώ είναι δυνατό η επιχείρηση να αποκτήσει νέα κεφάλαια από τους ιδιοκτήτες της με αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου της. Στις περισσότερες όμως περιπτώσεις, όταν η επιχείρηση επιθυμεί να αναπτυχθεί, προσφεύγει για νέα κεφάλαια στον ανώνυμο επενδυτή. Αυτό γίνεται είτε με την πώληση μετοχών (ενός μέρους δηλαδή της ιδιοκτησίας της) ή με την πώληση ομολόγων (δηλαδή με δανεισμό). Απαραίτητη προϋπόθεση για να αναζητήσει μια επιχείρηση νέα κεφάλαια από τον κοινό επενδυτή είναι να αποτελεί ανώνυμη εταιρεία, γιατί ο μέτοχος της ανώνυμης εταιρείας έχει το πλεονέκτημα της περιορισμένης ευθύνης, ενώ τα κεφάλαια είναι άτοκα και δεν αποτελούν έτσι δάνειο.

Τα κέρδη της επιχείρησης ως πηγή ανεύρεσης νέων κεφαλαίων προσφέρουν την ευκαιρία για την ανάπτυξη της, ενώ ο μόνος περιορισμός είναι το μέγεθος της επανεπένδυσης. Στην περίπτωση όμως της επανεπένδυσης των αποθεματικών των

αποσβέσεων δεν προσφέρεται στην εταιρία ευκαιρία για ανάπτυξη, αλλά για πραγματοποίηση επενδύσεων αντικατάστασης.

2.1.1 Κεφαλαιαγορές και Χρηματαγορές

Για την εξεύρεση κεφαλαίων υπάρχουν δύο κατηγορίες αγορών: οι κεφαλαιαγορές και οι χρηματαγορές. Η διαφορά μεταξύ των δύο αυτών αγορών εντοπίζεται στον τύπο των κεφαλαίων.

Η κεφαλαιαγορά ως πηγή κεφαλαίων περιλαμβάνει το μεγάλο αριθμό επενδυτών που αγοράζουν και πωλούν μετοχές και ομολογίες εταιρειών και τους οργανισμούς στους οποίους διεξάγονται αυτές οι συναλλαγές. Η ύπαρξη μεγάλων, καλά οργανωμένων και αποτελεσματικών κεφαλαιαγορών ευνοεί την ανάπτυξη μεγάλου μεγέθους επιχειρήσεων. Μέσω των κεφαλαιαγορών έχουν οι επιχειρήσεις τη δυνατότητα ανεύρεσης μακροπρόθεσμων κεφαλαίων (ξένων ή ιδίων). Βασικό χαρακτηριστικό μιας τέτοιας αγοράς αποτελεί το γεγονός ότι τα αντικείμενα των συναλλαγών χαρακτηρίζονται από τον κίνδυνο να καταλήξουν επισφαλείς απαιτήσεις, καθώς και από το μικρό κίνδυνο για μεταβολή της αξίας τους. Η κεφαλαιαγορά δίνει τη δυνατότητα στην εταιρεία να προσδιορίσει την πραγματική αξία των χρεωγράφων της και των περιουσιακών της στοιχείων. Μια βασική διάκριση των κεφαλαιαγορών είναι σε πρωτογενείς και δευτερογενείς.

Οι πρωτογενείς αγορές αφορούν την περίπτωση που οι εταιρείες αποφασίζουν την έκδοση νέων μετοχών και ομολογιών και χρησιμοποιούν για το λόγο αυτό τις υπηρεσίες των investment bankers (μεσάζοντες). Στην Ελλάδα σήμερα οι μεσάζοντες είναι οι τράπεζες και οι ανώνυμες χρηματιστηριακές εταιρείες με κεφάλαιο πάνω από 1 δισ. δρχ. Ο τρόπος με τον οποίο οι μεσάζοντες συμβάλλουν στην άντληση των κεφαλαίων είναι είτε με αγορά του συνόλου της έκδοσης ή και μέρους αυτής, είτε με πώληση που κάνουν στο επενδυτικό κοινό αντί του εκδότη, έναντι προμήθειας.

Οι δευτερογενείς αγορές περιλαμβάνουν τις συναλλαγές χρεωγράφων που γίνονται στα Χρηματιστήρια. Οι δευτερογενείς αγορές διακρίνονται σε οργανωμένες (π.χ. Χ.Α.Α.) και όπου επιτρέπεται στις εξωχρηματιστηριακές αγορές.

Η κύρια διαφορά της χρηματαγοράς από την κεφαλαιαγορά εντοπίζεται στην περίοδο ωρίμανσης των χρεωγράφων που ανταλλάσσονται σε αυτές. Οι χρηματαγορές παρέχουν τη δυνατότητα βραχυπρόθεσμου δανεισμού στις εταιρείες και πρόκειται κυρίως για αγορές ρευστών κεφαλαίων. Τα αντικείμενα συναλλαγών στις χρηματαγορές δε χαρακτηρίζονται από τους οικονομικούς κινδύνους που υπάρχουν στις κεφαλαιαγορές. Οι χρηματαγορές περιλαμβάνουν όλα τα ιδρύματα και τις διαδικασίες που συμμετέχουν στη συναλλαγή βραχυπρόθεσμων πιστωτικών τίτλων υψηλής ποιότητας. Για να εξασφαλιστεί η ποιότητα των αξιογράφων της χρηματαγοράς, περιορίζεται η δυνατότητα έκδοσής τους σε δημόσιους οργανισμούς, πιστώτικά ιδρύματα και μεγάλες επιχειρήσεις.

2.2 Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ

Το Χρηματιστήριο αποτελεί έναν οικονομικό θεσμό που εξαπλώνεται ολοένα και περισσότερο με το πέρασμα των χρόνων. Λέγοντας Χρηματιστήριο εννοούμε ένα χώρο, στον οποίο γίνονται συγκεκριμένες συναλλαγές. Το Χρηματιστήριο θεωρείται ως μια οργανωμένη αγορά, η οποία αναγνωρίζεται επίσημα από το κράτος στο οποίο βρίσκεται και αποτελεί τον τόπο συνάντησης της προσφοράς και ζήτησης κινητών αξιών ή εμπορευμάτων.

Στην εργασία αυτή θα μας απασχολήσει το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.). Το Χ.Α.Α. ιδρύθηκε το 1876 και αποτελεί τη μόνη αγορά για επίσημη αγοροπωλησία μετοχών στην Ελλάδα. Το 1988, ο Ν.1806 εισήγαγε την εγκαθίδρυση του Αποθετηρίου Χρεωγράφων και της παράλληλης αγοράς για τις μικρού και μεσαίου μεγέθους και ανάπτυξης επιχειρήσεις. Το Χ.Α.Α. είναι αυτοδιοικούμενο

δημόσιο ίδρυμα, το οποίο διέπεται από την ελληνική σχετική νομοθεσία και διοικείται από το Συμβούλιο του Χ.Α.Α., που είναι υπεύθυνο για την ημερήσια διαχείριση των συναλλαγών, την αποδοχή νέων μετοχών για διαπραγμάτευση στο Χ.Α.Α. και την αποδοχή των ενημερωτικών δελτίων των νέων εκδόσεων μετοχών κ.λ.π. Το Υπουργείο Εθνικής Οικονομίας είναι υπεύθυνο για την επίβλεψη της λειτουργίας του Χ.Α.Α. δια μέσου του Κυβερνητικού Επιτρόπου, ο οποίος παρατηρεί κατά πόσον τηρούνται οι κανόνες και οι συναλλαγές από τους επλεκόμενους στις διαμέσου του Χρηματιστηρίου πραγματοποιούμενες συναλλαγές.

Τα μέλη του Συμβουλίου του Χ.Α.Α. καθορίζονται σύμφωνα με τον Ν.1806/88 από τον Υπουργό Εθνικής Οικονομίας μετά από εισηγήσεις των μελών του Χρηματιστηρίου, των βιομηχάνων των οποίων οι μετοχές αποτελούν αντικείμενο διαπραγμάτευσης στο Χ.Α.Α., των υπαλλήλων του Χ.Α.Α., των θεσμικών επενδυτών και του ίδιου του Υπουργού Εθνικής Οικονομίας.

2.3 Χ.Α.Α. - ΛΕΙΤΟΥΡΓΙΑ, ΔΙΟΙΚΗΣΗ, ΕΛΕΓΧΟΣ

2.3.1 Η μετατροπή του Χ.Α.Α. σε Ανώνυμη Εταιρεία

Με το Ν.2324/1995 μετατράπηκε το Ν.Π.Δ.Δ. με την επωνυμία Χ.Α.Α. σε Α.Ε. με την επωνυμία Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών Α.Ε., ενώ διέπεται από τις διατάξεις του ίδιου νόμου (2324/1995) και από τις διατάξεις της νομοθεσίας για τις Α.Ε. Ο σκοπός του Χ.Α.Α. Α.Ε. παραμένει ο ίδιος (οργάνωση των χρηματιστηριακών συναλλαγών) και μοναδικός μέτοχός του είναι το Ελληνικό Δημόσιο. Το Χ.Α.Α. ως ανώνυμη εταιρεία έχει διοικητική και οικονομική αυτονομία, υπό την εποπτεία του Υπουργού Εθνικής Οικονομίας. Ο τακτικός και έκτακτος έλεγχος του Χ.Α.Α. Α.Ε., ο οποίος προβλέπεται από τις διατάξεις για τις Α.Ε., ασκείται από δύο ορκωτούς ελεγκτές.

Το μετοχικό κεφάλαιο της εταιρείας ορίζεται σε 5 δισ. δρχ. και διαιρείται σε 500.000 μετοχές, ονομαστικής αξίας 10.000 δρχ. η καθεμία. Το μετοχικό κεφάλαιο

αναλαμβάνεται και καλύπτεται εξ' ολοκλήρου από το Ελληνικό Δημόσιο, ενώ οι μετοχές της εταιρείας είναι ονομαστικές.

2.3.2 Έλεγχος και διοίκηση του Χρηματιστηρίου

Στο Χ.Α.Α. γίνονται οι συναλλαγές των κινητών αξιών, υπό την εποπτεία του Υπουργού Εθνικής Οικονομίας. Για την παρακολούθηση των εργασιών του χρηματιστηρίου έχει συσταθεί στο ΥΠΕΘΟ: 1. Τμήμα Κεφαλαιαγοράς υπαγόμενο στη "Διεύθυνση Πιστωτικής και Δημοσιονομικής Πολιτικής" και 2. Διεύθυνση Εποπτείας Χρηματιστηρίων, για την άσκηση ελέγχου στο Χ.Α.Α..

Το άρθρο 3 του Ν.2324/1995 ορίζει 9μελές Διοικητικό Συμβούλιο για τη διοίκηση του Χ.Α.Α., το οποίο διορίζεται με απόφαση του Υπουργού Εθνικής Οικονομίας. Τρία μέλη του Δ.Σ. ορίζονται από τον Υπουργό Εθνικής Οικονομίας και είναι πρόσωπα με ειδική πείρα και κύρος. Ένα από αυτά ορίζεται από τον Υπουργό Εθνικής Οικονομίας ως Πρόεδρος του Χ.Α.Α. Α.Ε.. Δύο μέλη του Δ.Σ. εκλέγονται από τα τακτικά μέλη του Χ.Α.Α. (χρηματιστές, χρηματιστηριακούς εκπροσώπους και μέλη των Δ.Σ. Α.Χ.Ε.). Ένα μέλος του Δ.Σ. ορίζεται από την Τράπεζα της Ελλάδος, ένα από το Εμπορικό και Βιομηχανικό Επιμελητήριο Αθηνών, ένα μέλος από την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών και ένα μέλος εκλέγεται από τους εργαζομένους στο Χ.Α.Α. Α.Ε. με καθολική και άμεση ψηφοφορία.

Το Διοικητικό Συμβούλιο έχει τις εξής αρμοδιότητες:

- διοικεί το Χ.Α.Α. και διαχειρίζεται την περιουσία του
- εκπροσωπεί το Χ.Α.Α. δικαστικώς και εξωδίκως
- εποπτεύει για την ομαλή εκτέλεση των εργασιών σ' αυτό
- μπορεί να αναθέτει την άσκηση των αρμοδιοτήτων του σε Εκτελεστική Επιτροπή, που αποτελείται από μέλη ή ανώτερους υπαλλήλους του χρηματιστηρίου
- μπορεί να αναθέτει την εκπροσώπηση ή άσκηση αρμοδιοτήτων σε μέλη του

- συνεδριάζει τακτικά σε ημέρες και ώρες που καθορίζει το ίδιο και έκτακτα μόνο όταν το ζητήσει ο πρόεδρος
- για να θεωρείται έγκυρη η συνεδρίαση πρέπει να παρευρίσκονται τουλάχιστον 5 μέλη
- αποφασίζει με πλειοψηφία 5 τουλάχιστον μελών
- ο γραμματέας τηρεί πρακτικά κατά τις συνεδριάσεις
- οι αμοιβές των μελών του ορίζονται με απόφαση του ΥΠΕΘΟ και βαρύνουν τον προϋπολογισμό του Χ.Α.Α.

2.3.3 Η λειτουργία του Χρηματιστηρίου Αξιών

Στη λειτουργία του Χρηματιστηρίου Αξιών συμμετέχουν:

- οι χρηματιστές και οι Α.Χ.Ε., που μεσολαβούν στην κατάρτηση συμβάσεων αγοραπωλησιών για λογαριασμό των πελατών τους και καταρτίζουν τις συμβάσεις αυτές στο όνομά τους.
- οι πελάτες, οι οποίοι δίνουν στους χρηματιστές τις εντολές για αγορά ή πώληση κινητών αξιών.
- η διοίκηση του οργανισμού του Χρηματιστηρίου Αξιών, που εποπτεύει για την εύρυθμη λειτουργία του.

Όταν μια αξία εισαχθεί στο Χρηματιστήριο παίρνει την ιδιότητα του χρηματιστηριακού πράγματος, ενώ η απόφαση εισαγωγής ανήκει στη διοίκηση του χρηματιστηρίου.

Οι επιτρεπόμενες μορφές χρηματιστηριακών συμβάσεων είναι:

- η αγοραπωλησία τοις μετρητοίς: απλή μορφή σύμβασης με μικρό χρονικό διάστημα μεταξύ της σύναψης και της εκτέλεσής της.

- η εξασφαλιστική σύμβαση: πρόκειται για μορφή αγοραπωλησίας με προθεσμία που δεν είναι όμως υποχρεωτική εξ'αρχής, αλλά γίνεται υποχρεωτική όταν η μία πλευρά δηλώσει ότι επιθυμεί την εκτέλεση της σύμβασης.
- η σύμβαση μεταφοράς: η μία πλευρά παραδίδει στην άλλη μια ποσότητα κινητών αξιών, εισπράττοντας το τίμημά τους στην τρέχουσα τιμή και μετά από κάποιο χρονικό διάστημα επιστρέφει τα χρήματα και παίρνει τις κινητές αξίες. Ανάλογα βέβαια με τις συνθήκες της αγοράς μπορεί να κερδίσει, να χάσει ή να επιστρέψει το ίδιο ποσό χρημάτων.
- η αγοραπωλησία επί δώρω: η πλευρά που έχει τη δυνατότητα να κάνει υποχρεωτική τη σύμβαση, δίνει στην άλλη ένα χρηματικό ποσό ως δώρο.
- η αγοραπωλησία επί διπλασιασμού ή πολλαπλασιασμού: είναι εξ'αρχής υποχρεωτική μόνο για ένα μέρος της και γίνεται υποχρεωτική και για το υπόλοιπο με σχετική δήλωση της πλευράς που έχει αυτή τη δυνατότητα.
- το *stellage*: ιδιόμορφη, αντιστροφή, προθεσμιακή, διττή αγοραπωλησία.

2.3.4 Η παράλληλη αγορά στο Χ.Α.Α.

Η παράλληλη χρηματιστηριακή αγορά είναι μια οργανωμένη αγορά χρεωγράφων, στην οποία εισάγονται αξίες που δε συγκεντρώνουν τις προϋποθέσεις για εισαγωγή τους στην κύρια αγορά. Μια τέτοια αγορά δημιουργείται είτε στους κόλπους ενός ήδη υφιστάμενου χρηματιστηρίου αξιών ή εκτός αυτού.

Με την ύπαρξή της η παράλληλη χρηματιστηριακή αγορά εξυπηρετεί:

- επιχειρήσεις μεσαίου μεγέθους που επιθυμούν να αντλήσουν κεφάλαια μέσω του χρηματιστηρίου αξιών.
- επενδυτές που επιθυμούν να αγοράσουν μετοχές των παραπάνω εταιρειών, με την καθαρότητα, τη δημοσιότητα και τις εγγυήσεις που παρέχει το χρηματιστήριο αξιών.

- την εθνική οικονομία, αφού δίνει τη δυνατότητα σε μεσαίου μεγέθους επιχειρήσεις να αναπτυχθούν.

Οι εταιρείες, των οποίων οι μετοχές θα εισαχθούν στην παράλληλη αγορά, μπορούν αργότερα να περάσουν στην κύρια αγορά, αν πετύχουν τέτοιους ρυθμούς ανάπτυξης ώστε να πληρούν τις προϋποθέσεις εισαγωγής σε αυτή. Συγκεκριμένα:

- τα κέρδη εκμετάλλευσης της ΑΕ πρέπει να παρουσιάσουν ικανοποιητική ανοδική εξέλιξη.
- η ΑΕ πρέπει να έχει χρησιμοποιήσει τα κέρδη που άντλησε κατά την εισαγωγή της στο χρηματιστήριο, σύμφωνα με τα δημοσιευθέντα στο ενημερωτικό δελτίο της.
- οι μετοχές της να έχουν ικανοποιητική διασπορά και εμπορευσιμότητα.
- να έχει επιδείξει άριστη συμπεριφορά απέναντι στο χρηματιστήριο και στο επενδυτικό κοινό.

Η μετάταξη αυτή πραγματοποιείται με αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου με δημόσια εγγραφή ίση τουλάχιστον με τη διαφορά μεταξύ της ελάχιστης απαιτούμενης αύξησης για την εισαγωγή στην κύρια αγορά και της αύξησης που πραγματοποίησε κατά την εισαγωγή στην παράλληλη αγορά.

Η κύρια και η παράλληλη αγορά έχουν ακριβώς τον ίδιο τρόπο λειτουργίας, διαπραγμάτευσης των τίτλων, εκφώνησης και αντιφώνησης των εντολών, παράδοσης-παραλαβής των τίτλων, φορολογικών απαλλαγών κ.λπ.. Η μόνη ουσιαστική διαφορά μεταξύ τους είναι ότι στην κύρια αγορά συμμετέχουν οι μεγάλοι μεγέθους επιχειρήσεις, ενώ στην παράλληλη οι μικρού ή μεσαίου μεγέθους επιχειρήσεις.

Η παράλληλη αγορά του Χ.Α.Α. είναι επίσημη, ανήκει σε Ν.Π.Δ.Δ. και λειτουργεί στο πλαίσιο του με την υπάρχουσα κρατική εποπτεία και τους ισχύοντες γ' αυτό κανονισμούς. Οι προϋποθέσεις για την εισαγωγή αξιών (μετοχών και ομολογιών) διαφέρουν από αυτές της κύριας αγοράς, αλλά η διαδικασία εισαγωγής είναι η ίδια. Ακόμη η παράλληλη αγορά διέπεται από όλες τις διατάξεις της κείμενης

νομοθεσίας (συμπεριλαμβανομένης και της φορολογικής) που ισχύουν και για την κύρια αγορά. Κύριο χαρακτηριστικό της παράλληλης αγοράς είναι ότι επιτρέπεται μόνο η πώληση τοις μετρητοίς, ενώ ιδρύεται με Προεδρικό Διάταγμα .

Οι παράλληλες χρηματιστηριακές αγορές μπορεί να είναι επίσημες ή ανεπίσημες, να αποτελούν μια μόνο παράλληλη αγορά ή περισσότερες της μιας και είτε να είναι ενταγμένες σε ήδη υπάρχοντα κύρια χρηματιστήρια αξιών ή να είναι ανεξάρτητες και φορέας τους ενδέχεται να είναι κρατικός, ημικρατικός ή ιδιωτικός οργανισμός.

2.4. ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

Στο σημείο αυτό θεωρείται αναγκαίο, για την καλύτερη κατανόηση των μεγεθών που διέπουν το Χ.Α.Α., αλλά και για την αξιολόγηση των εμπειρικών ευρημάτων των Κεφαλαίων 3, 4, 5 και 6, να παρουσιαστούν κάποια βασικά μεγέθη και στατιστικά στοιχεία του Χ.Α.Α.¹, όπως ο αριθμός των χρηματιστών και των Α.Χ.Ε., των εισηγμένων εταιρειών, των εταιρειών ανά κλάδο κ.α..

Ο Πίνακας 2.1 παρουσιάζει τον αριθμό των χρηματιστών και των Α.Χ.Ε. που συμμετείχαν στις συναλλαγές του Χ.Α.Α., τα έτη 1994 και 1995. Είναι φανερό ότι με την καθιέρωσή τους οι Α.Χ.Ε. αντικατέστησαν τους χρηματιστές, των οποίων η παρουσία στις συναλλαγές του Χ.Α.Α. περιορίστηκε στο ελάχιστο.

Πίνακας 2.1
Χρηματιστές και Α.Χ.Ε. στο Χ.Α.Α.

	ΕΤΗ	
	1994	1995
Χρηματιστές	6	5
Α.Χ.Ε.	56	59

¹Τα στατιστικά στοιχεία προέρχονται από τα ετήσια στατιστικά δελτία του Χ.Α.Α. για τα αντίστοιχα έτη.

Ο Πίνακας 2.2 παρουσιάζει τις εισαγωγές νέων εταιρειών στο Χ.Α.Α. για τα έτη 1990-1995. Τα έτη 1991-93 παρατηρείται έντονη μείωση του αριθμού των εταιρειών, των οποίων οι μετοχές εισάγονται στην κύρια ή στην παράλληλη αγορά του Χ.Α.Α.. Η σημαντική αύξηση του 1994 είναι πρόσκαιρη, αφού το 1995 μειώνεται ξανά ο αριθμός των εταιρειών που εισάγονται στην κύρια αγορά του Χ.Α.Α., ενώ για την παράλληλη αγορά ο αριθμός παραμένει σχεδόν αμετάβλητος.

Πίνακας 2.2

Νέες εταιρείες στο Χ.Α.Α. για τα έτη 1990-1995

ΕΤΗ	Κύρια Αγορά	Παράλληλη Αγορά
1990	23	5
1991	11	3
1992	5	-
1993	10	-
1994	35	11
1995	10	10

Ο Πίνακας 2.3 δείχνει ότι κάθε χρόνο όλο και περισσότερες εταιρείες εισάγονται στο Χ.Α.Α.. Άρα μέσω του χρηματιστηρίου αποκομίζουν οι εταιρείες σημαντικά οφέλη, γ'αυτό άλλωστε και προτιμούν το χρηματιστήριο έναντι άλλων μορφών χρηματοδότησης.

Πίνακας 2.3

Αριθμός εισηγμένων στο Χ.Α.Α. εταιρειών για τα έτη 1990-95

ΕΤΗ	Κύρια και Παράλληλη Αγορά
1990	145
1991	159
1992	164
1993	150
1994	196
1995	215

Ο Πίνακας 2.4 δείχνει το ύψος των κεφαλαίων που μπορούν να αντληθούν από τις εισηγμένες στο Χρηματιστήριο εταιρείες. Ειδικά για το έτος 1994, το ποσό αυτό είναι πολύ υψηλό και ίσως πολύ μεγαλύτερο από αυτό που θα μπορούσαν να

διαθέσουν οι τράπεζες. Γι'αυτό άλλωστε και πολλές εταιρείες προτιμούν το χρηματιστήριο έναντι των άλλων πηγών ανεύρεσης κεφαλαίων.

Πίνακας 2.4

Κεφάλαια που αντλήθηκαν από το Χ.Α.Α. για τα έτη 1990-95

Έτη	Κεφάλαια
1990	77.218.075.138
1991	61.222.890.860
1992	15.490.470.636
1993	59.301.779.799
1994	197.404.529.017
1995	68.520.800.375

Οι Πίνακες 2.5 και 2.6 παρουσιάζουν τους κλάδους - κατηγορίες των εταιρειών του χρηματιστηρίου, οι οποίοι για το 1994 ήταν 23, ενώ το 1995 αυξήθηκαν κατά έναν. Ο μεγαλύτερος κλάδος για το 1994 είναι αυτός των Μεταλλουργικών Επιχειρήσεων, ενώ ακολουθούν οι κλάδοι των Κατασκευαστικών και των Διαφόρων Εταιρειών. Το 1995, πρώτοι σε αριθμό εταιρειών κλάδοι, είναι αυτοί των Κατασκευαστικών Εταιρειών και των Μεταλλουργικών Επιχειρήσεων, ενώ ακολουθούν οι κλάδοι των Εταιρειών Επενδύσεων, των Κλωστοϋφαντουργιών και των Διαφόρων Εταιρειών. Ο κλάδος με το μεγαλύτερο ποσοστό της κύριας αγοράς του Χ.Α.Α. για το 1994 είναι αυτός των Κατασκευαστικών Εταιρειών (20,276%), ενώ με μικρή διαφορά ακολουθεί ο κλάδος των Μεταλλουργικών Επιχειρήσεων (19,535%). Το 1995, ο κλάδος των Τραπεζών κατέχει το μεγαλύτερο ποσοστό της κύριας αγοράς (23,249%), ενώ ακολουθεί με διαφορά 0,476 (22,773%) ο κλάδος των Κατασκευαστικών Εταιρειών.

Και για τα δύο έτη, ο κλάδος των Τραπεζών κατέχει το μεγαλύτερο αριθμό μετοχών (160.290.321 και 159.432.902) μεταξύ όλων των κλάδων του Χ.Α.Α. Με σημαντικό αριθμό μετοχών ακολουθούν οι κλάδοι των Εταιρειών Ειδών Διατροφής και Ποτών (129.232.987 και 155.750.145) και των Κατασκευαστικών Εταιρειών

(124.060.847 και 159.469.429). Ακόμη, ο κλάδος των Τραπεζών έχει, με μεγάλη διαφορά έναντι των άλλων κλάδων, τη μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία (1.017.125 και 1.134.338 εκ. δρχ.).

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας 2.5

Εταιρείες ανά κλάδο στο Χ.Α.Α., αριθμός μετοχών ανά κλάδο και χρηματιστηριακή αξία για το 1994

Κλάδος	Αριθμός Εταιρειών ανά κλάδο	% του κλάδου στην Κύρια Αγορά	Σύνολο μετοχών ανά κλάδο	Χρημ/κή αξία (εκ.δρχ.)
Τράπεζες	15	16,674	160.290.321	1.017.125
Ασφάλειες	4	0,373	30.422.043	48.977
Ετ. Επενδύσεων	16	3,557	65.301.280	107.156
Ετ. Leasing	3	2,691	12.100.000	58.562
Ετ. Συμμετοχών	8	6,815	86.802.751	72.483
Επιβ. Ναυτιλία	2	1,106	24.804.113	43.222
Κλωστοϋφ/γίες	16	4,28	90.333.079	111.009
Χημικών Προϊόντων	5	2,509	23.892.216	41.318
Οικοδομήσιμων Υλών	7	1,931	89.599.676	227.331
Κατασκευαστικές Ετ.	22	20,276	124.060.847	378.754
Μεταλλεία	1	0,052	6.250.350	18.282
Μεταλλουργικές Επιχ/σεις	24	19,535	104.401.182	391.850
Ετ. Ειδών Διατροφής / Ποτών	15	12,123	129.232.987	621.846
Αλευροποιητικές	5	1,203	20.282.085	19.550
Ψυγεία	1	0,175	6.382.596	20.743
Καπνοβιομ/νίες	2	0,262	4.031.470	55.298
Βιομ. Συσκευασίας Χαρτ/νίες	2	0,487	11.809.000	40.830
Βιομ. Ξύλου	3	0,733	23.051.110	23.327
Ξενοδοχεία	2	0,058	28.664.440	24.829
Διάφορες Ετ.	21	3,398	108.407.006	106.135
Ετ. Πληροφ/κής	2	0,688	12.165.000	39.277
Έντυπη Πληρ/κή	1	0,347	4.025.000	6.762
M.M.E.	1	0,727	18.750.000	20.625

Πίνακας 2.6

Εταιρείες ανά κλάδο στο Χ.Α.Α., αριθμός μετοχών ανά κλάδο και χρηματιστηριακή αξία για το 1995

Κλάδος	Αριθμός Εταιρειών ανά κλάδο	% του κλάδου στην Κύρια Αγορά	Σύνολο μετοχών ανά κλάδο	Χρημ/κή Αξία (εκ.δρχ.)
Τράπεζες	15	23,249	159.432.902	1.134.338
Ασφάλειες	4	1,312	49.759.923	82.805
Ετ. Επενδύσεων	18	2,326	80.146.280	118.586
Ετ. Leasing	3	0,828	12.100.000	55.359
Ετ. Συμμετοχών	9	5,501	130.376.882	119.413
Επιβ. Ναυτιλία	3	1,008	32.060.768	41.146
Κλωστοϋφ/γίες	18	2,669	111.956.888	117.413
Χημικών Προϊόντων	5	1,512	25.673.933	34.361
Οικοδομ/μων Υλών	6	2,711	85.538.900	242.704
Κατασκευαστικές Ετ.	24	22,773	159.469.429	410.841
Μεταλλεία	1	0,695	6,250.350	28.064
Μεταλλουργικές Επιχ/σεις	24	9,316	121,521.549	343.980
Ετ. Ειδ. Διατρ /Ποτ.	15	12,901	155.750.145	699.786
Αλευροποιητικές	5	0,489	24.367.427	22.716
Ψυγεία	1	1,065	6.382.596	22.148
Καπνοβιομ/νίες	2	1,193	15.474.700	112.238
Βιομ. Συσκευασίας Χαρτ/νίες	2	1,263	13.447.000	51.050
Βιομ. Ξύλου	3	0,434	42.000.860	26.170
Ξενοδοχεία	2	2,035	28.664.440	23.817
Διάφορες Ετ.	18	2,407	80.035.018	85.308
Ετ. Πληροφ/κής	2	0,676	12.165.000	28.807
Έντυπη Πληρ/κή	1	1,297	4.025.000	18.938
Μ.Μ.Ε.	1	0,641	18.750.000	16.312
Ετ. Φαρμακ/κών και Καλ/κών Πρ.	3	1,694	16.552.550	38.562

Ο Πίνακας 2.7 δείχνει ότι συναλλαγές επί ομολογιών πραγματοποιούνται μόνο στην Κύρια Αγορά του Χ.Α.Α.. Μάλιστα αυτές οι συναλλαγές μειώθηκαν σημαντικά μέσα σε ένα χρόνο (από 4.982.234.387 σε 2.277.344.480 δρχ.).

Πίνακας 2.7

Συνοπτικός πίνακας των συναλλαγών επί ομολογιών στην Κύρια και Παράλληλη Αγορά του Χ.Α.Α. για τα έτη 1994-95

	Ποσό Τίτλων		Συν/γές σε δρχ.		Επί συνόλου συν/γών	
	1994	1995	1994	1995	1994	1995
ΟΜΟΛΟΓΙΕΣ	1994	1995	1994	1995	1994	1995
Κύρια Αγορά	91.848	24.584	4.982.234.387	2.277.344.480	0,393%	0,161%
Παρ/λη Αγορά	0	0	0	0	0	0
ΣΥΝΟΛΟ	91.848	24.584	4.982.234.387	2.277.344.480	0,393%	0,161%

Σε αντίθεση με τις ομολογίες, η διαπραγμάτευση των μετοχών δε γίνεται μόνο στην Κύρια αλλά και στην Παράλληλη Αγορά του Χ.Α.Α. Στο σύνολο 758.469.363 τίτλων που υπήρχαν στο Χ.Α.Α. το 1995, οι 758.444.779 ήταν μετοχές και μόνο οι 24.584 αντιπροσώπευαν ομολογίες. Στο σύνολο επίσης των συναλλαγών, το 99,839% γίνεται επί μετοχών και μόνο το 0,161% γίνεται επί ομολογιών (Πίνακας 2.8).

Πίνακας 2.8

Συνοπτικός πίνακας των συναλλαγών επί μετοχών στην Κύρια και Παράλληλη Αγορά του Χ.Α.Α. για τα έτη 1994-95

	Ποσό Τίτλων		Συν/γές σε δρχ.		% Επί συνόλου συν/γών	
	1994	1995	1994	1995	1994	1995
ΜΕΤΟΧΕΣ	1994	1995	1994	1995	1994	1995
Κύρια Αγορά	473.234.333	682.940.238	1.226.256.607.442	1.257.678.799.557	96,782	89,150
Παρ/λη Αγορά	17.624.054	75.504.541	35.793.856.935	150.791.316.623	2.825	10,689
ΣΥΝΟΛΟ	490.858.387	758.444.779	1.267.032.698.764	1.410.747.460.660	99,607	99,839

Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 2.9 τους περισσότερους τίτλους (μετοχές και ομολογίες) κατέχουν οι Εμποροβιομηχανικές Επιχειρήσεις, ενώ ακολουθεί ο κλάδος των Εταιρειών Συμμετοχών. Το μεγαλύτερο ποσοστό επί του συνόλου των συναλλαγών, έχει ο κλάδος των Εμποροβιομηχανικών Επιχειρήσεων (37,088%), ενώ ακολουθούν οι κλάδοι των Κατασκευαστικών Εταιρειών (20,303%) και των Τραπεζών (20,727%).

Πίνακας 2.9

Συνοπτικός πίνακας των συναλλαγών επί τίτλων (ομολογιών και μετοχών) ανά κλάδο στο Χ.Α.Α. για τα έτη 1994-95

	Ποσό Τίτλων		% Επί συνόλου συν/γών	
	1994	1995	1994	1995
Τράπεζες	30.581.364	47.454.610	16,132	20,727
Ασφάλειες	2.337.236	7.672.237	0,360	1,169
Ετ. Επενδύσεων	27.361.245	18.346.471	3,443	2,074
Ετ. Leasing	5.444.046	2.686.873	2,604	0,738
Ετ. Συμμετοχών	76.293.992	195.089.211	6,595	4,905
Κατασκευαστικές Ετ.	68.718.335	106.751.779	19,631	20,303
Εμποροβιομ/κές	220.728.135	280.885.641	44,728	37,088
Διάφορες	41.769.980	24.053.416	3,289	2,146

Ο Γενικός Δείκτης του χρηματιστηρίου είναι ένα μέτρο των κινήσεων της αγοράς και βασίζεται σε ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα μετοχών. Οι δείκτες τιμών βασίζονται στην τρέχουσα χρηματιστηριακή αξία των μετοχών που περιλαμβάνονται στο δείκτη (συνολικός αριθμός μετοχών επί την χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής).

Οι δείκτες του Χρηματιστηρίου έχουν βάση την 31-12-80 όπου ήταν ίσοι με 100, με εξαίρεση το δείκτη Leasing που έχει βάση την 31-12-87 όπου ήταν ίσος με 100.

Όπως φαίνεται και από τον Πίνακα 2.10, ο δείκτης τιμών μετοχών παρουσιάζει ανοδική πορεία κατά τα έτη 1984-1995, με τη μεγαλύτερη αύξηση το 1990 (από 459,43 σε 932,00). Μείωση του δείκτη παρατηρείται μόνο κατά τα έτη 1991, 1992 και 1994 (με τη μεγαλύτερη μείωση το 1992).

Πίνακας 2.10

Εξέλιξη του δείκτη τιμών μετοχών (1980=100) για τα έτη 1984-1995

ΕΤΗ	Δ.Τ.Μ.	ΕΤΗ	Δ.Τ.Μ.
1984	59.18	1990	932.00
1985	70.95	1991	809.71
1986	103.86	1992	672.31
1987	272.47	1993	958.66
1988	279.65	1994	868.91
1989	459.43	1995	914.15

Το Χ.Α.Α. δημοσιεύει οχτώ δείκτες τιμών μετοχών, οι οποίοι παρουσιάζονται στον

Πίνακα 2.11.

Πίνακας 2.11

Η σύνθεση του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. για τα έτη 1994, 1995 και 1996

ΔΕΙΚΤΕΣ	Μετοχές το 1994	Μετοχές το 1995	Μετοχές το 1996
Τραπεζών	11	10	9
Ασφαλειών	2	3	2
Επενδύσεων	3	5	3
Leasing	2	2	2
Κατασκευαστικών Ετ.	9	14	10
Ετ. Συμμετοχών	4	6	6
Βιομηχανικών Ετ.	27	28	22
Διαφόρων Ετ.	7	7	6
ΣΥΝΟΛΟ	65	76	60

Ο Πίνακας 2.12 δείχνει τα Καθαρά Κέρδη και τα Συνολικά Μερισίματα για κάθε κλάδο εταιρειών του Χ.Α.Α., για τα έτη 1992-94. Τα υψηλότερα κέρδη πραγματοποίησε για τα έτη αυτά ο κλάδος των Τραπεζών, ενώ με μεγάλη διαφορά ακολουθούν οι κλάδοι των Εταιρειών Ειδών Διατροφής και των Κατασκευαστικών Εταιρειών. Όσον αφορά τα Συνολικά Μερισίματα, πάλι έρχεται πρώτος ο κλάδος των Τραπεζών, ενώ με πολύ μικρότερα ποσά Συνολικών Μερισμάτων ακολουθούν οι κλάδοι των Εταιρειών Ειδών Διατροφής, των Κατασκευαστικών Εταιρειών και των Εταιρειών Επενδύσεων.

Πίνακας 2.12

Καθαρά Κέρδη και Συνολικά Μερίσματα των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο εταιρειών (ανά κλάδο) για τα έτη 1992-94

Κλάδοι	Καθαρά Κέρδη (εκατ.δρχ.)			Συν/κά Μερίσματα (εκατ.δρχ.)		
	1992	1993	1994	1992	1993	1994
Τράπεζες (15)	118,894	128,755	182,972	44,802	58,080	78,868
Ασφάλειες (4)	1,483	1,209	1,680	641	613	957
Ετ. Επενδύσεων (18)	12,035	19,105	17,048	9,803	14,939	13,704
Ετ. Leasing (3)	5,697	6,331	6,478	4,800	5,790	6,090
Ετ. Συμμετοχών (9)	5,350	3,760	1,346	2,903	1,682	1,067
Κλωστοϋφαν/γίες (18)	5,005	7,046	9,021	2,089	2,790	4,490
Χημικές Βιομ/νίες (5)	595	733	949	257	659	245
Ετ. Φαρμ. & Καλλ. (3)	499	837	1,805	83	153	425
Οικοδ/κών Υλών (5)	11,498	10,777	12,172	5,215	5,259	5,953
Κατασκευαστικές (24)	11,650	23,254	29,833	2,008	6,267	15,378
Μεταλλεία (1)	610	830	1,330	168	421	550
Μεταλλουργικές (20)	9,674	14,706	14,087	5,078	8,068	8,113
Ετ.Ειδ. Διατροφής (15)	25,879	28,251	31,932	11,305	12,920	16,094
Αλευροποιητικές (4)	610	926	586	378	547	395
Καπνοβιομ/νίες (2)	5,860	6,337	9,781	2,460	2,768	5,361
Ψυγεία (1)	68	60	66	30	23	109
Βιομ. Συσκευασίας (2)	3,365	2,535	3,745	1,741	1,356	1,527
Ξενοδοχεία (2)	0	1	2	0	0	0
Βιομ. Ξύλου (3)	659	75	702	238	60	212
Διάφορες (18)	4,758	4,228	5,223	3,080	2,699	3,521
Ετ. Πληρ/κής (2)	968	1,762	2,248	371	1,406	1,345
Έντυπη Πληρ/κή (1)	236	329	314	78	20	208
M.M.E. (1)	829	2,025	1,153	0	0	844
Επιβ. Ναυτιλία (3)	1,051	4,545	4,834	588	1,872	2,555
Σύνολο Κύριας Αγοράς (179)	227,272	268,418	339,306	98,118	128,389	168,009
Παράλληλη Αγορά (25)	2,796	5,029	7,943	1,120	1,583	3,399
Γενικό Σύνολο (204)	230,068	273,447	347,249	99,238	129,972	171,408

Όπως δείχνει ο Πίνακας 2.13 τα καθαρά κέρδη των εισηγμένων στο χρηματιστήριο εταιρειών, είναι περισσότερα από τις ονομαστικές μετοχές παρά από τις ανώνυμες. Και τα διανεμηθέντα όμως μερίσματα είναι μεγαλύτερα από τις ονομαστικές μετοχές. Σε γενικές γραμμές, τόσο τα καθαρά κέρδη, όσο και τα διανεμηθέντα μερίσματα (εκτός μικρών εξαιρέσεων), παρουσιάζουν ανοδική πορεία για τα έτη 1980-1994.

Πίνακας 2.13

Καθαρά Κέρδη και Διανεμηθέντα Μερίσματα για το σύνολο των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο εταιρειών, για τα έτη 1980-1994

ΕΤΟΣ	Καθαρά Κέρδη		Διανεμηθέντα Μερίσματα	
	Ονομαστικές Μετοχές (σε χιλ. δραχ.)	Ανώνυμες Μετοχές (σε χιλ. δραχ.)	Ονομαστικές Μετοχές (σε χιλ. δραχ.)	Ανώνυμες Μετοχές (σε χιλ. δραχ.)
1980	8.246.486	7.062.977	5.439.161	5.296.448
1981	7.569.325	7.726.500	5.598.754	5.468.432
1982	7.722.908	3.699.164	4.963.191	2.896.481
1983	9.912.494	7.185.029	6.500.583	4.652.277
1984	15.924.933	7.651.982	8.037.562	4.391.875
1985	15.827.307	6.487.629	7.578.167	4.515.833
1986	22.552.750	11.281.669	12.237.982	7.792.432
1987	26.031.539	19.040.140	16.747.932	12.128.500
1988	29.628.921	28.444.765	21.815.770	20.350.158
1989	55.014.549	46.996.594	28.301.311	29.532.539
1990	85.223.378	70.133.032	45.235.075	48.452.871
1991	164.364.529	72.228.641	81.547.461	45.941.735
1992	115.764.699	64.233.924	56.086.195	33.061.309
1993	194.018.880	117.167.204	70.771.979	49.571.475
1994	220.491.204	126.758.139	101.741.357	69.666.550

Ο παρακάτω Πίνακας 2.14 παρουσιάζει το σταθμικό μέσο P/E (λόγος τιμής προς κέρδη) του Χ.Α.Α. (οι τιμές είναι σε εκατομμύρια δραχμές). Όπως φαίνεται από αυτόν το μεγαλύτερο λόγο τιμής προς κέρδη παρουσιάζει ο κλάδος των ψυγείων, ενώ με μικρές διαφορές ακολουθούν οι κλάδοι των ξενοδοχείων, των αλευροποιητικών βιομηχανιών και των ασφαλειών.

Πίνακας 2.14Ο λόγος τιμής προς κέρδη κατά κλάδο³ για το 1995

ΚΛΑΔΟΣ	ΧΡΗΜ.ΑΞΙΑ ΚΛΑΔΟΥ*	ΚΕΡΔΗ ΚΛΑΔΟΥ**	P/E
Τράπεζες	1.432.806	262.771	5,45
Ασφάλειες	90.692	2.486	36,47
Leasing	41.153	10.126	4,06
Επενδύσεων	171.770	24.631	6,97
Συμμετοχών	154.926	-263	-
Τηλεπικοινωνίες	1.755.515	203.669	8,62
Ναυτιλιακές	25.842	3.368	7,67
Κλωστοϋφαν/γίες	141.347	13.395	10,55
Χημικές	33.930	-419	-
Φαρμακευτικές και Καλλυντικών	41.428	4.598	9,01
Οικοδομήσιμων Υλικών	409.003	28.002	14,61
Κατασκευαστικές	346.727	47.469	7,30
Μεταλλεία	26.439	3.060	8,64
Μεταλλουργικές	535.041	67.511	7,93
Τροφίμων και Ποτών	733.740	48.135	15,24
Αλευροποιητικές	29.755	670	44,41
Ψυγεία	14.680	256	57,40
Καπνού	156.160	22.805	6,85
Συσκευασίας	60.734	8.504	7,14
Εύλου	45.692	1.974	23,15
Ξενοδοχεία	24.149	492	49,10
Διάφορες	136.917	9.341	14,66
Πληροφορικής	31.083	1.901	16,35
Έντυπη Πληροφορική	9.237	1.015	9,10
M.M.E.	9.844	614	16,03
Παράλληλη Αγορά	201.094	20.290	9,91
ΣΥΝΟΛΟ	6.659.703	786.399,413	

*με τιμές της 25/10/96

**σύμφωνα με τα κέρδη προ φόρων της χρήσης 1995.

2.5 Ο ΘΕΣΜΟΣ ΤΩΝ ΑΝΩΝΥΜΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΕΤΑΙΡΕΙΩΝ

Με το Ν.1806/1988 εισήχθη στην Ελλάδα ο θεσμός της Ανώνυμης Χρηματιστηριακής Εταιρείας (ΑΧΕ), με κατάργηση των χρηματιστών φυσικών προσώπων. Οι ΑΧΕ είναι μέλη του χρηματιστηρίου και έχουν σαν αντικείμενο την

αποκλειστική διεξαγωγή των αγοραπωλησιών των χρηματιστηριακών αξιών, γι αυτό και διορίζουν και Χρηματιστηριακό Εκπρόσωπο. Ορίστηκαν τα σχετικά με την άδεια σύστασης, τους μετόχους των ΑΧΕ, τα είδη των χρηματιστηριακών συναλλαγών, του χρηματιστηριακούς εκπροσώπους μέσω των οποίων διεξάγονται οι συναλλαγές, ενώ εισήχθη και το στοιχείο της διαφάνειας των συναλλαγών. Επίσης δίνεται η δυνατότητα στην ΑΧΕ να λειτουργεί ως μεσάζοντας σε εκδόσεις χρηματοδότησης των επιχειρήσεων με δημόσια εγγραφή και ως διαχειριστής λογαριασμών πελατών. Οι ανώνυμες χρηματιστηριακές εταιρείες διέπονται από τις παρακάτω διατάξεις:

- Η χρηματιστηριακή εταιρεία είναι μια ανώνυμη εταιρεία, που έχει ως αποκλειστικό σκοπό τη διεξαγωγή χρηματιστηριακών συναλλαγών.
- Το μετοχικό της κεφάλαιο πρέπει να έχει ελάχιστο ύψος 200.000.000 δρχ. και να καταβάλλεται σε μετρητά.
- Οι μετοχές της χρηματιστηριακής εταιρείας είναι ονομαστικές.
- Δε μπορεί να είναι μέτοχος σε μια ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία κάποιος χρηματιστής, χρηματιστηριακός εκπρόσωπος, άλλη ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία ή οργανισμός με αποκλειστικό σκοπό τις επενδύσεις σε κινητές αξίες.
- Η επιτροπή κεφαλαιαγοράς δίνει την άδεια για τη σύσταση της ανώνυμης χρηματιστηριακής εταιρείας, αφού πρώτα καταθέσει το ίδιο κεφάλαιό της σε ειδικό λογαριασμό σε μια τράπεζα που λειτουργεί νόμιμα στην Ελλάδα και εκτιμηθούν τα οικονομικά και τεχνικά μέσα της εταιρείας, η αξιοπιστία των στελεχών της διοίκησης και η καταλληλότητα των μετόχων.
- Κάθε τράπεζα μπορεί να είναι μέτοχος μόνο σε μία ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία.

²Ο πίνακας αυτός προέρχεται από τον Οικονομικό Αποταμειωτικό Οδηγό, Οκτώβριος 1996.

- Υπό προϋποθέσεις μπορεί να λειτουργήσουν στην Ελλάδα αλλοδαπές χρηματιστηριακές εταιρείες³, μόνο υπό τον όρο της αμοιβαιότητας.
- Με απόφαση της επιτροπής Κεφαλαιαγοράς μπορεί να ανακληθεί η άδεια λειτουργίας μιας ανώνυμης χρηματιστηριακής εταιρείας ή να παυθεί μέλος του Δ.Σ.
- Αν μια ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία, κατά το κλείσιμο του ισολογισμού της παρουσιάσει υποχρεώσεις που υπερβαίνουν τα ίδια της κεφάλαια, έχει την υποχρέωση μέσα σε 6 μήνες να αυξήσει το μετοχικό της κεφάλαιο, διαφορετικά ανακαλείται η άδεια λειτουργίας της.
- Κάθε χρηματιστηριακή εταιρεία διορίζει για τις χρηματιστηριακές συναλλαγές της έναν χρηματιστηριακό εκπρόσωπο, ο οποίος μπορεί να είναι και χρηματιστής και είναι για μία μόνο χρηματιστηριακή εταιρεία.
- Η ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία μπορεί να ορίζει αντικρυστές, οι οποίοι αποτελούν τα έκτακτα μέλη του χρηματιστηρίου και παρέχουν υπηρεσίες στα τακτικά μέλη (χρηματιστές και χρηματιστηριακές εταιρείες).
- Όπου στην κείμενη νομοθεσία αναφέρεται ο όρος χρηματιστής νοείται και η ανώνυμη χρηματιστηριακή εταιρεία.
- Οι τακτικοί και έκτακτοι έλεγχοι που προβλέπονται για τις ανώνυμες εταιρείες, γίνονται και στις χρηματιστηριακές από ορκωτό λογιστή.
- Οι καταχωρίσεις της ανώνυμης χρηματιστηριακής εταιρείας γίνονται στο μητρώο όπου καταχωρούνται οι τραπεζικές ανώνυμες εταιρείες.

³Πρέπει να αποδείξουν ότι είναι μέλη σε αλλοδαπό Χρηματιστήριο Αξιών και να καταθέσουν σε ειδικό τραπεζικό λογαριασμό τουλάχιστον 70 εκ. δρχ..

2.6 Η ΕΤΑΙΡΕΙΑ ΑΠΟΘΕΤΗΡΙΩΝ

Το άρθρο 56 του Ν.1892/1990 αντικαθιστά το άρθρο 33 του Ν.1806/1988 και ορίζει την Εταιρεία Αποθετηρίων ως εξής: είναι μια ανώνυμη εταιρεία με σκοπό την εκκαθάριση των χρηματιστηριακών συναλλαγών στο Χ.Α.Α., την έκδοση, τροποποίηση, ακύρωση ή αντικατάσταση αποθετηρίων, τη φύλαξη των τίτλων για τους οποίους εκδίδονται αποθετήρια, καθώς και κάθε συναφή προς τις παραπάνω εργασίες δραστηριότητα. Η μεταβίβαση ονομαστικών μετοχών με χρηματιστηριακή συναλλαγή οποιασδήποτε μορφής στο Χ.Α.Α., γίνεται μόνο αφού προηγηθεί κατάθεση των τίτλων των μετοχών στην Εταιρεία Αποθετηρίων, η οποία εκδίδει έγγραφη απόδειξη για την κατάθεση των τίτλων στο όνομα εκείνου που αποκτά τις μετοχές (αποθετήριο). Για τη μεταβίβαση ονομαστικών μετοχών, για τις οποίες έχει ήδη εκδοθεί αποθετήριο, εκδίδεται από την Εταιρεία Αποθετηρίων νέο αποθετήριο στο όνομα του νέου δικαιούχου και ακυρώνεται το παλιό. Πριν την ίδρυση και λειτουργία της Εταιρείας Αποθετηρίων, τις αρμοδιότητες και δραστηριότητές της ασκούσε το Χ.Α.Α.. Με την έναρξη λειτουργίας της Εταιρείας Αποθετηρίων (1988) το Χ.Α.Α. της παρέδωσε όλα τα έγγραφα, τα στοιχεία και τους τίτλους που αφορούσαν την έκδοση αποθετηρίων.

Μοναδικός μέτοχος κατά την ίδρυση της Εταιρείας Αποθετηρίων είναι το Χ.Α.Α. Το μετοχικό κεφάλαιο ύψους 1 δισ. δρχ. καταβάλλει ολοσχερώς το Χ.Α.Α., το οποίο για το σκοπό αυτό δανειοδοτείται από το Ελληνικό Δημόσιο με το ίδιο ποσό. Οι μετοχές της Εταιρείας Αποθετηρίων είναι ονομαστικές και επιτρέπεται να πωληθούν μόνο σε τράπεζες, των οποίων οι μετοχές έχουν εισαχθεί στο Χ.Α.Α., σε εταιρείες διαχείρισης αμοιβαίων κεφαλαίων, σε εταιρείες επενδύσεων χαρτοφυλακίου και σε μέλη του Χ.Α.Α.. Κανένας μέτοχος, εκτός από το Χ.Α.Α., δεν επιτρέπεται να έχει ποσοστό πάνω από το 10% του μετοχικού κεφαλαίου της Εταιρείας Αποθετηρίων. Ακόμη η Εταιρεία Αποθετηρίων δεν ανήκει στο δημόσιο τομέα και δεν υπάγεται στις

διατάξεις που προβλέπουν περιορισμούς για τα νομικά πρόσωπα του δημόσιου τομέα.

Πρόεδρος του Δ.Σ. της Εταιρείας Αποθετηρίων είναι ο εκάστοτε πρόεδρος του

Χ.Α.Α.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κεφάλαιο 3

ΜΕΤΟΧΕΣ ΕΙΣΗΓΜΕΝΩΝ ΕΤΑΙΡΙΩΝ ΤΟΥ ΧΑΑ ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

3.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο Κεφάλαιο αυτό εξετάζουμε την επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των επτά χαρτοφυλακίων που έχουν δημιουργηθεί από διάφορους κλάδους της ελληνικής οικονομίας. Για το σκοπό αυτό θα χρησιμοποιηθεί το μοντέλο δύο παραγόντων (two factors model), το οποίο είναι γνωστό στη βιβλιογραφία από την παρακάτω σχέση:

$$R_p = a_0 + \beta_1 R_M + \beta_2 \Delta I + u_i$$

όπου:

R_p = απόδοση χαρτοφυλακίου

a_0 = σταθερά

R_M = απόδοση στον ευρύτερο δείκτη της αγοράς

ΔI = η μεταβολή στα επιτόκια

β_1, β_2 = παράμετροι προς εκτίμηση, μετρούν την ανταποκρισιμότητα του χαρτοφυλακίου

u_i = κατάλοιπα

Οι κοινές μετοχές του ελληνικού Χρηματιστηρίου, και ιδιαίτερα αυτές του τραπεζικού και του ευρύτερου χρηματοπιστωτικού τομέα, θεωρούνται παραδοσιακά ως ευαίσθητες στον κίνδυνο των επιτοκίων. Αυτό συμβαίνει εξ αιτίας της φύσης αυτών των εταιριών. Η αυξανόμενη τάση για μεταβλητικότητα των επιτοκίων στη διάρκεια των τελευταίων ετών έχει θεωρηθεί, τόσο από ακαδημαϊκούς όσο και από στελέχη της αγοράς, ως ένας από τους

πιθανούς λόγους για τις διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών. Η άποψη ότι οι αλλαγές των επιτοκίων ασκούν κάποιας μορφής επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών, σε συνδυασμό με εκείνη που ασκούν διαμέσου της αγοράς, έχει αποτελέσει αντικείμενο εμπειρικής διερεύνησης από την πρώτη στιγμή που επισημάνθηκε από τον Stone (1974). Καθώς οι συνθήκες της χρηματαγοράς έχουν γίνει εξαιρετικά ευμετάβλητες τα τελευταία χρόνια, η επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των διαφόρων εταιριών του ελληνικού και όχι μόνο Χρηματιστηρίου έχουν απασχολήσει εξαιρετικά τους επενδυτές.

Μία πιθανή εξήγηση για τα παραπάνω μπορεί να αποδοθεί στο μη ορθό συνδυασμό των περιόδων λήξεως (maturity mismatch), που αποτελεί μια ελέγξιμη επίδραση της nominal contracting hypothesis (French et al., 1983). Εάν υπάρχει μία διαταραχή στα επιτόκια τη στιγμή που τα στοιχεία του ενεργητικού και οι υποχρεώσεις δεν συμπίπτουν κατά το χρόνο της λήξης τους ή πιο γενικά στη διάρκειά τους, η αξία της μετοχής θα επηρεαστεί και, κατά συνέπεια, θα επηρεαστούν και οι αποδόσεις της μετοχής (Flannery and James, 1984b). Γι αυτό το λόγο, καθώς η αγοραστική αξία της μετοχής μιας εταιρίας συνδέεται στενά με την αξία των παγίων της ή, γενικότερα, των στοιχείων του ενεργητικού της, όσο πιο ευμετάβλητες είναι οι αξίες αυτών των στοιχείων, τόσο πιο έντονα διακυμαίνεται και η αγοραία αξία της μετοχής. Σε ex post βάση, τα εμπειρικά δεδομένα δείχνουν μία σχέση μεταξύ αλλαγών στα επιτόκια και στην αγοραστική αξία των αποδόσεων των μετοχών [Flannery & James (1984a), Booth & Officer (1985), Scott & Peterson (1986) και Bae (1990)].

Η παρούσα εργασία, χρησιμοποιώντας το επαυξημένο μοντέλο της αγοράς (Augmented Market Model), στοχεύει στην ανάλυση των αποδόσεων των μετοχών των παραγωγικών κλάδων της ελληνικής οικονομίας που εμφανίζονται στο Χρηματιστήριο με αναφορά στις αλλαγές των επιτοκίων. Η έρευνα υποκινείται, κατ' αρχήν, από την έλλειψη ανάλογων έγκυρων ερευνών στην Ελλάδα για το θέμα αυτό, κατά δεύτερο λόγο από τον

περιορισμένο αριθμό ερευνών και τα αντικρουόμενα αποτελέσματα που αυτές παρουσίασαν στις Ηνωμένες Πολιτείες, κατά τρίτο λόγο, από το γεγονός ότι όλες οι αμερικάνικες μελέτες εξετάζουν την περίοδο τέλους δεκαετίας '70 και αρχών δεκαετίας του '80 και τέταρτον, από την συνεχώς και πιο έντονη ανάγκη για σωστή διαχείριση κινδύνου στις επιχειρήσεις σήμερα.

3.2 ΕΝΑ ΔΙΜΕΤΑΒΛΗΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ ΔΗΜΙΟΥΡΓΙΑΣ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ (RETURN GENERATING PROCESS)

Το μοντέλο του Markowitz δίνει την άριστη λύση στο πρόβλημα του χαρτοφυλακίου, δηλαδή, με δεδομένο ένα σύνολο εισροών, η διαδικασία αποτελεσματικού συνόλου του Markowitz παράγει το άριστο σύνολο χαρτοφυλακίων. Αυτό, βέβαια, γίνεται με σημαντικό κόστος. Το κύριο πρόβλημα¹ με το μοντέλο του Markowitz είναι ότι απαιτεί ένα πλήρες σύνολο συνδιακυμάνσεων μεταξύ των συνολικών αποδόσεων όλων των μετοχών που λαμβάνονται υπόψη. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν $[n(n-1)]/2$ μοναδικές συνδιακυμάνσεις για ένα σύνολο n μετοχών².

Παρόλα αυτά, ο Sharp (1964) και ο Lindner (1965), ακολουθώντας τον Markowitz³, ανέπτυξαν τη θεωρία του μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model-CAPM) στην οποία οι αναμενόμενες αποδόσεις της μετοχής σχετίζονται με έναν κοινό ευρύ δείκτη της αγοράς και μπορούν να γραφούν ως εξής:

$$E(R_i) = (1 - b_i)R_F + b_i E(R_M) \quad (1)$$

όπου:

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

¹ Glezakov, M. – Diacogiannis, G. – Merikas, A. – Prasad, D., "A critical Re-Examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory", Advances in International Banking and Finance, Vol 2, pp 139-161, 1996

² Παρόλο που για n μετοχές υπάρχουν $n(n-1)$ συνολικές συνδιακυμάνσεις, επειδή $COV_{ij} = COV_{ji}$ είναι μόνο μισές μοναδικές συνδιακυμάνσεις.

³ Στην αρχική του εργασία, ο Markowitz (1952) πρότεινε τη χρήση ενός δείκτη στον οποίο οι μετοχές θα σχετίζονται ως μέσοι δημιουργούμενων διακυμάνσεων.

R_F = απόδοση κρατικών τίτλων

$E(R_M)$ = αναμενόμενη απόδοση της αγοράς

b_i = ο συντελεστής beta (στατιστικό μέτρο του βαθμού του συστηματικού κινδύνου της μετοχής i)

Η θεωρία του CAPM αναφέρει ότι:

(α) το συνολικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιλαμβάνει όλα τα επικίνδυνα κεφαλαιουχικά στοιχεία σε αναλογία της συμμετοχής τους στη συνολική αξία της αγοράς

(β) όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια ως προς το μέσο και τη διακύμανση (Mean Variance Efficient Portfolios) είναι γραμμικοί συνδυασμοί των κεφαλαιουχικών στοιχείων που δεν έχουν κίνδυνο και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, έτσι ώστε οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου να δίνονται από τη σχέση $R_p = (1-w)R_F + wR_M$, όπου w είναι η αναλογία πλούτου που είναι επενδεδυμένη σε επικίνδυνα κεφαλαιουχικά στοιχεία. Παρόλα αυτά, το κύριο πρόβλημα για τον έλεγχο του CAPM είναι ότι αυτό είναι κατασκευασμένο σε μία εκ ante βάση. Για το λόγο αυτό, μία εμπειρική εξέταση της θεωρίας μπορεί κυρίως να βασιστεί στο πολύ γνωστό γραμμικό μοντέλο της αγοράς (Market Index Model), το οποίο λαμβάνει την ακόλουθη μορφή:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + e_{it} \quad (2)$$

όπου a_i και b_i είναι συντελεστές που χαρακτηρίζουν τη μετοχή i , e_{it} είναι όρος σφάλματος που ικανοποιεί τις υποθέσεις του κλασικού γραμμικού υποδείγματος παλινδρόμησης (CLRM), τέτοιο ώστε:

$$E(e_{it}) = 0, E(e_{it}^2) = \sigma^2, E(e_{it}, e_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j \quad \text{και} \quad COV(R_{Mt}, e_{it}) = 0$$

Ο συντελεστής b_i του ευρύ δείκτη της αγοράς είναι γνωστός ως ανταποκρισιμότητα της αγοράς, διακύμανση, συστηματικός κίνδυνος και, πιο απλά, σαν beta, το οποίο δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$b_i = \frac{COV(R_i, R_M)}{VAR(R_M)}$$

Με μια προσεκτική εξέταση, η εξίσωση (2) μπορεί να παρουσιαστεί ως ειδική περίπτωση της εξίσωσης (1), στην οποία $a_i = (1 - b_i)R_F$. Η συνεισφορά του υποδείγματος ενός δείκτη (Single Index Model) είναι, πρώτον, να απλοποιήσει τους υπολογισμούς για τα δεδομένα στο μοντέλο διακύμανσης-συνδιακύμανσης και, δεύτερον, να λύσει άμεσα το πρόβλημα της ανάλυσης χαρτοφυλακίου, δηλαδή, να επιτύχει την αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο για τα χαρτοφυλάκια. Παρόλο που η θεωρία του CAPM δεν είναι λανθασμένη, το γεγονός ότι είναι διαρθρωμένη σε μία *ex ante* βάση και ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο αποτελείται από όλα τα επικίνδυνα κεφαλαιουχικά στοιχεία (είτε μπορούν να διαπραγματευθούν στην αγορά, είτε δε μπορούν να διαπραγματευθούν στην αγορά) είναι μη παρατηρήσιμο, υποδηλώνει ότι το CAPM δεν έχει αποδειχθεί εμπειρικά και ούτε πρόκειται. Οι τυχόν έλεγχοι της θεωρίας αποτελούν ουσιαστικά ελέγχους αποτελεσματικότητας μέσου-διακύμανσης για το δείκτη της αγοράς.

Με δεδομένο το γεγονός ότι το CAPM προβλέπει ότι οι αποδόσεις κεφαλαιουχικών στοιχείων θα είναι γραμμικά εξαρτημένες με έναν κοινό παράγοντα (την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς) και κάτω από την υπόθεση ότι $E(R_M) > R_F > 0$, μπορούμε να υποθέσουμε ότι οι επενδυτές έχουν επιλογή μεταξύ δύο επενδύσεων. Μία βέβαιη, με απόδοση ίση με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο και μία στην αγορά που περιλαμβάνει υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις αλλά σημαντική διακύμανση και, κατά συνέπεια, πιθανότητα ζημιάς. Εάν θεωρήσουμε τη διαδικασία επένδυσης σαν μία σειρά επιθυμητών παιγνίων, τότε οι αλλαγές στο επενδεδυμένο κεφάλαιο θα αντανακλούν μετατοπίσεις ή στην υποκειμενική κατανομή της R_M , του επιτοκίου της R_M ή θέσεις για την αντιμετώπιση του κινδύνου.

Όλα τα παραπάνω μπορούν εύκολα να δικαιολογηθούν στο πλαίσιο μιας περιόδου και κάτω από την υπόθεση ότι το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο είναι μη στοχαστικό στη διάρκεια του

χρόνου⁴. Η εισαγωγή ενός πλαισίου συνεχούς χρόνου και, ταυτόχρονα, η υπόθεση ότι το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι στοχαστικό ωθεί κάποιον να αναγνωρίσει ότι οι επενδυτές εκτίθενται σε ένα άλλο είδος κινδύνου, που ονομάζεται κίνδυνος των μη επιθυμητών μετακινήσεων στο σύνολο των επενδυτικών ευκαιριών. Από τη στιγμή που στον πραγματικό κόσμο η αιτιολόγηση της απουσίας του κινδύνου γίνεται σχετικά δύσκολη, η χρήση εργαλείων χρέους και η πιθανότητα κερδών και ζημιών από αλλαγή στα επιτόκια, μπορούν να φανούν ως η αναλογία κερδών και ζημιών από αλλαγές στο επίπεδο της αγοράς των μετοχών.

Εάν λάβουμε υπόψη μας χρηματοδότηση σε συνεχές χρονικό διάστημα, καθώς επίσης και τη χρήση εμπορεύσιμων εργαλείων χρεών και τον σχετιζόμενο με αυτά κίνδυνο επιτοκίου, τότε αυτό αποτελεί μια καλύτερη προσέγγιση, με την έννοια ότι η λήψη επενδυτικής απόφασης μπορεί να εξετασθεί σαν μια διαδικασία πολλαπλής επιλογής μεταξύ μετρητών, μετοχών και της αγοράς χρεών. Επιπρόσθετα αυτή η προσέγγιση, εκτός του ότι είναι περισσότερο ρεαλιστική, έχει το πλεονέκτημα μιας άμεσης εφαρμογής από τους διευθυντές των αμοιβαίων κεφαλαίων και της κεφαλαιαγοράς, αλλά και ιδιωτών επενδυτών. Το κύριο μέλημα είναι να επιλέξουν το ποσό του πλούτου που θα επενδυθεί σε μετρητά, μετοχές και ομόλογα και να καταναείμουν την αναλογία κεφαλαίων μεταξύ μετοχών και ομολογιών. Από την άλλη πλευρά, θα πρέπει κάποιος να έχει υπόψη του ότι: (α) πρόσφατες εμπειρικές έρευνες χρησιμοποιώντας δεδομένα των ΗΠΑ έδειξαν ότι τιμές μετοχών παρουσιάζουν υψηλό βαθμό ευαισθησίας σε διαφορετικούς δείκτες επιτοκίων, (β) ότι υπάρχει μία αλληλεπίδραση μεταξύ ομολογιών και μετοχών⁵ και (γ) υβριδικές μετοχές (hybrid securities), όπως μετατρέψιμα ομόλογα και μετοχές προτίμησης, παρουσιάζουν

⁴Στην περίπτωση επένδυσης πολλαπλών περιόδων το CAPM είναι ακριβώς το ίδιο, εκτός του ότι οι στιγμιαίες αποδόσεις έχουν αντικατασταθεί από αποδόσεις για διακριτά διαστήματα χρόνου και η κατανομή των αποδόσεων είναι κανονική λογαριθμική, αντί για κανονική.

⁵Ο Sharpe (1973) αναφέρει beta για το αμοιβαίο κεφάλαιο ομολόγων Keystone B-2 (τα οποία αποτελούνταν από ένα εύρος λήξεων μεσαίου βαθμού ομολόγων) από 0,356 για την περίοδο 1938-1971 και 0,252 για την περίοδο 1946-1971. Σε αντίθεση, ο Bildersee (1973) αναφέρει συντελεστή συσχέτισης μεταξύ του δείκτη κυβερνητικών ομολόγων και του δείκτη διασύνδεσης του Fisher με μετοχές (Fisher Link Relative Stock Index) από -0,14 για

χαρακτηριστικά και των δύο ειδών χρεωγράφων (μετοχών και ομολογιών) και παρουσιάζουν συν-μετακινήσεις και με τους δύο δείκτες. Για το λόγο αυτό είναι εξαιρετικά σημαντικό, εάν όχι αναγκαίο, να εξεταστεί η άμεση επίδραση κάθε οικονομικής μεταβλητής στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, καθώς καμία προγενέστερη μελέτη δεν έχει ασχοληθεί με το θέμα αυτό. Το παρόν τμήμα επεκτείνει το μοντέλο της αγοράς με έναν παράγοντα (Single Index Market Model), ώστε να αντιμετωπίζει την επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων και να διερευνά τις επιδράσεις στη χρηματοοικονομική θεωρία. Η βασική ιδέα του παρόντος Κεφαλαίου ουσιαστικά δείχνει ότι η απόδοση μίας μετοχής i (R_{it}) δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it} \quad (3)$$

όπου το β_{i0} είναι η σταθερή απόδοση της μετοχής i με σταθερές τις άλλες δύο μεταβλητές, R_{Mt} είναι η απόδοση στον ευρύτερο δείκτη της αγοράς και ΔI είναι η μεταβολή στα επιτόκια, όπως αυτή συλλαμβάνεται από ένα συγκεκριμένο εργαλείο χρέους. Οι συντελεστές β_{i1} και β_{i2} μετρούν την ανταποκρισιμότητα του χρεωγράφου i στις κινήσεις των αγορών των μετοχών και των χρεωγράφων. Η τελευταία μεταβλητή του υποδείγματος (3) είναι η συγκεκριμένη τυχαία μεταβλητή, τέτοια ώστε:

$$E(e_i) = 0, \text{Var}(e_i) = \sigma^2, \text{COV}(e_i, e_j) = 0 \text{ και } \text{COV}(R_{Mt}, e_i) = \text{COV}(\Delta I, e_i) = 0$$

Βέβαια, επειδή ο δείκτης της αγοράς του Χρηματιστηρίου είναι ένας μέσος όρος, θα περιέχει ήδη τη σταθμισμένη αξία της μέσης ευαισθησίας της συστατικής μετοχής στο ΔI . Στο βαθμό που οι δύο αυτοί παράγοντες είναι συνολικά, συστηματικά συσχετιζόμενοι έτσι ώστε $\text{COV}(R_{Mt}, \Delta I) \neq 0$, αυτό αποτελεί μια επίσης πιθανή πηγή συστηματικής μεροληψίας. Αυτή η συγγραμμικότητα αναμένεται να επηρεάσει τις εκτιμήσεις για τους συντελεστές (β_i) και τα τυπικά τους σφάλματα, αλλά αυτή η περίπτωση και το πώς μπορεί να αντιμετωπιστεί

την περίοδο 1956-1966. Επιπλέον, μετρήθηκε συσχέτιση για περίοδο ενός χρόνου και δύο χρόνων που δείχνει σημαντική αστάθεια στην συν-μετακίνηση των αγορών των ομολόγων και των μετοχών.

εξετάζονται πιο αναλυτικά στο τμήμα της μεθοδολογίας. Το γεγονός ότι ο δεύτερος δείκτης θεωρείται ως το συστηματικό επιτόκιο κινδύνου απορρέει από την υπόθεση ότι επιδρά στη διαδικασία αποδόσεων (Return Generating Process) πάνω και πέρα από την αγορά. Με άλλα λόγια, ας σκεφτούμε τις ακόλουθες επενδυτικές στρατηγικές: Εάν οι επενδύσεις μας συγκεντρωθούν σε ένα συγκεκριμένο εύρος λήξης, τότε τα κέρδη ή οι ζημιές του χαρτοφυλακίου προέρχονται από καθαρές μετακινήσεις στη διαχρονική δομή των επιτοκίων, όπου καθαρές μετακινήσεις ορίζονται ως η αλλαγή στη διαχρονική δομή των επιτοκίων, με το μέσο επίπεδο των επιτοκίων να παραμένει σταθερό. Για παράδειγμα, πτώση των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και, παράλληλα, αύξηση των μακροπρόθεσμων επιτοκίων. Πάντως, όταν ένας επενδυτής διασπείρει τις επενδύσεις του σε ένα ευρύ φάσμα διαφορετικών περιόδων λήξεων, τότε ουσιαστικά εξαλείφει τον κίνδυνο από τις καθαρές μεταβολές, αλλά δεν μπορεί να αποφύγει τον κίνδυνο του επιπέδου των αλλαγών.

Στα πλαίσια του διμεταβλητού υποδείγματος, ο συστηματικός κίνδυνος ως αποτέλεσμα δύο παραγόντων περιλαμβάνει και την αγορά και το επιτόκιο και μπορεί να μετρηθεί ως εξής:

$$\text{Beta}_i = \beta_{i1} + \beta_{i2}\beta_{i3}$$

$$\text{όπου } \beta_{i3} \equiv \frac{\sigma_i}{\sigma_M} \rho_{M,i}$$

Το μέτρο της επικινδυνότητας με ένα δείκτη μπορεί να περιγραφεί σαν ένα μοντέλο αγοράς (Market Model) που έχει επεκταθεί και το οποίο περιλαμβάνει έναν αξιόπιστο σταθμισμένο μέσο και των δύο μεταβλητών. Το πρόβλημα εδώ, πάντως, είναι η απώλεια πληροφόρησης κάτω από την πίεση ενός συντελεστή να συναθροίσει γενικά διαφορετικές ανταποκρισιμότητες σε δύο διαφορετικούς δείκτες. Παρόλο που τα beta όλων των χρωγράφων ή χαρτοφυλακίων θα παραμείνουν ανεπηρέαστα από τη μεταβλητή του επιτοκίου μόνον εάν το β_{i3} είναι μηδέν, τα ατομικά χρεώγραφα και τα χαρτοφυλάκια θα παραμείνουν ανεπηρέαστα από το ΔI μόνον εάν το β_{i2} είναι μηδέν, δεδομένου ότι $\beta_{i3} \neq 0$.

Είναι φανερό ότι η ευαισθησία σε θέματα επιτοκίου κάθε χρεωγράφου ποικίλλει εξαρτώμενη και από την αξία του β_M και της συν-μετακίνησης του R_M και του ΔI για την περίοδο που εξετάζεται. Κάθε ευαισθησία επιτοκίου που δε συλλαμβάνεται από την παραπάνω μεταβλητή θα αντανakλάται στη συγκεκριμένη απόδοση του καταλοίπου του χρεωγράφου που εξετάζεται⁶. Η θεμελίωση της εξίσωσης τιμολόγησης χρεωγράφων με δύο δείκτες παρουσιάζεται στο Παράρτημα 3.1. Παρόλο που η εξίσωση (3) είναι ένας χρήσιμος τρόπος ώστε να προσδιορίσουμε το συστηματικό κίνδυνο του επιτοκίου, να κάνουμε λειτουργική τη μέτρησή του και να έχουμε ένα εφαρμόσιμο απλό μοντέλο της διαδικασίας δημιουργίας αποδόσεων και σε εργαλεία χρεών και σε μετοχές, η ουσιαστική αξία του μοντέλου θα εξαρτάται από την ικανότητά του να εξηγήσει αποδόσεις για τη σημαντικότητα και τη σταθερότητα των συντελεστών και τη δυνατότητά του να προσαρμοστεί σε μία εκτεταμένη θεωρία τιμολόγησης χρεωγράφων.

3.3 ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΥΠΟΣΤΗΡΙΞΗ ΚΑΙ ΕΠΙΠΤΩΣΕΙΣ ΤΟΥ ΔΕΥΤΕΡΟΥ ΔΕΙΚΤΗ

Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση προηγούμενων μελετών και ξεκινήσουμε την εμπειρική διερεύνηση του δείγματός μας, θα ήταν πιο ορθό να συζητήσουμε κάποιες περιπτώσεις που σχετίζονται με το προτεινόμενο μοντέλο. Αυτό το τμήμα ασχολείται κυρίως με τις επιπτώσεις που αφορούν τη συμμετοχή ή εξαίρεση του δεύτερου δείκτη από το μοντέλο τιμολόγησης χρεωγράφων (Asset Pricing Model). Επιπρόσθετα, αναλύουμε όλη την υποστήριξη που δίνεται σε αυτό το μοντέλο από τη θεωρητική πλευρά και τη σημασία που έχει για τις επιχειρήσεις. Τα επιχειρήματα του παρακάτω τμήματος θα αποτελέσουν τον κύριο κορμό της εμπειρικής μας έρευνας.

⁶Το κατάλοιπο έχει τη φυσική ερμηνεία των εκτιμημένων και προσαρμοσμένων για κίνδυνο αποδόσεων (κάτω από την αφελή υπόθεση ότι το πολυμεταβλητό μοντέλο είναι ορθό) από τη στιγμή που αποτελούν (τα

3.3.1 Επιπτώσεις του Μοντέλου Δύο Δεικτών

Από τη στιγμή της εισαγωγής της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου, έχουν προταθεί πολυάριθμα μοντέλα επιλογής χρεωγράφων, κυρίως βασισμένα στο Μοντέλο της Αγοράς με Ένα Δείκτη (Single Index Market Model). Για το λόγο αυτό, αν και μπορούμε να δούμε τις κινήσεις των αγορών μετοχών και ομολόγων σαν μεταβλητές-κλειδιά για την περιγραφή της διαδικασίας δημιουργίας αποδόσεων, είναι φανερό ότι είναι αναγκαίο να συμπεριλάβουμε την επίδραση κάθε μεταβλητής ανά μετοχή ή χαρτοφυλάκιο. Η ξεχωριστή αντιμετώπιση της επίδρασης του επιτοκίου μπορεί να αποδειχθεί πολύ σημαντική και χρήσιμη για τη θεωρία του χαρτοφυλακίου, τη μέτρηση της απόδοσης και τη θεωρία τιμολόγησης χρεωγράφων.

Βασιζόμενοι σε μερικές θεωρητικές ερμηνείες για την ευαισθησία που έχουν οι μετοχές στα επιτόκια, οι οποίες αναλύονται αργότερα σε αυτό το τμήμα και δεδομένης της υπόθεσης ότι οι κινήσεις των επιτοκίων επηρεάζουν το Χρηματιστήριο, η χρήση του συντελεστή beta του Μοντέλου Ενός Δείκτη, σαν μέτρο υποκατάστασης του κινδύνου, μπορεί να έχει σαν αποτέλεσμα σημαντική υποεκτίμηση του κινδύνου της μετοχής και του χαρτοφυλακίου. Οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων και αμοιβαίων κεφαλαίων συχνά καλούνται να επιλέξουν και να εκτιμήσουν το σχετικό συνδυασμό ομολόγων και μετοχών για τα χαρτοφυλάκιά τους, ενώ πιέζονται να χρησιμοποιήσουν τέτοια μοντέλα για την αναλογία μετοχών στο χαρτοφυλάκιο με την, στην καλύτερη περίπτωση, υποκειμενική εκτίμηση να αφορά τον κίνδυνο επιτοκίων των μετοχών και τον κίνδυνο των ομολόγων (Equity Risk of Bonds). Επιπλέον, η επιλογή χαρτοφυλακίου απαιτεί τον υπολογισμό των καταλλήλων δεικτών αντιστάθμισης κινδύνου⁷ ή, σε περισσότερο εξειδικευμένη ορολογία, την εκτίμηση της κλίσης της ποσοστιαίας μεταβολής της αξίας της μετοχής και της αντίστοιχης των επιτοκίων, υπολογισμένη στην τρέχουσα τιμή της μετοχής. Η ανάγκη για το προτεινόμενο

κατάλοιπα) διαφορές των πραγματοποιηθεισών αποδόσεων και των αναμενόμενων αποδόσεων του μοντέλου που εκτιμήθηκε.

Μοντέλο Δύο Δεικτών (Two-Index Model) γίνεται πιο επιτακτική, καθώς επιτρέπει αποκαλυπτική στιγμιαία χρήση αυτών των αλληλοεξαρτήσεων. Αυτό είναι εξαιρετικά σημαντικό όταν τα χαρτοφυλάκια σχεδιάζονται με τέτοιο τρόπο ώστε να συμπεριλάβουν μετοχές προσανατολισμένες στην απόδοση εισοδήματος (Income Oriented Equities), από τη στιγμή που τέτοιες μετοχές είναι πιο επιρρεπείς στον κίνδυνο των επιτοκίων από ότι οι μέσες μετοχές και όταν οι υβριδικές μετοχές λαμβάνονται υπόψη εξ αιτίας της συν-μετακίνησής τους και με τους δύο παράγοντες κινδύνου.

Πέρα από τις επιπτώσεις στη θεωρία χαρτοφυλακίου, είναι φανερό ότι η εκτίμηση της απόδοσης μπορεί να είναι μεροληπτική από μία μη ολοκληρωμένη μεταχείριση του κινδύνου του επιτοκίου. Σε μία θεωρητική εργασία του, ο Stone (1974) σκιαγράφησε τη σχέση απόδοσης beta, για την περίπτωση που λαμβάνουμε υπόψη τον κίνδυνο του επιτοκίου, για περιπτώσεις θετικών και αρνητικών αποδόσεων. Η σύγκριση της θεωρητικής καμπύλης (CAPM-Capital Arbitrage Pricing Model) και της πραγματικής καμπύλης, λαμβάνοντας υπόψη τον κίνδυνο των επιτοκίων για διάφορα επίπεδα των beta, έδειξε σημαντικές αποκλίσεις. Στην περίπτωση θετικών αποδόσεων, σύγκριση μεταξύ της θεωρητικής και πραγματικής καμπύλης δείχνει ότι μετοχές με χαμηλό beta είχαν απόδοση παραπάνω από μετοχές με υψηλό beta. Υπάρχουν αρκετές εμπειρικές αποδείξεις για τέτοια συμπεριφορά. Ο Gensen (1969) αναφέρει συντελεστή συσχέτισης $-0,68$ μεταξύ beta και απόδοσης για 115 αμοιβαία κεφάλαια της περιόδου 1955-1964. Οι Friend και Blume (1970) αναφέρουν εξαιρετικά αρνητικό συντελεστή σημαντικότητας όταν η απόδοση παλινδρομείται διαστρωματικά πάνω στο beta για διακόσια τυχαία δημιουργηθέντα χαρτοφυλάκια για την περίοδο 1960-1968. Οι Black, Gensen & Scholes (1972) συμπεράναν ότι μετοχές υψηλού κινδύνου κερδίζουν λιγότερο κατά μέσο όρο για την περίοδο 1931-1965, από το ποσό που προβλέφθηκε από το παραδοσιακό Μοντέλο Τιμολόγησης Χρεωγράφων, από τη στιγμή που

²Αυτός ο δείκτης είναι παρόμοιος με τον δείκτη αντιστάθμισης κινδύνου του Μοντέλου Τιμολόγησης

οι σταθερές, για μετοχές με υψηλό beta ήταν αρνητικές, ενώ ήταν θετικές για μετοχές με χαμηλό beta. Βέβαια, στην περίπτωση όπου οι αποδόσεις είναι αρνητικές για να λάβουν υπόψη τους τον κίνδυνο του επιτοκίου, οι μετοχές με υψηλό beta εμφανίζονται να ξεπερνούν αυτές με χαμηλό beta. Το πρόβλημα είναι πιο σοβαρό για τα αμοιβαία κεφάλαια, επειδή, κεφάλαια εισοδήματος και μικτά κεφάλαια κατέχουν και τα δύο περισσότερα ομόλογα και μετοχές χαμηλού beta από ότι τα αναπτυξιακά κεφάλαια.

Όσον αφορά τους στατιστικούς ελέγχους τιμολόγησης χρεωγράφων, η θεωρία δείχνει ότι η σταθερά πρέπει να είναι ίση με τον μηδενικό κίνδυνο και το Premium κινδύνου (που είναι η κλίση του αρχικού μοντέλου) πρέπει να είναι η επιπλέον απόδοση της αγοράς, εάν οι προσδοκίες πραγματοποιηθούν. Εμπειρικοί έλεγχοι, πάντως, δείχνουν ότι, κατά μέσο όρο, η σταθερά είναι μεγαλύτερη από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο και το Premium κινδύνου είναι μικρότερο από την απόδοση της αγοράς πάνω από το μηδενικό κίνδυνο. Επιπρόσθετα, η διακύμανση της σταθεράς είναι πολλές φορές η διακύμανση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Αυτά τα προβλήματα μπορούν να θεωρηθούν σαν ανάλογα της μεροληψίας κατά τη μέτρηση της απόδοσης που ήδη συζητήθηκε. Παρόλα αυτά, το παραπάνω δε σημαίνει ότι παράλειψη του συστηματικού κινδύνου του επιτοκίου έχει την ευθύνη για όλες τις αποκλίσεις του μοντέλου τιμολόγησης χρεωγράφων από ό,τι προβλέπει η θεωρία. Για παράδειγμα, η παράλειψη συστηματικής κύρτωσης και η υπόθεση ότι η κύρτωση της κατανομής των αποδόσεων της αγοράς είναι μη σταθερή είναι επίσης ποιοτικά συμβατή με την απόκλιση από τη θεωρία. Οι Kraus και Nitzenberger (1972) βελτίωσαν την εφαρμογή τροποποιώντας την υπόθεση για την κύρτωση της κατανομής των αποδόσεων.

Ο Brennan (1970), επίσης, βελτιώνει την εφαρμογή στη χρήση επίδρασης των μερισμάτων παρόλο που η δική του μεταβλητή απόδοσης μερισμάτων μπορεί να θεωρηθεί ως

υποκατάστατο του συστηματικού κίνδυνου του επιτοκίου στο βαθμό που η απόδοση των μερισμάτων και ο κίνδυνος του επιτοκίου είναι σχετίζονται θετικά.

Γενικά, το να λάβουμε υπόψη μας και εργαλεία χρεών θα βοηθήσει στην ανάπτυξη τεχνικών απέναντι στις κινήσεις των επιτοκίων, στη μέτρηση της διακύμανσης των αποδόσεων, στην πρόβλεψη των αλλαγών στις αποδόσεις με τη βοήθεια των επιτοκίων και στη μείωση της απώλειας πληροφοριών και της αστάθειας στη μέτρηση της ανταποκρισιμότητας των μετοχών. Προφανώς, η παράλληλη του επιτοκίου από τις ερμηνευτικές μεταβλητές μπορεί να επιδράσει μεροληπτικά στα αποτελέσματα, γεγονός το οποίο οδηγεί σε μία λανθασμένη τιμολόγηση χρεωγράφων, η οποία με τη σειρά της τιμολογεί λανθασμένα μετοχές, με αποτέλεσμα τη δημιουργία ευκαιριών για arbitrage και, ακολούθως, για ακύρωση της υπόθεσης της ορθολογικής κεφαλαιαγοράς (Efficient Market Hypothesis). Μία λύση που στιγμιαία λαμβάνει υπόψη της όλες τις πιθανές εναλλακτικές είναι καλύτερη και οπωσδήποτε πιο καλή από μία λύση χωρίς ταυτόχρονη θεώρηση αυτών των παραγόντων.

3.3.2 Θεωρητική Υποστήριξη του Κινδύνου του Επιτοκίου

Ο συντελεστής β_2 στο δεύτερο παράγοντα μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου σε μεταβολές του επιτοκίου. Ένα από τα αδύνατα σημεία της εμπειρικής έρευνας που έχει πραγματοποιηθεί σε αυτή τη θεματική περιοχή είναι ότι καμία συγκεκριμένη υπόθεση δεν παρουσιάζεται προκειμένου να εξηγηθεί το γιατί η επίδραση των κινήσεων των επιτοκίων πάνω στις αποδόσεις των κοινών μετοχών διαφέρει μεταξύ των μετοχών⁸. Η πρώτη ερώτηση που γεννιέται είναι γιατί οι επιχειρήσεις και ιδιαίτερα εκείνες του τραπεζικού και του χρηματοοικονομικού κλάδου εμφανίζονται να είναι ευαίσθητες στις μετακινήσεις των επιτοκίων. Παρόλο που ο σκοπός αυτού του κεφαλαίου δεν είναι να

⁸Το να συμπεριληφθούν τα επιτόκια σαν ξεχωριστός παράγοντας μπορεί να δικαιολογηθεί από τον προσδιορισμό ενός διαχρονικού μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων, όπου το σύνολο των επενδυτικών ευκαιριών επιτρέπεται να ποικίλει και το επίπεδο των επιτοκίων περιγράφει αλλαγές στο σύνολο των ευκαιριών.

διερευνήσει τους λόγους της ευαισθησίας σε θέματα επιτοκίου της χρηματιστηριακής αγοράς, θα αναφερθούν μερικές πιθανές ερμηνείες.

Οι μεταβολές των επιτοκίων είναι, εξ ορισμού, το αλγεβρικό άθροισμα των μεταβολών στα πραγματικά επιτόκια και των μεταβολών στον αναμενόμενο πληθωρισμό⁹. Είναι πράγματι πολύ σημαντικό έργο η μέτρηση της σχετικής σημασίας των αλλαγών του αναμενόμενου πληθωρισμού και των πραγματικών επιτοκίων. Αρκετοί συγγραφείς [Fama (1975), Fama & Schwert (1977), Schwert (1981)] έχουν διερευνήσει την υπόθεση ότι το αναμενόμενο πραγματικό ύψος του επιτοκίου είναι σταθερό, κάτι που θεωρούν ως μια κατ'αρχήν λογική προσέγγιση. Σύμφωνα με την άποψη αυτή, η ευαισθησία του κάθε χαρτοφυλακίου ως προς τα επιτόκια μπορεί να εξηγηθεί από την ευαισθησία του χαρτοφυλακίου στις απρόβλεπτες αλλαγές στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Υπάρχει ένα πολύ σημαντικό σύνολο αποδείξεων ότι τα *ex ante* πραγματικά επιτόκια ποικίλλουν [Fama & Gibbons (1982), Hess & Bicksler (1975), Nelson (1976), Nelson & Schwert (1977)]. Έτσι, για να εξηγήσουμε την ευαισθησία της χρηματιστηριακής αγοράς στα επιτόκια πρέπει να λάβουμε υπόψη μας και τα δύο συστατικά του ύψους τους. Το αρνητικό πρόσημο για το β_{i2} που αναφέρεται αργότερα στο εμπειρικό τμήμα, υποδηλώνει ότι εάν ο αναμενόμενος πληθωρισμός αυξηθεί από τη μία περίοδο στην άλλη, αυτό θα κάνει την αλλαγή της τιμής του χαρτοφυλακίου μικρότερη από ό,τι άλλοτε ή *ceteris paribus* θα μειώσει την τιμή. Πολλές εξηγήσεις μπορούν να δωθούν γι αυτό το γεγονός. Πρώτον, υψηλότερος πληθωρισμός υποδηλώνει χαμηλότερη πραγματική παρούσα αξία των πληρωμών του επιτοκίου που υποδηλώνονται από τα ήδη υπάρχοντα χρέη και αυτό σημαίνει αύξηση της τιμής της μετοχής. Γενικά, ο απρόβλεπτος πληθωρισμός αυξάνει τον πλούτο του δανειστή και μειώνει τον πλούτο του δανειζόμενου, ενώ ο αντίστοιχος αρνητικός πληθωρισμός έχει προφανώς την

⁹ Διαταραχές στα ονομαστικά επιτόκια μπορούν να προέλθουν ή από μη αναμενόμενο πληθωρισμό και/ή μη αναμενόμενες αλλαγές των πραγματικών επιτοκίων. Πάντως, από τη στιγμή που τα πραγματικά επιτόκια τείνουν

αντίθετη επίδραση¹⁰. Δεύτερον, ένας άλλος λόγος για το ότι οι αποδόσεις των μετοχών μπορεί να συνδέονται με τον πληθωρισμό είναι ότι η αποτίμηση των εξόδων βασίζεται σε ιστορικά κόστη παρά σε κόστη ανταλλαγής και έτσι αυτά δεν μπορούν να αυξηθούν μαζί με τον πληθωρισμό. Κατά συνέπεια, ο υψηλότερος πληθωρισμός μειώνει την πραγματική αξία της φορολογικής προστασίας (tax shield) της επιχείρησης¹¹. Τρίτον, στην περίπτωση που ο υπό ανάλυση κλάδος λειτουργεί κάτω από ένα πλαίσιο κανονισμών, υποδηλώνεται ότι οι επιχειρήσεις θα αντιμετωπίσουν χρονικές υστερήσεις μεταξύ αυξήσεων στο κόστος τους πριν τους επιτραπεί να αυξήσουν την τιμή του παραγόμενου προϊόντος τους, κάτι που θα οδηγήσει σε μείωση της τιμής της μετοχής¹². Τέταρτον, το ήδη εξαιρετικά σημαντικό χρέος θα πρέπει να μετακυληθεί σε υψηλότερα επιτόκια εξ αιτίας του υψηλότερου πληθωρισμού και έτσι το υψηλότερο επιτόκιο θα πληρωθεί με χρηματικές μονάδες που έχουν χαμηλότερη πραγματική αξία. Αυτό μπορεί να ερμηνευθεί και σαν “ξέπλημα” του χρήματος. Τέλος, μία διεθνής εμπειρική μελέτη από τους Logue & Sweeney (1981) δίνει διακρατικά στοιχεία, σύμφωνα με τα οποία αυξήσεις στον πληθωρισμό δημιουργούν μεγαλύτερη οικονομική αστάθεια, η οποία υποστηρίζεται ότι έχει εξαιρετικά σημαντικό κόστος και μειώνει την πραγματική απόδοση του κεφαλαίου. Από την άλλη πλευρά, εάν οι αλλαγές στο πραγματικό επιτόκιο προκαλούν αντίστοιχες αλλαγές στο ονομαστικό επιτόκιο, τότε ένα πιθανό κανάλι γι αυτό μπορεί να είναι η παρούσα αξία των μερισμάτων. Παρόλο ότι πολλοί ερευνητές έχουν λάβει υπόψη τους πώς η μερισματική πολιτική μπορεί ceteris paribus να επηρεάσει την αξία της επιχείρησης μέσα από επιδράσεις φόρων και επιδράσεις στην πελατεία, τα εμπειρικά στοιχεία για τις επιδράσεις

να είναι σχετικά σταθερά βραχυπρόθεσμα (π.χ. για περίοδο ενός μηνός), το στοιχείο του πληθωρισμού στις διαταραχές ονομαστικών επιτοκίων θα τείνει να κυριαρχήσει πάνω στη βραχυπρόθεσμη περίοδο.

¹⁰Βλέπε Kessel & Alchian (1962) για μία αναλυτική μελέτη των επιδράσεων του απρόσμενου πληθωρισμού, του αναμενόμενου πληθωρισμού και των αλλαγών στον αναμενόμενο πληθωρισμό.

¹¹Από τη στιγμή που αυτά τα έξοδα μειώνουν τους φόρους που πρέπει να πληρώσει η επιχείρηση, η απαίτηση αυτών των μειώσεων φόρου έχει τη μορφή ονομαστικού συμβολαίου με την κυβέρνηση. Αυτό σημαίνει ότι ο απρόσμενος πληθωρισμός μειώνει την πραγματική αξία του φόρου (tax shields) και αναδιανέμει τον πλούτο από την επιχείρηση στην Κυβέρνηση.

¹²Στις ΗΠΑ μία εξαιρετικά έντονα υποκειμενική σε κανονισμούς βιομηχανία είναι η ηλεκτρική βιομηχανία, η οποία αποτελεί και εμπειρικό δείγμα για πολλές μελέτες.

των μερισμάτων είναι μικτά και αντικρουόμενα [Black & Scholes (1974), Litzenberger & Ramaswamy (1979), Miller & Scholes (1982)]. Παρόλα αυτά, εάν υποθέσουμε ότι μερικές μετοχές πληρώνουν υψηλότερα μερίσματα, μπορεί κανείς εύκολα να ισχυρισθεί ότι οι κάτοχοι των μετοχών αυτών πληρώνουν κάποιο premium γι αυτό το γεγονός. Εάν αυτό το premium βασίζεται στην παρούσα αξία των μερισμάτων, μία αύξηση στο ύψος του πραγματικού επιτοκίου θα μειώσει την παρούσα αξία των μερισμάτων και παράλληλα την ελκυστικότητα της μετοχής. Για το λόγο αυτό, η ευαισθησία στο επιτόκιο μπορεί να αποκαλύπτει μία μορφή επίδρασης του μερίσματος.

Το σκεπτικό της διάρκειας μίας εισοδηματικής ροής έχει αποτελέσει αντικείμενο σε μία σειρά κειμένων στα εφαρμοσμένα οικονομικά και στη χρηματοοικονομική. Στην τρέχουσα εργασία, η περίοδος αναφέρεται στη διάρθρωση του ισολογισμού προκειμένου να δώσει μια πιθανή εξήγηση για την ευαισθησία στο επιτόκιο. Είναι πράγματι αλήθεια, ότι μετοχές οι οποίες αποτελούν απαιτήσεις πάνω σε χρηματικά ενεργητικά στοιχεία (monetary assets), όπως οι κοινές μετοχές χρηματοοικονομικών εταιριών, μπορεί να δείξουν μία συνδιακύμανση με τις κινήσεις των αποδόσεων της αγοράς¹³. Χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις κατέχουν κυρίως ονομαστικά στοιχεία ενεργητικού και υποχρεώσεις: στοιχεία ενεργητικού και υποχρεώσεις με προκαθορισμένες πληρωμές σε δραχμές, σε προκαθορισμένες μελλοντικές ημερομηνίες. Προκειμένου να κατανοήσουμε την επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των κοινών μετοχών είναι χρήσιμο να θεωρήσουμε την ονομαστική απόδοση της κοινής μετοχής μίας επιχείρησης ως αποτελούμενη από δύο συνιστώσες: α) την απόδοση των ονομαστικών στοιχείων του ενεργητικού και β) την απόδοση που σχετίζεται με τα πραγματικά ή φυσικά στοιχεία του ενεργητικού. Ονομαστικά

¹³ Αυτό μπορεί να είναι λιγότερο αληθινό για τις βιομηχανικές επιχειρήσεις οι οποίες κατέχουν πραγματικά ενεργητικά στοιχεία. Παρόλα αυτά, οι επιχειρήσεις έχουν γενικά μία ποικιλία ονομαστικών ενεργητικών στοιχείων και υποχρεώσεων. Για παράδειγμα, μετρητά, λογαριασμούς εισπρακτέων, μειώσεις φόρου λόγω αποσβέσεων (depreciation tax shields) και συμβόλαια για πώληση προϊόντων σε συγκεκριμένες τιμές αποτελούν (όλα τα προηγούμενα) ονομαστικά στοιχεία ενεργητικού. Από την άλλη πλευρά, ονομαστικές υποχρεώσεις

στοιχεία του ενεργητικού είναι τα απλά στοιχεία του με χρηματοοικονομικές ροές (cash flows) που είναι σταθερές σε ονομαστικούς όρους, ενώ οι χρηματοοικονομικές ροές που δημιουργούνται από πραγματικά στοιχεία του ενεργητικού διακυμαίνονται ανάλογα με το επίπεδο των τιμών. Στο βαθμό που αυτά τα ονομαστικά συμβόλαια δεν περιλαμβάνουν ρήτρες για προσαρμογές επιτοκίων, οι απρόσμενες αλλαγές στα επιτόκια επιδρούν στην πραγματική τους αξία. Γενικά, μπορούμε να θεωρήσουμε την παρακάτω σχέση:

$$R_{it} = \gamma_i R_{it}^N + (1 - \gamma_i) R_{it}^P \quad (4)$$

όπου

R_{it} = ονομαστική απόδοση της κοινής μετοχής της επιχείρησης i στο χρόνο t

R_{it}^N = ονομαστική απόδοση του ονομαστικού ενεργητικού στοιχείου που έχει η επιχείρηση i στο χρόνο t

R_{it}^P = η ονομαστική απόδοση του πραγματικού στοιχείου ενεργητικού που διαθέτει η επιχείρηση i στο χρόνο t

γ_i = το καθαρό ονομαστικό στοιχείο ενεργητικού που διατίθεται από την επιχείρηση i σαν αναλογία επί των συνολικών στοιχείων ενεργητικού.

Γι αυτό το λόγο το αποτέλεσμα των αλλαγών στις αποδόσεις της αγοράς πάνω στην αξία των κοινών μετοχών αυτών των επιχειρήσεων θα εξαρτηθεί από τη σύνθεση διάρκειας (με την έννοια του χρόνου επανατιμολόγησης) των ενεργητικών τους στοιχείων και υποχρεώσεων. Ως ένα ακραίο παράδειγμα μπορούμε να θεωρήσουμε μία αμόχλευτη επιχείρηση της οποίας το μοναδικό στοιχείο είναι ένα ομόλογο του δημοσίου. Αν όλα τα κέρδη πληρώνονται ως μερίσματα, η τιμή της μετοχής της επιχείρησης θα πρέπει να κινηθεί ακριβώς με την αξία αγοράς του ομολόγου. Γενικότερα, οι κοινές μετοχές των χρηματοοικονομικών επιχειρήσεων θα τιμολογηθούν σαν ομόλογο, η διάρκεια του οποίου ισούται με τη μέση καθαρή διάρκεια των στοιχείων ενεργητικού και των υποχρεώσεών τους.

αποτελούν τα χρέη, οι πληρωτέοι λογαριασμοί, οι συμβάσεις εργασίας, οι συμβάσεις πρώτων υλών και οι

Αυτό σημαίνει ότι η nominal contracting hypothesis δείχνει ότι διαστρωματικές μεταβολές στο φαινόμενο των απρόσμενων αλλαγών επιτοκίου στις τιμές των μετοχών, πρέπει να σχετίζονται με διαφορές στη σύνθεση των ισολογισμών τους. Μια ελέγξιμη επίπτωση της nominal contracting hypothesis είναι η υπόθεση των διαφορετικών περιόδων λήξεως (maturity mismatch hypothesis), που δείχνει ότι διαφορές στη σύνθεση της διάρκειας των καθαρών ονομαστικών στοιχείων ενεργητικού προκαλούν διαφορές στην ευαισθησία του επιτοκίου στις αποδόσεις των κοινών μετοχών. Η παραπάνω θεωρία έχει τις ρίζες της στο θεώρημα της διάρκειας που διατυπώθηκε αρχικά από τον Samuelson (1945) και αργότερα από τον Hicks (1946). Σύμφωνα με αυτό μία αύξηση (μείωση) στα επιτόκια θα αυξήσει (μειώσει) την καθαρή αξία της επιχείρησης, αν η σταθμισμένη διάρκεια της χρηματοοικονομικής ροής των υποχρεώσεων είναι μεγαλύτερη από (μικρότερη από) τη σταθμισμένη διάρκεια ροής των ενεργητικών στοιχείων¹⁴. Το θεώρημα της διάρκειας των Hicks και Samuelson αναφέρει ότι η διάρκεια παίζει σημαντικό ρόλο στο σχεδιασμό της τρέχουσας διάρθρωσης του ισολογισμού. Εάν x_t είναι το ποσό των δραχμών που πρέπει να πληρωθούν στο χρόνο $t=1, 2, 3, \dots, T$ και $d = \frac{1}{1+r}$ είναι το ύψος της προεξόφλησης που ορίζεται για το επιτόκιο $r > -1$, τότε $V(x) = \sum x_t d^t$ είναι η παρούσα αξία της ροής των πληρωμών $\{x_t\}$. Η ελαστικότητα του V αναφορικά με το d είναι $D(x) = \frac{\sum x_t d^t}{\sum x_t d^t}$, δηλαδή η σταθμισμένη μέση διάρκεια έως τη λήξη ή περίοδος διάρκειας των ροών $\{x_t\}$. Προκειμένου να αποδειχθεί το θεώρημα της διάρκειας ας θεωρήσουμε ότι $\{A_t\}$ και $\{L_t\}$ είναι οι ροές των στοιχείων του ενεργητικού και των υποχρεώσεων αντίστοιχα, των οποίων οι παρούσες αξίες υπολογίστηκαν με το κοινό επιτόκιο προεξόφλησης d και είναι $V(A)$ και $V(L)$. Η καθαρή αξία είναι τότε $V = V(A) - V(L)$. Αν D_A και D_L είναι οι διάρκειες αυτών των ροών, τότε

ασφαλιστικές υποχρεώσεις.

λαμβάνοντας τη διαφορά της καθαρής αξίας αναφορικά με την απόδοση της αγοράς, καταλήγουμε στον ακόλουθο τύπο:

$$\frac{\partial V}{\partial r} = d[V(L)D(L) - V(A)D(A)] \quad (5)$$

Αν υποθέσουμε ότι t είναι μια συνεχής μεταβλητή στο διάστημα $[0, T]$ και R_t είναι το ύψος του επιτοκίου της αγοράς που χρησιμοποιείται κατά την τρέχουσα περίοδο για δάνεια που λήγουν το χρόνο t στο μέλλον, τότε ο επενδυτής αντιμετωπίζει δύο ειδών κινδύνους στον ορίζοντα των επενδύσεών του κατά τη διαδικασία σχεδιασμού. Ο πρώτος κίνδυνος είναι ότι οι προσδοκίες του μπορεί να μην πραγματοποιηθούν. Αυτό σημαίνει ότι οι ροές των ενεργητικών του στοιχείων και των υποχρεώσεών του μπορεί να είναι διαφορετικές, καθώς οι οφειλέτες μπορεί να είναι επισφαλείς στις υποχρεώσεις τους και οι πιστωτές μπορεί να αναθεωρήσουν τα σχέδια πληρωμών των χρεών που υπάρχουν. Αυτό το είδος κινδύνου δε θα το συζητήσουμε παρακάτω.

Το δεύτερο είδος κινδύνου παρουσιάζεται όταν τα επιτόκια μπορεί να αλλάξουν. Όταν το t είναι διακριτή μεταβλητή, η διάρθρωση των αποδόσεων πρέπει να είναι μία, έτσι ώστε για αυτήν, το μακροπρόθεσμο επιτόκιο R_t να είναι γεωμετρικός μέσος των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων την τρέχουσα περίοδο και των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων για μια περίοδο στο μέλλον (r_t).

$$R_t = \left\{ (1+r_1) + (1+r_2) + \dots + (1+r_t) \right\}^{1/t} - 1 \quad (6)$$

Όταν το t είναι μια συνεχής μεταβλητή και το επιτόκιο είναι ανατοκισζόμενο συνεχώς, τότε η σχέση ορίζεται ως εξής:

$$R_t = \begin{cases} r_t = \text{constant} & t = 0 \\ \left[\int_0^t r(x) dx \right] / t & t > 0 \end{cases} \quad (7)$$

¹⁴Εάν οι κατάλληλες σταθμισμένες διάρκειες αυτών των ροών είναι ίσες, τότε η καθαρή αξία θα είναι ανεπηρέαστη από μικρές αλλαγές των επιτοκίων.

Θα αναφερθούμε στη συνάρτηση R , σαν καμπύλη απόδοσης της αγοράς που εκτείνεται στο χρονικό διάστημα $[0, T]$. Έτσι, ο πλούτος του επενδυτή κάτω από αυτή την υπόθεση δίνεται από την παρακάτω έκφραση:

$$W = \int_0^T (A_t - L_t) \exp(-R_t \cdot t) dt \quad (8)$$

Στην απόδειξη που ακολουθεί, υποθέτουμε ότι και το L και το W είναι θετικά, έτσι ώστε το $A > L > 0$. Ο πλούτος είναι η διαφορά μεταξύ της παρούσας αξίας των ροών των ενεργητικών στοιχείων και των υποχρεώσεων του επενδυτή, ενώ οι αλλαγές στα επιτόκια μπορούν να επηρεάσουν τις αξίες αυτές διαφορετικά. Για να προσδιορίσουμε το γιατί, υποθέτουμε ότι $R_t = R$ στην εξίσωση (7) και υπολογίζουμε την παράγωγο του W ως προς R . Εάν οι ορισμοί:

$$\begin{aligned} D_A &= \frac{1}{A} \int_0^T t \cdot A_t \cdot \exp(-R_t \cdot t) dt \\ D_L &= \frac{1}{L} \int_0^T t \cdot L_t \cdot \exp(-R_t \cdot t) dt \end{aligned} \quad (9)$$

των διαρκειών αυτών των δύο ροών συμπεριληφθούν στην έκφραση που απορρέει ως αποτέλεσμα, τότε το θεώρημα των Hicks και Samuelson εμφανίζεται αμέσως: το πρόσημο της παραγώγου dW/dr είναι το πρόσημο της διαφοράς $LD_L - AD_A$ κάτι που δείχνει ότι η σημασία των διαρκειών των ροών των ενεργητικών στοιχείων και των υποχρεώσεων είναι φανερή. Πολλές πιθανές περιπτώσεις έχουν προταθεί κάτω από αυτό το πλαίσιο. Θα μπορούσαν τα D_A και D_L να προσαρμοστούν από τον επενδυτή, έτσι ώστε να εξασφαλίζεται ο πλούτος ή να αντισταθμίζεται ο κίνδυνός του από τις αλλαγές των επιτοκίων. Από την άλλη πλευρά, ένας επενδυτής μπορεί να κερδοσκοπήσει με τις αποδόσεις αυτών των κινήσεων. Αυτό σημαίνει ότι εάν οι προσδοκίες του είναι ότι τα επιτόκια θα αυξηθούν, μπορεί να στοιχηματίσει σε αυτή του την πρόβλεψη επιλέγοντας $LD_L - AD_A > 0$ και θα είναι καλύτερα, εάν η πρόβλεψή του αποδειχθεί σωστή. Παρόμοια, μπορεί να στοιχηματίσει σε μία πρόβλεψη ότι τα επιτόκια θα πέσουν επιλέγοντας $LD_L - AD_A < 0$. Παρόλα αυτά, το καθαρό αποτέλεσμα της

παραπάνω υπόθεσης είναι μία εμπειρική περίπτωση, που ξεφεύγει από το σκοπό της παρούσας εργασίας.

3.4 ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΣΧΕΤΙΚΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

Προηγούμενες μελέτες διερεύνησαν την πιθανή επίδραση των αλλαγών των επιτοκίων σε διάφορες εταιρίες και ειδικότερα στις αποδόσεις των μετοχών τους, καταλήγοντας σε αντικρουόμενα αποτελέσματα. Όλες οι μελέτες χρησιμοποίησαν μοντέλα δύο παραγόντων, υποστηρίζοντας ότι τόσο η αγορά όσο και ένας παράγοντας επιτοκίου επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών των διαφόρων εταιριών. Οι Martin & Keown (1977) έλεγξαν εμμέσως την πρόταση του Stone για 68 χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις και 81 επιχειρήσεις κοινής ωφέλειας για την περίοδο 1973-1975. Οι χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις που επιλέχθηκαν ήταν 21 τράπεζες, 14 ασφαλιστικές εταιρίες, 9 αποταμιευτικοί και δανειοδοτικοί οργανισμοί, 9 κτηματομεσιτικά επενδυτικά κεφάλαια και 15 χρηματοοικονομικοί δανειοδοτικοί οργανισμοί. Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για αυτές τις εταιρίες συνέκριναν το μοντέλο πλήρους συνδιακύμανσης με τη διακύμανση του μοντέλου της αγοράς. Ο έλεγχός τους βασίστηκε στην υπόθεση ότι, εάν υπάρχουν σημαντικές μη μηδενικές συνδιακυμάνσεις των καταλοίπων των αποδόσεων της μετοχής, τότε η διακύμανση του μοντέλου της αγοράς θα υποεκτιμήσει τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου (που υπολογίζεται άμεσα από τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου και χωρίς τη χρήση του μοντέλου της αγοράς). Ο στατιστικός έλεγχος που χρησιμοποιήθηκε ήταν ο έλεγχος κατά τάξεις του Wilcoxon για μη παραμετρικές ζευγαρωτές παρατηρήσεις (non-parametric Wilcoxon matched pairs signed-ranks test) και βασίστηκε στη διαφορά των δύο εκτιμήσεων του κινδύνου του χαρτοφυλακίου για δέκα τυχαία επιλεγμένα χαρτοφυλάκια. Το κοινό συστατικό για αυτά τα χαρτοφυλάκια βρέθηκε να είναι 24%. Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η απρόβλεπτη (ανερμήνευτη) συνδιακύμανση του δείγματος των μετοχών μπορεί να σχετίζεται με τις κινήσεις των

επιτοκίων. Παρόλα αυτά, το πρόβλημα που προκύπτει με τη χρήση μιας τέτοιας μέθοδου είναι ότι δεν προσδιορίζει τους παράγοντες. Τον ίδιο χρόνο, οι Lloyd & Shick (1977), χρησιμοποιώντας μόνο τρέχουσες αλλαγές επιτοκίων και μηνιαίες αποδόσεις του NYSE, εξέτασαν την περίοδο 1969-1972. Προσδιόρισαν ένα πολύ μικρό ποσοστό (8,3%) 60 τραπεζών να επιδεικνύει στατιστικά σημαντικούς συντελεστές για το μακροπρόθεσμο δείκτη ομολογιών υψηλής βαθμολογίας της Salomon Brothers, αλλά δεν βρήκαν καμία επιπλέον ευαισθησία της αγοράς για τις 30 εταιρίες στο μέσο βιομηχανικό δείκτη του Dow Jones (DJIA). Παρόλα αυτά, το 1979 οι Chance και Guntekin & Rogalski αμφισβήτησαν τις μετρήσεις, τους υπολογισμούς για το μοντέλο της αγοράς και τα αποτελέσματα των Lloyd & Shick. Ο Chance χρησιμοποίησε ένα μεγαλύτερο δείγμα με 91 τράπεζες και οι Guntekin & Rogalski χρησιμοποίησαν το ίδιο δείγμα και την ίδια περίοδο όπως οι Lloyd & Shick. Χρησιμοποιώντας ποσοστιαίες αλλαγές σε μηνιαίες τιμές για το τέλος του μήνα δεν βρήκαν αρνητικά beta για τον δείκτη της αγοράς¹⁵ και δεν υπήρχε καμία παραβίαση της υπόθεσης των κανονικά κατανεμόμενων αποδόσεων. Τα διαφορετικά αποτελέσματα αποδόθηκαν σε υπολογιστικά λάθη και λανθασμένη ερμηνεία, καθώς επίσης και σε μη ορθή χρήση των στατιστικών που έγιναν από τους Lloyd & Shick. Οι Lyngne & Zumwant (1980) χρησιμοποίησαν τρέχοντες βραχυπρόθεσμους και μακροπρόθεσμους δείκτες επιτοκίων σε μοντέλο δύο και τριών δεικτών, εξετάζοντας ένα δείγμα 57 εμπορικών τραπεζών και 30 εταιριών από τον Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1969-1975. Ο βραχυπρόθεσμος δείκτης επιτοκίου που χρησιμοποιήθηκε ήταν το επιτόκιο ενός μηνός του εντόκου γραμματίου και ο μακροπρόθεσμος δείκτης ήταν η απόδοση περιόδου παρακράτησης κυβερνητικού ομολόγου διάρκειας 20 ετών. Εκτίμησαν για τον βραχυπρόθεσμο και τον μακροπρόθεσμο δείκτη ότι το 74% και το 61% αντίστοιχα των 57 τραπεζών έχουν στατιστικά

¹⁵Αρνητικά beta, σαν αυτά που βρήκαν οι Lloyd & Shick, είναι σπάνια και συχνά υποδεικνύουν λάθος ή στη μέτρηση ή στον υπολογισμό ή παραβίαση της υπόθεσης ότι η συνάρτηση της κοινής συχνότητας (joint intensity)

σημαντικούς συντελεστές επιτοκίων. Επιπλέον, στο μοντέλο τριών δεικτών, 38 τράπεζες είχαν στατιστικά σημαντικό θετικό συντελεστή για το μακροπρόθεσμο δείκτη, ενώ 28 τράπεζες είχαν στατιστικά σημαντικό αρνητικό συντελεστή για τον βραχυπρόθεσμο δείκτη. Όσον αφορά τις βιομηχανικές εταιρίες, απέδειξαν ότι οι μισές από αυτές είχαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές για τον μακροπρόθεσμο δείκτη και τα 2/5 για τον βραχυπρόθεσμο δείκτη. Τέλος, πραγματοποίησαν έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων και βρήκαν ότι η υπόθεση μηδενικής συνδιακύμανσης παραβιάζεται και μάλιστα ότι δε διορθώνεται με την προσθήκη νέων ερμηνευτικών μεταβλητών στο υπόδειγμα. Οι Chance & Lane (1980) δεν προσδιόρισαν επιπλέον επίδραση της αγοράς για τις τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων. Έλεγξαν εταιρίες κοινής ωφέλειας και χρηματοοικονομικές εταιρίες σε ένα μοντέλο αγοράς πολλαπλών δεικτών (multi-index market model) για την περίοδο 1972-1976. Από τις 119 τράπεζες που ελέγχθηκαν, λιγότερες από το 2% εμφάνισαν σημαντική ευαισθησία στα επιτόκια για βραχυπρόθεσμα, μεσοπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα εργαλεία εντόκων γραμματειών και ομολόγων. Οι Folger, John & Tipton (1981) χρησιμοποίησαν την ανάλυση κύριων συνιστωσών (principal components) για να δείξουν ότι οι πρώτοι τρεις παράγοντες σχετίζονται με την απόδοση της αγοράς και με τους δύο δείκτες επιτοκίων που χρησιμοποιούνται. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε αποτελούνταν από 100 κοινές μετοχές εταιριών από διάφορους κλάδους. Χρησιμοποίησαν υπερ-αποδόσεις (excess returns) και τρέχουσες αλλαγές επιτοκίων σε ένα τριμεταβλητό υπόδειγμα στο οποίο περιελήφθηκαν κυβερνητικά και εταιρικά ομόλογα. Η χρονολογική σειρά των επιτοκίων αντιπροσωπευόταν από τις υπερ-αποδόσεις ομολόγων του αμερικάνικου Δημοσίου διάρκειας τριών μηνών και από τις υπερ-αποδόσεις ενός μακροπρόθεσμου ομολόγου που είχε βαθμολογηθεί ως Aa. Χρησιμοποιώντας μηνιαίες παρατηρήσεις δεν βρήκαν ισχυρά αποτελέσματα υπέρ του χωρίς κίνδυνο και default δείκτη ομολόγων (default bond index), στη διάρκεια της περιόδου 1959-

function) της μετοχής και των αποδόσεων της αγοράς είναι κανονική (bivariate normal), υποδηλώνοντας έτσι ότι

1977 για τις κοινές μετοχές του δείγματος. Η ανάλυση κύριων συνιστωσών (principal components analysis) δεν προσδιορίζει τους παράγοντες που επηρεάζουν τη διαδικασία δημιουργίας αποδόσεων. Επιπλέον, οι Flannery & James (1984a,b) υπολόγισαν και χρησιμοποίησαν απρόβλεπτες αλλαγές επιτοκίων για την περίοδο 1976-1981 με τη χρήση εβδομαδιαίων παρατηρήσεων. Κατασκεύασαν και έλεγξαν ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια (equally weighted portfolios) για 67 εμπορικές τράπεζες και 26 αποταμειωτικούς και δανειοδοτικούς οργανισμούς. Χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές σειρές, οι οποίες ήταν η απόδοση στα κυβερνητικά πιστοποιητικά του 8 τοις εκατό της εθνικής κτηματικής ένωσης, η εβδομαδιαία ποσοστιαία αλλαγή στην απόδοση ενός επταετούς ομολόγου του Δημοσίου και η απόδοση σε ένα έντοκο γραμμάτιο του Δημοσίου διάρκειας ενός έτους, υπολογισμένη σε εβδομαδιαία απόδοση για την περίοδο παρακράτησης. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν μία στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ επιτοκίων και αποδόσεων αυτών των χαρτοφυλακίων. Επιπλέον, οι αποταμειωτικοί και δανειοδοτικοί οργανισμοί φάνηκαν να είναι τρεις φορές πιο ευαίσθητοι από τις τράπεζες. Παρόλα αυτά, το επίκεντρο της μελέτης τους ήταν κύρια στον έλεγχο της υπόθεσης των διαφορετικών περιόδων λήξεως (maturity mismatch hypothesis) που αποτελεί μια ελέγξιμη επίδραση της nominal contracting hypothesis. Αυτό σημαίνει την ύπαρξη διαστρωματικών διαφορών στην ευαισθησία του επιτοκίου που προέρχονται από τις διαφορές στη διάρκεια των ονομαστικών ενεργητικών στοιχείων και των υποχρεώσεων. Χρησιμοποιώντας μέσους όρους ισολογισμών για την υπό εξέταση περίοδο έδειξαν ότι η ευαισθησία στα επιτόκια συσχετίζεται αντίστροφα με τη μέση καθαρή βραχυπρόθεσμη θέση της επιχείρησης. Οι Booth & Officer (1985) εφάρμοσαν μαζί τόσο τρέχουσες όσο και αναμενόμενες μεταβολές στα επιτόκια, αλλά χρησιμοποίησαν διαφορετική μεθοδολογία. Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία επέλεξαν 66 από τις μεγαλύτερες αμερικάνικες τράπεζες ή τράπεζες επενδύσεων (bank holding companies), καθώς επίσης και 66 εταιρίες τυχαία

η σχέση μπορεί να μην είναι γραμμική.

επιλεγμένες από το μη χρηματοοικονομικό τομέα. Η σειρά των επιτοκίων που δημιουργήθηκε αποτελούνταν από επιτόκια εντόκων γραμματείων διάρκειας τριών και έξι μηνών και χρησιμοποιήθηκε η πρώτη παράγωγος σαν ανεξάρτητη μεταβλητή. Προκειμένου να μοντελοποιήσουν τις προσδοκίες των επενδυτών χρησιμοποίησαν το Meiselman-Type Error-Learning Model για τη διαχρονική δομή των επιτοκίων. Επιπλέον έλεγχοι, χρησιμοποιώντας το σφάλμα πρόβλεψης των επιτοκίων, πραγματοποιήθηκαν επίσης προκειμένου να ελεγχθεί η αντίδραση της αγοράς. Το αποτέλεσμα ήταν ότι βρήκαν μία έξτρα ευαισθησία της αγοράς σε τρέχουσες και προσδοκώμενες αλλαγές στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια για 66 τράπεζες στη διάρκεια της περιόδου 1966-1980. Τα αποτελέσματα, όσον αφορά το σφάλμα πρόβλεψης, δείχνουν ότι εάν η αγορά αναγνωρίζει ένα επιτόκιο που είναι υψηλότερο από ένα επιτόκιο που προηγούμενα αναμενόταν, τότε η αγορά προσαρμόζει τη μετοχή της τράπεζας προς τα κάτω. Παρόλα αυτά, το φαινόμενο αυτό δεν παρουσιάστηκε στο χαρτοφυλάκιο των 66 μη χρηματοοικονομικών μετοχών. Οι Aharony, Saunters & Swary (1986) χρησιμοποίησαν μία άλλη μεθοδολογία, προκειμένου να εξετάσουν τις επιδράσεις των αλλαγών της Ομοσπονδιακής Τράπεζας των ΗΠΑ (FED) στη νομισματική πολιτική του 1979. Αναλυτικότερα, χρησιμοποίησαν εβδομαδιαίες παρατηρήσεις και το δείγμα τους αφορούσε την περίοδο 1977-1981. Μελέτησαν ένα δείγμα 73 τραπεζών, τις οποίες ταξινόμησαν σε ομάδες σύμφωνα με τα συνολικά ενεργητικά τους στοιχεία. Η πρώτη ομάδα αποτελούνταν από 13 τράπεζες με το μεγαλύτερο μέγεθος βάση των συνολικών ενεργητικών στοιχείων, η δεύτερη ομάδα αποτελούνταν από 30 τράπεζες μεσαίου μεγέθους και η τρίτη ομάδα από 30 τράπεζες μικρού μεγέθους. Ως proxy των επιτοκίων χρησιμοποιήθηκαν οι απρόσμενες αλλαγές των παρακάτω σειρών: το έντοκο γραμμάτιο τριών μηνών, το μέσο ημερήσιο επιτόκιο κεφαλαίων του FED και τα ομόλογα του Δημοσίου διάρκειας τριών ετών. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μεταβολές των παραπάνω μεταβλητών επιδρούν περισσότερο στις μεγάλες παρά στις μικρές τράπεζες. Οι αρνητικές μη κανονικές αποδόσεις

αυτών των ομάδων ήταν -3,33, -0,74 και -2,56 αντίστοιχα. Όταν αυτές οι μη κανονικές αποδόσεις διασπάρθηκαν σε τμήματα σχετιζόμενα με απρόβλεπτες (ορθογωνιοποιημένες) αλλαγές επιτοκίων, τα αποτελέσματα ήταν σύμφωνα με την αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων των τραπεζών και των απρόσμενων αλλαγών στα επιτόκια. Οι Scott & Peterson (1986) επικεντρώθηκαν στη σύγκριση των χρηματοοικονομικών ιδρυμάτων που εφαρμόζουν αντιστάθμιση κινδύνου και αυτών που δεν την εφαρμόζουν. Οι τράπεζες και οι ασφαλιστικές εταιρίες ταιριάζουν τις περιόδους λήξεων των στοιχείων των ισολογισμών τους κατά τέτοιο τρόπο ώστε τα βραχυπρόθεσμα στοιχεία του ενεργητικού να είναι ίσα με τις βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις και τα μακροπρόθεσμα στοιχεία του ενεργητικού να είναι ίσα με τις μακροπρόθεσμες υποχρεώσεις. Αντίθετα, οι αποταμιευτικοί και δανειοδοτικοί οργανισμοί έχουν παραδοσιακά μακροπρόθεσμα στοιχεία ενεργητικού και βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις. Κατασκεύασαν λοιπόν ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με τη χρήση μηνιαίων παρατηρήσεων για 78 εμπορικές τράπεζες, 25 εταιρίες ασφαλείων ζωής και 8 εταιρίες αποταμιεύσεων και δανειοδοτήσεων. Χρησιμοποιώντας ποσοστιαίες αλλαγές σε απρόβλεπτες μεταβολές επιτοκίων βρήκαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές για ομόλογα του Δημοσίου διάρκειας 30 ετών, στη διάρκεια της περιόδου 1977-1984. Η μέθοδος εκτίμησης που χρησιμοποιήθηκε ήταν η τεχνική των φαινομενικά ασυσχέτιστων παλινδρομήσεων (seemingly unrelated regression technique) και οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι οργανισμοί αποταμιεύσεων και δανειοδοτήσεων είναι δύο φορές πιο ευαίσθητοι από ότι οι τράπεζες και οι εταιρίες ασφαλείων. Σε αυτό το σημείο πρέπει να σημειώσουμε ότι από τη στιγμή που οι ίδιες οι ανεξάρτητες μεταβλητές χρησιμοποιούνται σε αυτό το σύστημα εξισώσεων, οι συντελεστές είναι ίδιοι με αυτούς που λαμβάνουμε από την εκτίμηση OLS χωρίς κανένα κέρδος αποτελεσματικότητας. Εάν πάντως χρησιμοποιήσουμε την τεχνική Zellner (Zellner technique), το κύριο πλεονέκτημα είναι ότι μπορούμε να πετύχουμε εκτιμήσεις των

συνδιακυμάνσεων μεταξύ των συντελεστών της κάθε εξίσωσης, γεγονός που είναι ιδιαίτερα χρήσιμο για να ελεγχθούν οι διαφορές των συντελεστών μεταξύ κάθε εξίσωσης.

Μία άλλη μελέτη από τον Bae (1990) χρησιμοποίησε ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια για 67 χρηματοοικονομικές εταιρίες και 30 εταιρίες του εμπορικού τομέα. Τα χαρτοφυλάκια των χρηματοοικονομικών εταιριών αποτελούνταν από 30 τράπεζες, 12 ασφαλιστικές εταιρίες, 8 εταιρίες αποταμιεύσεων και δανειοδοτήσεων, 8 χρηματοοικονομικές εταιρίες, 9 κεφάλαια κτηματικών επενδύσεων. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν ήταν μηνιαίοι μέσοι όροι για τις αποδόσεις και ποσοστιαίες αλλαγές για τα τρέχοντα και για τα μη αναμενόμενα επιτόκια. Η σειρά επιτοκίων που χρησιμοποιήθηκε ήταν διαφορετικών περιόδων λήξεως, όπως εντόκου γραμματείου του Δημοσίου διάρκειας τριών μηνών, τριών ετών και είκοσι ετών. Ο Bae βρήκε στατιστικά σημαντικούς συντελεστές για τις χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις της περιόδου 1974-1985. Επίσης, επεσήμανε ότι οι αποδόσεις των επιχειρήσεων παρουσίασαν μία μεγαλύτερη ευαισθησία σε μακροπρόθεσμα επιτόκια (σε απόλυτες τιμές) και οι αποταμιευτικοί και δανειοδοτικοί οργανισμοί είχαν τους μεγαλύτερους συντελεστές, ενώ οι χρηματοοικονομικές εταιρίες είχαν τη μικρότερη ευαισθησία. Δε βρήκε, τέλος, σημαντικά αποτελέσματα για τις 30 μη χρηματοοικονομικές εταιρίες. Τέλος, οι Saunders & Yourougou (1990) επικέντρωσαν τη μελέτη τους στο κατά πόσον οι τράπεζες πρέπει να χωριστούν από το εμπόριο σύμφωνα με τη νομισματική πολιτική¹⁶. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες παρατηρήσεις εξέτασαν 83 τράπεζες και 32 αποταμιευτικούς και δανειοδοτικούς οργανισμούς όσον αφορά τον χρηματοοικονομικό τομέα και 100 εμπορικές επιχειρήσεις. Εφάρμοσαν ένα μοντέλο τριών δεικτών χρησιμοποιώντας τις απρόσμενες αλλαγές επιτοκίων και τη διακύμανση των επιτοκίων ως ανεξάρτητους παράγοντες πέρα από την αγορά. Η σειρά των επιτοκίων που χρησιμοποιήθηκε ήταν αυτή των εντόκων γραμματειών του Δημοσίου

¹⁶Η Band Holiday Company Act του 1956 και η αναθεώρησή της το 1970 έθεσαν περιορισμούς στην ιδιοκτησία εμπορικής εταιρίας από τέτοιους τραπεζικούς οργανισμούς, καθώς επίσης και στο εύρος των μη τραπεζικών δραστηριοτήτων των επενδυτικών τραπεζών (bank holding companies).

διάρκειας τριών ετών, επίσης των εντόκων πιστοποιητικών του Δημοσίου διάρκειας τριών ετών και των ομολόγων του Δημοσίου διάρκειας τριάντα ετών, ενώ η διακύμανση αντιπροσωπεύθηκε από το μέσο τετραγωνικό σφάλμα (mean square error) των απροσδόκητων αλλαγών. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε καλύπτει την περίοδο μεταξύ 1977 και 1981 και η τεχνική εκτίμησης ήταν αυτή των φαινομενικά ασυσχέτιστων παλινδρομήσεων (seemingly unrelated regression technique). Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των χρηματοοικονομικών επιχειρήσεων ήταν ευαίσθητες σε αλλαγές επιτοκίων και οι οργανισμοί αποταμιεύσεων και δανειοδοτήσεων ήταν πιο ευαίσθητοι από ότι οι τράπεζες, ενώ ο εμπορικός τομέας απέτυχε να δείξει τέτοια ευαισθησία. Σημείωσαν επίσης ότι ο διαχωρισμός των δύο κλάδων σύμφωνα με τους τραπεζικούς κανονισμούς καθιστά το τραπεζικό σύστημα λιγότερο σταθερό και το εκθέτει σε υψηλό βαθμό συστηματικού κινδύνου επιτοκίων, σε σχέση με ό,τι θα ίσχυε εάν είχαμε ένα λιγότερο αυστηρό τραπεζικό σύστημα.

Οι περισσότερες από τις παραπάνω μελέτες δείχνουν μια σημαντική ευαισθησία επιτοκίου για τις χρηματοοικονομικές εταιρίες, τουλάχιστον για τις υπό εξέταση περιόδους και μία σχετικά χαμηλή ή και μηδενική ευαισθησία για τις εμπορικές και βιομηχανικές επιχειρήσεις.

3.5 ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Το δείγμα που χρησιμοποιήσαμε στην παρούσα έρευνα αποτελείται από 134 κοινές μετοχές σε σύνολο 151 κοινών μετοχών διαφόρων εταιριών του Χ.Α.Α. Οι μετοχές αυτές συμμετέχουν στο γενικό δείκτη του Χρηματιστηρίου και εκφράζουν τον κλάδο από τον οποίο προέρχονται. Αναλυτικά επιλέξαμε 15 μετοχές από τον τραπεζικό τομέα, 18 μετοχές από κλωστοϋφαντουργικές επιχειρήσεις, 10 μετοχές από κατασκευαστικές επιχειρήσεις, 14 μετοχές από μεταλλουργικές εταιρίες, 22 μετοχές από χρηματοπιστωτικές εταιρίες και 38

μετοχές από τις υπόλοιπες μετοχές του Χρηματιστηρίου. Το δείγμα που χρησιμοποιούμε εκτείνεται από τις 12/4/1994 μέχρι τις 30/6/1997, δίνοντάς μας έτσι 841 ημερήσιες παρατηρήσεις για κάθε μετοχή. Ο λόγος για τον οποίο δε χρησιμοποιήσαμε παρατηρήσεις πριν από τις 12/4/1994 έγκειται στο γεγονός ότι δεν υπήρχαν για την προηγούμενη αυτή περίοδο στοιχεία για τα διαπραγματευτικά επιτόκια της ελληνικής αγοράς διάρκειας ενός, δύο, τριών και έξι μηνών. Με βάση τα παραπάνω κριτήρια, θεωρούμε ότι το δείγμα μας (134 μετοχές με ημερήσιες παρατηρήσεις) είναι ένα από τα μεγαλύτερα δείγματα που χρησιμοποιήθηκαν για το ελληνικό Χρηματιστήριο.

Για την εμπειρική διερεύνηση που θα ακολουθήσει δημιουργήσαμε επτά ισοσταθμισμένα¹⁷ χαρτοφυλάκια, παίρνοντας τις αποδόσεις των μετοχών σε ημερήσια βάση για τους ακόλουθους κλάδους: κλάδος τραπεζών (15 μετοχές), κλάδος χρηματοοικονομικών εταιριών (22 μετοχές), κλάδος κλωστοϋφαντουργικών εταιριών (18 μετοχές), κλάδος κατασκευαστικών εταιριών (10 μετοχές), κλάδος τροφίμων (14 μετοχές), κλάδος μεταλλουργικών (17 μετοχές) και κλάδος διαφόρων εταιριών (38 μετοχές). Επιπρόσθετα, δημιουργήσαμε ένα χαρτοφυλάκιο που το ονομάζουμε μικτό χαρτοφυλάκιο, το οποίο προήλθε από τις επτά χρονολογικές σειρές αποδόσεων των επτά προηγούμενων χαρτοφυλακίων. Κατά την επιλογή των παραπάνω εταιριών, λάβαμε υπόψη μας στην επιλογή των μετοχών τη συχνότητα της εμπορευσιμότητάς τους. Στη συνέχεια, παρατίθεται ο Πίνακας 1 με περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις των μεταβλητών των επτά χαρτοφυλακίων που δημιουργήσαμε.

¹⁷ Glezakos, M., "The Effect of Firm Specific Factors on Stock Returns – The Case of the Athens Stock Exchange", Ph.D. Dissertation, University of Bath, U.K..

¹⁸ Γκλεζάκος, Μ. – Διακογιάννης, Γ., «Ανάπτυξη Μεθοδολογίας Προσαρμογής των Αποδόσεων των Εισηγμένων Μετοχών σε περιπτώσεις Νέων Εκδόσεων», SUGHE '93, Proceedings

Πίνακας 1

Περιγραφικά στατιστικά των αποδόσεων των μετοχών των επτά χαρτοφυλακίων (σε λογαριθμους)

Αποδόσεις χαρτοφυλακίου	Αριθμός Παρατηρήσεων	Μέσος	Τυπικό Σφάλμα	Minimum	Maximum
Τραπεζών	840	0.00084	0.01275	-0.07895	0.06817
Χρηματ/κών Εταιριών	840	-0.00006	0.01007	-0.06172	0.05463
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	840	-0.00047	0.00910	-0.04361	0.03143
Κατασκ/κών Εταιριών	840	-0.000004	0.01337	-0.06531	0.05812
Εταιριών Τροφίμων	840	-0.00058	0.01148	-0.06456	0.05632
Μεταλ/κών Εταιριών	840	-0.00050	0.01199	-0.05517	0.05256
Διαφόρων Εταιριών	840	-0.00015	0.00769	-0.04022	0.02938
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	840	-0.00013	0.00924	-0.05458	0.04787

Ξεκινώντας την εμπειρική μας διερεύνηση χρησιμοποιούμε το πολύ γνωστό μοντέλο της αγοράς, το οποίο έχει την ακόλουθη μορφή:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + e_{it} \quad (10)$$

όπου:

R_{it} = απόδοση της μετοχής i

R_{Mt} = απόδοση του ευρύτερου δείκτη της αγοράς (γενικός δείκτης του Χ.Α.Α.)

a_i, b_i = συντελεστές που χαρακτηρίζουν τη μετοχή i

e_{it} = όρος σφάλματος

Για το μοντέλο αυτό εκτιμήσαμε τους συντελεστές a και b για κάθε ένα από τα οκτώ χαρτοφυλάκια που έχουμε συγκροτήσει. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων OLS παρατίθενται στον Πίνακα 4, από τον οποίο μπορούμε να δούμε ότι οι συντελεστές αυτοί είναι στατιστικά σημαντικοί.

Πίνακας 2

Εκτιμήσεις των συντελεστών του Market Index Model:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκια\Συντελεστές	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	\bar{R}^2	DW
Τραπεζών	0,00034 (1,73)	0,96 (55,46)	0,79	1,88
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,00043 (-2,14)	0,7 (40,44)	0,66	1,72
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,61)	0,41 (18,36)	0,29	1,74
Εταιριών Κατασκευών	-0,0005 (-1,68)	0,87 (34,81)	0,59	1,73
Εταιριών Τροφίμων	-0,0001 (-3,61)	0,72 (31,87)	0,55	1,75
Μεταλλουργικών Ετ.	-0,001 (-3,44)	0,78 (34,58)	0,59	1,69
Διαφόρων	-0,00042 (-2,39)	0,49 (32,27)	0,57	1,68
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,61)	0,71 (59,21)	0,80	1,70

Σημ: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Προκειμένου να ελέγξουμε την επίδραση των μεταβολών των επιτοκίων, χρησιμοποιούμε το ακόλουθο μοντέλο σύμφωνα με το οποίο η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου $i(R_{pit})$ δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$R_{pit} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it} \quad (11)$$

όπου το β_{i0} είναι $\beta_{i0} = E(R_{pit}) - \beta_{i1}E(R_{Mt}) - \beta_{i2}E(\Delta I_t)$, R_{Mt} είναι η απόδοση στον ευρύτερο δείκτη της αγοράς και ΔI είναι η μεταβολή στα επιτόκια όπως συλλαμβάνεται από ένα συγκεκριμένο εργαλείο χρέους. Οι συντελεστές β_{i1} και β_{i2} μετρούν την ανταποκρισιμότητα του χαρτοφυλακίου i στις κινήσεις των αγορών των μετοχών και των χρεωγράφων. Οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη Μετοχών του Χ.Α.Α., του ευρύτερου δείκτη μετοχών στην Ελλάδα, χρησιμοποιούνται σαν proxy των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Τα επιτόκια ενός, δύο, τριών και έξι μηνών της διατραπεζικής αγοράς χρησιμοποιούνται σα μεταβλητή του επιτοκίου στην εξίσωση (11).

Η εκτίμηση της εξίσωσης (11) δεν παρουσιάζει πρόβλημα συγγραμικότητας μεταξύ των δύο ανεξάρτητων μεταβλητών, όπως μπορούμε να δούμε και από τον Πίνακα 3.

Πίνακας 3

Συντελεστές Συσχέτισης Επιτοκίων και Γενικού Δείκτη Μετοχών του Χ.Α.Α.

	DIB1	DIB2	DIB3	DIB6
Τρέχουσες Αλλαγές Επιτοκίων	0,058 (1,6819)	0,049 (1,7203)	0,057 (1,6759)	-0,03 (-0,8689)
Απρόσμενες Αλλαγές Επιτοκίων	0,058 (1,6819)	0,048 (1,6912)	0,057 (1,6529)	-0,03 (-0,8689)

Σημ. 1: Σε παρένθεση το *t*-statistic.

Σημ. 2: DIB1, DIB2, DIB3, DIB6 είναι οι πρώτες διαφορές των επιτοκίων 1, 2, 3 και 6 μηνών.

Παρά τους πολύ μικρούς συντελεστές συσχέτισης που υπολογίστηκαν, χρησιμοποιήθηκε και η μέθοδος της ορθογωνιοποίησης (orthogonalising method¹⁹), σύμφωνα με την οποία, προκειμένου να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα, χρησιμοποιήθηκε η βοηθητική εξίσωση

$$\Delta I_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{Mt} + u_t \quad (12)$$

Στη συνέχεια αντικαταστάθηκε το ΔI_t στην (11) και εκτιμήθηκε η έκδοση της (12)

$\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 R_{Mt} + \hat{u}_t$, έτσι ώστε η εξίσωση (11) να γίνει

$$R_{pit} = b_{i0} + b_{i1} R_{Mt} + b_{i2} \hat{u}_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Παρά το γεγονός ότι το παραπάνω μοντέλο αποφεύγει το πρόβλημα με το μεροληπτικό συντελεστή του επιτοκίου, ο υπολογισμός της βοηθητικής εξίσωσης στην αντίθετη κατεύθυνση (Lynge & Zumwalt (1980) and Flannery & James (1984a) επιλέξανε αυτή την εξειδίκευση) οδηγεί σε μεροληπτικό εκτιμητή του δεύτερου παράγοντα.

3.6 ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ

Σε αυτό το τμήμα ξεκινά η εμπειρική μας διερεύνηση χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία που περιγράψαμε προηγούμενα. Αυτή χωρίζεται σε δύο τμήματα. Το πρώτο τμήμα εξετάζει τις τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων, ενώ το δεύτερο τμήμα εξετάζει τις απρόβλεπτες αλλαγές των επιτοκίων.

¹⁹ Αυτή η διαδικασία είναι ισοδύναμη με αυτή που προτείνεται από τον Stone (1974):

$$\Delta I'_t = \Delta I_t - \frac{COV(R_{Mt}, \Delta I_t)}{VAR(R_{Mt})} R_{Mt}$$

3.6.1 Τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων

Οι Πίνακες 4, 5, 6 και 7 παρουσιάζουν τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των συντελεστών της εξίσωσης (11). Η συνολική προσαρμοστικότητα των παλινδρομήσεων που εκτιμήθηκαν, μετρούμενη με τον διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού (\bar{R}^2) είναι καλή και δεν υπάρχει ένδειξη για αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης των σφαλμάτων, καθώς η τιμή του Durbin-Watson statistic είναι κοντά στο δύο. Επίσης ένας αριθμός διαγνωστικών ελέγχων πραγματοποιήθηκε προκειμένου να ελέγξουμε την ευστάθεια (robustness) του εκτιμηθέντος μοντέλου. Πιο αναλυτικά, χρησιμοποιήθηκε η στατιστική του πολλαπλασιαστή Lagrange για τον έλεγχο υψηλότερης από πρώτης τάξης αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων (μέχρι οκτώ χρονικές υστερήσεις) επαληθεύοντας τη μη ύπαρξή της. Η σταθερότητα των εκτιμηθέντων συντελεστών ελέγχθηκε με τη στατιστική Chow, η οποία δεν απέρριψε την υπόθεση των σταθερών παραμέτρων. Επίσης, ελέγξαμε τα κατάλοιπα για υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, η οποία επίσης απορρίφθηκε. Τέλος, χρησιμοποιώντας τον επανυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller (ADF-test) ελέγξαμε τη στασιμότητα των καταλοίπων.

Παρατηρώντας τις εκτιμηθείσες παραμέτρους βλέπουμε ότι, όπως ήταν αναμενόμενο, η απόδοση της αγοράς είναι στατιστικά σημαντική για όλα τα χαρτοφυλάκια. Όσον αφορά τους συντελεστές των επιτοκίων ενός μηνός, αυτοί είναι δεν στατιστικά σημαντικοί μόνο για τα χαρτοφυλάκια των εταιριών τροφίμων και των μεταλλουργικών εταιριών. Τα επιτόκια δύο μηνών δεν αποδεικνύονται στατιστικά σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές μόνο για τα χαρτοφυλάκια των εταιριών τροφίμων, των κλωστουφαντουργικών και των μεταλλουργικών επιχειρήσεων. Τα επιτόκια έξι μηνών δεν είναι στατιστικά σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές μόνο για το χαρτοφυλάκιο των μεταλλουργικών εταιριών και για το χαρτοφυλάκιο των διαφόρων εταιριών. Τέλος, τα επιτόκια τριών μηνών είναι στατιστικά σημαντικά για όλα τα χαρτοφυλάκια.

Βέβαια, θα πρέπει να αναφέρουμε στο σημείο αυτό το γεγονός ότι παρά το ότι το \bar{R}^2 είναι εξαιρετικά ικανοποιητικό και κυμαίνεται περίπου στο 60%, αυτό υποδηλώνει ταυτόχρονα και την ύπαρξη και άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών²⁰, οι οποίες όμως, επειδή δε λαμβάνονται υπόψη στα πλαίσια της συγκεκριμένης θεωρίας, οδηγούν σε αυτό ακριβώς το αποτέλεσμα^{21,22}. Τέτοιες μεταβλητές μπορεί να είναι οι δείκτες οικονομικής, βιομηχανικής και εμπορικής δραστηριότητας της χώρας. Η εκτίμηση όμως ενός τέτοιου πολυμεταβλητού μοντέλου ξεφεύγει από τους στόχους της παρούσας διατριβής και, επιπρόσθετα, υπάρχουν σημαντικά προβλήματα έλλειψης στοιχείων. Επίσης, ένα επιπλέον πρόβλημα που αντιμετωπίζει η εφαρμοσμένη έρευνα με τη χρήση μακροοικονομικών στοιχείων είναι ότι υπάρχει διαφορετική αθροιστικότητα μεταξύ των μακροοικονομικών χρονοσειρών (ετήσιες, τριμηνιαίες ή μηνιαίες παρατηρήσεις) και εκείνων των χρηματιστηριακών μεγεθών (ημερήσια δεδομένα).

Παρατηρώντας τους συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των τραπεζών βλέπουμε ότι κυμαίνονται από 0,96 έως -0,000007. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των χρηματοοικονομικών εταιριών κυμαίνονται από 0,69 μέχρι -0,00006. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των κλωστοϋφαντουργικών εταιριών κυμαίνονται από 0,4156 έως 0,00009. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των εταιριών κατασκευών κυμαίνονται από 0,88 μέχρι 0,0007. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των εταιριών τροφίμων κυμαίνονται από 0,72 μέχρι -0,0005. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών των μεταλλουργικών εταιριών κυμαίνονται από 0,78 μέχρι 0,00009. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών του χαρτοφυλακίου που απαρτίζεται

²⁰ Γκλεζάκος, Μ., «Ο Μηχανισμός Τιμών στα Χρηματιστήρια Αξιών – Εμπειρικές Έρευνες με αναφορά στο Χρηματιστήριο Αθηνών», Εκδόση του Χ.Α.Α.

²¹ Γκλεζάκος, Μ., «Η Επίδραση της Λογιστικής Αποδοτικότητας των Επιχειρήσεων στις Αποδόσεις των Μετοχών τους – Η Περίπτωση του Χ.Α.Α.», Ειδική Εκδόση του Χ.Α.Α.

²² Glezakos, M., "The Market Capitalization Value as a Risk Factor: The Case of the A.S.E." Spoudai, 1993

από διάφορες μετοχές κυμαίνονται από 0,49 μέχρι -0,000009. Τέλος, οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών του μικτού χαρτοφυλακίου κυμαίνονται από 0,7 μέχρι 0,00005.

Πίνακας 4

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια ενός μηνός

$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$						
Χαρτοφυλάκια	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\rho}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,68)	0,96 (55,35)	-0,00002 (-2,27)	0,78	1,87	0,058
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,13)	0,69 (40,32)	-0,0005 (-2,47)	0,66	1,76	0,058
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,61)	0,4155 (18,36)	-0,00053 (-1,93)	0,28	1,75	0,058
Εταιριών Κατασκευών	-0,0005 (-1,57)	0,87 (34,89)	-0,0001 (-2,02)	0,59	1,75	0,058
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,75)	-0,0001 (-1,87)*	0,55	1,84	0,058
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,44)	0,78 (34,55)	-0,00006 (-1,73)*	0,59	1,79	0,058
Διαφόρων	-0,0004 (-2,39)	0,49 (33,19)	-0,000007 (-1,97)	0,57	1,77	0,058
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,61)	0,7 (59,11)	-0,00002 (-1,97)	0,81	1,75	0,058

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου ενός (1) μηνός.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Πίνακας 5

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια δύο μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκιο	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\rho}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,68)	0,96 (55,35)	-0,000007 (-1,96)	0,78	1,88	0,049
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,14)	0,69 (40,35)	-0,00006 (-2,44)	0,66	1,76	0,049
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,61)	0,4156 (18,38)	-0,00009 (-1,89)*	0,28	1,75	0,049
Εταιριών Κατασκευών	-0,0005 (-1,57)	0,88 (34,90)	-0,0002 (-2,01)	0,59	1,75	0,049
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,78)	-0,0001 (-1,88)*	0,55	1,84	0,049
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,44)	0,78 (34,57)	-0,00009 (-1,86)*	0,59	1,79	0,049
Διαφόρων	-0,0004 (-2,39)	0,49 (33,20)	-0,000009 (-1,97)	0,57	1,77	0,049
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,61)	0,7 (59,14)	-0,00003 (-1,95)	0,81	1,75	0,049

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου δύο (2) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Πίνακας 6

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια τριών μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκιο	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\tilde{\chi}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,68)	0,96 (55,35)	-0,00002 (-2,24)	0,78	1,87	0,056
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,14)	0,69 (40,33)	-0,00006 (-2,12)	0,66	1,76	0,056
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,61)	0,41 (18,38)	-0,00011 (-1,99)	0,28	1,75	0,056
Εταιριών Κατασκευών	-0,0005 (-1,57)	0,88 (34,88)	-0,0002 (-1,99)	0,59	1,75	0,056
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,76)	-0,0001 (-1,97)	0,55	1,84	0,056
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,44)	0,78 (34,62)	-0,00017 (-1,96)	0,59	1,78	0,056
Διαφόρων	-0,0004 (-2,39)	0,49 (33,18)	-0,00003 (-1,95)	0,57	1,77	0,056
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,61)	0,7 (59,13)	-0,00004 (-1,97)	0,81	1,74	0,056

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου τριών (3) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Πίνακας 7

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια έξι μηνών

$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$						
Χαρτοφυλάκια	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\rho}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,66)	0,96 (55,44)	-0,0002 (-2,20)	0,78	1,89	-0,03
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,14)	0,69 (40,41)	-0,0001 (-1,99)	0,66	1,77	-0,03
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,59)	0,41 (18,32)	-0,0005 (-2,04)	0,28	1,75	-0,03
Εταιριών Κατασκευών	-0,0004 (-1,54)	0,87 (34,79)	-0,0007 (-2,13)	0,59	1,75	-0,03
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,64)	0,72 (31,92)	-0,0005 (-2,02)	0,55	1,84	-0,03
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,44)	0,78 (34,54)	-0,0002 (-1,70)*	0,59	1,79	-0,03
Διαφόρων	-0,0004 (-2,39)	0,49 (33,24)	-0,0003 (-1,89)*	0,57	1,77	-0,03
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,6)	0,7 (59,14)	-0,0005 (-1,85)*	0,81	1,74	-0,03

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου έξι (6) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t -statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Μελέτες που χρησιμοποίησαν τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων, όπως των Lynge & Zumwalt (1980), βρήκαν σημαντικά αποτελέσματα, ενώ οι Chance & Lane (1980) και οι Folger, John & Tipton (1981) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων δεν έχουν καμία επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών, παρά το γεγονός ότι στην τελευταία μελέτη οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ένα Αα ομόλογο επιχείρησης δημόσιας ωφέλειας σαν δείκτη χρέους, κάτι που σημαίνει ότι μπορεί να υπάρχει πρόβλημα μεροληψίας εξαιτίας των αλλαγών στα default premia.

3.6.2 Απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων

Προκειμένου να εξετάσουμε την επίδραση των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων πρέπει να εξειδικεύσουμε το μηχανισμό δημιουργίας προσδοκιών (expectation generating process). Αυτός ο μηχανισμός είναι ένα μοντέλο ARIMA(p,d,q) [Box & Jenkins (1976)]. Εφόσον οι τέσσερις χρονολογικές σειρές επιτοκίων που χρησιμοποιούμε είναι I(1), οι αλλαγές στα επιτόκια είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους και, κατά συνέπεια, μπορούν να παρουσιαστούν με τη μορφή ενός υποδείγματος ARIMA. Προκειμένου να προσδιορίσουμε τις απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων, ακολουθούμε μια διαδικασία δύο σταδίων. Το πρώτο στάδιο συνίσταται στην ταυτοποίηση, εκτίμηση και διαγνωστικό έλεγχο ενός μοντέλου ARIMA. Οι προσαρμοσμένες ή θεωρητικές τιμές αυτού του μοντέλου αντιστοιχούν στις αναμενόμενες αλλαγές των επιτοκίων. Τα κατάλοιπα από την εκτίμηση του ARIMA(p,d,q) ορίζονται ως οι απρόσμενες μεταβολές των επιτοκίων. Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει την υποκατάσταση του δείκτη των επιτοκίων με αυτά τα κατάλοιπα στην εξίσωση (11). Χρησιμοποιώντας εκτενή πειραματισμό γίνεται φανερό ότι οι παράμετροι κινητών μέσων δεν είναι διαφορετικές από το μηδέν. Η αναζήτηση εξειδίκευσης που ακολουθήσαμε αποτελείται από την εκτίμηση ενός γενικού AR μοντέλου για κάθε δείκτη επιτοκίου και στη συνέχεια τον

έλεγχο των συντελεστών αυτοσυσχέτισης και την εύρεση ότι οι συντελεστές είναι σημαντικά διαφορετικοί από το μηδέν μόνο για τον όρο με μία χρονική υστέρηση. Το αυτοπαλίνδρομο σχήμα p-τάξης μπορεί να περιγραφεί ως εξής:

$$\Delta I_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{30} \gamma_i \Delta I_{t-i} + e_t \quad (14)$$

όπου:

ΔI = η μεταβολή στα επιτόκια

Κατά συνέπεια, η παλινδρόμηση που χρησιμοποιείται ώστε να συλλαμβάνει τις απρόσμενες αλλαγές στα επιτόκια είναι ένα AR(1) μοντέλο που μπορεί να εκφραστεί ως ακολούθως:

$$\Delta I_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta I_{t-1} + e_t \quad (15)$$

Επίσης, πραγματοποιήθηκε έλεγχος των καταλοίπων και των δύο μοντέλων ώστε να εξακριβωθεί ότι ακολουθούν τη διαδικασία λευκού θορύβου, επειδή μία σειρά απρόσμενων μεταβολών πρέπει να ικανοποιεί μία τέτοια αρχή. Κατά συνέπεια, χρησιμοποιώντας τις απρόσμενες αλλαγές (ΔI_t) στην εκτίμηση της εξίσωσης (11) έχουμε την ικανότητα να ανιχνεύσουμε κάποια συγκεκριμένη συμπεριφορά των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων. Ο ακόλουθος Πίνακας 10 παρουσιάζει τα στατιστικά αποτελέσματα του μοντέλου AR(1). Η βασική υπόθεση ότι $\hat{\gamma}_2 = \hat{\gamma}_3 = \dots = \hat{\gamma}_{30} = 0$ επιβεβαιώνεται με τη χρήση της στατιστικής F .

Πίνακας 8

Μοντελοποίηση των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων

AR(1) Μοντέλο για Απρόσμενες αλλαγές				
$\Delta I_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta I_{t-1} + e_t$				
Επιτόκια/Συντελεστές	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	F-test*	\bar{R}^2
ενός μηνός	-0,017 (-1,64)	-0,43 (-12,78)	163,39	0,18
δύο μηνών	-0,018 (-1,75)	-0,46 (-13,90)	193,33	0,21
τριών μηνών	-0,18 (-1,71)	-0,45 (-13,75)	188,94	0,20
έξι μηνών	-0,022 (-2,10)	-0,53 (-16,95)	287,45	0,28

Σημ. 1: Στην παρένθεση είναι οι τιμές t-statistic

Σημ. 2: Κριτικές Τιμές για 5% επίπεδο σημαντικότητας: 3,84.

Στο σημείο αυτό χρησιμοποιήσαμε και μία δεύτερη διαδικασία δημιουργίας προσδοκίων, προκειμένου να ελέγξουμε το διμεταβλητό υπόδειγμα για robustness με μία διαδικασία διαφορετικών προσδοκίων, επαληθεύοντας τα ευρήματά μας. Η διαδικασία αυτή προέρχεται από την ακόλουθη τροποποίηση του πολυώνυμου χρονικών υστερήσεων του Shiller (1973) με τέσσερεις περιόδους χρονικών υστερήσεων, δεύτερο βαθμό διαφόρησης και τιμή εξομάλυνσης προηγούμενα ίσης με τη δειγματική διακύμανση των χωρίς περιορισμούς συντελεστών χρονικών υστερήσεων.

$$\Delta I_t = c + \sum_{i=1}^4 (\alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2) \Delta I_{t-i} + e_t \quad (16)$$

Η χρήση της διαδικασίας Shiller με χρονικές υστερήσεις γίνεται για να ελέγξουμε την εξομάλυνση της κατανομής χρησιμοποιώντας την προηγούμενη διακύμανση διαφορικών συντελεστών χρονικών υστερήσεων. Προκειμένου να ελέγξουμε το μήκος της χρονικής υστερήσης και το βαθμό διαφόρησης χρησιμοποιούμε το κριτήριο του ελάχιστου τυπικού σφάλματος. Και σε αυτή την περίπτωση, το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας λύνεται με τη διαδικασία της ορθογωνιοποίησης.

Οι Πίνακες 9, 10, 11 και 12 μας δείχνουν τις εκτιμημένες εξισώσεις για τις απρόσμενες μεταβολές των επιτοκίων που λαμβάνουμε από τα τέσσερα μοντέλα για τα επιτόκια διάρκειας ενός, δύο, τριών και έξι μηνών αντίστοιχα.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας 9

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκιο ενός μηνός

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκιο	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\rho}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,70)	0,96 (55,17)	-0,00002 (-2,28)	0,78	1,88	0,058
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,00043 (-2,1)	0,69 (40,18)	-0,00005 (-2,48)	0,67	1,77	0,058
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,0007 (-2,52)	0,41 (18,22)	-0,00005 (-1,90)*	0,28	1,76	0,058
Εταιριών Κατασκευών	-0,00045 (-1,52)	0,87 (34,75)	-0,00016 (-2,03)	0,59	1,76	0,058
Εταιριών Τροφίμων	-0,00096 (-3,62)	0,72 (31,69)	-0,0001 (-1,91)*	0,55	1,83	0,058
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,40)	0,78 (34,41)	-0,00006 (-1,72)*	0,59	1,79	0,058
Διαφόρων	-0,0004 (-2,38)	0,49 (33,09)	-0,000008 (-1,98)	0,57	1,77	0,058
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,54)	0,70 (58,95)	-0,00002 (-1,95)	0,81	1,75	0,058

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου ενός (1) μηνός.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%.

Πανεπιστήμιο

Πίνακας 10

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια δύο μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκια	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\chi}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,70)	0,96 (55,18)	-0,000004 (-2,03)	0,78	1,88	0,048
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,10)	0,69 (40,20)	-0,00006 (-2,23)	0,66	1,77	0,048
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,00067 (2,52)	0,41 (18,23)	-0,00008 (-1,98)	0,28	1,76	0,048
Εταιριών Κατασκευών	-0,0005 (-1,52)	0,87 (34,75)	-0,0002 (-1,80)*	0,59	1,76	0,048
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,72)	-0,00013 (-1,87)*	0,55	1,82	0,048
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,4)	0,78 (34,42)	-0,00009 (-1,81)*	0,59	1,79	0,048
Διαφόρων	-0,0004 (-2,38)	0,49 (33,11)	-0,700001 (-1,97)	0,57	1,76	0,048
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,54)	0,7 (58,98)	-0,00002 (-1,95)	0,81	1,75	0,048

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου δύο (2) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Πίνακας 11

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκιο τριών μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκια	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\chi}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00034 (1,70)	0,96 (55,17)	-0,00002 (-2,04)	0,78	1,88	0,057
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,10)	0,69 (40,18)	-0,00006 (-1,95)	0,66	1,77	0,057
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,00067 (-2,52)	0,41 (18,24)	-0,00011 (-1,87)*	0,28	1,76	0,057
Εταιριών Κατασκευών	-0,0004 (-1,52)	0,87 (34,74)	-0,0002 (-1,99)	0,59	1,75	0,057
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,69)	-0,00016 (-1,88)*	0,55	1,84	0,057
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,4)	0,78 (34,47)	-0,0001 (-1,78)*	0,59	1,77	0,057
Διαφόρων	-0,0004 (-2,38)	0,49 (33,1)	-0,00003 (-1,95)	0,57	1,77	0,057
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,54)	0,7 (58,98)	-0,00004 (-1,93)	0,81	1,75	0,057

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου τριών (3) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Πίνακας 12

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκιο έξι μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Χαρτοφυλάκια	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW	$\hat{\rho}(R_M, \Delta I)$
Τραπεζών	0,00035 (1,70)	0,96 (55,27)	-0,0002 (-2,08)	0,78	1,88	-0,029
Χρηματ/κών Εταιριών	-0,0004 (-2,10)	0,69 (40,27)	-0,0001 (-2,04)	0,66	1,77	-0,029
Κλωστοϋφ/κών Εταιριών	-0,00066 (-2,51)	0,41 (18,18)	-0,00056 (-1,99)	0,28	1,76	-0,029
Εταιριών Κατασκευών	-0,0004 (-1,51)	0,87 (34,65)	-0,0007 (-2,23)	0,59	1,75	-0,029
Εταιριών Τροφίμων	-0,001 (-3,62)	0,72 (31,83)	-0,0004 (-1,95)	0,55	1,84	-0,029
Μεταλλουργικών Εταιριών	-0,0009 (-3,4)	0,78 (34,4)	-0,00001 (-1,63)*	0,58	1,79	-0,029
Διαφόρων	-0,0004 (-2,38)	0,49 (33,1)	-0,00004 (-1,95)	0,57	1,77	-0,029
Μικτό Χαρτοφυλάκιο	-0,0005 (-3,54)	0,7 (58,99)	-0,00008 (-1,75)*	0,81	1,75	-0,029

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου έξι (6) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 8%

Από τους παραπάνω Πίνακες παρατηρούμε ότι ο συντελεστής των επιτοκίων διάρκειας ενός μηνός είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για τα χαρτοφυλάκια των τραπεζών, των χρηματοοικονομικών εταιριών, των κατασκευαστικών εταιριών, το χαρτοφυλάκιο των διαφόρων εταιριών και το μικτό χαρτοφυλάκιο. Ο συντελεστής των επιτοκίων διάρκειας δύο μηνών είναι στατιστικά σημαντικός για το χαρτοφυλάκιο των τραπεζών, των χρηματοοικονομικών εταιριών, των κλωστοϋφαντουργικών εταιριών, το χαρτοφυλάκιο των διαφόρων εταιριών και το μικτό χαρτοφυλάκιο. Ο συντελεστής των επιτοκίων διάρκειας τριών μηνών είναι στατιστικά σημαντικός για τα χαρτοφυλάκια των τραπεζών, των χρηματοοικονομικών εταιριών, των κατασκευαστικών εταιριών, των διαφόρων εταιριών και οριακά για το μικτό χαρτοφυλάκιο. Τέλος, ο συντελεστής των επιτοκίων διάρκειας έξι μηνών

είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα χαρτοφυλάκια εκτός αυτών των μεταλλουργικών και του μικτού χαρτοφυλακίου. Ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός σε όλα τα χαρτοφυλάκια και για όλες τις σειρές επιτοκίων που χρησιμοποιήσαμε. Επίσης, ο συντελεστής της απόδοσης της αγοράς είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα χαρτοφυλάκια και για όλα τα επιτόκια που χρησιμοποιήσαμε, όπως άλλωστε ήταν αναμενόμενο. Οι συντελεστές του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού (\bar{R}^2) κυμαίνονται σε ικανοποιητικά επίπεδα²³, ενώ οι συντελεστές του DW είναι πολύ καλοί. Επιπλέον, τα αποτελέσματά μας φαίνεται να είναι ευσταθεί με την έννοια ότι η διαφορετική διαδικασία δημιουργίας προσδοκίων δε μετέβαλε τα εμπειρικά ευρήματα.

Τα αποτελέσματα των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων συμφωνούν με αυτά των Flannery & James (1984a), των Booth & Officer (1985) και των Scott & Peterson (1986), ενώ συμφωνούν εν μέρει με τα αποτελέσματα του Bae (1990).

²³ Και εδώ ισχύει η παρατήρηση του τμήματος 3.6.1. για το ύψος του \bar{R}^2 .

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 3.1

Εξαγωγή της εξίσωσης τιμολόγησης χρεωγράφων δύο δεικτών

Εάν χρησιμοποιήσουμε το πλαίσιο μιας τέλει κεφαλαιαγοράς στην οποία δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών ούτε φόροι, τότε μπορούμε να υποθέσουμε ότι η διαδικασία δημιουργίας αποδόσεων είναι ένα διμεταβλητό μοντέλο, ότι οι επενδυτές μεγιστοποιούν τη συνάρτηση αναμενόμενης χρησιμότητας μέσου-διακύμανσης για μία περίοδο και, τέλος, ότι οι επενδυτές διαθέτουν πλήρως διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Με βάση τα παραπάνω, η απόδοση και η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου δίνονται από τις σχέσεις (17) και (18) αντίστοιχα.

$$R = c + \beta_1 R_M + \beta_2 I + u \quad (17)$$

$$\sigma^2 = \beta_1^2 \sigma_M^2 + \beta_2^2 \sigma_I^2 + 2\beta_1 \beta_2 \text{COV}(R_M, I) + \sigma_u^2 \quad (18)$$

Εάν η αναμενόμενη χρησιμότητα αποτελεί συνάρτηση του μέσου και της διακύμανσης, έστω $U = f(\bar{R}, \sigma^2)$, τότε αυτό μπορεί να γραφεί ως $U = f(\bar{R}, \beta_1, \beta_2, \sigma_u)$. Χρησιμοποιώντας τεχνικές Lagrange για τη μεγιστοποίηση του U με δεδομένο έναν εισοδηματικό περιορισμό έχουμε την παρακάτω σχέση:

$$L = f(\bar{R}, \beta_1, \beta_2, \sigma_u) - l \left(\sum_{i=1}^n w_i - 1 \right) \quad (19)$$

όπου l είναι ο πολλαπλασιαστής Lagrange, n είναι ο αριθμός των μετοχών και w_i είναι η σχετική επένδυση στη μετοχή i . Οι συνθήκες πρώτης τάξης είναι οι εξής:

$$\frac{\partial L}{\partial w_i} = \frac{\partial f}{\partial \bar{R}} \bar{R}_i + \frac{\partial f}{\partial \beta_1} \beta_{1i} + \frac{\partial f}{\partial \beta_2} \beta_{2i} + \frac{\partial f}{\partial \sigma_u} \frac{\partial \sigma_u}{\partial w_i} - l = 0 \quad (20)$$

Λύνοντας την παραπάνω εξίσωση ως προς \bar{R}_i έχουμε την παρακάτω σχέση:

$$\bar{R}_i = \frac{\gamma}{\partial f / \partial \bar{R}} - \frac{\partial f / \partial \beta_1}{\partial f / \partial \bar{R}} \beta_{1i} - \frac{\partial f / \partial \beta_2}{\partial f / \partial \bar{R}} \beta_{2i} - \frac{\partial f / \partial \sigma_u}{\partial f / \partial \bar{R}} \frac{\partial \sigma_u}{\partial w_i} \quad (21)$$

Εάν θέσουμε $dU = 0$ τότε η καμπύλη που παίρνουμε αποτελεί την καμπύλη κοινωνικής αδιαφορίας, που στην περίπτωσή μας έχει τέσσερις μεταβλητές $(\bar{R}, \beta_1, \beta_2, \sigma_u)$. Σε μία

τέτοια καμπύλη αδιαφορίας το επίπεδο αλλαγής του \bar{R} ως προς κάθε μία από τις υπόλοιπες τρεις μεταβλητές εμφανίζεται στους τρεις τελευταίους όρους της εξίσωσης (21). Επιπλέον, οι συντελεστές στους όρους αυτούς έχουν την πρόσθετη συνθήκη ότι έχουν υπολογιστεί με βάση την άριστη λύση. Έτσι, η εξίσωση (14) μπορεί να γραφεί πολλαπλασιάζοντας και τα δύο μέρη με w_i , προκειμένου να απαλείψουμε τον πολλαπλασιαστή Lagrange και χρησιμοποιώντας τον εισοδηματικό περιορισμό έχουμε την παρακάτω σχέση:

$$\bar{R}_i = \beta_0 + \frac{\partial \bar{R}}{\partial \beta_1} \beta_{1i} + \frac{\partial \bar{R}}{\partial \beta_2} \beta_{2i} + \frac{\partial \bar{R}}{\partial \sigma_u} \sigma_u \quad (22)$$

Εφόσον $\sigma_u = \sum_{i=1}^n (\partial \sigma_u / \partial w_i) w_i$, ο σταθμισμένος μέσος του χαρτοφυλακίου $\partial \sigma_u / \partial w_i$ πρέπει να είναι ίσος με σ_u . Έτσι, η υπόθεση ότι το σ_u είναι αμελητέο σημαίνει ότι κατά μέσο όρο ισχύει $\partial \sigma_u / \partial w_i$, το οποίο επίσης πρέπει να είναι αμελητέο, παρά το γεγονός ότι μπορεί να υπάρξουν διακυμάνσεις του μέσου. Είναι φανερό ότι αθροίζοντας όλες τις μετοχές και υποθέτωντας άριστα δαιφοροποιημένα χαρτοφυλάκια, ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να αφαιρεθεί δίνοντας έτσι την παρακάτω σχέση:

$$\bar{R} = \beta_0 + (\partial \bar{R} / \partial \beta_1) \beta_1 + (\partial \bar{R} / \partial \beta_2) \beta_2 \quad (23)$$

Ο πρώτος όρος στην εξίσωση (23) υποδηλώνει:

$$\bar{R} - (\partial \bar{R} / \partial \beta_1) \beta_1 - (\partial \bar{R} / \partial \beta_2) \beta_2 - (\partial \bar{R} / \partial \sigma_u) \sigma_u \quad (24)$$

και αποτελεί τη με βεβαιότητα απόδοση, με την έννοια ότι είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου προσαρμοσμένη για τον κίνδυνο. Οι τρεις όροι που ακολουθούν τον πρώτο όρο είναι οι προσαρμογές στο με βεβαιότητα ποσοστό, οι οποίοι αντιπροσωπεύουν τα δύο διαφορετικά είδη κινδύνου για τη μετοχή i ή για κάθε χαρτοφυλάκιο αυτών των μετοχών.

Η ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗ ΤΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΤΟΥ ΕΠΙΤΟΚΙΟΥ

4.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η επιλογή ενός χαρτοφυλακίου που δίνει μεταξύ άλλων επειδή την ίδια κατανομή μελλοντικών χρηματοοικονομικών ροών αλλά με μικρότερη συνδιακύμανση με τα επιτόκια, αναφέρθηκε αρχικά από τον Merton (1973) και τον Long (1974). Με άλλα λόγια, αυτό σημαίνει ότι *ceteris paribus* διαφορετικές μετοχές θα έχουν διαφορετικό βαθμό ευαισθησίας στις κινήσεις των επιτοκίων κάτω από συνθήκες ισορροπίας. Πρόσφατες μελέτες έχουν καταλήξει σε αποτελέσματα που δείχνουν μια σημαντικά αρνητική σχέση μεταξύ των αλλαγών των επιτοκίων και των αποδόσεων των εισηγμένων σε χρηματιστηριακά ιδρύματα μετοχών [Bae (1990), Yourougou (1990), Saunders & Yourougou (1990)].

Το γεγονός ότι μερικές επιχειρήσεις δείχνουν *ex post* σημαντικά αρνητικό συντελεστή *beta* για τον δείκτη των επιτοκίων είναι γεγονός μεγάλης σημασίας. Αυτό σημαίνει κυρίως μια θεμελιώδη σχέση τιμολόγησης από τη στιγμή που οι κοινές μετοχές και τα ομόλογα μπορούν να επηρεαστούν από τους ίδιους παράγοντες, κάτι που δείχνει συσχέτιση μεταξύ επιτοκίων και αποδόσεων των μετοχών. Κατά συνέπεια, η επόμενη ερώτηση είναι κατά πόσον αυτές οι επιχειρήσεις αναμένεται να πληρώσουν τους επενδυτές με ένα *ex ante premium* για τον κίνδυνο του επιτοκίου που αυτοί ανέλαβαν. Το ερώτημα, διαφορετικά διατυπωμένο, είναι αν η αγορά τιμολογεί αυτόν τον παράγοντα με τρόπο σύμφωνο με αυτόν που αναφέρει η θεωρία τιμολόγησης του *arbitrage* (*Arbitrage Pricing Theory - APT*).

Η ύπαρξη ενός *ex ante premium* κινδύνου για έναν παράγοντα είναι αξιοσημείωτης πρακτικής σημασίας από τη στιγμή που οι στρατηγικές διαχείρισης κινδύνου επιχειρηματικών αποφάσεων βασίζονται σε αυτό. Η παρούσα μελέτη, προκειμένου να εξετάσει αυτό το γεγονός μέσα στο πλαίσιο της θεωρίας τιμολόγησης του *arbitrage* χρησιμοποιεί μια μη γραμμική πολυμεταβλητή προσέγγιση. Η παρούσα μελέτη εξετάζει κατά πόσο οι αποδόσεις των κοινών μετοχών του ελληνικού Χρηματιστηρίου συμπεριλαμβάνουν ένα *premium* για τον κίνδυνο των αλλαγών στα επιτόκια. Εξετάζεται ένα ευρύ φάσμα εταιριών εισηγμένων στο Χ.Α.Α., προκειμένου να ελεγχθεί η υπόθεση ότι ο κίνδυνος τιμολογείται από την κεφαλαιαγορά. Ένα διμεταβλητό μοντέλο με παράγοντες την αγορά και τις αλλαγές στις αποδόσεις της αγοράς παρουσιάζεται ως ένα μοντέλο εκτιμήσεων φαινομενικά ασυσχέτιστων παλινδρομήσεων (*seemingly unrelated regression estimation model - SURE*) με περιορισμούς τόσο σε όλες στις εξισώσεις του συστήματος, όσο και μέσα στην εξίσωση με μη γραμμικούς περιορισμούς στις παραμέτρους, όπως υποδηλώνεται από το APT. Διάφορα χρηματοοικονομικά μοντέλα χρησιμοποιούνται σαν μη γραμμικοί παραμετρικοί περιορισμοί στα πολυμεταβλητά μοντέλα παλινδρόμησης και αυτό το πλαίσιο φαίνεται να ταιριάζει στους σκοπούς της εμπειρικής διερεύνησης. Αυτό το πλαίσιο διενέργειας ελέγχου έχει σημαντική δύναμη επάνω σε προηγούμενες στατιστικές ελέγχου, καθώς εξαφανίζει το πρόβλημα των σφαλμάτων στις μεταβλητές (*errors in variables - EIV*), το οποίο είχε δημιουργήσει πρόβλημα σε ένα μεγάλο αριθμό ερευνών στο παρελθόν και ταυτόχρονα αυξάνει την ακρίβεια των εκτιμηθεισών παραμέτρων.

Χωρίς την υπόθεση των κανονικά κατανεμόμενων λαθών, αυτές οι εκτιμήσεις είναι σε σημαντικό βαθμό ασυμπτωτικά συνεπείς. Τα στατιστικά αποτελέσματα αποκαλύπτουν ότι οι περιορισμοί στις εξισώσεις είναι στατιστικά σημαντικοί και ο έλεγχος υποθέσεων δε μπορεί να απορριφθεί για υψηλό επίπεδο σημαντικότητας.

4.1.1 Μοντέλα Ζήτησης GAMA

Επισημαίνεται ότι στην εφαρμοσμένη έρευνα έχει επίσης χρησιμοποιηθεί¹ με αξιόλογα θετικά αποτελέσματα και το "Δυναμικό Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης" (Dynamic Generalized Linear Expenditure System ή *DGLES* ή *GAMA*) του οποίου η θεωρητική θεμελίωση οφείλεται στον καθηγητή Θ.Γκαμαλέτσο². Βέβαια, στην εμπειρική διερεύνηση που θα ακολουθήσει στο κεφάλαιο αυτό δεν πρόκειται να εφαρμοστεί το δυναμικό γενικό γραμμικό σύστημα εξισώσεων ζήτησης, καθώς αυτό ξεφεύγει από τους στόχους της παρούσας διατριβής. Θα αναφερθεί, όμως, η θεωρητική θεμελίωσή του για την πληρότητα της επιστημονικής ανάλυσης.

¹ π.χ. Terzakis, D., Stamatopoulos, T., Tserkezos, D., (1993), "Forecasting Stock Market Expenditure Using the Dynamic Generalized Linear Expenditure System", *Proceedings of the Sixth International Symposium APPLIED STOCHASTIC MODELS AND DATA ANALYSIS*, Vol. II, pp. 949-966, Chania, Crete, Greece, May 3-6, editors J.Janssen and C.H.Skiadas.

² Gamaletsos, Th.

- a) International Comparison of Consumer Expenditure Patterns: An Econometric Analysis, Doctoral Dissertation, University of Wisconsin, 1970.
- b) ----- "The Demand for Private Deposits in Greece." An Econometric Analysis, Athens 1971,
- c) ----- "Econometrics". (in Greek) Athens 1972.
- d) ----- "Applied Econometrics " (in Greek). 'Athens 1974.
- e) ----- "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, Spring 1970, pp 44.
- f) ----- "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, April 1973, pp. 20.
- g) ----- "A Generalized Linear Expenditure System", *Applied Economics*, Vol. 6. pp. 59-71.
- h) ----- "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply", *European Economic Review*, Vol .5, 1974.
- i) ----- "Consumer Demand Systems: An Application of Indirect Addilog Expenditure System" *Σπουδαί, Τόμος ΚΖ'*, Τεύχος 1, Ιανουάριος 1977.
- j) ----- "Forecasting Sectoral Final Demand by a Dynamic Generalized Linear Expenditure System", *ΚΕΠΕ*, 1978.
- k) ----- "A Dynamic Generalized Linear Expenditure System of the Demand for Consumer Goods in Greece", *ΚΕΠΕ*, 1978.

Το υπόδειγμα GAMA προκύπτει ως η δυναμική εξειδίκευση του *Γενικού Γραμμικού Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης*" (Generalized Linear Expenditure System ή GLES), το οποίο με τη σειρά του αποτελεί γενίκευση του *Γραμμικού Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης*" (Linear Expenditure System ή LES) του Stone³.

Στο GLES ο καταναλωτής (ή εδώ επενδυτής) αφού έχει ήδη λύσει το πρόβλημα της κατανομής του εισοδήματός του, μεταξύ κατανάλωσης και αποταμίευσης, αντιμετωπίζει σε δεύτερο στάδιο, ένα επιπλέον πρόβλημα αριστοποίησης, εκείνο του επιμερισμού (allocation) της συνολικής του καταναλωτικής δαπάνης μεταξύ των i αγαθών (εδώ μετοχών), κάτω από τον περιορισμό του διαθέσιμου (προς κατανάλωση) εισοδήματός του (y), με αντικειμενικό σκοπό να μεγιστοποιήσει τη χρησιμότητα που απολαμβάνει από την κατανάλωση.

Πιο συγκεκριμένα, το υπόδειγμα GLES προκύπτει ξεκινώντας από την παρακάτω συνάρτηση χρησιμότητας⁴:

$$u = \sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho \quad (1)$$

όπου δ_i , γ_i και ρ είναι παράμετροι, με τους περιορισμούς $0 < \delta_i < 1$, $0 < \rho < 1$, $\sum_{i=1}^n \delta_i = 1$, ενώ

οι q_i είναι οι ζητούμενες ποσότητες της i κατηγορίας καταναλωτικών αγαθών ή για το χρηματοοικονομικό χώρο οι μετοχές. Η συνάρτηση (1) ορίζεται μόνο για $(q_i - \gamma_i) > 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$.

Δεδομένης της συνολικής δαπάνης του καταναλωτή για αγορά (καταναλωτικών) αγαθών, αυτός αρχικά αγοράζει μία "ελάχιστη ποσότητα συμμετοχής" (minimum required

³ Stone, R., (1954), "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, vol. 64, pp. 511-527.

⁴ Η συνάρτηση (1) είναι ένας μονοτονικός μετασχηματισμός της σταθερών ελαστικότητας Cobb-Douglas. Επισημαίνεται βέβαια ότι τα Συστήματα Ζήτησης που παρουσιάζονται σ'αυτήν την παράγραφο, μπορούν να προκύψουν κι από άλλες συναρτήσεις χρησιμότητας (βλ. σχετικά Γκαμαλέτσου, Θ., (1990), "Εφαρμοσμένη

quantities)" (γ_i) από κάθε ένα αγαθό, και κατόπιν επιμερίζει (allocation model) ό,τι απέμεινε ($q_i - \gamma_i$) σ' όλες τις n κατηγορίες αγαθών. Η στάθμιση (weights) που χρησιμοποιεί για τον επιμερισμό αυτό είναι οι συντελεστές ρ .

Η οριακή χρησιμότητα κάθε i αγαθού δίνεται από την αντίστοιχη μερική παράγωγο της (1):

$$u_i = \frac{\partial u}{\partial q_i} = \rho \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-1)} \quad (i=1, \dots, n) \quad (2)$$

Η συνάρτηση (2) είναι προφανώς θετική εάν $0 < \delta_i < 1$, $0 < \rho < 1$ και $(q_i - \gamma_i) > 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$.

Η δεύτερη μερική παράγωγος της (1) ως προς q_i είναι:

$$u_{ij} = \frac{\partial^2 u}{\partial q_i \partial q_j} = \begin{cases} (\rho-1)\delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-2)} u_i & \text{αν } i=j \\ 0 & \text{αν } i \neq j \end{cases} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (3)$$

Το "Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης" (Generalized Linear Expenditure System ή GLES) προκύπτει, από τη μεγιστοποίηση της (1) υπό τον εισοδηματικό περιορισμό του καταναλωτή (ή εδώ επενδυτή):

$$y = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad (4)$$

όπου p_i η τιμή του i αγαθού (ή εδώ μετοχής).

Από τις συνθήκες πρώτης τάξης της μεγιστοποίησης της (1) συνάρτησης χρησιμότητας, έχουμε:

$$u_i = \lambda_i p_i \quad (5)$$

Αντικαθιστώντας την (2) στην τελευταία σχέση, αυτή γίνεται:

$$\rho \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-1)} = \lambda_i p_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (6)$$

Οικονομετρία, Α' Ανάλυση της Ζήτησης", εκδ. Σταμούλης, ή Σαπουνάς, Γ.Σ., (1985), "Εφαρμοσμένη Ανάλυση της Ζήτησης", ΑΤΕ.

Λύνοντας ως προς q_i την (6) έχουμε:

$$q_i = \gamma_i + (\rho^{-1} \lambda p_i)^{(1/(\rho-1))} \delta_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (7)$$

Από την εξίσωση (7) μπορούμε να πάρουμε τον πολλαπλασιαστή λ του Lagrange αθροίζοντας για όλα τα i , πολλαπλασιάζοντας με p_i και λύνοντας ως προς λ :

$$y = \sum_{i=1}^n p_i q_i = \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i + (\lambda \rho^{-1})^{(1/(\rho-1))} \sum_{i=1}^n \delta_i p_i^{(1/(\rho-1))} \quad (8)$$

$$\lambda = \rho \left[\sum_{i=1}^n \delta_i p_i^{(\rho/(\rho-1))} \right]^{(1-\rho)} \left(y - \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i \right)^{(\rho-1)} \quad (9)$$

Αντικαθιστώντας την (9) στην (7) παίρνουμε το “Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης” που αντιστοιχεί στο GLES υπόδειγμα:

$$q_i = \gamma_i + \delta_i p_i^{(\tau-1)} \left(\sum_{j=1}^n \delta_j p_j^\tau \right)^{-1} \left(y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j \right) \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (10)$$

όπου $\tau = \rho/(\rho-1)$, το οποίο για $0 < \rho < 1$ κυμαίνεται στο διάστημα

$$-\infty < \tau < 0.$$

Με δεδομένες τις τιμές (p_i) των αγαθών, η δαπάνη του καταναλωτή για τις “ελάχιστες ποσότητες συμμετοχής του” (γ_i) ονομάζεται “εισόδημα επιβίωσης” (subsistence income) και εκφράζεται στη (10) από τον όρο $\left(\sum_{j=1}^n p_j \gamma_j \right)$. “Υπερβάλλον εισόδημα”, ονομάζεται η διαφορά μεταξύ του διαθέσιμου προς κατανάλωση εισοδήματος (y) και εκείνου της “επιβίωσης”. Το

“υπερβάλλον εισόδημα” εκφράζεται στο σύστημα (10) από τον όρο $\left(y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j \right)$.

Έτσι, το Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Δαπάνης” (GLES) προκύπτει από τον πολλαπλασιασμό του “Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης” (10) με τις τιμές p_i των αγαθών (ή εδώ μετοχών):

$$e_i = p_i \gamma_i + \delta_i p_i^\tau \left(\sum_{j=1}^n \delta_j p_j^\tau \right)^{-1} \left(y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j \right) \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (11)$$

Η μερική παράγωγος της (11) ως προς y είναι:

$$\beta_i = \partial e_i / \partial y = \delta_i p_i^i \left(\sum_{j=1}^n \delta_j p_j^i \right)^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (12)$$

Από την εξίσωση (12) προκύπτει η πολύ σημαντική έννοια των (β_j) “οριακών ποσοστών συμμετοχής” (marginal budget shares)⁵, τα οποία εκφράζουν πως μεταβάλλεται ο επιμερισμός της καταναλωτικής δαπάνης σε μια κατά μονάδα μεταβολή του διαθέσιμου, προς κατανάλωση, εισοδήματος.

Όπως και το υπόδειγμα του Stone (LES)⁶, το GLES είναι ένα υπόδειγμα επιμερισμού (allocation model) της δαπάνης του καταναλωτή, έχει όμως γενικότερη μορφή από το τελευταίο, αφού το (11) ταυτίζεται με το LES μόνο για $\tau = 0$ ενώ, κανένας περιορισμός δεν υπάρχει για την τιμή της παραμέτρου τ που μπορεί να κυμαίνεται από $-\infty$ έως και $+\infty$.

Η σημαντική διαφορά του GLES από το LES του Stone είναι ότι στο πρώτο τα “οριακά ποσοστά συμμετοχής” (β_j) δεν είναι σταθερά αλλά εξαρτώνται από τις τιμές ενώ είναι ανεξάρτητα του εισοδήματος (βλ. εξίσωση 12). Σύμφωνα με το υπόδειγμα GLES οποιαδήποτε μεταβολή των τιμών διαχρονικά ή γενικότερα οποιαδήποτε μεταβολή των “προτιμήσεων του καταναλωτή” έχει σαν αποτέλεσμα την μεταβολή των “οριακών ποσοστών συμμετοχής” (β_j) .

Το μειονέκτημα του GLES είναι ότι τα “ελάχιστα ποσοστά συμμετοχής” (γ_i) παραμένουν διαχρονικά σταθερά. Αυτό το μειονέκτημα διορθώθηκε από τον καθηγητή Θ.Γκαμαλέτσο, ο οποίος βελτίωσε το GLES προτείνοντας το υπόδειγμα DGLES ή GAMA, στο οποίο συνέδεσε τα γ_i με τις καταναλωτικές (ή για μας επενδυτικές) δαπάνες της προηγούμενης χρονικής περιόδου.

⁵ Σε αντιδιαστολή με τα “μέσα ποσοστά συμμετοχής” (average budget shares): $w_i = e_i/y$.

⁶ Βλέπε σχετικά, Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1990), “Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α' Ανάλυση της Ζήτησης”, εκδ. Σταμούλης, κεφάλαιο 2.

Συγκεκριμένα η “ελάχιστη απαιτούμενη δαπάνη” (\bar{e}_i) για την απόκτηση του αγαθού i , ορίζεται:

$$\bar{e}_i = p_{it}\gamma_i = p_{it}\gamma_i^* + \alpha_i e_{i,t-1} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (t = 1, \dots, T) \quad (13)$$

όπου $e_{i,t-1}$ η δαπάνη της προηγούμενης χρονικής περιόδου για το i αγαθό (ή για μας για την i μετοχή) και γ_i^* , α_i είναι παράμετροι.

Η οικονομική ερμηνεία της εξίσωσης (13) είναι ότι αυτή εκφράζει την “υπόθεση της καταναλωτικής συνήθειας”, λαμβάνοντας επιπλέον υπόψη και το ρυθμό αύξησης των τιμών. Διαιρώντας την (13) με τις τρέχουσες τιμές p_{it} έχουμε:

$$\gamma_i = \gamma_i^* + \alpha_i \left(\frac{p_{i,t-1}}{p_{it}}\right) q_{i,t-1} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (t = 1, \dots, T) \quad (14)$$

Η σχέση (14) δείχνει πως ο ρυθμός αύξησης των τιμών μπορεί να επηρεάσει (κι αντίστροφα) τις καταναλωτικές συνήθειες.

Κατά τον καθηγητή Pollak⁷ τα $p_i \gamma_i^*$ μπορούν να ερμηνευθούν ως οι “φυσιολογικά αναγκαίες” δαπάνες για την αγορά του i αγαθού, ενώ οι $\alpha_i e_{i,t-1}$ ως οι “ψυχολογικά αναγκαίες” δαπάνες. Ο

καθηγητής Θ.Γκαμαλέτσος αναφέρει⁸ ότι η μεταβλητή $\left(\frac{p_{i,t-1}}{p_{it}}\right) q_{i,t-1}$ είναι μια “state variable”,

κατά την ερμηνεία που δίνει ο καθηγητής Philips⁹. Με τη γενίκευση των (13) και (14) στο GLES καταλήγουμε στο υπόδειγμα GAMA ή DGLES του καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου:

$$e_{it} = p_{it}\gamma_i^* + \beta_{ij}(y_i - \sum_{j=1}^n p_{jt}\gamma_j^*) + \alpha_i e_{i,t-1} - \beta_{ij} \sum_{j=1}^n \alpha_j e_{j,t-1} \quad (15)$$

$$(i, j = 1, \dots, n) \quad (t = 1, \dots, T)$$

⁷ Pollak, R.A., (1970), “Habit Formation and Dynamic Functions”, *Journal of Political Economy*, vol. 78, No 4, pp. 745-763.

⁸ Θ.Γκαμαλέτσου (1990), “Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α' Ανάλυση της Ζήτησης”, εκδ. Σταμούλης, σελ. 98.

⁹ Philips, L., (1974), “Applied Consumption Analysis”, *North-Holland*, p.175.

Όπως φαίνεται από την (15) το DGLES ή GAMA υπόδειγμα επιτρέπει να διακρίνουμε τις βραχυχρόνιες από τις μακροχρόνιες επιδράσεις του εισοδήματος και των τιμών πάνω στις καταναλωτικές δαπάνες κάθε κατηγορίας αγαθών ξεχωριστά.

Αναλυτικότερα οι μακροχρόνιες δαπάνες δίνονται από τη σχέση:

$$e_{it} = p_{it} \tilde{\gamma}_i^* + \tilde{\beta}_{it} (y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt} \tilde{\gamma}_j^*) \quad (i, j=1, \dots, n) \quad (16)$$

όπου

$$\tilde{\gamma}_i^* = \gamma_i^* / (1 - \alpha_i) \quad (17)$$

και

$$\tilde{\beta}_{it} = \delta_i p_{it}^r (1 - \alpha_i)^{-1} / \left[\sum_{j=1}^n \delta_j p_{jt}^r (1 - \alpha_j)^{-1} \right] \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (18)$$

Η στοχαστική εξειδίκευση του υποδείγματος DGLES ή GAMA είναι:

$$e_{it} = p_{it} \gamma_i^* + \beta_{it} [y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt} \gamma_j^* - \sum_{j=1}^n \alpha_j e_{jt-1}] + \alpha_i e_{it-1} + u_{it} \quad (19)$$

$(i, j = 1, \dots, n)(t = 1, \dots, T)$

όπου

$$\beta_{it} = \partial e_{it} / \partial y_t = \delta_i p_{it}^r \left(\sum_{j=1}^n \delta_j p_{jt}^r \right)^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (20)$$

και

u_{it} οι τυχαίες αποκλίσεις με μέσο μηδέν και ανεξάρτητες στοχαστικά των y_t , p_{it} και e_{it-1} .

4.2 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΤΟΥ ARBITRAGE

Σε αυτό το τμήμα, θα παρουσιάσουμε τη βιβλιογραφία για τη θεωρία τιμολόγησης του arbitrage στην οποία έχουν βασιστεί τα εμπειρικά μας αποτελέσματα. Αρχίζουμε με την παραγωγή του μοντέλου στη γενική του μορφή και στη συνέχεια προχωρούμε σε διάφορες εμπειρικές και γενικές μελέτες που σχετίζονται με το τμήμα αυτό της θεωρίας. Τέλος,

ολοκληρώνουμε αυτό το τμήμα με μία ανασκόπηση του APT αναφορικά με τον κίνδυνο του επιτοκίου.

4.2.1 Εξαγωγή του υποδείγματος APT

Το γεγονός ότι χαρτοφυλάκια ή απλές μετοχές επιδεικνύουν μία ευαισθησία στις κινήσεις των επιτοκίων δε σημαίνει απαραίτητα ότι αυτός ο παράγοντας τιμολογείται από την αγορά. Η τιμολόγηση ενός παράγοντα σημαίνει πόσο πολύ ανά μονάδα ευαισθησίας πληρώνουν οι επενδυτές προκειμένου να αγοράσουν ένα χρεώγραφο. Σύμφωνα με το APT, προκειμένου ένας παράγοντας να τιμολογηθεί, οι *ex ante* αποδόσεις πρέπει να συμπεριλαμβάνουν ένα premium που να βασίζεται στον κίνδυνο του παράγοντα, με το premium αυτό να είναι αναλογικό με την ευαισθησία της μετοχής στις αλλαγές αυτού του παράγοντα. Η θεωρία του APT αρχίζει με την υπόθεση ότι η απόδοση σε ένα χρεώγραφο *i* είναι μία γραμμική συνάρτηση *n* μακροοικονομικών παραγόντων. Επιπρόσθετα, θεωρείται ότι τα άτομα έχουν όμοιες πεποιθήσεις, ότι οι κεφαλαιαγορές είναι τέλεια ανταγωνιστικές και ομοιογενείς και ότι ο αριθμός των χρεωγράφων είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των παραγόντων. Ο όρος θορύβου ε_i είναι το συστατικό του μη συστηματικού κινδύνου για το *i* χρεώγραφο και πρέπει να είναι μηδέν, γιατί η αγορά δεν αποζημιώνει για έναν κίνδυνο που μπορεί να διαφοροποιηθεί. Έτσι, θεωρώντας κάποιο χρεώγραφο *i* που ερμηνεύεται από *n* παράγοντες κινδύνου, τα παραπάνω μπορούν να εκφραστούν περιληπτικά στην ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{it} = E(R_{it}) + \beta_{i1}f_{1t} + \beta_{i2}f_{2t} + \dots + \beta_{in}f_{nt} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$E(f_j) = 0, \quad E(\varepsilon_i) = 0, \quad E(f_j, \varepsilon_i) = 0, \quad E(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) = \Phi \quad i = 1, 2, \dots, N \quad j = 1, 2, \dots, n$$

όπου η Φ θεωρείται ότι είναι διαγώνια. R_{it} είναι η απόδοση του χρεωγράφου *i* και f_{jt} είναι ο παράγοντας *j* που ερμηνεύει την απόδοση. Οι *n* παράγοντες είναι ορθογώνιοι μεταξύ τους και προκειμένου να είμαστε πιο ακριβείς θεωρητικά, είναι ίσοι με την απρόσμενη αλλαγή του *j* παράγοντα που ορίζεται ως $f_{jt} - E(f_{jt})$ και ε_{it} είναι ένας τυχαίος μηδενικού μέσου όρος

θορύβου για το i χρεώγραφο¹⁰. Γενικά, η παραγωγή του APT περιλαμβάνει την απόδειξη ότι το ε_i μπορεί να παραβλεφθεί κατά την τιμολόγηση των χρεωγράφων. Οι πιο πολλές από τις υπάρχουσες εξαγωγές του APT βασίζονται στην πεποίθηση ότι οι όροι σφάλματος “μη συστηματικού κινδύνου” αντιπροσωπεύουν κίνδυνο που μπορεί να διαφοροποιηθεί και γι αυτό δεν επηρεάζουν την τιμολόγηση. Η εξαγωγή του APT από την εξίσωση (21) βασίζεται στην απουσία ευκαιριών για arbitrage. Αυτό σημαίνει ότι σε κατάσταση ισορροπίας κάθε χαρτοφυλάκιο με arbitrage (δηλαδή, χωρίς κίνδυνο και πλούτο) θα κερδίζει κατά μέσο όρο μηδενικές αποδόσεις. Ένα χαρτοφυλάκιο που απαιτεί μηδέν πλούτο μπορεί να κατασκευασθεί εάν πουλήσουμε μερικές από τις μετοχές μας από το ήδη υπάρχον χαρτοφυλάκιο και αγοράσουμε κάποιες άλλες. Το APT υποθέτει ότι: $\sum w_i = 0$, όπου w_i είναι η αλλαγή στο ποσό του νομίσματος που επενδύθηκε στο i χρεώγραφο ως ποσοστό του συνολικού πλούτου που επένδυσε το συγκεκριμένο άτομο. Ας υποθέσουμε ότι έχουμε N χρεώγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο, τότε η απόδοση αυτού του χαρτοφυλακίου (R_p) μπορεί να οριστεί ως εξής:

$$R_p = \sum_{i=1}^N w_i R_i \quad (22)$$

Ξέρουμε όμως ότι η απόδοση χρεωγράφου είναι $R_{it} = E(R_i) + \beta_{i1}f_{1t} + \dots + \beta_{in}f_{nt} + \varepsilon_{it}$. Υποκαθιστώντας το R_i στην εξίσωση (22) μπορούμε να έχουμε την τυχαία απόδοση του καινούργιου χαρτοφυλακίου:

$$R_p = \sum_{i=1}^N w_i R_i = \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) + \sum_{i=1}^N w_i \beta_{i1} f_{1t} + \dots + \sum_{i=1}^N w_i \beta_{in} f_{nt} + \sum_{i=1}^N w_i \varepsilon_{it} \quad (23)$$

Προκειμένου να δημιουργήσουμε ένα χαρτοφυλάκιο arbitrage χρειάζεται να εξαλείψουμε το συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο και αυτό μπορούμε να το επιτύχουμε επιλέγοντας ποσοστιαίες αλλαγές σε επενδυτικούς δείκτες w_i , οι οποίοι είναι μικροί, διαφοροποιώντας σε ένα μεγάλο αριθμό χρεωγράφων και επιλέγοντας αλλαγές στα w_i , έτσι ώστε για κάθε

¹⁰ Η εξειδίκευση του APT δεν απαιτεί οι παράγοντες και ο όρος σφάλματος να είναι ορθογώνιοι. Πρέπει να είναι όμως, προκειμένου να είναι έγκυρη η εφαρμογή της παλινδρόμησης. Τα κατάλοιπα χρειάζεται να μην είναι

παράγοντα j το σταθμισμένο άθροισμα του συστατικού συστηματικού κινδύνου β_j να είναι μηδέν. Αυτό σημαίνει $\sum w_j \beta_{ij} = 0$ και σε ισορροπία $R_p = \sum_{i=1}^N w_i R_i = 0$. Το 1976 ο Ross έδειξε ότι όταν δεν υπάρχουν ευκαιρίες για arbitrage¹¹, τότε ισχύει:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \beta_{ij} \quad (24)$$

όπου $E(R_i)$ είναι η αναμενόμενη και ουσιαστικά μη παρατηρήσιμη απόδοση στη μετοχή i , γ_0 είναι η χωρίς κίνδυνο ή με μηδενικό beta απόδοση και γ_j είναι το premium κινδύνου που σχετίζεται με τον παράγοντα j . Τα premia μπορούν να θεωρηθούν ως $E_j - \gamma_0$ που είναι η διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου με μοναδιαία αντίδραση στον παράγοντα j (αλλά με μηδενική αντίδραση σε όλους τους άλλους παράγοντες) και της απόδοσης ενός ακίνδυνου χρεωγράφου. Δεδομένου ότι το γ_j είναι το ίδιο για όλα τα χρεωγράφα, οι διαστρωματικές διαφορές στις αναμενόμενες αποδόσεις οφείλονται μόνο σε διαφορές της έκθεσης των χρεωγράφων στο δάνυσμα του premium κινδύνου. Αντικαθιστώντας την εξίσωση (24) στην εξίσωση (21) και τακτοποιώντας τους όρους έχουμε:

$$R_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n (\gamma_j \beta_{ij} + \beta_{ij} f_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Πρέπει να έχουμε υπόψη μας, πάντως, ότι υπάρχει μία διαφορά στον υπολογισμό των premia μεταξύ της καθιερωμένης μεθοδολογίας των Black, Jensen & Scholes (1972) ή των Fama & MacBeth (1973) και της πολυμεταβλητής προσέγγισης [Sweeney & Warga (1986b)]. Η προηγούμενη μεθοδολογία δεν υπολογίζει ουσιαστικά το ex ante premium κινδύνου, αλλά το ex post ή το premium κινδύνου δείγματος. Αυτό αποσαφηνίζεται αργότερα στο κομμάτι της

αρκετά συσχετιζόμενα μεταξύ τους, προκειμένου να επιτρέψουν στο νόμο των μεγάλων αριθμών να εξαλείψει το μη συστηματικό κίνδυνο στα πολύ καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.

¹¹Ο όρος arbitrage προέρχεται από την απλή απόδειξη ότι η εξίσωση (21) υποδηλώνει την (24) για την περίπτωση που όλα τα ε_{it} είναι ταυτόσημα με το μηδέν. Αυτό σημαίνει ότι, εάν η συνθήκη γραμμικότητας για την εξίσωση (24) δεν ισχύει, τότε θα υπάρχουν δύο χαρτοφυλάκια με τους ίδιους παράγοντες, αλλά με διαφορετικές αναμενόμενες αποδόσεις. Κατά συνέπεια, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα με το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο θα έχουμε υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση χρηματοδοτούμενη, με το άλλο χαρτοφυλάκιο να είναι βραχυπρόθεσμο, που σημαίνει ότι δημιουργείται ευκαιρία για arbitrage.

μεθοδολογίας. Βασιζόμενοι στην εξίσωση (25), η εξίσωση κάτω από το πλαίσιο του διμεταβλητού μοντέλου λαμβάνει την ακόλουθη μορφή:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \gamma_2 \beta_{i2} + \beta_{i1} f_1 + \beta_{i2} f_2 + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

Πρέπει να υπογραμμιστεί εδώ ότι αυτοί οι παράγοντες, οι οποίοι δεν τιμολογούνται είναι το ίδιο σημαντικοί με αυτούς που τιμολογούνται κατά τη διάρκεια της επενδυτικής απόφασης ενός ατόμου. Οι παράγοντες αυτοί δεν θεωρούνται σχετικοί μόνον όσον αφορά την πρόβλεψη των αναμενόμενων αποδόσεων. Αυτό θα πρέπει να το έχουμε υπόψη κατά τη διάρκεια της ερμηνείας των διαστρωματικών αποτελεσμάτων.

4.2.2 Η Τεχνική Ανάλυσης Παραγόντων (Factor Analytic Technique)

Πριν προχωρήσουμε στην ανασκόπηση των διαφόρων ελέγχων της θεωρίας, πρέπει να γίνουν κάποιες υποθέσεις, οι οποίες θα είναι χρήσιμες κατά τη διάρκεια εφαρμογής των στατιστικών μεθόδων. Η από κοινού κατανομή των αποδόσεων των μετοχών είναι πολυμεταβλητή κανονική και στάσιμη διαχρονικά. Έτσι υπάρχει ένα μοντέλο δημιουργίας αποδόσεων μετοχών (Security Return Generating Model - SRGM) το οποίο διατηρείται σταθερό για διαφορετικές ομάδες μετοχών και για διαφορετικές χρονικές περιόδους. Οι συντελεστές των παραγόντων beta του SRGM είναι διαχρονικά στάσιμοι. Εάν κάποια από τις παραπάνω υποθέσεις δεν ισχύει, αυτό δεν σημαίνει ότι το μοντέλο δεν είναι έγκυρο. Με άλλα λόγια, δε μπορούμε να ελέγξουμε τη θεωρία χρησιμοποιώντας την υπάρχουσα μεθοδολογία.

Οι πρώτες μελέτες στη θεματική αυτή περιοχή εκτίμησαν τους συντελεστές beta εφαρμόζοντας την τεχνική της παραγοντικής ανάλυσης (factor analysis). Με δεδομένο ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ συστηματικών και μη συστηματικών συστατικών, η μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των χρεωγράφων μπορεί να διασπασθεί ως ακολούθως: $M = A + \Phi$, όπου $A = BB'$ με B να είναι η μήτρα των παραγόντων και A να είναι μη αρνητικά ορισμένη. Η $\Phi = E(\varepsilon\varepsilon')$ υποτίθεται ότι είναι διαγώνια και τα διαγώνια στοιχεία

υποτίθεται ότι έχουν περιορισμένη διακύμανση. Η παραδοσιακή προσέγγιση που χρησιμοποιήθηκε ήταν η παραγοντική ανάλυση της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood factor analysis) η οποία πρακτικά εξάγει τις πρώτες j ρίζες (παράγοντες) και ελέγχει τότε οι απομένουσες ρίζες είναι σημαντικές. Εάν οι αποδόσεις των χρεωγράφων ακολουθούν μία αυστηρή διάρθρωση παραγόντων, οι εναπομένουσες ρίζες δεν πρέπει να προσθέτουν καμία επεξηγηματική δύναμη στο μοντέλο και γι αυτό το λόγο μπορούν στατιστικά να παραβλεφθούν. Οι Roll & Ross (1980) χρησιμοποιώντας αυτή τη μέθοδο και το πλαίσιο του APT ερεύνησαν τόσο τα θέματα της ύπαρξης όσο και της τιμολόγησης, ακολουθώντας την παραδοσιακή διαδικασία των δύο σταδίων. Χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία εξέτασαν την περίοδο 1962-1972 και δημιούργησαν 42 ομάδες των 30 μετοχών η κάθε μία με εταιρίες επιλεγμένες με αλφαβητική σειρά, από αυτές που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ή στο Αμερικάνικο Χρηματιστήριο. Αρχικά, χρησιμοποίησαν τον έλεγχο του δείκτη πιθανοφάνειας (likelihood ratio test) [η πρώτη συνάρτηση πιθανοφάνειας διαιρείται από τη δεύτερη] προκειμένου να ελέγξουν πόσοι παράγοντες είναι απαραίτητοι για να εξηγήσουν τις ημερήσιες αποδόσεις. Ο έλεγχος υπολογίστηκε προσδιορίζοντας έναν αυθαίρετο αριθμό παραγόντων, ας υποθέσουμε j , και στη συνέχεια λύνοντας τη συνθήκη της μέγιστης πιθανοφάνειας σε μία μήτρα συνδιακύμανσης δημιουργούμενη από ακριβώς j παράγοντες. Η δεύτερη συνάρτηση ήταν υπό συνθήκη αναφορικά με τη μήτρα συνδιακύμανσης του παρατηρούμενου δείγματος, χωρίς τυχόν περιορισμούς αναφορικά με τον αριθμό των παραγόντων. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι σε 16 από τις 42 ομάδες μετοχών υπήρχε πιθανότητα 90% να είναι ικανοποιητικοί πέντε παράγοντες. Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν διαστρωματικές γενικευμένες παλινδρομήσεις ελαχίστων τετραγώνων (GLS) αριθμητικών μέσων αποδόσεων δείγματος, με τη χρήση παραγόντων. Εξέτασαν τις υποθέσεις ότι η μη ύπαρξη κινδύνου προσδιορίζεται ex ante σε 6% και υπολογίζεται από τα δεδομένα per se. Επίσης, διεξήγαγαν τον ίδιο έλεγχο βάζοντας

παράγοντες σε φυσική σειρά από την παραγοντική ανάλυση. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι τουλάχιστον τρεις παράγοντες είναι σημαντικοί για την τιμολόγηση, ενώ υπάρχει πολύ μικρή πιθανότητα περισσότεροι από τέσσερεις να είναι παρόντες με εξαιρετικά υψηλές σταθμίσεις για τους δύο πρώτους.

Οι Dhrymes, Friend & Gultekin (1984) άσκησαν κριτική στους Roll & Ross και έδειξαν τα ακόλουθα: πρώτον, δεν είναι επιτρεπτό να διεξάγονται έλεγχοι χρησιμοποιώντας αναλυτικά παραγοντικά μοντέλα για το κατά πόσο ένας δεδομένος παράγοντας τιμολογείται, δεύτερον, η παραγοντική ανάλυση μικρών ομάδων μετοχών δεν είναι ισοδύναμη με την παραγοντική ανάλυση μιας ομάδας που είναι αρκετά πιο μεγάλη και, τρίτον, όσο πιο πολύ αυξάνει το μέγεθος της ομάδας, τόσο περισσότεροι είναι οι παράγοντες που ερμηνεύονται. Προκειμένου να εξετάσουν τη διαφορά μεταξύ των μεγεθών των δειγμάτων, έβγαλαν 5 παράγοντες από την ομάδα των 30 μετοχών και 5 παράγοντες από την ομάδα των 240 μετοχών και υπέθεσαν ότι στη μήτρα συνδιακύμανσης το μήκος (εισερχόμενα στοιχεία) των στηλών των B_i πρέπει να είναι ίσο. Παρόλο που αυτός δεν είναι ο πιο ορθός έλεγχος, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει διαφορά εάν κάποιος επιβάλλει τη συνθήκη να εξάγουμε τον ίδιο αριθμό παραγόντων και από τα δύο περιεχόμενα. Επιπλέον, διεξήγαγαν τους ίδιους ελέγχους με τους Roll & Ross, αλλά βρήκαν διαφορετικά αποτελέσματα. Απέδωσαν αυτή τη διαφορά είτε στο μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων που έλειπαν για κάποιες μετοχές είτε στη μεγαλύτερη ακρίβεια του ηλεκτρονικού προγράμματος που αυτοί χρησιμοποίησαν είτε και στα δύο. Προκειμένου να εξετάσουν το θέμα του “πόσοι παράγοντες υπάρχουν” δημιούργησαν ομάδες εταιριών με 15 έως και 240 εταιρίες. Κατέληξαν έτσι στα εξής συμπεράσματα: πρώτον, όσο μεγαλύτερη είναι η ομάδα των μετοχών τόσο πιο πολλοί παράγοντες μπορούν να επιτευχθούν και, δεύτερον, οι εκτιμήσεις του πρώτου παραγόντα δεν αλλάζουν σημαντικά με ακανόνιστο ρυθμό, καθώς η ομάδα επεκτείνεται. Οι εκτιμήσεις για τους παράγοντες που χρησιμοποιήθηκαν αλλάζουν επίσης δραματικά καθώς επεκτείνεται η

ομάδα. Επιπρόσθετα, μέτρησαν το πόσο καλή είναι η εφαρμογή μεταξύ του μοντέλου ενός παράγοντα και του μοντέλου πέντε παραγόντων. Το μέσο τετράγωνο του συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των ενδεδειγμένων και πραγματικών ποσοστών αποδόσεων ήταν μέσα στην περίοδο δείγματος για κάθε ομάδα των 30 μετοχών. Κατά συνέπεια, ήταν φανερό ότι τουλάχιστον ένας από τους εναπομένοντες τέσσερις παράγοντες συμβάλλει σημαντικά στην εξήγηση των αποδόσεων στο περιεχόμενο του μοντέλου APT, από τη στιγμή που η τιμή καλής εφαρμογής ήταν η διπλή για το μοντέλο πέντε παραγόντων.

Οι Drymes et al. (1985) προσπάθησαν να ανανεώσουν και να επεκτείνουν την προηγούμενη ανάλυση. Χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία επεκτείνουν την εξεταζόμενη περίοδο από το 1962 έως το 1981 και επανέλαβαν τους ελέγχους για πολύ μεγαλύτερες ομάδες μετοχών. Τρία καινούργια αποτελέσματα είναι αξιοσημείωτα. Πρώτον, όταν οι παράγοντες (συμπεριλαμβανόμενης και της μοναδιαίας ή συνολικής τυπικής απόκλισης) που υπολογίστηκαν από στη μισή περίοδο χρησιμοποιούνται για να εξηγήσουν αποδόσεις της υπόλοιπης μισής περιόδου η τυπική απόκλιση είναι το ίδιο καλή ή καλύτερη από τους παράγοντες. Δεύτερον, όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς αυξάνει, ο αριθμός των παραγόντων που ανακαλύπτονται αυξάνει επίσης. Τρίτον, ο έλεγχος στον σταθερό όρο φαίνεται να εξαρτάται και από τον αριθμό των παρατηρήσεων και από το μέγεθος της ομάδας των μετοχών, των οποίων οι παράγοντες αναλύονται. Στην αρχή διεξήγαγαν έναν έλεγχο X^2 για το πρώτο στάδιο της παραγοντικής ανάλυσης. Ο αριθμός των εταιριών ήταν 900 και οι μετοχές τους ιεραρχήθηκαν αλφαβητικά, έτσι ώστε να δημιουργήσουν ομάδες των 30, 60 και 90 μετοχών η κάθε μία. Τα μοντέλα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν 5, 8 και 13 παραγόντων για τις ομάδες των 30, 60 και 90 μετοχών αντίστοιχα. Όσον αφορά το δεύτερο στάδιο (αυτό της εκτίμησης της τιμολόγησης των παραγόντων) υπελόγησαν έναν μέσο όρο 15% για την ομάδα των 30 μετοχών με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές. Ο δεύτερος έλεγχός τους ήταν να μετρήσουν την επίδραση της

αύξησης των χρεωγράφων στους τιμολογημένους παράγοντες. Χρησιμοποιώντας τεχνικές ανάλυσης παραγόντων βρήκαν στο πρώτο βήμα 7, 11 και 17 παράγοντες για τις τρεις ομάδες αντίστοιχα. Το δεύτερο βήμα, αυτό των διαστρωματικών γενικευμένων ελάχιστων τετραγώνων (cross section generalized least squares - GLS), βασίστηκε σε αυτούς τους παράγοντες, επαναλαμβάνοντας όμως τον έλεγχο με περιορισμό του αριθμού των παραγόντων σε επτά για όλες τις ομάδες. Τα αποτελέσματά τους δεν έδειξαν καμία μονότονη αρνητική σχέση μεταξύ αναλογίας σημαντικών premium κινδύνου και ιεράρχησης των παραγόντων. Η σχέση είχε σχήμα U και οι παράγοντες που τιμολογήθηκαν ήταν λιγότεροι από τους παράγοντες που βρέθηκαν στο πρώτο βήμα. Παρόλο που στις ομάδες των 30 και 60 μετοχών δεν υπήρχαν ομάδες με τουλάχιστον τρεις τιμολογημένους παράγοντες, στις ομάδες των 90 μετοχών υπήρχαν τουλάχιστον 10% μετοχές που είχαν τρεις τιμολογημένους παράγοντες. Όταν οι παράγοντες περιορίζονται σε επτά, τότε μπορούμε να βρούμε ότι τουλάχιστον δύο παράγοντες τιμολογούνται για τη μεγάλη ομάδα ενώ οι ενδείξεις είναι λιγότερο έντονες για τις μικρές ομάδες, οι οποίες βρέθηκαν να έχουν τουλάχιστον ένα τιμολογημένο παράγοντα. Για τους ελέγχους αυτούς χρησιμοποίησαν και ελέγχους t και κοινούς ελέγχους X^2 .

Πρέπει πάντως να σημειώσουμε, ότι μερικά προβλήματα προσδιορίστηκαν κατά την εκτίμηση ενός αυστηρού παραγοντικού μοντέλου. Πρώτον, εάν υπάρχει μία $K \times K$ μη μοναδιαία μήτρα (non singular matrix) G , τότε τα αποτελέσματα δεν θα αλλάξουν στην (1) εάν το beta και οι παράγοντες αντικατασταθούν από BG και $G^{-1}f$ αντίστοιχα. Δηλαδή, εναλλακτικές εκτιμήσεις των B και f μπορούν να δώσουν εξ ίσου ακριβή τιμολόγηση μιας μετοχής. Είναι λοιπόν φανερό ότι οι έλεγχοι των συγκεκριμένων premia κινδύνου είναι αδύνατοι και απαιτούνται κοινοί έλεγχοι. Επιπρόσθετα, μπορούμε να πούμε με βεβαιότητα ότι ο πρώτος παράγοντας σε μία ομάδα είναι ο ίδιος με τον πρώτο παράγοντα σε μία άλλη ομάδα. Δεύτερον, η παραγοντική ανάλυση φαίνεται να είναι πολύ ευαίσθητη στο μέγεθος του

συνόλου των υπό θεώρηση χρεωγράφων. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με την πρόβλεψη του APT για τη διάρθρωση ενός παράγοντα. Όταν η Φ υποθέτουμε ότι είναι διαγώνια, το APT απαιτεί μόνο ο αριθμός των χρεωγράφων να είναι αρκετά μεγάλος, ώστε να μπορέσει να εφαρμοστεί ο νόμος των μεγάλων αριθμών. Οι Chamberlain & Rothschild (1983) εξασθένησαν αυτή την υπόθεση και πρότειναν μία κατά προσέγγιση παραγοντική διάρθρωση, αφήνοντας έτσι περιθώρια για κάποια συσχέτιση μεταξύ των συνιστωσών του μη συστηματικού κινδύνου. Επίσης, απέδειξαν ότι τα κύρια συστατικά που εξάγονται από την κατά προσέγγιση παραγοντική διάρθρωση συνεχίζουν να δίνουν σύμφωνες εκτιμήσεις.

4.2.3 Κύρια Ανάλυση Συστατικών (Principal Components Analysis)

Η μέθοδος των κύριων συστατικών είναι μία ειδική περίπτωση της γενικότερης ανάλυσης παραγόντων. Η βασική ιδέα αυτής της μεθόδου είναι ότι η εξίσωση τιμολόγησης ισχύει ακόμη και το σταθμισμένο άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων της τιμολόγησης εκτινάζεται προς τα πάνω καθώς ο αριθμός των μετοχών σε μία οικονομία γίνεται μεγαλύτερος και οι στήλες της B είναι τα K ιδιοδιανύσματα που αντιστοιχούν στις K μεγαλύτερες ιδιοτιμές της μήτρας M . Ο Trzcińska (1986) επικεντρώνεται ειδικά στον αριθμό των παραγόντων προκειμένου να υπολογίσει τις ιδιοτιμές των κατ' ακολουθία μεγαλύτερων μητρών συνδιακύμανσης. Η μη κανονικότητα των ημερήσιων δεδομένων και το κόστος των υπολογισμών ήταν η αιτία για την επιλογή εβδομαδιαίων δεδομένων για την περίοδο 1962-1983 για 865 εταιρίες. Αρχικά κατασκεύασε μία nested συχνότητα από δείγμα μητρών συνδιακύμανσης, ξεκινώντας με μία μήτρα συνδιακύμανσης 50 μετοχών και προσθέτοντας στήλες και γραμμές τυχαία, χωρίς όμως να τροποποιεί τις προηγούμενες (ουσιαστικά όλες οι προηγούμενες εργασίες βασίζονται σε αυτό το είδος δουλειάς). Δεύτερον, χρησιμοποίησε μία τυχαία συχνότητα μητρών ξεκινώντας με 30 μετοχές και αυξάνοντας κάθε φορά κατά 10%, αλλά αυτές οι πρώτες 30 μετοχές δεν είναι απαραίτητα ένα υποσύνολο της επόμενης

μεγαλύτερης μήτρας. Ο πρώτος έλεγχος που διεξήγαγε ήταν ο έλεγχος χ^2 που έγινε με σκοπό να εξετάσει κατά πόσο μερικές K ιδιοτιμές αυξάνουν χωρίς άλματα, όταν ο αριθμός των μετοχών αυξάνει. Ειδικότερα, η υπόθεση η οποία ελέγχθηκε ήταν κατά πόσον οι υπόλοιπες ιδιοτιμές ($K+1, \dots, Z$) είναι ίσες και κατά πόσο καμία από αυτές δεν μπορεί να προσφέρει εξηγήσεις περισσότερο από κάποια από τις υπόλοιπες. Τα ευρήματά του, τόσο με nested συχνότητα όσο με τυχαία συχνότητα, απέρριψαν την υπόθεση ότι K κύρια συστατικά κυριαρχούν στην μήτρα συνδιακύμανσης. Κανένα από τα στατιστικά στοιχεία που υπήρξαν δεν ήταν λιγότερο από τέσσερις φορές η σχετιζόμενη τους σε επίπεδο 5% κριτική αξία. Κατά συνέπεια, εμφανίζεται ότι δεν υπάρχει τάση, όσον αφορά τον αριθμό των παραγόντων, να σταθεροποιηθεί, καθώς ο αριθμός των μετοχών αυξάνεται και γίνεται μεγαλύτερος. Στο δεύτερο έλεγχο χρησιμοποίησε τις ιδιοτιμές, προκειμένου να εξετάσει τη σχέση μεταξύ μεγέθους του χαρτοφυλακίου και ενδεχόμενα να διερευνήσει διαφορές μεταξύ συχνοτήτων. Παλινδρομώντας τις ιδιοτιμές πάνω στον αριθμό των μετοχών, υποστηρίχθηκε από τα αποτελέσματα η υπόθεση ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των ιδιοτιμών και του μεγέθους του χαρτοφυλακίου. Παρόλα που όλες οι ιδιοτιμές αυξάνονται με το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, δεν εμφανίζεται ότι η πρώτη έχει ισχυρότερη σχέση με το μέγεθος από ότι καθεμία από τις άλλες. Πίνακες με τις πρώτες δώδεκα ιδιοτιμές μαζί με τα ποσοστιαία ίχνη κάθε συχνότητας δείχνουν ότι η πρώτη ιδιοτιμή είναι πάντοτε μεγαλύτερη από τις εναπομένουσες και ότι αυξάνεται καθώς το χαρτοφυλάκιο επεκτείνεται. Προκειμένου να ελέγξει τα παραπάνω αποτελέσματα, ο ερευνητής υπολόγισε τις στατιστικές χ^2 για συνεχόμενες ιδιοτιμές και βρήκε, πρώτον, ότι υπάρχει ισχυρή σχέση μεταξύ δείγματος και στατιστικής του χ^2 για το πρώτο ζευγάρι των ιδιοτιμών (1, 2) και, δεύτερον, ότι η πρώτη ιδιοτιμή μεγαλώνει σε σχέση με τις εναπομένουσες. Η υπόθεση της ισότητας των συνεχόμενων ιδιοτιμών γίνεται αποδεκτή για ιδιοτιμές που είναι μεγαλύτερες από πέντε. Τα διαστρωματικά αποτελέσματα δείχνουν ότι ένα μοντέλο με πέντε παράγοντες μπορεί, αν είναι

ικανό, να εξηγήσει τις αποδόσεις, παρόλο που η πρώτη ιδιοτιμή είναι πολύ πιο σπουδαία. Από την οικονομική πλευρά του θέματος η ιδιοτιμή μπορεί να χαρακτηριστεί ως αυτή που δίνει μία ένδειξη για το ποσό της συνολικής διακύμανσης που εξάγεται από το P_1 κύριο συστατικό. Με τον τρόπο αυτό, ο Trzcinka υπολόγισε το άθροισμα των ποσοστών ίχνους των ιδιοτιμών και στη συνέχεια το παλινδρόμησε πάνω στον αριθμό των μετοχών της μήτρας συνδιακύμανσης και για τις δύο συχνότητες. Η υπόθεση της παράλληλης κίνησης (αύξηση) του αθροίσματος των ιδιοτιμών του αριθμού των μετοχών απορρίφθηκε (αρνητική σχέση) και αυτό γίνεται περισσότερο φανερό όσο πιο μεγάλη είναι η αξία των ιδιοτιμών. Κατά συνέπεια, τα ευρήματα υποστηρίζουν την υπόθεση του μοντέλου του ενός παράγοντα, ενώ το γεγονός ότι η δεύτερη έως και η πέμπτη ιδιοτιμές μεγαλώνουν περισσότερο δείχνει ότι ένα μοντέλο πέντε παραγόντων μπορεί να είναι μία καλή προσέγγιση για την τιμολόγηση των μετοχών.

Oι Shukla & Trzcinka (1990) στην εργασία τους εφάρμοσαν ελέγχους συχνότητας της θεωρίας τιμολόγησης του arbitrage, με σκοπό να συγκρίνουν την παραγοντική ανάλυση μέγιστης πιθανοφάνειας με τα κύρια συστατικά. Χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία δεδομένα για την περίοδο 1962-1983 για 865 επιχειρήσεις του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του Αμερικάνικου Χρηματιστηρίου. Δεν χρησιμοποίησαν ημερήσια στοιχεία, επειδή οι μήτρες συνδιακύμανσης που υπολογίστηκαν με τέτοια δεδομένα έδιναν φτωχές εκτιμήσεις για την διάρθρωση των παραγόντων [Shanken (1987b)]. Όπως και στο προηγούμενο άρθρο τους υπολόγισαν nested και τυχαίες συχνότητες για τη δημιουργία μητρών συνδιακύμανσης των αποδόσεων, παρόλο που στην εργασία τους παρουσιάζονται μόνο τα αποτελέσματα των τυχαίων συχνοτήτων. Η εκτίμηση των ελέγχων τους έχει ως ακολούθως: υπελόγισαν τα beta για τις ιδιοτιμές, τους παράγοντες και το μοντέλο της αγοράς και ακολούθως χρησιμοποίησαν ανεξάρτητες μεταβλητές για να εξηγήσουν τις διατηματικές διακυμάνσεις στις μέσες αποδόσεις. Οι εξισώσεις που προήλθαν από την παραπάνω διαδικασία συγκρίθηκαν, ώστε να ερμηνευθεί ποιο μέτρο του συστηματικού κινδύνου δίνει το χαμηλότερο λάθος τιμολόγησης

και την μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη. Ας σημειωθεί πάντως, ότι οι έλεγχοι διενεργήθηκαν κάτω από τη μη ρεαλιστική υπόθεση της σταθερότητας των αποδόσεων για 20 χρόνια. Ο στόχος των ερευνητών ήταν να εξετάσουν τις διαφορές μεταξύ της σταθεράς, του προσαρμοσμένου R^2 , της παλινδρόμησης της στατιστικής F και της στατιστικής του δικού τους λάθους τιμολόγησης, ακολουθώντας την κατανομή F . Τα αποτελέσματα της πρώτης παλινδρόμησης έδειξαν ότι η πρώτη μοναδιαία μήτρα ιδιοτιμών έχει απόδοση καλύτερη σε σχέση με τον πρώτο παράγοντα (υψηλότερο προσαρμοσμένο R^2 , χαμηλότερες σταθερές, υψηλότερη τιμή F και χαμηλότερα λάθη τιμολόγησης) για κάθε χαρτοφυλάκιο. Επιπρόσθετα, η πρώτη ιδιοτιμή κυριαρχεί και στα δύο beta του μοντέλου της αγοράς για μικρά χαρτοφυλάκια (ίσα και σταθμισμένα), αλλά αυτό είναι, κατά κάποιο τρόπο, χειρότερο από ότι τα σταθμισμένα beta για μεγάλα χαρτοφυλάκια. Αυτό δεν φαίνεται να ισχύει για τα ισοσταθμισμένα beta. Η δύναμη των μοντέλων επιβεβαιώθηκε από τον έλεγχο του δείκτη posterior odds του Zellner. Οι παλινδρομήσεις που χρησιμοποίησαν πέντε ιδιοτιμές και πέντε παράγοντες έδειξαν βελτιωμένο, προσαρμοσμένο R^2 , ενώ οι υπόλοιπες στατιστικές δεν παρουσίασαν καμία αλλαγή. Προκειμένου να εξετάσουν την επίδραση της μη στασιμότητας, έσπασαν την περίοδο δείγματος σε υποπεριόδους των πέντε ετών. Οι στατιστικές της παλινδρόμησης για την πρώτη και την τέταρτη υποπερίοδο είναι ίδιες με αυτές που προκύπτουν για την εικοσαετή περίοδο, αλλά οι ενδιάμεσες υποπεριόδοι δίνουν πολύ φτωχά αποτελέσματα. Επιπρόσθετα, τα διανύσματα συγκρινόμενα με τους παράγοντες φαίνεται να έχουν χαμηλότερες σταθερές και επίσης μικρότερα προσαρμοσμένα R^2 .

Οι Connor & Korajczyk (1993), αντί να εξετάσουν την αύξηση στον αριθμό των παραγόντων ή στις ιδιοτιμές καθώς το δείγμα αυξάνεται, εξέτασαν τις μη συστηματικές αποδόσεις όταν έχουμε μετακίνηση από το J στους $J+1$ παράγοντες. Υπέθεσαν ότι ο επιπρόσθετος παράγοντας δεν πρέπει να προσθέτει καμία επεξηγηματική δύναμη στο

μοντέλο. Τα αποτελέσματά τους ήταν υπέρ μιας έως έξι συστηματικών δυνάμεων χρησιμοποιώντας στοιχεία από τα Χρηματιστήρια NYSE και AMEX.

Η ανάλυση των κύριων συστατικών με μία κατά προσέγγιση παραγοντική διάρθρωση (approximate factor structure) προσφέρει κάποια πλεονεκτήματα συγκριτικά με το μοντέλο του αυστηρά καθορισμένου παράγοντα (Strict Factor Model). Κατ' αρχήν, λύνει το πρόβλημα της rotational indeterminacy και οι στατιστικές t σε ατομικά συστατικά είναι δυνατόν να εφαρμοστούν. Δεύτερον, η παραγοντική ανάλυση θέτει λιγότερους περιορισμούς από τη στιγμή που επιλέγει συγκεκριμένους παράγοντες σχετιζόμενους με επιχειρήσεις ως παράγοντες (Pervasive Factors) του κινδύνου. Η ανάλυση των κύριων συστατικών και η παραγοντική ανάλυση είναι ισοδύναμες μόνο όταν οι μη συστηματικοί κίνδυνοι όλων των επιχειρήσεων είναι ίσοι. Το κύριο εμπόδιο με αυτές τις μεθόδους είναι ότι δε μπορούμε να προσδώσουμε κάποια οικονομική σημασία στις καινούριες μεταβλητές.

4.2.4 Εκτίμηση του APT με τη χρήση μακροοικονομικών μεταβλητών

Έως τώρα οι περισσότερες μελέτες χρησιμοποίησαν στατιστικές τεχνικές, προκειμένου να δώσουν μία εξήγηση στη θεωρία τιμολόγησης του arbitrage. Μία εναλλακτική προσέγγιση είναι να προσδώσουμε μακροοικονομικές έννοιες στους άγνωστους παράγοντες που τίθενται ως δεδομένοι από το μοντέλο¹². Οι Chan, Chen & Hsieh (1985) χρησιμοποιώντας το πλαίσιο της θεωρίας τιμολόγησης του arbitrage διερεύνησαν το φαινόμενο επίδρασης του μεγέθους της επιχείρησης (Firm Size Effect) στην τιμολόγηση των μετοχών. Επιπρόσθετα, έκαναν χρήση μακροοικονομικών δεδομένων προκειμένου να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Οι μεταβλητές που επιλέχθηκαν ήταν ο δείκτης ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής, η

¹² Diacogiannis G.P. "Three parameter asset pricing" *Managerial and Decision Economics* (1994).
Diacogiannis G.P. - D.Prasad - M. Glezakos - A. Merikas "A critical reexamination of the return generating process of the Arbitrage Pricing Theory" *Advances of International Finance and Banking* (1996).
Diacogiannis G.P. "The derivation of a mean-standard deviation multi-factor model" *Discussion Paper University of Piraeus* (1996).

επίδραση του πληθωρισμού, τα επιτόκια και μία προσαρμογή για το premium κινδύνου. Ένας έλεγχος της επίδρασης εύρους της αγοράς (Wide Market Impact) βασίστηκε στο συνυπολογισμό του ισοσταθμισμένου δείκτη μετοχών του NYSE. Η διερεύνηση καλύπτει την περίοδο 1953-1977 και οι επιχειρήσεις έχουν τοποθετηθεί σε 20 χαρτοφυλάκια δημιουργημένα ανάλογα με τον τρόπο αύξησης του μεγέθους της επιχείρησης, με το καθένα να περιέχει περίπου τον ίδιο αριθμό μετοχών. Η κατασκευή των χαρτοφυλακίων έγινε ως ακολούθως: διαιρέθηκε η εικοσαετής περίοδος σε είκοσι μερικώς επικαλυπτόμενα διαστήματα, καθένα από τα οποία αποτελείτο από έξι χρόνια. Ειδικότερα, η πρώτη περίοδος ήταν 1953-1958, η δεύτερη 1954-1959 και ούτω καθεξής. Σε καθεμία από τις εξαετείς περιόδους, οι επιχειρήσεις ιεραρχήθηκαν σύμφωνα με την αγοραστική τους αξία στο τέλος του πέμπτου έτους και στη συνέχεια τοποθετήθηκαν σε ένα από τα είκοσι χαρτοφυλάκια. Οι έλεγχοι διενεργήθηκαν στον έκτο χρόνο και έτσι υπήρχαν είκοσι μη επικαλυπτόμενες χρονιές από το 1958 ως το 1977. Από τη στιγμή που τα κατάλοιπα έχουν τη φυσική ερμηνεία των εκτιμημένων και προσαρμοσμένων για τον κίνδυνο αποδόσεων, εάν το φαινόμενο της επίδρασης του μεγέθους της επιχείρησης συνεχίζεται, τότε ο μέσος των καταλοίπων των μικρών επιχειρήσεων θα είναι υψηλότερος από το μέσο των καταλοίπων των μεγάλων επιχειρήσεων. Δύο τύποι ελέγχων διενεργήθηκαν με τα κατάλοιπα. Ο πρώτος έλεγχος ήταν ο ανά ζεύγη έλεγχος t προκειμένου να εξακριβωθεί εάν τα εκτιμώμενα κατάλοιπα από τα ακραία μεγέθη είναι στατιστικά διάφορα και ο δεύτερος έλεγχος ήταν ο Hotelling T^2 της αφελούς υπόθεσης ότι οι διαφορές των μέσων των εκτιμημένων καταλοίπων είναι ίσες με το μηδέν. Παρά το γεγονός ότι οι ερευνητές απέδειξαν κάποια κατάσταση ομοιότητας με το φαινόμενο της επίδρασης του μεγέθους της επιχείρησης (Firm Size Effect), οι έλεγχοι δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί και η στατιστική σημασία ήταν τόσο μικρή, ώστε είναι αμφίβολο εάν στην πράξη μπορούν να πραγματοποιηθούν τυχόν κέρδη προσαρμοσμένα για κίνδυνο.

Όσον αφορά την πολυπαραγοντική παλινδρόμηση, οι μεταβλητές που βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές ήταν το premium, ο απροσδόκητος πληθωρισμός και η βιομηχανική παραγωγή. Οι ερευνητές απέδειξαν επίσης ότι, κατά τη διάρκεια της συρρίκνωσης των επιχειρήσεων, οι μικρές επιχειρήσεις υφίστανται ένα συγκριτικά υψηλότερο βαθμό αποτυχίας, αντικαθιστώντας τα premia (την περισσότερο στατιστικά σημαντική μεταβλητή) με τη σειρά της καθαρής επιχειρηματικής δημιουργίας (net business formation). Οι δύο τελευταίοι έλεγχοι που διενεργήθηκαν ήταν, πρώτον, να περιληφθεί το μέγεθος της επιχείρησης (ο φυσικός λογάριθμος της αγοραίας αξίας της μετοχής) ως ανεξάρτητη μεταβλητή και, δεύτερον, να γίνει έλεγχος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect). Η μεταβλητή του μεγέθους φαίνεται να εξηγεί τις αποδόσεις στο πολυμεταβλητό μοντέλο και τα κατάλοιπα του Ιανουαρίου δεν έχουν κάποια συγκεκριμένη μορφή. Πάντως, οι διαφορές των καταλοίπων Ιανουαρίου των δύο χαρτοφυλακίων (μικρών επιχειρήσεων και μεγάλων επιχειρήσεων) ήταν στατιστικά σημαντική, αλλά η σημασία της πολύ μικρή.

Οι Chen, Roll & Ross (1986) στην εργασία τους προσπάθησαν να ερμηνεύσουν τις υποκείμενες εξωγενείς επιρροές, εάν υπάρχουν τέτοιες, οι οποίες εθεωρούντο υπεύθυνες για τις συν-μετακινήσεις των αποδόσεων των χρεωγράφων. Βασιζόμενοι στην οικονομική θεωρία, επέλεξαν τέσσερεις μακροοικονομικές μεταβλητές: αλλαγές στο μέσο πληθωρισμό, αλλαγές στο αναμενόμενο επίπεδο πραγματικής παραγωγής, αλλαγές στα επιτόκια και αλλαγές στο premium κινδύνου. Επιπλέον των παραπάνω μεταβλητών χρησιμοποιήθηκαν στο μοντέλο οι ποσοστιαίες αλλαγές στην πραγματική κατανάλωση και οι τιμές του πετρελαίου. Ο ισοσταθμισμένος και κατ' αξία σταθμισμένος δείκτης NYSE επίσης χρησιμοποιήθηκε, καθώς πίστευαν ότι συλλαμβάνει και ανταποκρίνεται πολύ γρήγορα στη δημόσια πληροφόρηση. Χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα εξέτασαν την περίοδο 1953-1983 για 20 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια. Με βάση μια παραλλαγή της τεχνικής των Fama & MacBeth

(1973), αφού υπολόγισαν τους παράγοντες, σχημάτισαν χαρτοφυλάκια σύμφωνα με το μέγεθος της επιχείρησης. Οι στατιστικές που υπολογίστηκαν έδειξαν ότι για όλη την περίοδο η βιομηχανική παραγωγή, ο πληθωρισμός και η μεταβλητή για το premium ήταν σημαντικά, ενώ η διαχρονική δομή των επιτοκίων ήταν οριακά σημαντική. Όταν το δείγμα χωρίστηκε σε δύο υποπεριόδους, τα αποτελέσματα ήταν ανάμεικτα από τη στιγμή που δεν ήταν όλες οι μεταβλητές στατιστικά σημαντικές για κάθε υποπερίοδο και η παραγωγή δεν ήταν καθόλου σημαντική. Η επίδραση του δείκτη της αγοράς υπολογίστηκε με την ξεχωριστή εισαγωγή των δύο δεικτών αγοράς στο μοντέλο. Και οι δύο, τόσο ο ισοσταθμισμένος δείκτης όσο και ο σταθμισμένος με βάση την αξία δείκτης, δε βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί για καμία περίοδο, ενώ οι υπόλοιποι παράγοντες διατήρησαν το ίδιο επίπεδο σημαντικότητας. Επιπλέον, ο σταθμισμένος με βάση την αξία δείκτης βρέθηκε με αρνητικό πρόσημο σε όλες τις περιόδους. Όταν ο σταθμισμένος με βάση την τιμή δείκτης ελέγχθηκε σαν απλό μοντέλο (CAPM), τα αποτελέσματα ήταν λίγο πιο διαφορετικά επειδή ο δείκτης βρέθηκε στατιστικά σημαντικός για όλη την περίοδο και μόνο για την τελευταία από τις υποπεριόδους. Εξαιτίας της τρέχουσας σημασίας της κατανάλωσης, στην οποία βασίζεται η τιμολόγηση χρεωγράφων και της σημαντικότητας των τιμών του πετρελαίου συμπεριλήφθηκαν στην εξέταση και αυτοί οι παράγοντες. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ούτε η κατανάλωση, η οποία επίσης βρέθηκε με λάθος πρόσημο (αρνητικό), ούτε οι τιμές του πετρελαίου ήταν σημαντικές για όλη την περίοδο.

Οι Clare & Thomas (1994) ερευνώντας τον ίδιο τομέα με τις παραπάνω μελέτες προσπάθησαν να εξετάσουν το πολυμεταβλητό μοντέλο στη χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου. Η περίοδος που επιλέχθηκε ήταν μεταξύ του 1978 και του 1990 με αποδόσεις τέλους μήνα για 840 τυχαία επιλεγμένες μετοχές. Κατασκεύασαν 56 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με 15 μετοχές το καθένα ακολουθώντας δύο μεθόδους προκειμένου να ελέγξουν την αυτοδυναμία (robustness) των αποτελεσμάτων. Η πρώτη

μέθοδος ήταν αυτή σύμφωνα με την οποία τοποθετούνται οι μετοχές μαζί με μία βάση των βета του CAPM, ξεκινώντας από το υψηλότερο και φθάνοντας στο χαμηλότερο και η δεύτερη μέθοδος ήταν αυτή σύμφωνα με την οποία η κατάταξη γίνεται ανάλογα με το μέγεθος. Ξεκινώντας με 18 μακροοικονομικές μεταβλητές επέλεξαν τις πιο σημαντικές και στη συνέχεια απέκλεισαν τις υπόλοιπες. Όταν εισήχθη ο δείκτης της αγοράς στο μοντέλο με τις οκτώ πιο σημαντικές μεταβλητές, δε φαινόταν να τιμολογείται από την αγορά, ενώ και μερικοί από τους υπόλοιπους παράγοντες επέδειξαν ελαφρά χαμηλότερους συντελεστές. Πρέπει πάντως να σημειωθεί στο σημείο αυτό ότι μόνο τρεις μεταβλητές ήταν στατιστικά σημαντικές, ενώ οι υπόλοιπες μεταβλητές ήταν οριακά στο 10%. Επιπλέον, η σταθερά ήταν σημαντική δείχνοντας έτσι μία ανεπάρκεια του παραγοντικού μοντέλου. Όταν τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν σύμφωνα με την αγοραία αξία (το μέγεθος), οι ερευνητές έλεγξαν τόσο το μοντέλο της αγοράς όσο και το πολυπαραγοντικό μοντέλο. Ο παράγοντας της αγοράς βρέθηκε οριακά στατιστικά σημαντικός, ενώ από τους 18 παράγοντες μόνο ο δείκτης λιανικής τιμής και ο δείκτης των ομολόγων προς τη μερισματική απόδοση των μετοχών φαίνεται να τιμολογούνται. Ο συνυπολογισμός της υπερβάλλουσας απόδοσης στον παράγοντα της αγοράς δεν επηρέασε τα αποτελέσματα του πολυμεταβλητού μοντέλου.

Οι McElroy et al. (1985) και οι McElroy & Burmeister (1988) στις εργασίες τους, οι οποίες είναι πιο τεχνικές από αυτές των άλλων, προτείνουν μία εναλλακτική μεθοδολογία πέρα από την παραδοσιακή των Fama & MacBeth (1973). Η τελευταία αυτή τεχνική παρουσιάζει έναν αριθμό οικονομετρικών προβλημάτων. Πρώτον, η εκτίμηση των παραγόντων σε μία περίοδο και οι απορρέουσες εκτιμήσεις για τα ρεμπιά κινδύνου σε μία άλλη περίοδο, οδηγεί σε λάθος στο πρόβλημα της μεταβλητής. Αποτυχία στη διόρθωση αυτού του προβλήματος μπορεί να οδηγήσει σε άκυρες εκτιμήσεις αναφορικά με τη σημαντικότητα ενός παράγοντα. Δεύτερον, η ανάγκη για τη δημιουργία χαρτοφυλακίων χρεωγράφων αλλάζει τα αποτελέσματα ανάλογα με τα κριτήρια που επιλέγουμε [Clare &

Thomas (1994)]. Η ανάγκη για ένα χαρτοφυλάκιο πηγάζει από την ανάγκη για μείωση των λαθών στις μεταβλητές και για μία διασπορά απόδοσης και κινδύνου. Οι ερευνητές πρότειναν την αντικατάσταση των άγνωστων τυχαίων παραγόντων της παραγοντικής ανάλυσης ή της ανάλυσης κύριων συστατικών με παρατηρήσιμες μακροοικονομικές μεταβλητές και την εξέταση του APT ως ένα μοντέλο πολυμεταβλητής μη γραμμικής παλινδρόμησης με περιορισμούς στις εξισώσεις. Οι μη γραμμικές και οι επαναλαμβανόμενες μη γραμμικές φαινομενικά ασυσχέτιστες τεχνικές παλινδρόμησης προτείνονται για τον υπολογισμό των CAPM και APT, στα οποία όλες οι παράμετροι υπολογίζονται ταυτοχρόνως και επιβάλλουν συγχρόνως τους περιορισμούς για τα premia του κινδύνου.

4.2.5 Έλεγχος του APT για τις εναλλακτικές υποθέσεις

Παρά το γεγονός ότι μερικοί παράγοντες επηρεάζουν τις αποδόσεις των χρεωγράφων υπάρχει μια πιθανότητα ότι μετά τον καθορισμό του APT και άλλες παράμετροι μπορεί να είναι ακόμα σημαντικές. Οι Roll & Ross (1970) προκειμένου να ελέγξουν την αυτοδυναμία της θεωρίας πρόσθεσαν σαν έναν έξτρα παράγοντα τη συνολική διακύμανση των ατομικών αποδόσεων, που υποτίθεται ότι δεν επηρεάζουν τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου. Κατά μέσο όρο 45,2% των ομάδων έδειξαν στατιστικά σημαντικές επιδράσεις της διακύμανσης. Μία λογική εξήγηση αυτής της επίδρασης είναι η κυρτότητα στην κατανομή των ατομικών ημερήσιων αποδόσεων και οι επιδράσεις της μη σύγχρονης εμπορίας (nonsynchronous trading). Προκειμένου να ανταπεξέλθουν σε αυτό το πρόβλημα εκτίμησαν κάθε παράμετρο από διαφορετικό δείγμα παρατηρήσεων ώστε να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση και οι στατιστικές έδειξαν ότι μόνο 9 στις 42 ομάδες δείχνουν τώρα στατιστική σημαντικότητα. Η εναπομείνουσα επίδραση πηγαίνει ακόμα πιο πέρα όταν περισσότερες ημέρες εισέλθουν μεταξύ των παρατηρήσεων. Ο τελικός έλεγχος ήταν να εξετάσουν κατά πόσον ο σταθερός όρος παραμένει σταθερός σε όλες τις ομάδες εφαρμόζοντας τον έλεγχο Hotelling T^2 για

διαφορές σε συνεχόμενες ομάδες. Παρόλο που ο ελεγχός τους είναι σχετικά αδύναμος, δεν υπάρχουν αποδείξεις ότι ο σταθερός όρος ήταν διαφορετικός μεταξύ των ομάδων.

Οι Dhrymes, Friend & Gultekin (1984) διεξήγαγαν έλεγχο στο σταθερό όρο ο οποίος δεν παρουσιάστηκε, δείχνοντας ότι ο όρος αυτός ήταν κατά μέσο όρο ο ίδιος μεταξύ των ομάδων, κάτι που είναι σύμφωνο με το μοντέλο APT, αλλά ήταν ασήμαντα διαφορετικός από το μηδέν ή σημαντικά διαφορετικός από το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο, γεγονός που δεν είναι σύμφωνο με το υπόδειγμα. Ας σημειωθεί στο σημείο αυτό ότι τα αποτελέσματά τους είχαν σχέση περισσότερο με την εμπειρική μεθοδολογία παρά με την εγκυρότητα του μοντέλου APT per se.

Οι Dhrymes et al. (1985) εξέτασαν την επίδραση του μεγέθους της ομάδας στο σταθερό όρο χρησιμοποιώντας κοινό έλεγχο X^2 . Πρώτα απέρριψαν την υπόθεση ότι όλοι οι σταθεροί όροι είναι μηδέν. Δεύτερον, η υπόθεση ότι ο σταθερός όρος είναι ίσος με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο έγινε αποδεκτή στο επίπεδο 5% για τις ομάδες των 30 και 60 μετοχών και απορρίφθηκε για τις ομάδες των 90 μετοχών στο επίπεδο 10%. Τέλος, η υπόθεση της ισότητας του σταθερού όρου μεταξύ των διαφόρων ομάδων έγινε αποδεκτή για όλες. Πάντως, πρόσθετοι έλεγχοι με τη χρήση παρατηρήσεών κάθε Πέμπτη (προς αποφυγή της υπόθεσης ότι τα επιτόκια των εντόκων γραμματειών είναι σταθερά στη διάρκεια της εβδομάδας) έδειξαν ότι η πρώτη και η τελευταία υπόθεση απορρίφθηκαν για τις ομάδες των 30 και 60 μετοχών και έγιναν δεκτές για την ομάδα των 90 μετοχών, αλλά η δεύτερη υπόθεση απορρίφθηκε για όλες τις ομάδες. Όπως φάνηκε, τα αποτελέσματα για το σταθερό όρο ήταν κατά κάποιο τρόπο συγκεχυμένα. Όταν οι εξωτερικές μεταβλητές περιλήφθηκαν στο υπόδειγμα, κανένας από τους παράγοντες δε βρέθηκε σημαντικός, εκτός από τις εξωτερικές μεταβλητές (σε πέντε ομάδες για τις υποπεριόδους και επίσης για ολόκληρη την περίοδο). Προκειμένου να μειώσουν την ψεύτικη συσχέτιση (spurious correlation) μεταξύ των μετρήσεων των αποδόσεων και του κινδύνου, χρησιμοποίησαν μετρήσεις κινδύνου από το πρώτο μισό της

υπό μελέτη περιόδου και αποδόσεις από το δεύτερο μισό. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η μέτρηση του κινδύνου εξακολουθούσε να είναι στατιστικά σημαντική και τουλάχιστον το ίδιο σημαντική με τους κοινούς κινδύνους. Κανένα όμως από τα παραπάνω δε συνεισφέρει σημαντικά στην επεξήγηση των αποδόσεων σε ατομικές μετοχές.

Τέλος, έλεγχοι που διεξήχθησαν από τους Shukla & Trzcinka (1990) στο σταθερό όρο βασίστηκαν στο γεγονός ότι η σταθερά από μία παλινδρόμηση μέσω αποδόσεων πάνω σε beta είναι ο όρος που περιλαμβάνει την απόδοση μηδενικού beta συν ένα μέσο σφάλμα τιμολόγησης. Κατά συνέπεια, οι όποιες αποκλίσεις από ένα εξωγενώς προσδιορισμένο ύψος μηδενικού beta θα είναι μία ένδειξη ενός χειρότερου ή καλύτερου μέτρου του κινδύνου. Ο έλεγχος λάθους τιμολόγησης υιοθετήθηκε προκειμένου να μετρήσουν οι ερευνητές κατά πόσον οι σταθεροί όροι είναι οι ίδιοι σε διαφορετικού μεγέθους χαρτοφυλάκια. Επιπρόσθετα, σημείωσαν ότι ο σταθερός όρος μειώνεται φανερά καθώς τα χαρτοφυλάκια αυξάνονται και για τα τρία μέτρα του συστηματικού κινδύνου. Όταν το μέγεθος και η διακύμανση των καταλοίπων εισάγονται στα μοντέλα, τόσο οι παράγοντες όσο και τα διανύσματα συλλαμβάνουν την επίδραση του μεγέθους (size effect) το ίδιο καλά, ενώ κανένα δεν είναι ικανό να εξηγήσει τη διακύμανση των καταλοίπων. Ο σταθερός όρος ήταν μικρότερος για τα διανύσματα, αλλά οι παράγοντες είχαν μεγαλύτερο προσαρμοσμένο R^2 . Η σημαντικότητα της διακύμανσης των καταλοίπων οφείλεται πιθανώς στα μεγάλα λάθη μέτρησης που δεν υπάρχουν συνήθως στους ελέγχους τιμολόγησης χρεωγράφων.

4.2.6 Πρόσθετοι έλεγχοι του APT και σύγκριση με το CAPM

Η θεωρία τιμολόγησης του arbitrage έχει προταθεί σαν μία ελέγξιμη εναλλακτική του μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM)¹³. Η λιγότερο περιορισμένη προσέγγισή του πέρα από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, του έχει δώσει μεγάλη αποδοχή,

παρά το γεγονός ότι η ελεγχσιμότητά του έχει αμφισβητηθεί στη θεωρία για διάφορους λόγους. Ο Reinganum (1981) στην έρευνά του εξετάζει εμπειρικά το κατά πόσον το μοντέλο τιμολόγησης του arbitrage μπορεί να εξηγήσει τις διαφορές στις μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις μεταξύ μικρών και μεγάλων εταιριών που εμπορεύονται στα Χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και γενικότερα των ΗΠΑ. Η μελέτη του καλύπτει την περίοδο μεταξύ 1963 και 1978 με ημερήσιες αποδόσεις μετοχών και αριθμό επιχειρήσεων που ποικίλλει από 1457 μέχρι 2500. Διαλέγοντας 30 τυχαία επιλεγμένα χαρτοφυλάκια, υπολογίζεται μία μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης στην οποία, στη συνέχεια, εφαρμόζεται η παραγοντική ανάλυση. Οι συντελεστές beta υπολογίζονται χρησιμοποιώντας την τεχνική Chen. Σύμφωνα με αυτή, εφόσον προσδιορίσουμε τον παράγοντα για K χρεώγραφα, τότε οι παράγοντες για κάθε άλλο χρεώγραφο P μπορούν να υπολογιστούν εφόσον ξέρουμε τη συνδιακύμανση του P χρεώγραφου με κάθε ένα από τα υπόλοιπα K χρεώγραφα. Ακολουθώντας προηγούμενες μελέτες, οι πειραματικοί έλεγχοι βασίστηκαν σε μοντέλα τριών, τεσσάρων και πέντε παραγόντων. Ο έλεγχος του APT πραγματοποιήθηκε σε αυτή την εργασία σε δύο στάδια. Πρώτον, στο έτος $Y-1$, εκτιμήθηκαν οι παράγοντες και οι μετοχές με παρόμοιους παράγοντες ομαδοποιήθηκαν σε ελεγχόμενα χαρτοφυλάκια. Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις υπολογίστηκαν στο χρόνο Y αφαιρώντας τις αποδόσεις του ελεγχόμενου χαρτοφυλακίου από τις αποδόσεις κάθε μετοχής. Στο δεύτερο στάδιο, οι μετοχές ιεραρχήθηκαν με βάση την αγοραία αξία τους στο τέλος του έτους $Y-1$. Στη συνέχεια, στο έτος Y δημιουργήθηκαν δέκα ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια βασισμένα στο μέγεθος (χρηματιστηριακή αξία) των επιχειρήσεων. Δηλαδή, το πρώτο χαρτοφυλάκιο έχει τις επιχειρήσεις με τη μικρότερη αγοραία αξία και το τελευταίο, δέκατο χαρτοφυλάκιο, έχει τις επιχειρήσεις με τη μεγαλύτερη αγοραία αξία. Είναι φανερό ότι κάθε χρόνο η σύνθεση του χαρτοφυλακίου αλλάζει, καθώς η ιεράρχηση αλλάζει και επιχειρήσεις προστίθενται στο δείγμα ή διαγράφονται από αυτό. Εάν οι δέκα μέσες

¹³Diacogiannis G.P. - P. Diamandis "Multi-factor risk-return relationships" *Journal of Business Finance and*

υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι ίσες με το μηδέν (jointly equal zero), τότε οι εμπειρικές ενδείξεις υποστηρίζουν το APT. Ανεξάρτητα από το μοντέλο που χρησιμοποιείται, οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις για τα δέκα χαρτοφυλάκια είναι φανερά διαφορετικές του μηδενός. Η διαφορά της μέσης υπερβάλλουσας απόδοσης μεταξύ του μικρού και μεγάλου χαρτοφυλακίου είναι 0,1% για κάθε εμπορεύσιμη ημέρα, κάτι που ισοδυναμεί με 25% το χρόνο, εάν υποθέσουμε ότι υπάρχουν 250 εμπορεύσιμες ημέρες. Επιπρόσθετα, το πρώτο χαρτοφυλάκιο διαθέτει μία θετική και στατιστικά σημαντική απόδοση, ενώ το δέκατο χαρακτηρίζεται από μία αρνητική, αλλά σημαντική, απόδοση. Έλεγχοι διενεργήθηκαν επίσης σε διαφορές μέσων στις ημερήσιες υπερβάλλουσες αποδόσεις μεταξύ χαμηλής και υψηλής αξίας χαρτοφυλακίων σε μία βάση έτος προς έτος. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι τουλάχιστον σε εννέα από τα δεκαπέντε έτη, η εκτιμώμενη μέση διαφορά είναι μεγαλύτερη από το μηδέν περισσότερο από δύο τυπικά σφάλματα. Ο ερευνητής κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το χαρτοφυλάκιο των μικρών επιχειρήσεων κερδίζει κατά μέσο όρο 20% το χρόνο περισσότερο από τις μεγάλες επιχειρήσεις και αυτό αφού πραγματοποίησε έλεγχο και για τον κίνδυνο του APT. Για τους λόγους αυτούς υποστήριξε ότι το μέγεθος της επιχείρησης μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να αναιρέσει το APT, διότι επηρεάζει τους παράγοντες οι οποίοι εξηγούν τις εκτιμώμενες αναμενόμενες αποδόσεις [ο Chen (1983) βρήκε αντίθετα αποτελέσματα]. Παρά το ότι οι ενδείξεις δεν υποστηρίζουν το APT, οι έλεγχοι δε δείχνουν επακριβώς την πηγή του λάθους.

Ο Chen (1983) διερευνά την απόδοση του APT και τη σχέση αυτού με άλλα μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων. Χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα για 180 μετοχές, κατασκευάζει πέντε χαρτοφυλάκια, τα οποία, με τη βοήθεια του γραμμικού προγραμματισμού, θα εξισορροπήσουν τα λάθη εκτίμησης με άλλες επιθυμητές αρχές. Η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε είναι η παραδοσιακή παραγοντική ανάλυση και από τους

πρώτους δέκα παράγοντες που υπολόγισε, μόνο οι πρώτοι πέντε παράγονται για κάθε μετοχή. Η περίοδος που επιλέχθηκε ήταν 1963-1978 και υποδιαιρέθηκε σε τέσσερις υποπεριόδους των τεσσάρων ετών η κάθε μία. Τα διαστρωματικά αποτελέσματα των αποδόσεων των χρεωγράφων θα δώσουν στήριξη ή στο APT ή στο CAPM. Επιπλέον, τρεις δείκτες αγοράς χρησιμοποιήθηκαν, όπως ο δείκτης S&P500, ο σταθμισμένος με βάση την αξία δείκτης της αγοράς και ο ισοσταθμισμένος δείκτης της αγοράς. Ο υπολογισμός των beta του CAPM και των παραγόντων του APT πραγματοποιήθηκε από τις μονές ημέρες, ενώ οι αποδόσεις των ζυγών ημερών παρακρατήθηκαν για λόγους ελέγχου. Ο υπολογιζόμενος μέσος για τις αποδόσεις κάθε πέντε (ζυγών) ημερών χρησιμοποιήθηκε στη διαστρωματική παλινδρόμηση για κάθε μία από αυτές, δημιουργώντας έτσι μία χρονολογική σειρά για κάθε υπολογισμένο συντελεστή. Οι παράγοντες βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί μόνο στην πρώτη και την τέταρτη περίοδο, κάτι που είναι σύμφωνο με τα αποτελέσματα των beta του CAPM. Ένας έλεγχος της υπόθεσης των σταθερών αναμενόμενων αποδόσεων ίσων με το σταθερό όρο ή, εναλλακτικά, η κοινή υπόθεση ότι όλοι οι παράγοντες είναι ίσοι με μηδέν, απορρίφθηκε με τη χρήση του ελέγχου Hotelling T^2 . Στη συνέχεια και προκειμένου να ελέγξει το CAPM και το APT, ο Chen χρησιμοποιεί τη μεθοδολογία που προτάθηκε από τους Davidson & Mackinnon (1981) για να διακρίνει μεταξύ μη συγκεντρωμένων εναλλακτικών μοντέλων (non nested alternative models). Οι αναμενόμενες αποδόσεις από τη διαστρωματική παλινδρόμηση και του CAPM και του APT, χωρίς τους όρους σφάλματος, χρησιμοποιούνται σαν ανεξάρτητες μεταβλητές στις ex post αποδόσεις. Εάν η θεωρία του arbitrage είναι αληθινή, τότε η ευαισθησία στις αναμενόμενες αποδόσεις που δημιουργούνται από το APT θα είναι ίση με τη μονάδα. Ο συγκεκριμένος έλεγχος δείχνει συντελεστές κοντά στη μονάδα. Εάν το CAPM δεν είναι σωστά προσδιορισμένο, τότε τα beta δε συλλαμβάνουν όλη την πληροφόρηση και η εναπομείνουσα πληροφόρηση θα εμφανίζεται στα κατάλοιπα.

Έτσι, εάν υπάρχει ένα άλλο μοντέλο, τα κατάλοιπα θα μπορούσαν να τιμολογηθούν από αυτό το μοντέλο. Κατά συνέπεια, ένα λογικό βήμα είναι να διενεργήσουμε μία παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τα κατάλοιπα του CAPM και ανεξάρτητες μεταβλητές τους παράγοντες (το ίδιο θα μπορούσε να εφαρμοστεί και στο CAPM). Τα αποτελέσματα δείχνουν, χρησιμοποιώντας το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, ότι οι δύο παράγοντες τιμολογούνται για τις πρώτες τρεις περιόδους ξεχωριστά από τον τελευταίο παράγοντα. Τα υπόλοιπα δύο χαρτοφυλάκια της αγοράς δε δείχνουν συνεπή αποτελέσματα. Η παλινδρόμηση με τα κατάλοιπα του APT πάνω στα beta του CAPM δε δείχνει κάποιον σημαντικό συντελεστή εκτός από την περίοδο 1971-1974, οπότε οι συντελεστές ήταν οριακά σημαντικοί. Φαίνεται, κατά συνέπεια, ότι η πληροφόρηση που αφορά την τιμολόγηση και λείπει από το CAPM συλλέγεται από το APT. Ο τελευταίος του έλεγχος είναι να εξετάσει κατά πόσον η διακύμανση των αποδόσεων και το μέγεθος της επιχείρησης έχουν τυχόν επεξηγηματική δύναμη μετά τους υπολογισμούς των παραγόντων. Τα αποτελέσματα και στις δύο περιπτώσεις αποτυγχάνουν να απορρίψουν την αφελή υπόθεση της μη επεξηγηματικής δύναμης.

O Shanken (1982), χωρίς να χρησιμοποιεί στατιστικά μοντέλα, εξετάζει την άποψη ότι το APT είναι από τη φύση του πιο ευαίσθητο στην εμπειρική επικύρωση από ότι το CAPM. Ξεκινά υποθέτωντας ότι δύο σύνολα μετοχών είναι ισοδύναμα εάν τα χαρτοφυλάκιά τους έχουν τις ίδιες αποδόσεις. Αυτό σημαίνει ότι, δεδομένης της ύπαρξης τέλει κεφαλαιαγοράς, οι επενδυτές θα είναι αδιάφοροι μεταξύ αυτών των δύο χαρτοφυλακίων, καθώς τα δύο σύνολα μετοχών θα είναι ελάχιστα διαφορετικά. Εάν τώρα αντιπροσωπευτικοί παράγοντες προσδιοριστούν στην οικονομία, τότε μπορούμε να περιμένουμε να εξασφαλίσουμε τους ίδιους παράγοντες από τα ισοδύναμα σύνολα μετοχών. Χρησιμοποιώντας το θεωρητικό σχήμα της ύπαρξης δύο μόνο χρεωγράφων, ο ερευνητής δείχνει ότι ισοδύναμα σύνολα μετοχών μπορεί να προσαρμοστούν σε πολύ διαφορετικές διαρθρώσεις παραγόντων.

Συμπεραίνει ότι η αποτυχία της συνήθους εμπειρικής σχηματοποίησης του APT να διακρίνει μεταξύ εναλλακτικών αντιπροσωπευτικών παραγόντων είναι η κύρια αδυναμία του. Ισχυρίζεται επίσης ότι μερικοί παράγοντες που χρησιμοποιήθηκαν στον τύπο του APT μπορεί να είναι εξαιρετικά υψηλά συσχετιζόμενοι με το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, κάτι που μπορεί να οδηγήσει σε μία πλασθή υποστήριξη του APT και, κατά συνέπεια, το APT έχει το ίδιο πρόβλημα όπως και το CAPM.

Οι Dybvig & Ross (1985), πάντως, σημείωσαν ότι η ανάλυση του Shanken έχει μικρή σχέση με τους πραγματικούς εμπειρικούς ελέγχους και γι αυτό η θεωρία δε μπορεί να απορριφθεί. Ο ορισμός του αναφέρεται ειδικά στα χρεώγραφα, αλλά αναφέρει τα χαρτοφυλάκια ως μετασχηματισμένα χρεώγραφα και τα χρησιμοποιεί σαν χρεώγραφα εφαρμόζοντας το δικό του εμπειρικό APT. Επιπλέον, το παράδειγμά του περιέχει μόνο δύο "χρεώγραφα", κάτι το οποίο μας απομακρύνει από τη γενίκευση. Ο Shanken δε διέσπειρε αποτελεσματικά το μη συστηματικό κίνδυνο, καθώς η επανατοποθέτηση των χρεωγράφων σε χαρτοφυλάκια αυξάνει σημαντικά τη διακύμανση των αποδόσεων των αρχικών χρεωγράφων. Αυτό είναι το αντίθετο της διασποράς και δεν αποτελεί έκπληξη το γεγονός ότι εφαρμόζοντας το APT σε αυτά τα χαρτοφυλάκια μας έχει ένα παράδοξο αποτέλεσμα. Οι Dybvig & Ross πρότειναν ότι το APT, σε αντίθεση με το CAPM, είναι ελέγξιμο για υποσύνολα των χρεωγράφων. Αυτή η διαπίστωση έχει ευρύτερα αναφερθεί ως ο λόγος για τον οποίο το APT είναι ελέγξιμο και δεν πάσχει από τις ελλείψεις του CAPM που σημειώθηκαν από τον Roll.

Η θεωρία επίσης εξετάστηκε επάνω στην ακόλουθη βάση. Μία από τις κύριες επιπτώσεις της θεωρίας είναι ότι ο κίνδυνος των καταλοίπων εξαφανίζεται διαμέσου της διασποράς. Έτσι, σύμφωνα με τον Ross (1976) ισχύει:

$$RSS = \sum_{i=1}^{\infty} (E(R_i) - \gamma_0 - \gamma_1 \beta_{i1} - \gamma_2 \beta_{i2})^2 < \infty$$

Ο Shanken ισχυρίστηκε ότι η παραπάνω εξίσωση θα ισχύει σίγουρα, καθώς πολλοί εμπειρικοί έλεγχοι εκτελούνται σε πεπερασμένο σύνολο χρεωγράφων και, κατά συνέπεια, καταλήγουν

σε ένα πεπερασμένο άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων. Ίσως η κριτική του Roll να ισχύει και εδώ, εφόσον δε μπορούμε να μετρήσουμε το σύνολο των υαρχόντων χρεωγράφων. Πάντως, σε μία προσπάθεια να δημιουργηθεί μία proxy μεταβλητή για το RSS, ο Dybvig (1983) εξάγει ένα μοντέλο το οποίο λειτουργεί σε μία σταθερή οικονομία και δίνει έναν συγκεκριμένο χώρο για τις αποκλίσεις από τις τιμές του APT για τα χρεώγραφα (εναλλακτικά μία συγκεκριμένη περιοχή του σφάλματος). Ας σημειώσουμε εδώ ότι το αρχικό μοντέλο υποδηλώνει ότι μόνο αυτά τα χρεώγραφα θα τιμολογηθούν σωστά κατά μέσο όρο (διαστρωματικά) και έτσι μπορεί να υπάρχουν χρεώγραφα τα οποία να τιμολογηθούν λανθασμένα. Το περιορισμένο εύρος που παρουσιάζεται ώστε να ικανοποιηθεί η εξίσωση τιμολόγησης είναι:

$$|\delta_i| \leq A \sigma^2 \alpha_i$$

όπου δ_i είναι η διαφορά μεταξύ πραγματικών και αναμενόμενων αποδόσεων, A αντιπροσωπεύει το βαθμό της σχετικής αποστροφής κινδύνου για τον αντίστοιχο επενδυτή, σ^2 η διακύμανση των μη συστηματικών αποδόσεων και α_i η προσφορά του χρεωγράφου i ως αναλογία του συνολικού πλούτου. Το μοντέλο του περιορίζει τις αποκλίσεις των τιμών των χρεωγράφων σε συγκεκριμένη περιοχή και το μόνο που χρειάζεται για το APT ώστε να έχει καλή προσέγγιση είναι α) διακύμανση του μη συστηματικού κινδύνου που δεν πρέπει να είναι πολύ μεγάλη, β) επιτόκια που πρέπει να είναι λογικά, γ) ατομικά όρια της αποστροφής κινδύνου που δεν πρέπει να είναι πολύ υψηλά και δ) οι per capita προσφορές χρεωγράφων πρέπει να είναι μικρές. Ο ερευνητής εφαρμόζει το μοντέλο του σε μία οικονομία παραγόντων με έναν μόνο αντιπρόσωπο και στη συνέχεια το επεκτείνει σε μία αγορά πολλών αντιπροσώπων. Ο Dybvig απέδειξε ότι τα περιορισμένα όρια στις αποδόσεις πρέπει να είναι λιγότερο από 0,04% σε ετήσια βάση. Ένας υπολογισμός των περιορισμένων ορίων στην περίπτωση πολλών αντιπροσώπων δείχνει ότι, ως πρακτικό θέμα, η τιμολόγηση του APT

αποτελεί πολύ καλή προσέγγιση και ότι οι αποκλίσεις από την τιμολόγηση του APT είναι αμελητέες για την οικονομία μας.

Παρόλα αυτά μερικά προβλήματα με την εμπειρική επικύρωση του μοντέλου δεν ακυρώνουν την ισχύ του θεωρητικού APT. Δεδομένου όμως ότι δεν υπάρχει μοναδικό μοντέλο δημιουργίας αποδόσεων μετοχών (Security Return Generating Model - SRGN) αντιμετωπίζουμε τα ακόλουθα προβλήματα: πρώτον, τον προσδιορισμό του μοναδικού SRGM, δεύτερον, την απουσία μίας αποκαλυπτικής περιγραφής των παραγόντων που δημιουργούνται αναλύοντας διάφορες ομάδες μετοχών και, τρίτον, την ύπαρξη διαφορετικών SRGN που προέκυψε από την παραγοντική ανάλυση διαφόρων ομάδων μετοχών, διαφορετικών μεγεθών και διαφόρων ομάδων μετοχών του ίδιου μεγέθους. Εάν τα παραπάνω προβλήματα δεν επιλυθούν, το APT δε μπορεί να ελεγχθεί. Αυτά τα προβλήματα πάντως δεν αποτελούν ενδείξεις ενάντια στη θεωρία, αλλά σημαίνουν ότι το APT δε μπορεί να ελεγχθεί χρησιμοποιώντας την υπάρχουσα μεθοδολογία. Κατά συνέπεια, οι επιπτώσεις από την εμπειρική έρευνα μπορούν να συνοψιστούν ως εξής: πρώτον, είναι πολύ δύσκολο να εκτιμήσουμε ποιά είναι το ιδανικό μέγεθος ομάδας που πρέπει να χρησιμοποιηθεί ώστε να διερευνήσουμε την εμπειρική εγκυρότητα του APT, δεύτερον, μία βασική υπόθεση του APT που αφορά τη μοναδικότητα του SRGM παραβιάζεται και, τρίτον, το APT δε μπορεί να ελεγχθεί ξεκάθαρα χρησιμοποιώντας δεδομένα χρονολογικών σειρών.

4.2.7 Εταιρίες και τιμολόγηση του κινδύνου του επιτοκίου

Το μοντέλο ισορροπίας μέσου διακύμανσης των Sharp (1964) - Lindner (1965), γνωστό ως CAPM, και η θεωρία τιμολόγησης του arbitrage, που αναπτύχθηκε αργότερα από τον Ross (1976), έχουν χαρακτηριστεί ως οι πιο σημαντικές συμβολές στη μοντέρνα θεωρία της κεφαλαιαγοράς. Παρά την όποια θεωρητική και εμπειρική κριτική που ασκήθηκε σε αυτές τις δύο θεωρίες, αποτελούν ακόμη και σήμερα τη βάση ενός σημαντικού αριθμού εμπειρικών

εργασιών. Όπως σημειώθηκε και προηγούμενα, το APT αναφέρεται στο ότι η επικινδυνότητα ενός χρεωγράφου, δηλαδή η μέση μακροπρόθεσμη απόδοσή του, συνδέεται άμεσα με την ευαισθησία του στις απροσδόκητες αλλαγές σε περισσότερους από έναν οικονομικούς παράγοντες. Παρά το γεγονός ότι σημαντική έρευνα έχει πραγματοποιηθεί πάνω στους παράγοντες που ερμηνεύουν τις διαδικασίες δημιουργίας αποδόσεων, πολύ λίγες εργασίες έχουν εξετάσει αποκλειστικά την τιμολόγηση των επιτοκίων για μεγάλο αριθμό κλάδων και ιδιαίτερα για τον κλάδο της Ναυτιλίας. Προηγούμενες εργασίες έχουν ασχοληθεί με τη σημασία της διαχρονικής δομής των επιτοκίων μεταξύ άλλων παραγόντων στην τιμολόγηση μετοχών. Οι περισσότερες εργασίες στη διάρκεια της δεκαετίας του '70 και στις αρχές της δεκαετίας του '80 χρησιμοποίησαν μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως ο πληθωρισμός, η βιομηχανική παραγωγή, η κατανάλωση κλπ.

Παρά το γεγονός ότι η παρούσα εργασία χρησιμοποιεί στοιχεία από την Ελλάδα, οι μόνες άμεσα συγκρίσιμες μελέτες προέρχονται από τις Ηνωμένες Πολιτείες. Οι Sweeney & Warga (1983-1986a) εξέτασαν το κατά πόσο ο κίνδυνος του επιτοκίου τιμολογείται από τη χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ. Εξέτασαν μία πιο προγενέστερη περίοδο (1960-1979) από τη δική μας και χρησιμοποίησαν ένα διαφορετικό δείγμα. Το δείγμα τους επικεντρώθηκε κυρίως στις βιομηχανίες κοινής ωφέλειας παραγωγής ηλεκτρικού και αερίου, όπου σχημάτισαν τρία ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με 25 εταιρίες το καθένα. Στην αρχή έδειξαν ότι το δείγμα τους είναι ευαίσθητο σε κινήσεις επιτοκίων χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο δύο δεικτών και, στη συνέχεια, εφαρμόζοντας την προσέγγιση της πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (Full Information Likelihood Approach-FILA) μέτρησαν τη σημαντικότητα του premium κινδύνου του επιτοκίου. Τα αποτελέσματά τους ήταν κατά κάποιο τρόπο συγκεχυμένα, καθόσον η εκτίμηση με μη ορθογώνιους παράγοντες (non-orthogonal factors) έδωσε εκτιμήσεις σημαντικών premia των επιτοκίων, ενώ η ορθογωνοποιημένη εκδοχή κατέληξε σε ένα μέσο συντελεστή 1,1 τυπικών σφαλμάτων μακριά από το μηδέν για το

δεύτερο παράγοντα. Σε αυτό το σημείο θα θέλαμε να υπογραμμίσουμε ότι η παρουσία πολυσυγγραμμικότητας μεταξύ των δύο ανεξάρτητων μεταβλητών, συνδεδεμένη με το γεγονός ότι το premium της αγοράς τιμολογείται, μπορεί να είναι η αιτία που το premium του επιτοκίου βρέθηκε σημαντικό. Ισχυρίστηκαν ακόμη ότι ένα σημαντικό κομμάτι της διαδικασίας δημιουργίας αποδόσεων εξακολουθεί να παραμένει ανεξήγητο από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και απέδωσαν αυτό το γεγονός, που δεν έχει εξηγηθεί, στα επιτόκια. Επίσης, επέκτειναν την έρευνά τους σε ένα μεγάλο τμήμα του συνολικού NYSE. Θεώρησαν 21 χαρτοφυλάκια από διαφορετικές βιομηχανίες για την περίοδο 1960-1979 και για υποπεριόδους των 5 και 10 ετών. Τα αποτελέσματά τους δεν ήταν τόσο εντυπωσιακά, καθώς μόνο μία υποπερίοδος (1970-1979) βρέθηκε με το σωστό πρόσημο (αρνητικό) και στατιστικά σημαντική.

Ο Yourougou (1990) εξέτασε επίσης την τιμολόγηση του κινδύνου του επιτοκίου χρησιμοποιώντας, όμως, διαφορετικό δείγμα και μεθοδολογία από τους Sweeney & Warga. Επικεντρώθηκε κυρίως στον χρηματοοικονομικό τομέα. Το δείγμα του αποτελείται από 115 χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις (83 τράπεζες και 32 αποταμιευτικοί και δανειοδοτικοί οργανισμοί) και 100 βιομηχανικές επιχειρήσεις. Η περίοδος τεσσάρων ετών που εξετάστηκε ήταν μεταξύ του 1977 και 1981. Η εργασία του Yourougou ήταν ουσιαστικά μία μελέτη περίπτωσης, καθώς εξέτασε τις περιόδους πριν και μετά τον Οκτώβριο του 1979¹⁴. Χρησιμοποίησε μία τροποποιημένη τεχνική ομαδοποίησης σε σχέση με αυτή που χρησιμοποίησαν οι Fama & MacBeth (1973). Τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν ήταν 23 για το χρηματοοικονομικό τομέα και 20 για τις βιομηχανικές επιχειρήσεις. Για να υπολογίσει τα premia του κινδύνου χρησιμοποίησε μία μη γραμμική πολυμεταβλητή εκτίμηση. Για να ελέγξει κατά πόσο ο κίνδυνος των επιτοκίων συμβάλλει στις αποδόσεις των μετοχών εφήρμοσε τον έλεγχο του δείκτη πιθανοφάνειας (likelihood ratio test) σε μοντέλα ενός και

δύο δεικτών. Τα δύο μοντέλα πολυμεταβλητής παλινδρόμησης υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας την τεχνική του Zellner¹⁵. Τα αποτελέσματά του έδειξαν ότι η περίοδος πριν τον Οκτώβριο του 1979 ήταν περίοδος που ούτε ο παράγοντας των επιτοκίων, ούτε τα premia των επιτοκίων βρέθηκαν σημαντικά για τις μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις συγκρινόμενες με τις χρηματοοικονομικές, όπου ο παράγοντας των επιτοκίων βρέθηκε σημαντικός, αλλά όχι τα premia των επιτοκίων. Τα premia βρέθηκαν σημαντικά μόνο για ένα υποσύνολο τραπεζών που χαρακτηριζόταν από υψηλή και σταθερή ευαισθησία επιτοκίων. Στη διάρκεια της περιόδου μετά τον Οκτώβριο του 1979, τόσο οι βιομηχανικές όσο και οι χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις φαίνεται να επιδεικνύουν αρνητική ευαισθησία επιτοκίου. Παρόλο ότι οι βιομηχανικές επιχειρήσεις επιδεικνύουν ένα σημαντικό συντελεστή επιτοκίου, τα risk premia αυτών δε βρέθηκαν σημαντικά. Ο Yourougou κατέληξε, τέλος, στο συμπέρασμα ότι οι μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις ήταν λιγότερο ευαίσθητες και ότι ο αναλαμβανόμενος κίνδυνος επιτοκίου για τις χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις τιμολογούνταν από την αγορά κατά τη διάρκεια των περιόδων υψηλής ρευστότητας επιτοκίων.

4.3 ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Αυτό το τμήμα της εργασίας παρουσιάζει τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν για τους εμπειρικούς ελέγχους καθώς και την οικονομετρική μεθοδολογία. Ξεκινούμε περιγράφοντας τη διαδικασία επιλογής και στη συνέχεια παρουσιάζουμε μία διαδικασία δημιουργίας που μας δίνει το απρόσμενο συστατικό του παράγοντα κίνδυνος. Στο τελευταίο μέρος παρουσιάζουμε το υπόβαθρο πίσω από την προσέγγιση SURE.

¹⁴Στην περίοδο πριν τον Οκτώβριο του 1979, η πολιτική της Federal Reserve Bank ήταν να κρατά τα επιτόκια χαμηλά και σταθερά, ελέγχοντας τα επιτόκια των Fed Funds.

¹⁵Zellner A. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias", *Journal of American Statistical Association* (1962), Vol.57, pp.348-368.

4.3.1 Διαδικασία επιλογής

Θεωρώντας ότι δεν υπάρχει προηγούμενη έρευνα που να αφορά τα εξεταζόμενα χαρτοφυλάκια στο ελληνικό Χρηματιστήριο, ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να συμπεριλάβει ένα ευρύ φάσμα επιχειρήσεων και να εξετάσει την πιο πρόσφατη δυνατή περίοδο. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αφορούν την περίοδο Απριλίου 1994 με Ιούνιο 1997. Ο λόγος που επιλέχθηκε ως περίοδος έναρξης ο Απρίλιος του 1997 είναι η έλλειψη, για την προγενέστερη περίοδο, στοιχείων που να αφορούν τα διαπραγματευτικά επιτόκια. Τα επιτόκια των εντόκων γραμματειών του ελληνικού Δημοσίου και των ομολόγων του ελληνικού Δημοσίου δεν ενδείκνυτο να χρησιμοποιηθούν στην έρευνά μας εφόσον καθορίζονταν από το Υπουργείο Οικονομικών και δεν υπήρχαν στοιχεία για τις ημερήσιες διακυμάνσεις τους. Συνολικά υπολογίστηκαν 112.560 αποδόσεις για ένα σύνολο 134 επιχειρήσεων. Αναλυτικότερα, δημιουργήσαμε οκτώ χαρτοφυλάκια. Οι εταιρίες που επιλέχθηκαν ήταν: Τράπεζες (15), χρηματοοικονομικές εταιρίες (22), κλωστοϋφαντουργικές εταιρίες (18), κατασκευαστικές εταιρίες (10), εταιρίες τροφίμων (14), μεταλλουργικές εταιρίες (17), διάφορες εταιρίες (38) και, τέλος, ένα συνολικό χαρτοφυλάκιο με όλες τις παραπάνω εταιρίες (το χαρτοφυλάκιο αυτό δημιουργήθηκε από τις αποδόσεις των επτά προηγούμενων χαρτοφυλακίων).

4.3.2 Μοντελοποίηση των αλλαγών των επιτοκίων

Η τεχνική που χρησιμοποιήθηκε εδώ για να διερευνήσει την τιμολόγηση των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων περιλαμβάνει μια διαδικασία δύο τμημάτων. Πρώτον, προσδιορίζεται μία εξίσωση αναμενόμενου επιτοκίου και τα κατάλοιπα από αυτή την εξίσωση ορίζονται ως οι απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων. Δεύτερον, η τιμολόγηση των αλλαγών των επιτοκίων εκτιμάται χρησιμοποιώντας τη σειρά των καταλοίπων ως παράγοντα επιτοκίου που ορίζεται αργότερα στην εξίσωση (30).

Το πρώτο πρόβλημα που ανακύπτει με αυτά τα μοντέλα είναι η πιθανή παραβίαση των συνθηκών ορθογωνιότητας μεταξύ των παραγόντων που εμπλέκονται. Δηλαδή, καθώς ο δείκτης της αγοράς είναι ένας μέσος, θα περιέχει ήδη τη μέση ευαισθησία σταθμισμένη με την τιμή της συστατικής του μετοχής προς τον δεύτερο παράγοντα. Αυτός ο τύπος συγγραμικότητας αναμένεται να χαλαρώσει τη σημαντικότητα της τελευταίας μεταβλητής. Η διαδικασία που χρησιμοποιήθηκε για να υπερπηδηθεί αυτό το πρόβλημα είναι ισοδύναμη με αντικατάσταση του δεύτερου παράγοντα με τα κατάλοιπα από μία παλινδρόμηση από το δείκτη επιτοκίου πάνω στην άλλη εξωγενή μεταβλητή¹⁶. Αυτή η διαδικασία θα αλλάξει τις εκτιμήσεις της παλινδρόμησης και τα τυπικά σφάλματά τους, αλλά δεν προσθέτει τυχόν παραπάνω επεξηγηματική δύναμη.

Το δεύτερο δίλημμα είναι η επιλογή της διαδικασίας δημιουργίας προσδοκίας (Expectation Generating Process) για τους παράγοντες που εισάγονται στο μοντέλο. Δεδομένου του γεγονότος ότι διαφορετικές διαδικασίες μπορούν να οδηγήσουν σε διαφορετικά συμπεράσματα αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα των εκτιμώμενων τιμών του κινδύνου, πέντε διαδικασίες δημιουργίας προσδοκιών χρησιμοποιούνται για να ελέγξουμε την αυτοδυναμία (robustness) των αποτελεσμάτων μας. Τα πέντε οικονομετρικά μοντέλα που χρησιμοποιούνται είναι ο πρώτος διαφορικός μετασχηματισμός, ένα Polynomial Distributed Lag Model [PDL (2,4)], ένα περιορισμένο αυτοπαλινδρομο ολοκληρωμένο μοντέλο [Restricted Autoregressive Integrated Model - RARI (3,1)], η τεχνική υστέρησης του Shiller (2,4) και η προσέγγιση Kalman filter. Όλες οι μέθοδοι έδωσαν σχεδόν όμοια αποτελέσματα αναφορικά με την ευαισθησία επιτοκίου και η σημαντικότητα των εκτιμώμενων premia κινδύνου ελήφθη υπόψη. Για να μη μακρηγορούμε και λόγω της γενικής ομοιογένειας των αποτελεσμάτων στα μοντέλα επιτοκίων, παρουσιάζεται μόνο η προσέγγιση Kalman filter.

¹⁶Βλ. Κεφάλαιο 3, Τμήμα 3.5.

Η διαδικασία Kalman filter αναφέρεται σε μία μέθοδο εκτίμησης που χρησιμοποιείται συνήθως για να εκτιμηθούν μοντέλα "state-space". Αυτή η τάξη μοντέλων αποτελείται από δύο τμήματα: την εξίσωση μετάβασης, που περιγράφει την εξέλιξη ενός συνόλου state μεταβλητών και την εξίσωση μέτρησης, η οποία περιγράφει πώς τα δεδομένα που πραγματικά παρατηρούνται δημιουργούνται από state μεταβλητές. Η μέθοδος εκτίμησης Kalman filter είναι μία ανανεωμένη μέθοδος που βασίζει τις εκτιμήσεις της παλινδρόμησης για κάθε χρονική περίοδο στις εκτιμήσεις της προηγούμενης περιόδου και στα δεδομένα της τρέχουσας περιόδου. Υπάρχει ένα σημαντικό υπολογιστικό πλεονέκτημα και πιθανόν κάποια θέματα περαιτέρω γνώσης (διερεύνηση των διαρθρωτικών αλλαγών στις παραμέτρους) που κερδίζονται υπολογίζοντας τις εκτιμήσεις διαδοχικά, καθώς νέες παρατηρήσεις γίνονται διαθέσιμες¹⁷. Θεωρώντας μία απλή εξαρτημένη μεταβλητή για απλοποίηση, το μοντέλο Kalman filter (στη μορφή state-space) μπορεί να γραφεί ως ακολούθως:

$$Y_t = \alpha_t + \beta_t X_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 H)$$

$$\alpha_t = \lambda_{11} \alpha_{t-1} + \lambda_{12} \beta_{t-1} + u_t \quad (28)$$

$$\beta_t = \lambda_{21} \alpha_{t-1} + \lambda_{22} \beta_{t-1} + \eta_t \quad (29)$$

Η εξίσωση (27) είναι γνωστή ως εξίσωση μέτρησης και οι εξισώσεις (28) και (29) είναι γνωστές ως εξισώσεις μετάβασης. Τα α_t και β_t ονομάζονται state μεταβλητές και οι αρχικές τους αξίες υποθέτουμε ότι είναι γνωστές με τις ακόλουθες αρχές:

$$\beta_0 \sim N(\beta_0, \sigma^2 P_0) \quad \text{και} \quad \alpha_0 \sim N(\alpha_0, \sigma^2 Z_0)$$

¹⁷Κάθε φορά που το σύνολο των παραμέτρων της παλινδρόμησης μας ανανεώνεται με το να συμπεριληφθεί μία νέα παρατήρηση $(n+1)$, ο επαναλαμβανόμενος (recursive) ή on-line εκτιμητής είναι $\hat{\beta}_{n+1} = \hat{\beta}_n + \frac{(X_n' X_n)^{-1} X_{n+1}'}{1 + X_{n+1} (X_n' X_n)^{-1} X_{n+1}'} (Y_{n+1} - X_{n+1} \hat{\beta}_n)$. Ο τύπος δείχνει ότι ο ανανεωμένος εκτιμητής είναι ίσος με τον προηγούμενο εκτιμητή συν έναν παράγοντα προσαρμογής που είναι ανάλογος με το λάθος πρόβλεψης.

Επιπλέον, οι αρχικές τιμές των λ υποθέτουμε επίσης ότι είναι γνωστές και u_i και η_i είναι κοινά κατανομημένα τυχαία σφάλματα με γνωστές διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις

$$u_i \sim N(0, \sigma^2 V) \quad \text{και} \quad \eta_i \sim N(0, \sigma^2 Q)$$

Το γεγονός ότι προηγούμενη πληροφόρηση απαιτείται για τη διακύμανση του όρου μέτρησης σφάλματος (Measurement Error Term), τις διακυμάνσεις και τις συνδιακυμάνσεις των σφαλμάτων μετάβασης, τις παραμέτρους μετάβασης και τις αρχικές τιμές των συντελεστών παλινδρόμησης αποτελεί ένα εμπόδιο που μπορεί να παρακαμφθεί, υποθέτοντας ότι $H=V=Q=\lambda_{ij} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$. Το διάνυσμα των προηγούμενων συντελεστών α_0 και β_0 για την εξίσωση μέτρησης μπορεί να υπολογιστεί προκαθορισμένα (default) από μία παλινδρόμηση στις αρχικές b παρατηρήσεις του δείγματος, όπου m είναι ο αριθμός των συντελεστών στα α_i και β_i . Οι παραπάνω εξισώσεις Kalman filter μπορούν να γραφούν συμπυκνωμένα με τη μορφή μιας εξίσωσης ως ακολούθως:

$$Y_t = \lambda^m \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda^{m-i} (\beta_{t-i} + u_i) + \left[\lambda^m \beta_0 + \sum_{i=1}^m \lambda^{m-i} (\alpha_{t-i} + \eta_i) \right] X_t + \varepsilon_t \quad (30)$$

Στα επαναλαμβανόμενα κατάλοιπα (recursive residuals) από το παραπάνω μοντέλο χρησιμοποιούνται ως αρχικές τιμές για τις απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων στην εξίσωση (32) που παρουσιάζεται στο επόμενο τμήμα.

4.3.3 Η Μεθοδολογία SURE

Ξεκινούμε την ανάλυσή μας με τα ίδια στάδια και υποθέσεις όπως και στο τμήμα με τη δημιουργία του μοντέλου APT. Η εξίσωση που ήδη έχουμε είναι η ακόλουθη:

$$R_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n (\gamma_j \beta_{ij} + \beta_{ij} f_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

Επίσης, υποθέτουμε ότι η μήτρα παραγόντων $[f_j]$ και η μήτρα ευαισθησίας $[\beta_m]$ έχουν πλήρες μέγεθος στήλης (full column rank) όπως επίσης και ότι $T > N > n$ and $NT > n(N+1)$

εξασφαλίζοντας έτσι ότι το σύστημα δεν είναι απροσδιόριστο. Ας σημειώσουμε εδώ ότι ο όρος $\sum_{j=1}^n \gamma_j \beta_{ij}$ είναι μία παραμετρική επαναπαρουσίαση των $N-(n+1)$ μη γραμμικών περιορισμών, που αφορούν όλες τις εξισώσεις, που εκφράζουν τις N σταθερές της εξίσωσης (31) σε όρους των $n+1$ παραμέτρων γ . Θα πρέπει, πάντως, να έχουμε υπόψη μας ότι υπάρχει διαφορά στον υπολογισμό των premia μεταξύ της τυπικής μεθολογίας των Black, Jensen & Scholes (1972) ή των Fama & MacBeth (1973) και της πολυμεταβλητής προσέγγισης [Sweeney & Warga (1986b)]. Η προηγούμενη μεθοδολογία δεν υπολογίζει ουσιαστικά το ex ante premium κινδύνου, αλλά το ex post ή premium κινδύνου δείγματος. Το Παράρτημα 4.1 μας δίνει μια πιο ξεκάθαρη εικόνα του πώς τα premia εκτιμώνται ταυτόχρονα με τα beta κατά τη μη γραμμική πολυμεταβλητή μέθοδο. Βασισόμενη στη σχέση (31), η εξίσωση κάτω από το πλαίσιο του μοντέλου δύο παραγόντων λαμβάνει την ακόλουθη μορφή¹⁸:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \gamma_2 \beta_{i2} + \beta_{i1} R_{Mt} + \beta_{i2} SI_t + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

όπου

R_{it} = ημερήσια απόδοση στη μετοχή i την εβδομάδα t

R_{Mt} = ημερήσια απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς την εβδομάδα t

SI_t = ημερήσιο ποσοστό έκπληξης στα επιτόκια

β_{ij} = ένα μέτρο σύνδεσης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και των αποδόσεων σε ένα χαρτοφυλάκιο σχεδιασμένο ώστε να αντισταθμίζει κίνδυνο j

γ_0 = η αναμενόμενη απόδοση σε ένα χρεώγραφο του οποίου η απόδοση δε σχετίζεται με την απόδοση στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς

γ_j = η τιμή του κινδύνου (premium ή έκπτωση) ανά μονάδα ευαισθησίας για το συγκεκριμένο παράγοντα j

¹⁸ Η εξαγωγή της σχέσης (32) πραγματοποιείται στο τμήμα 4.2.1.

Εκτιμώντας το παραπάνω μοντέλο υποθέτουμε σιωπηρά επίσης ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα περιλαμβάνει την επίδραση των πιο πιθανών μακροοικονομικών παραγόντων. Η πολυμεταβλητή εκτίμηση εφαρμόζεται και με τους περιορισμούς μεταξύ των εξισώσεων και μέσα στους μη γραμμικούς περιορισμούς της εξίσωσης για τις παραμέτρους ακολουθώντας τη θεωρία του APT. Ο Gibbons (1982) και ο Stambaugh (1982) εφάρμοσαν την πολυμεταβλητή μέθοδο αλλά με περιεχόμενο CAPM. Ο Gibbons χρησιμοποίησε ένα μη επαναληπτικό αλγόριθμο σε χαρτοφυλάκια εταιριών, που είναι ισοδύναμο με τη διατηματική προσέγγιση δύο σταδίων. Ο Stambaugh χρησιμοποίησε μία επαναληπτική προσέγγιση μέγιστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (iterative full information maximum likelihood approach-FIML) και μία παραλλαγή του ελέγχου του δείκτη πιθανοφάνειας χρησιμοποιήθηκε από τον Gibbons σε χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν ανά κλάδο. Και οι δύο επικεντρώθηκαν στον έλεγχο των περιορισμών που θέτει το CAPM, ενώ η παρούσα εργασία εξετάζει το κατά πόσον οι απρόσμενες αλλαγές στις αποδόσεις της αγοράς τιμολογούνται με τρόπο σύμφωνο με το APT.

Το μοντέλο SURE επιτυγχάνει μία βελτίωση όσον αφορά την αποτελεσματικότητα λαμβάνοντας υπόψη το γεγονός ότι οι συσχετίσεις σφαλμάτων μεταξύ εξισώσεων (cross-equation error correlations) μπορεί να μην είναι μηδέν. Στην περίπτωση που υπάρχουν ταυτόχρονα προβλήματα με ενδογενείς μεταβλητές στη δεξιά πλευρά της εξίσωσης, οι μέθοδοι 3SLS και FIML είναι οι κατάλληλες για κοινή εκτίμηση. Οι εκτιμητές SURE λαμβάνονται εκτιμώντας ένα σύνολο μη γραμμικών εξισώσεων με περιορισμούς που αφορούν όλες τις εξισώσεις, αλλά με μία διαγώνια μήτρα συνδιακύμανσης των διαταρράξεων σε όλες τις εξισώσεις. Εάν τα γ είναι γνωστά, η εξίσωση (28) μπορεί να χαρακτηριστεί ως γραμμική. Οι εκτιμητές αυτών των παραμέτρων χρησιμοποιούνται ώστε να μας δώσουν μία συνεπή εκτίμηση της μήτρας συνδιακύμανσης των διαταρράξεων, η οποία χρησιμοποιείται στη συνέχεια ως μήτρα στάθμισης όταν επανεκτιμάται το μοντέλο προκειμένου να βρεθούν

νέες τιμές για τις παραμέτρους. Ξεκινώντας με τη βασική παλινδρόμηση και με ένα σύνολο N εξισώσεων, το σύστημα μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & & & \\ & X_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & X_N \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{bmatrix}$$

Η συμμετρική θετική πεπερασμένη μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης είναι:

$$S = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \cdots & \sigma_{NN} \end{bmatrix}$$

Η μήτρα διακύμανσης για το e διάνυσμα $-Var(e)$ μπορεί να γραφεί ως:

$$E(ee') = V = S \otimes I$$

Η μεθοδολογία SURE αποτελεί μία ειδική περίπτωση των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) με μήτρα συνδιακύμανσης καταλοίπων συγκεκριμένης μορφής:

$$E(e_i e_j') = \sigma_{ij} I \quad i, j = 1, 2, \dots, m$$

Αυτή η υπόθεση υποδηλώνει ότι οι διαταράξεις είναι ανεξάρτητες στην πορεία του χρόνου αλλά σύγχρονα συσχετιζόμενες σε όλα τα τμήματα του συστήματος.

Βασιζόμενοι στη μήτρα διακύμανσης του e διανύσματος, μπορούμε να έχουμε την παρακάτω σχέση:

$$V^{-1} = S^{-1} \otimes I_T = \begin{bmatrix} \sigma^{11} I_T & \cdots & \sigma^{1N} I_T \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{N1} I_T & \cdots & \sigma^{NN} I_T \end{bmatrix}$$

Ο θεωρητικός εκτιμητής GLS του β είναι $\hat{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1} X'V^{-1}Y$ με ασυμπτωτική μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης $E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] = \sigma^{\beta} (X'V^{-1}X)^{-1}$ ή $(\sigma^{\beta} X_i' X_j)^{-1}$ που σημαίνει:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' X_1 & \cdots & \cdots & \sigma^{1N} X_1' X_N \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma^{N1} X_N' X_1 & \cdots & \cdots & \sigma^{NN} X_N' X_N \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^N \sigma^{1j} X_1' Y_j \\ \sum_{j=1}^N \sigma^{2j} X_2' Y_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^N \sigma^{Nj} X_N' Y_j \end{bmatrix}$$

Η αντικειμενική συνάρτηση είναι να επιλέξουμε το β και το V έτσι ώστε να μεγιστοποιήσουμε τη συνάρτηση λογαριθμικής πιθανοφάνειας:

$$\ell(\beta, V) = -(TN/2) \log(2\pi) + (T/2) \log |V^{-1}| - 0.5 \sum_{i=1}^T (Y_i - X_i \beta)' V^{-1} (Y_i - X_i \beta)$$

Σύμφωνα με τους Καθηγητές Γκαμαλέτσο και Zellner, η φανερή λειτουργική δυσκολία είναι ότι η V^{-1} είναι άγνωστη. Ο Zellner (1962) πρότεινε την κατασκευή ενός εφικτού εκτιμητή ως ακολούθως: εφαρμόζουμε τη μέθοδο OLS ξεχωριστά σε κάθε εξίσωση του συστήματος, λαμβάνοντας έτσι τα διανύσματα των δειγματικών καταλοίπων

$$e_i = [I_T - X_i(X_i' X_i)^{-1} X_i'] Y_i \quad i = 1, \dots, N.$$

Στη συνέχεια, τα διαγώνια στοιχεία της V υπολογίζονται ως $\hat{\sigma}_{ii} = \frac{e_i' e_i}{T - k_i}$ και τα μη

διαγώνια στοιχεία υπολογίζονται ως $\hat{\sigma}_{ij} = \frac{e_i' e_j}{[(T - k_i)(T - k_j)]^{1/2}}$, όπου k_i υποδηλώνει τον

αριθμό των στηλών στην X_i ¹⁹. Τέλος, ο εκτιμητής $\hat{\gamma}, \hat{\beta}$ επιλέγεται ώστε να ελαχιστοποιήσει την τετραγωνική μορφή στα κατάλοιπα από τη σωρευτική εξίσωση:

$$Q(\gamma, \beta; \hat{V}) = [Y - (I_N \otimes X)\beta]' (V^{-1} \otimes I_T) [Y - (I_N \otimes X)\beta]$$

¹⁹ Η προσαρμογή για τους βαθμούς ελευθερίας γίνεται δύσκολη όταν υπάρχουν διαφορετικοί αριθμοί παραμέτρων σε διαφορετικές εξισώσεις. Ας σημειωθεί ότι ο αριθμός των στηλών στη X_i δεν είναι απαραίτητα να είναι ο ίδιος.

4.4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Βασιζόμενοι στη μεθοδολογία που αναφέραμε προηγούμενα ξεκινάμε την εμπειρική μας ανάλυση εξετάζοντας την τιμολόγηση του κινδύνου του επιτοκίου για οκτώ διαφορετικά συστήματα εξισώσεων. Κάθε σύστημα περιλαμβάνει ένα σύνολο N παλινδρομήσεων παρόμοιων με την εξίσωση (32), κάθε μία από τις οποίες αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις της μετοχής μίας εταιρίας του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου. Πρέπει να υπογραμμιστεί εδώ ότι αυτοί οι παράγοντες που δεν τιμολογούνται είναι το ίδιο σημαντικοί όπως και αυτοί που τιμολογούνται κατά τη λήψη μίας επενδυτικής απόφασης από έναν επενδυτή. Το ότι θεωρούνται σχετικές αφορά μονάχα το θέμα της πρόβλεψης των αναμενόμενων αποδόσεων. Αυτό είναι πολύ σημαντικό όταν ερμηνεύουμε εμπειρικά αποτελέσματα. Λαμβάνοντας υπόψη τα αποτελέσματα του Κεφαλαίου 5 αναφορικά με τη σημαντικότητα της ευαισθησίας των επιτοκίων, προχωρούμε στην εξέταση του κατά πόσον ο κίνδυνος των επιτοκίων τιμολογείται από την κεφαλαιαγορά. Επιπλέον, δεδομένης της ομοιότητας των αποτελεσμάτων από τη χρήση διατραπεζικών επιτοκίων 1, 2, 3 και 6 μηνών αναφέρουμε μόνο τα αποτελέσματα με τη χρήση διατραπεζικών επιτοκίων 6 μηνών. Ο Πίνακας 1 παρουσιάζει τα αποτελέσματα της εκτίμησης των premia κινδύνου για κάθε ένα χαρτοφυλάκιο χωριστά.

Πίνακας 1

Εκτιμήσεις συντελεστών SURE

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \gamma_2 \beta_{i2} + \beta_{i1} R_{mt} + \beta_{i2} SI_{it} + \varepsilon_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$
Χαρτοφυλάκια	0,00083	-1,00033	-0,18
Τραπεζών	(0,99)	(-1,41)	(-2,40)
Χρημ/κών Εταιριών	-5,22	6,42	-0,36
	(-0,047)	(1,047)	(-2,43)
Κλωστοϋφαντουργικών Εταιριών	-1,97	5,73	-0,041
	(-0,047)	(1,047)	(-2,02)
Εταιριών Κατασκευών	0,00028	-0,0007	-0,037
	(0,399)	(-1,089)	(-2,10)
Εταιριών Τροφίμων	-4,48	6,58	-0,051
	(-0,017)	(0,017)	(-2,04)
Μεταλλουργικών Εταιριών	-3,7	4,059	0,0373
	(-0,0497)	(0,0494)	(1,96)
Διαφόρων	-0,168	0,277	0,0528
	(-0,122)	(0,138)	(1,97)
Σύνολο Χαρτοφυλακίων	-0,0011	0,0013	-0,016
	(-1,71)	(1,66)	(-1,97)

Σημ. 1: Μέσα σε παρένθεση οι τιμές t-statistic.

Σημ. 2: Οι υπολογισμοί αφορούν τις απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων.

Είναι φανερό από τον παραπάνω Πίνακα ότι ο δεύτερος παράγοντας είναι σημαντικός για το σύνολο των χαρτοφυλακίων. Αυτό σημαίνει ότι το ελληνικό Χρηματιστήριο αποζημιώνει τους επενδυτές για τον κίνδυνο του επιτοκίου έστω και οριακά. Εξαιρέση αποτελούν τα χαρτοφυλάκια των μεταλλουργικών εταιριών και των διαφόρων εταιριών για τα οποία ο συντελεστής του γ είναι θετικός, γεγονός που σημαίνει (εφόσον το β_{i2} είναι αρνητικό) ότι οι επενδυτές δεν αποζημιώνονται για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν. Επίσης, ο σταθερός όρος δεν είναι σημαντικός για κανένα χαρτοφυλάκιο πέρα από το συνολικό (για το οποίο είναι οριακά). Ένας μη σημαντικός σταθερός όρος αποτελεί σημαντική αρχή ενός μοντέλου τιμολόγησης χρωμαγμάτων διότι αποτελεί ένδειξη μίας επαρκούς περιγραφής των αποδόσεων από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν. Επίσης, μπορούμε να δούμε ότι ο δείκτης του Χρηματιστηρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός όσον αφορά την επίδρασή του στην τιμολόγηση και μερικές φορές εμφανίζεται με "λάθος" αρνητικό πρόσημο. Αυτά τα αποτελέσματα δε σημαίνουν κατ' ανάγκη ότι ο κίνδυνος της αγοράς δεν τιμολογείται. Η

μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε δεν επιτρέπει την κατάλληλη εκτίμηση του premium κινδύνου της αγοράς από τη στιγμή που το premium της αγοράς βρίσκεται εκτός της συνάρτησης [Sweeney & Warga (1986b)]. Μία σύντομη περιγραφή αυτού του θέματος παρουσιάζεται στην αρχή του Παραρτήματος 4.1.

Τέλος, η ερμηνεία των premia κινδύνου θεωρείται τουλάχιστον απαραίτητη αν όχι εξαιρετικά σημαντική. Ουσιαστικά τα premia μετρούν την αναμενόμενη απόδοση ενός χρεωγράφου i ανά μονάδα ευαισθησίας σε έναν συγκεκριμένο παράγοντα κινδύνου j . Εφόσον η θεωρία της Χρηματοοικονομικής δεν έχει καταλήξει κάπου συγκεκριμένα όσον αφορά τα πρόσημα του premium, αυτά τα οποία έχουμε υπολογίσει είναι τουλάχιστον αξιόπιστα. Εάν θεωρήσουμε τις αλλαγές των επιτοκίων ως μετακίνηση πλούτου μεταξύ επενδυτών ή ως παρουσίαση του κόστους ευκαιρίας δεν υπάρχει εκ των προτέρων κάποια πεποίθηση όσον αφορά το πώς θα πρέπει να είναι τα πρόσημα. Ας σημειωθεί πάντως ότι εάν η κατανάλωση δε μετακινείται παράλληλα με τη μεταβλητή του κινδύνου τότε τα premia $E_j - \gamma_0$ μπορεί να είναι αρνητικά. Η σημασία των premia του κινδύνου είναι πάντα μία θετική συνάρτηση της ίδιας της μεταβλητής του παράγοντα. Από τη στιγμή που οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μία συνάρτηση των premia κινδύνου, τα αρνητικά premia των εκτιμήσεών μας μπορούν να ερμηνευτούν ως αν αυτές οι μετοχές λαμβάνονται ως αντιστάθμιση κινδύνου απέναντι στις αλλαγές των επιτοκίων: οι μετοχές με υψηλότερη έκθεση στα επιτόκια απαιτούν λιγότερες αναμενόμενες αποδόσεις. Η αντίθετη επίδραση της state μεταβλητής σε άλλα χρεώγραφα που είναι σχετικά πιο σταθερά σε ονομαστικούς όρους, μπορεί να κάνει αυτά τα χρεώγραφα να θεωρούνται σε μεγαλύτερο βαθμό προτιμητέα επενδυτική επιλογή για λόγους αντιστάθμισης κινδύνου. Έτσι, τα σημαντικά αρνητικά premia κινδύνου μπορούν να μεταφραστούν ως αν οι επενδυτές πληρώνονται με θετικές αποδόσεις για την ανάληψη αυτού του κινδύνου. Στην περίπτωση που ένα θετικό πρόσημο κυριαρχεί στο premium κινδύνου ενός δείγματος αυτό

αποτελεί ένδειξη ότι όσο πιο ευαίσθητη είναι μία επιχείρηση στο συγκεκριμένο παράγοντα, τόσο πιο πολλές είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις αυτής της μετοχής.

Τα αποτελέσματά μας συμφωνούν με αυτά των Sweeney & Warga (1986a) και Yourougu (1990) που χρησιμοποίησαν δεδομένα της χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ, αλλά διαφορετικό δείγμα και μεθοδολογία. Οι Sweeney & Warga επικεντρώθηκαν κυρίως στη βιομηχανία εταιριών παραγωγής ηλεκτρικού και φυσικού αερίου για δημόσια χρήση και εφάρμοσαν το FIML, ενώ ο Yourougu χρησιμοποίησε μία τροποποιημένη έκδοση της διαδικασίας που προτάθηκε από τους Fama & MacBeth (1973) και τον έλεγχο του δείκτη πιθανοφάνειας.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 4.1.

Εκτίμηση των premia με τη χρήση της μη γραμμικής πολυμεταβλητής προσέγγισης του εκτιμητή SURE

Χρησιμοποιώντας την παραδοσιακή προσέγγιση του πρώτου βήματος, δεύτερου βήματος, για να εξηγήσουμε τις διατμηματικές μεταβολές στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου, τα premia που υπολογίστηκαν είναι $\bar{R}_m - \gamma_0$ για την αγορά και $(E_{SI} - \gamma_0) + \bar{SI} - E(SI)$ για το επιτόκιο ή κάθε άλλο παράγοντα που ουσιαστικά περιλαμβάνει το δείγμα μείον τον πληθυσμιακό μέσο. Σε ένα πολυμεταβλητό πλαίσιο όπου οι ευαισθησίες των παραγόντων και τα premia κινδύνου εκτιμώνται ταυτόχρονα, το premium της αγοράς δε μπορεί να εκτιμηθεί καθόλου και το premium του άλλου παράγοντα είναι $(E_{SI} - \gamma_0) - E(SI)$ που σε αυτή την περίπτωση αφαιρούμε τον πληθυσμιακό μέσο του συγκεκριμένου παράγοντα. Ο λόγος που το premium της αγοράς δε μπορεί να εκτιμηθεί είναι ότι για ένα χαρτοφυλάκιο (όπως αυτό της αγοράς) με $\beta_1 = 1 \Rightarrow ER_i = \gamma_0 + (ER_m - \gamma_0) = ER_m$. Από τη στιγμή που η απόδοση της αγοράς είναι ένα ξεχωριστό χαρτοφυλάκιο τότε $\gamma_1 = E_i - \gamma_0 = ER_m - \gamma_0$.

Η μη γραμμική πολυμεταβλητή εξίσωση εκτίμησης που περιλαμβάνει τους περιορισμούς του APT είναι

$$R_{pit} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \gamma_2 \beta_{i2} + \beta_{i1} R_{mt} + \beta_{i2} SI_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (34)$$

Την εξίσωση (34) μπορεί να τη δούμε από την οπτική γωνία ή ενός συστήματος N παλινδρομήσεων, με περιορισμό τα γ να είναι τα ίδια σε όλες τις εξισώσεις, ή απλά μπορεί να παρουσιαστεί ως μία απλή παλινδρόμηση της ακόλουθης μορφής:

$$\begin{bmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \vdots \\ R_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (i_T: R_m) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (i_T: R_m) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (i_T: R_m) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{11} \\ \beta_{11} \\ \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{12} \\ \beta_{12} \\ \vdots \\ \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{1N} \\ \beta_{1N} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (i_T: SI) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (i_T: SI) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (i_T: SI) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_2 \beta_{21} \\ \beta_{21} \\ \gamma_2 \beta_{22} \\ \beta_{22} \\ \vdots \\ \gamma_2 \beta_{2N} \\ \beta_{2N} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}$$

Το προηγούμενο σύστημα μπορεί να γραφεί πιο συμπυκνωμένα²⁰ ως ακολούθως:

$$R_{TN \times 1} = \begin{bmatrix} I_N & \otimes & (i_T: R_m) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_0 + \gamma_1 \beta_m \\ \beta_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I_N & \otimes & (i_T: SI) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_2 \beta_i \\ \beta_i \end{bmatrix} + E_{TN \times 1} \quad (35)$$

Η παραπάνω εξίσωση προκειμένου να δείξει πιο κοντά με την εξίσωση (32) μπορεί να γραφεί λαμβάνοντας την ακόλουθη μορφή:

$$R_{TN \times 1} = (I_N \otimes i_T) \begin{bmatrix} \gamma_0 + \gamma_1 \beta_m + \gamma_2 \beta_i \\ \beta_m \\ \beta_i \end{bmatrix} + (I_N \otimes R_m) \beta_m + (I_N \otimes SI) \beta_i + E_{TN \times 1} \quad (36)$$

όπου:

$R' = (R_{i1}, R_{i2}, \dots, R_{iT})$ $1 \times TN$ διάνυσμα

$i_T = T \times 1$ μοναδιαίο διάνυσμα

$I_N = N \times N$ ταυτοτική μήτρα

$R'_m = (R_{m1}, R_{m2}, \dots, R_{mT})$ $1 \times T$ διάνυσμα

$SI' = (SI_1, SI_2, \dots, SI_T)$ $1 \times T$ διάνυσμα

$E' = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})$ $1 \times TN$ διάνυσμα

$E \sim MVN(0, \sigma_{\varepsilon} \otimes I_T)$ $i = 1, 2, \dots, N$.

Η μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης του E είναι ένα μπλοκ διαγώνιας μήτρας με μη διαγώνια στοιχεία που είναι μηδέν και την σ_{ij} να εμφανίζεται κατά μήκος της διαγωνίου.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

²⁰Το σύμβολο \otimes υποδηλώνει τον kronecker operator ή τον operator άμεσου προϊόντος (direct product operator) δύο μητρών [Theil (1971), pp.303-306].

ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ ΣΤΗΝ ΑΓΟΡΑ ΧΡΗΜΑΤΟΣ

5.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι αλλαγές των επιτοκίων έχουν ουσιαστική επίδραση στην οικονομία μιας χώρας διαμέσου της επίδρασης που έχουν στις αξίες και τις αποδόσεις των χρεωγράφων, αλλά και των διαφόρων μορφών δανειοδοτήσεων των ιδιωτών επενδυτών και των επιχειρήσεων. Για το λόγο αυτό οι αλλαγές στη διαχρονική δομή των επιτοκίων είναι συνεχώς στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος για όλες τις επιχειρήσεις. Οι αλλαγές στη διαχρονική δομή των επιτοκίων συνδέονται ακόμη με έναν αριθμό άλλων οικονομικών μεταβλητών και ιδιαίτερα αυτών που αφορούν τη νομισματική πολιτική, την τιμολόγηση χρεωγράφων και τη διαχείριση διαφόρων μορφών χρέους. Η εξέταση των επιτοκίων διευκολύνει την ανάλυση των αποδόσεων και της διακύμανσης σε διάφορες μορφές χρέους και δημιουργεί τη βάση για διερεύνηση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων. Όπως περιγράφηκε σε μελέτες των Brennan & Schwartz (1977) και Campbell & Schwartz (1986), μία τέτοια εξέταση των επιτοκίων μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί και στις μετοχές σταθερού εισοδήματος, αλλά και για την εκτίμηση της αξίας των προθεσμιακών συμβολαίων και των εξαρτώμενων απαιτήσεων (contingent claims). Επιπλέον ανάλυση του θέματος των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων μπορεί να βοηθήσει στην ανάλυση της επίδρασης της φορολογίας των αποδόσεων των ομολογιών [McCulloch (1975a), Schaefer (1981)], στην εκτίμηση των *premia* διακύμανσης [McCulloch (1975b)] και τέλος στην εκτίμηση της ακρίβειας των σιωπηρών προβλέψεων της αγοράς [Fama (1976)].

Στις τελευταίες δύο δεκαετίες η δυνατότητά μας για κατανόηση της συμπεριφοράς των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων έχει αυξηθεί σημαντικά. Υπάρχουν πλέον θεωρητικά μοντέλα που μπορούν να εξηγήσουν την διακύμανση των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και τις στοχαστικές αρχές των κύριων μεταβλητών (forcing variables) [Marsh & Rosenfeld (1983), Cox, Ingersoll & Ross (1985), Chan, Karolyi, Longstaff & Sanders (1992), Longstaff & Schwartz (1992), Nowman (1997)]. Η παραπάνω φιλολογία έχει βοηθήσει την κατανόηση του πώς η διακύμανση στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια αλλάζει στην πορεία του χρόνου και πώς συνδέεται με άλλες χρηματοοικονομικές μεταβλητές. Παρόλα αυτά δεν υπάρχουν συγκεκριμένα συμπεράσματα για τις δυναμικές της διακύμανσης των επιτοκίων και του κατά πόσο αυτή η διακύμανση είναι αντικανονική όταν την κρίνουμε με βάση ιστορικά δεδομένα. Ο σκοπός αυτού του Κεφαλαίου είναι να αναλύσει τη διακύμανση των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Αυτό γίνεται με την εξέταση της μοντελοποίησης της διακύμανσης των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και του εάν τυχόν διαρθρωτικές διακοπές στην διακύμανση μπορούν να αποδοθούν σε συγκεκριμένα γεγονότα. Για τους λόγους αυτούς χρησιμοποιούμε την τάξη των γενικευμένων αυτοπαλινδρομών υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικών μοντέλων (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity - GARCH) σαν αναλυτικό πλαίσιο εργασίας για τη διερεύνηση των όσων αναφέρθηκαν παραπάνω. Πάντως, τα μοντέλα που υπολογίστηκαν δεν ακολουθούν την αυστηρή συγκεκριμενοποίηση του αρχικού μοντέλου, αλλά έχουν κάπως επαυξηθεί προκειμένου να καλύψουν τις τρέχουσες αλλαγές. Μία αναλυτική συγκεκριμενοποιημένη περιγραφή των μοντέλων που εξετάζονται παρουσιάζεται στο τμήμα όπου μοντελοποιούμε την διακύμανση σε σχέση με το χρόνο.

Η δημιουργία μοντέλων διακύμανσης και ειδικότερα μοντέλων της κατηγορίας GARCH μας επιτρέπει να παρουσιάσουμε πολύ αναλυτικά με τη μορφή μοντέλου την υπό συνθήκη διακύμανση. Η χρησιμότητα των μοντέλων της υπό συνθήκη διακύμανσης είναι ότι παρέχει μία ευέλικτη μέθοδο για τη μοντελοποίηση της διακύμανσης στη διάρκεια του

χρόνου. Τέτοια μοντέλα υποθέτουν ότι οι αντιλήψεις των επενδυτών για το μελλοντικό κίνδυνο εξαρτώνται από τον κίνδυνο που παρατηρείται σε προγενέστερες περιόδους. Επιπλέον, τα επιτόκια παρουσιάζουν περιόδους εξαιρετικά υψηλής διακύμανσης ακολουθούμενες από περιόδους σχετικής ηρεμίας, αχρηστεύοντας έτσι την υπόθεση της σταθερής διακύμανσης.

5.2 ΜΟΝΤΕΛΑ ΒΡΑΧΥΠΡΟΘΕΣΜΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Η ικανότητα της ορθής συμμετοχής και έκφρασης της διακύμανσης των επιτοκίων είναι πολύ σημαντική για την επιλογή του χαρτοφυλακίου, τη διαχείριση χρεωγράφων και την τιμολόγηση αυτών. Ενώ οι περισσότεροι ερευνητές συμφωνούν ότι η διακύμανση των επιτοκίων είναι προβλέψιμη, διαφέρουν μεταξύ τους όσον αφορά τον τρόπο που αυτή η διακύμανση μπορεί να εκφραστεί με τη μορφή μοντέλου. Τα τελευταία χρόνια, εμπειρικές ενδείξεις μας έχουν οδηγήσει σε μία ποικιλία προσεγγίσεων από τις οποίες άλλες είναι υποκινούμενες από τη θεωρία και άλλες είναι απλά εμπειρικές προτάσεις. Στο παρόν τμήμα πρόκειται να παρουσιάσουμε και να αναλύσουμε κάποιες από τις εμπειρικές έρευνες που έχουν γίνει στο χώρο της μοντελοποίησης των αλλαγών των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Παρότι δεν αποτελεί στόχο μας να μοντελοποιήσουμε τη διαχρονική δομή των επιτοκίων, η παράθεση αυτής της έρευνας και των σχετικών με αυτή μοντέλων θα μας δώσει το αναγκαίο υπόβαθρο για την κατανόηση των μοντέλων που εκτιμήθηκαν από τη δική μας εμπειρική εργασία. Μία από τις πρωτοποριακές εργασίες στο χώρο είναι αυτή του Vasicek (1977). Ο Vasicek (1977) καταλήγει σε ένα θεωρητικό μοντέλο το οποίο συνδέει τις αλλαγές στα επιτόκια με τα επίπεδα αυτών, αλλά είναι επίσης αναλογικό προς την τυπική τους απόκλιση. Το μοντέλο αυτό, που προέρχεται κάτω από τις προϋποθέσεις ότι το spot επιτόκιο ακολουθεί

μία διαδικασία διασκόρπισης (diffusion process)¹, ότι η τιμή ενός ομολόγου έκπτωσης (discount bond) εξαρτάται μόνο από το spot επιτόκιο και τέλος ότι η αγορά είναι αποτελεσματική², έχει την παρακάτω μορφή:

$$\dot{\bar{d}} = \alpha(b-r)\bar{d} + \sigma\bar{z} \quad (1)$$

Το παραπάνω μοντέλο αποτελεί μια διαδικασία Ornstein-Uhlenbeck με το $\alpha > 0$ και μερικές φορές ονομάζεται ελαστικός τυχαίος περίπατος (elastic random walk). Η στιγμιαία κίνηση (drift) $\alpha(b-r)$ λειτουργεί σαν τη δύναμη που ωθεί τη διαδικασία προς το μακροπρόθεσμο μέσο της b . Το δεύτερο τμήμα που αποτελεί το στοχαστικό στοιχείο έχει μία σταθερή διακύμανση σ^2 και αναγκάζει τη διαδικασία να διακυμαίνεται γύρω από το μέσο με τρόπο ασταθή αλλά συνεχή. Ας σημειωθεί ότι $z(t)$ είναι μια διαδικασία Wiener, η οποία μερικές φορές μπορεί να ονομαστεί και ως κίνηση Brownian και η οποία υποδηλώνει κανονική κατανομή και είναι το ισοδύναμο του όρου σφάλματος σε ένα διακριτό χρονικό πλαίσιο. Είναι φανερό ότι η παρουσίαση του μοντέλου είναι στη συνεχή χρονική μορφή του, παρόλο που η διακριτή του προσέγγιση είναι επίσης δυνατή, όπως θα δούμε αργότερα. Οι Brennan & Schwartz (1980) επικεντρώνονται κυρίως στην εκτίμηση της αξίας των μετατρέψιμων ομολογιών και ξεκινούν με χρηματοοικονομικές μορφές των μετατρέψιμων ομολογιών που περιλαμβάνουν την άριστη μετατροπή και τις συνθήκες αγοράς (call conditions). Θεωρούν ότι για το μοντέλο που εισάγουν η αξία μίας μετατρέψιμης ομολογίας υπόκειται σε δύο διακριτές πηγές αβεβαιότητας: την αξία της υποκείμενης επιχείρησης και την αβεβαιότητα που υπάρχει στο ύψος του επιτοκίου. Το επιτόκιο είναι σημαντικό εφόσον αντανακλά το συντελεστή προεξόφλησης των βέβαιων μελλοντικών αποδόσεων. Στο δεύτερο μέρος της

¹ Διαδικασίες διασκόρπισης είναι αυτές που είναι Markov και συνεχείς. Η αρχή του Markov υποθέτει ότι η διαδικασία του spot επιτοκίου χαρακτηρίζεται από μία σταθερή state μεταβλητή, που είναι συνήθως η τρέχουσα αξία του. Το spot επιτόκιο είναι μία συνεχής συνάρτηση χρόνου, δηλαδή δεν αλλάζει αξία από μία στιγμιαία μεταβολή. Η έκθεση αυτών των αξιών είναι πέρα από το σκοπό της παρούσας έρευνας και ο αναγνώστης μπορεί να ανατρέξει στη σχετική βιβλιογραφία.

² Απουσία του κόστους συναλλαγής, πληροφόρηση διαθέσιμη σε όλους τους επενδυτές ταυτόχρονα, ορθολογική δράση του κάθε επενδυτή (δηλαδή προτίμια περισσότερο πλούτο παρά λιγότερο) και χρήση από αυτόν όλης της

εργασίας τους περιγράφουν ένα παράδειγμα και λύνουν τη μερική διαφορική εξίσωση για δεδομένες παραμέτρους. Υποθέτοντας ότι τα επιτόκια ακολουθούν μία τυχαία διαδικασία, τότε σε ένα μικρό χρονικό διάστημα η αλλαγή του επιτοκίου δίνεται από τη σχέση:

$$\Delta r = \alpha(\mu_r - r) + r\sigma_r z \quad (2)$$

$$\alpha > 0, z \sim N(0,1)$$

Η εξίσωση (1) δείχνει ότι οι αλλαγές στα επιτόκια έχει ένα μη τυχαίο και ένα τυχαίο συστατικό. Το μη τυχαίο συστατικό εξαρτάται από την τρέχουσα αξία του r , δείχνοντας ότι τα επιτόκια τείνουν να γυρίσουν στη μακροχρόνια αξία τους μ_r με ταχύτητα προσαρμογής ίση με α . Το τμήμα $r\sigma_r$ είναι η τυπική απόκλιση του τυχαίου συστατικού της αλλαγής στα επιτόκια. Ας σημειωθεί ότι σε αντίθεση με το προηγούμενο μοντέλο του Vasicek (1977), η διακύμανση ($r^2\sigma_r^2$) αυτής της διαδικασίας και αυτές που ακολουθούν, αλλάζουν στη διάρκεια του χρόνου καθώς το επίπεδο των επιτοκίων αλλάζει. Σε συνεχές χρονικό πλαίσιο, η διαδικασία δίνεται από την ακόλουθη στοχαστική διαφορική εξίσωση $\dot{r} = \alpha(\mu_r - r)\bar{r} + r\sigma_r \bar{z}$, η οποία εξάγεται εάν πάρουμε το όριο της εξίσωσης (2) καθώς ο χρόνος τείνει στο μηδέν.

Οι Marsh & Rosenfeld (1983) ανέφεραν αποτελέσματα εξετάζοντας τρεις διαφορετικές στοχαστικές διαδικασίες: το μοντέλο ελαστικού τυχαίου περιπάτου Ornstein-Uhlenbeck, το μοντέλο τετραγωνικής ρίζας και την κανονική λογαριθμική διαδικασία των αλλαγών των επιτοκίων. Οι διαδικασίες διασκόρπισης που εξετάστηκαν έχουν την ακόλουθη μορφή:

$$\dot{r} = (\alpha r^{-(1-\gamma)} + br)\bar{r} + \sigma_r r^{\gamma/2} \bar{z} \quad (3)$$

Θέτοντας περιορισμούς τέτοιους ώστε $\gamma=0$, $\gamma=1$, $\gamma=2$ δημιουργούμε τις προαναφερθείσες διαδικασίες αντίστοιχα. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι το ύψος των αποδόσεων

διαθέσιμης πληροφόρησης. Η τρίτη υπόθεση υποδηλώνει επίσης ότι οι επενδυτές έχουν ομογενοποιημένες

στα έντοκα γραμμάτια διάρκειας ενός μήνα για την περίοδο Μάρτιος 1953 έως Ιούνιος 1981 και το ύψος της απόδοσης των εντόκων γραμματίων με μία εβδομάδα διάρκεια για την περίοδο Ιανουαρίου 1978 έως Μάιο 1982. Κατέληξαν ότι από τα μοντέλα που εξετάστηκαν το κανονικό λογαριθμικό μοντέλο ($\gamma=2$) ήταν το πιο πιθανό από τις τρεις διαδικασίες και ότι όλα τα μοντέλα δείχνουν μία θετική σχέση μεταξύ αλλαγών επιτοκίων και των επιπέδων αυτών. Επιπρόσθετα, εάν οι παράγωγοι (differentials) αντικατασταθούν με διαφορές τότε καταλήγουμε σε μία γραμμική διαφορική εξίσωση στην οποία μπορούμε να ελέγξουμε εάν τα κατάλοιπα πάσχουν από ετεροσκεδαστικότητα [Engle (1982)].

Οι Cox, Ingersoll & Ross (1985) δείχνουν διαφορετικά μοντέλα που σχετίζονται με τη διαχρονική δομή των επιτοκίων, αλλά το πιο κοινό είναι όμοιο με τις παραπάνω μελέτες. Έτσι, στην εργασία τους οι δυναμικές των επιτοκίων (interest rate dynamics) μπορούν να εκφραστούν ως εξής:

$$\dot{r} = \alpha(b-r)r + \sigma\sqrt{r}\dot{z} \quad (4)$$

Στο μοντέλο Cox, Ingersoll & Ross ξεκινούν με τις υποθέσεις ότι α) η αλλαγή στις παραγωγικές ευκαιρίες περιγράφεται από μία απλή state μεταβλητή, β) το πρώτο και το δεύτερο τμήμα (moments) του ύψους της απόδοσης της παραγωγικής διαδικασίας είναι αναλογικά προς αυτή τη μεταβλητή και γ) η ανάπτυξη της state μεταβλητής δίνεται από μία στοχαστική διαφορική εξίσωση.

Οι Chan, Karolyi, Longstaff & Sanders (1972) επικεντρώνονται κυρίως στην εμπειρική απόδοση των περισσότερο κοινών διαδικασιών βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Εξετάζουν, μέσα από την προσέγγιση που ακολουθούν, το γεγονός ότι διαφορετικά μοντέλα μπορούν είναι nested μέσα στην ακόλουθη διαφορική εξίσωση:

$$dr = (a + br) dt + \sigma r^{\gamma} dz \quad (5)$$

Από την παραπάνω εξίσωση (5) τα διάφορα μοντέλα μπορούν να εξαχθούν εάν εισάγουμε περιορισμούς για τις παραμέτρους a , b , σ και γ . Για την εμπειρική εξέταση αυτών των μοντέλων χρησιμοποιήθηκαν ως δεδομένα αποδόσεις ενός μηνός βασισμένες στις μέσες τιμές bid-ask για τα έντοκα γραμμάτια, καλύπτοντας την περίοδο Ιούνιος 1964 έως και Δεκέμβριος 1989. Χρησιμοποιώντας διακριτή, όσον αφορά το χρόνο, οικονομετρική εξειδίκευση, η γενικευμένη μέθοδος στιγμών χρησιμοποιείται προκειμένου να υπολογιστούν οι συντελεστές σε οκτώ διαφορετικά μοντέλα. Οι ερευνητές καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η απόδοση είναι καλύτερη όταν επιτρέπεται στην υπό συνθήκη διακύμανση των αλλαγών των επιτοκίων να είναι υψηλά εξαρτώμενη από το επίπεδο των επιτοκίων και βρίσκουν ότι το γνωστό μοντέλο όπως και ο Vasicek ($\gamma=0$) και οι Cox, Ingersoll & Ross ($\gamma=0,5$) έχει πολύ φτωχή απόδοση.

Όλες οι παραπάνω ειδικεύσεις που αφορούν βραχυπρόθεσμα επιτόκια αναλύουν τη ρευστότητα των επιτοκίων μόνο ως συνάρτηση του επιπέδου των επιτοκίων και επικεντρώνονται κατ' αυτό τον τρόπο μόνο σε φαινόμενα κλίμακας. Επιπρόσθετα, η διακύμανση των αλλαγών στις αλλαγές των επιτοκίων στη διάρκεια του χρόνου, εκτός από το μοντέλο του Vasicek, εξαρτάται κριτικά και από το επίπεδο ενδιαφέροντος και αξίας του gamma. Είναι επίσης φανερό ότι όλα τα μοντέλα έχουν την ίδια οικονομετρική εξειδίκευση, με μόνη αλλαγή την τιμή που αποδίδεται στο συντελεστή του gamma (γ). Μία ακόμη πολύ δημοφιλής και πετυχημένη παραμετροποίηση είναι η τάξη των αυτοπαλινδρομών υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικών μοντέλων (ARCH) που αναπτύχθηκαν αρχικά από τον Engle (1982) και στη συνέχεια επεκτάθηκαν από τον Bollerslev (1986) και είναι γνωστά ως γενικευμένα ARCH μοντέλα (GARCH). Στο πλαίσιο ενός μοντέλου GARCH, η διακύμανση του επιτοκίου ουσιαστικά παραμετροποιείται ως συνάρτηση της παρελθούσας διακύμανσης και της άφιξης της πληροφόρησης ή, με άλλα λόγια, των απρόσμενων σοκ στα επιτόκια. Σημαντικό σε αυτό το σημείο είναι το στοιχείο της ετεροσκεδαστικής φύσης των καταλοίπων

στην εξίσωση του υπό συνθήκη μέσου. Οι οικονομετρικές λεπτομέρειες του μοντέλου GARCH παρατίθενται στο επόμενο τμήμα.

Οι Engle, Lilien & Robins (1987) χρησιμοποιώντας δεδομένα επιτοκίων επεκτείνουν τη δουλειά του Engle προτείνοντας το μοντέλο ARCH-M, το οποίο επιτρέπει στην υπό συνθήκη διακύμανση να είναι μία από τις σημαντικές μεταβλητές του μέσου. Το προτεινόμενο μοντέλο για την επεξήγηση των δυναμικών των *premia* του κινδύνου στη διαχρονική δομή των επιτοκίων μπορεί να πάρει την ακόλουθη μορφή:

$$\begin{aligned} y_t &= b + \delta h_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t / \phi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (6)$$

όπου y_t είναι η απόδοση για την έξτρα περίοδο κατοχής ενός μακροχρόνιου ομολόγου, που σχετίζεται με ένα έντοκο γραμμάτιο μιας διάρκειας και ϕ_{t-1} είναι το σύνολο της πληροφόρησης της τελευταίας περιόδου. Το μοντέλο τους εφαρμόστηκε σε έντοκα γραμμάτια δύο και τριών μηνών και σε επιχειρηματικά ομόλογα εικοσαετούς διάρκειας και αξιοπιστίας Aaa, προκειμένου να ερμηνεύσει την ύπαρξη κυμαινόμενων χρονικά *premia* κινδύνου ($\delta \neq 0$) και το πόσο μεγάλα είναι αυτά. Το συμπέρασμα ήταν ότι τα *premia* κινδύνου είναι αρκετά σημαντικά³, και ποικίλλουν συστηματικά ανάλογα με την εκτίμηση του αντιπροσώπου για την υποκείμενη αβεβαιότητα.

Οι Longstaff & Schwartz (1992) εφάρμοσαν ένα διμεταβλητό μοντέλο χρησιμοποιώντας διακριτές αλλαγές στο χωρίς κίνδυνο επιτόκιο ως συνάρτηση τόσο του επιπέδου των επιτοκίων όσο και της διακύμανσής τους. Η οικονομική εξειδίκευση έχει την ακόλουθη μορφή:

³ Το *premium* του κινδύνου είναι τα 2/3 της τυπικής απόκλισης της απόδοσης, δείχνοντας ισχυρότερη αποστροφή κινδύνου από τους δανειζόμενους από ότι από τους δανειστές σε αυτή την αγορά.

$$\begin{aligned} \Delta r_t &= a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 V_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, V_t) \\ V_{t-1} &= b_0 + b_1 r_{t-1} + b_2 V_{t-2} + b_3 \varepsilon_{t-2}^2 \end{aligned} \quad (7)$$

Είναι φανερό ότι η οικονομετρική εξειδίκευση (7) χρησιμοποιεί ένα πλαίσιο επαυξημένου GARCH-M προκειμένου να υπολογίσει το διμεταβλητό της μοντέλο. Τα μοντέλα των ερευνητών εφαρμόζονται σε αμερικάνικα έντοκα γραμμάτια διάρκειας ενός, τριών, έξι και εννέα μηνών, όπως επίσης και σε αμερικάνικα κρατικά ομόλογα διάρκειας ενός, δύο, τριών, τεσσάρων και πέντε ετών. Χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα χρησιμοποίησαν ένα δείγμα περιόδου Ιουνίου 1964 έως Δεκέμβριο 1989. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η διαδικασία που ακολούθησαν συνελάμβανε με επιτυχία την έκφραση της διακύμανσης όπως αποτυπωνόταν στις ex post εκτιμήσεις.

Τέλος, σε μία πρόσφατη μελέτη τους οι Brenner, Harjes & Kroner (1996) αναθεώρησαν με εμπειρικό τρόπο τις παραδοσιακές προσεγγίσεις εφαρμόζοντας και ελέγχοντας διαφορετικά οικονομετρικά μοντέλα. Στη μελέτη τους εξέτασαν έξι διαφορετικές διαδικασίες βραχυπρόθεσμων επιτοκίων, συμπεριλαμβάνοντας και το μοντέλο GARCH και την κλασική διαδικασία των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Επέκτειναν ακόμη την έρευνά τους προτείνοντας τέσσερα μοντέλα που λάμβαναν υπόψη τους και το επίπεδο των επιτοκίων και την αυτοσυσχέτιση στις υπό συνθήκη διακυμάνσεις. Το γενικό πλαίσιο το οποίο εξέτασαν είχε τη μορφή:

$$\begin{aligned} \Delta r_t &= a + b r_{t-1} + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t | \phi_{t-1}) &= 0, \quad E(\varepsilon_t^2 | \phi_{t-1}) = \sigma^2 \\ \sigma_t^2 &= a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b \sigma_{t-1}^2 + a_3 r_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

Στην εξίσωση (8), το ϕ_{t-1} είναι το σύνολο της πληροφόρησης στο χρόνο $t-1$ και σ^2 είναι η υπό συνθήκη διακύμανση των αλλαγών του επιτοκίου. Χρησιμοποιώντας αυτό το πλαίσιο έλαβαν υπόψη τους και συμμετρικά φαινόμενα λαμβάνοντας υπόψη για το λόγο αυτό τις επιπτώσεις

των θετικών και αρνητικών σοκ. Είναι φανερό ότι στην έρευνά τους προτείνουν μία νέα τάξη μοντέλων που λαμβάνει υπόψη της τα φαινόμενα κλίμακας, την απρόσμενη πληροφορία και την παρελθούσα διακύμανση. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες και μηνιαίες παρατηρήσεις για τα έντοκα γραμμάτια διάρκειας τριών και ενός μηνός αντίστοιχα, οι ερευνητές συμπεράνανε ότι η χρήση μόνο των επιπέδων των επιτοκίων ή μόνο προoxy μεταβλητών για τη νεοαφειχθείσα πληροφόρηση προκειμένου να μοντελοποιηθούν τη ρευστότητα του επιτοκίου δεν ήταν αρκετή.

Όλες οι παραπάνω έρευνες χρησιμοποιώντας αποκλειστικά δεδομένα των ΗΠΑ εξέτασαν τις δυναμικές των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων κάτω από διαφορετικές διαδικασίες και διαφορετικές αποδόσεις. Όλοι οι παραπάνω ερευνητές παραμετροποίησαν τη διακύμανση αποκλειστικά ως συνάρτηση ή των επιπέδων των επιτοκίων ή της διαδικασίας άφιξης νέας πληροφόρησης. Έτσι, ακολουθώντας τα αποτελέσματα των Brenner et al. (1996) και βασιζόμενοι στο γεγονός ότι αυτή είναι η πρώτη έρευνα στο συγκεκριμένο χώρο θα μπορούμε στη διαδικασία επέκτασης και ελέγχου των ευρημάτων τους με τη χρήση ενός μοντέλου επαυξημένου GARCH. Στη συνέχεια θα παραταθεί η οικονομετρική εξειδίκευση του μοντέλου αυτού, καθώς και τα εμπειρικά αποτελέσματα.

5.3 ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ ΤΗΣ ΧΡΟΝΙΚΑ ΚΥΜΕΝΟΜΕΝΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζουμε τα στοιχεία των κλασικών μοντέλων των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων μαζί με τη μεθοδολογία GARCH και ακολούθως παρουσιάζουμε την εξαγωγή του μοντέλου GARCH και τη χρήση του για τα δεδομένα της εργασίας μας και τη διαδικασία εκτίμησης που θα ακολουθήσουμε. Η οικονομετρική εκτίμηση του προτεινόμενου μοντέλου παρατίθεται στο Παράρτημα 5.1.

5.3.1 Στοιχεία των διαδικασιών των επιτοκίων

Όλες οι παραδοσιακές προσεγγίσεις περιλαμβάνουν μεθοδολογικά προβλήματα όσον αφορά τη σύλληψη της χρονικά μεταβαλλόμενης διακύμανσης, μερικά αγνοώντας τη σημασία των επιπέδων των επιτοκίων, ενώ σε άλλες περιπτώσεις δεν υπάρχει σύνδεση μεταξύ της πληροφόρησης και της διακύμανσης που είναι υπό εξέταση. Τη σύνδεση μεταξύ διακύμανσης και επιπέδου επιτοκίων έχει υποστηρίξει ένας σημαντικός αριθμός ερευνών, όπως αναφέρθηκε και προηγούμενα. Οι Chan et al. (1992) κατέληξαν στο ότι η σχέση μεταξύ διακύμανσης επιτοκίων και επιπέδου του r είναι το πιο σημαντικό στοιχείο κάθε δυναμικού μοντέλου βραχυπρόθεσμου χωρίς κίνδυνο επιτοκίου. Παρά το γεγονός ότι αυτές οι διαδικασίες έχουν χρησιμοποιηθεί ευρέως παρουσιάζουν αρκετά προβλήματα. Σε αυτά τα μοντέλα η διακύμανση είναι μία θετική συνάρτηση των επιπέδων των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Αυτό σημαίνει ότι κατά τη διάρκεια των περιόδων υψηλών (χαμηλών) επιπέδων επιτοκίων κάποιος θα μπορούσε να αναμένει υψηλή (χαμηλή) διακύμανση, κάτι το οποίο δε συμβαίνει πάντα [Brenner et al. (1996)]. Από την άλλη μεριά, όταν το γ αυξάνει πάνω από τη μονάδα [Marsh & Rosenfeld (1983), Chan et al. (1992)] αυτό υποδηλώνει μία θεωρητικά ανεξήγητη ή αλλιώς αβάσιμη εξάρτηση μεταξύ διακύμανσης των επιτοκίων και των επιπέδων τους. Επιπλέον, αυτές οι εξειδικεύσεις των επιτοκίων δεν εγγυώνται ότι η σχέση μεταξύ διακύμανσης και επιπέδων των επιτοκίων δεν είναι ευαίσθητη σε αλλαγές όπως το κραχ του Οκτωβρίου του 1987, αλλαγές της πολιτικής των επιτοκίων κλπ. Ακόμη μερικές διαδικασίες συχνά κατηγορούνται διότι επιτρέπουν αρνητικά επιτόκια [Vasicek (1977)]. Τέλος, η τελευταία κριτική που έχει ασκηθεί είναι ότι η μόνη σημαντική μεταβλητή αυτών των διαδικασιών είναι το επίπεδο των επιτοκίων.

Μία εναλλακτική τάξη μοντέλων είναι τα μοντέλα GARCH που ανέπτυξε αρχικά ο Bollerselv (1986). Οι διαδικασίες GARCH παρουσιάζουν τη φύση της διακύμανσης και μετρούν την επίδραση του σφάλματος πρόβλεψης της τελευταίας περιόδου, καθώς επίσης και

τη διακύμανση της τελευταίας περιόδου προκειμένου να ερμηνεύσουν την τρέχουσα διακύμανση. Τόσο τα σοκ στα επιτόκια της υπό εξέταση περιόδου όσο και η διακύμανση, με τη μορφή παραμέτρων, δεν αλληλοσυμπληρώνονται και, κατ' επέκταση, αποφεύγεται η πιθανότητα της ταυτόχρονης μεροληψίας (simultaneity bias). Η χρήση αυτών των μοντέλων δίνει τη δυνατότητα να συλληφθούν οι αρχές της χρονοσειράς μίας μικτής μεταβλητής, βασισμένης στην υπόθεση ότι οι χρηματοοικονομικές τιμές προέρχονται από ένα μείγμα κατανομής στο οποίο η στοχαστική μικτή μεταβλητή είναι ο βαθμός άφιξης της πληροφόρησης. Όσον αφορά τα επιτόκια μία πολύ καλή μελέτη έχει γίνει από τους Engle, Lilien & Robins (1987), ενώ μία αναθεώρηση των μελετών που αφορούν την επίδραση της νέας πληροφόρησης στη διακύμανση μπορούν να βρεθούν στα άρθρα των Bollerslev (1992) και Engle & Ng (1993). Επιπλέον, μερικές εμπειρικές έρευνες [Engle (1982), Bollerslev (1987), Engle (1993)] δείχνουν ότι οι ποσοστιαίες αλλαγές, ενώ δεν είναι συσχετισμένες σειριακά, δεν είναι ανεξάρτητες. Μεγάλες ή μικρές αλλαγές στις χρηματαγορές τείνουν να ακολουθούνται από περισσότερο μεγάλες ή μικρές αλλαγές, σε κάθε κατεύθυνση, ένα χαρακτηριστικό των χρηματοοικονομικών δεδομένων που συνήθως ονομάζεται volatility clustering. Αυτό σημαίνει ότι τα συνήθη μέτρα της διακύμανσης εμφανίζονται παροδικά εξαρτώμενα (ετεροσκεδαστικά). Κατά συνέπεια, μία σύγκληση της διακύμανσης σε διάρκεια διαφορετικών χρονικών περιόδων μπορεί να γίνει μόνο εφόσον η ανάλυση ελέγχει για την εξάρτηση αυτού του χρόνου. Χωρίς αυτόν τον έλεγχο οι ερευνητές δε μπορούν να είναι βέβαιοι ότι παρατήρουν διαφορές οι οποίες δεν είναι απλά ένα τυχαίο αποτέλεσμα της παροδικής εξάρτησης. Αυτή η διάρκεια και οποιαδήποτε τάση αλλαγών, όπως σημασία των συστατικών του χρόνου, συλλαμβάνεται από τα μοντέλα GARCH.

Είναι αλήθεια πάντως ότι, όπως κάθε οικονομετρική διαδικασία, έτσι και τα συγκεκριμένα μοντέλα παρουσιάζουν κάποια προβληματικά σημεία. Τα υπό συνθήκη μοντέλα διακύμανσης θέτουν μία διάρθρωση μοντέλου ARMA στην υπό συνθήκη

διακύμανση επιτρέποντας έτσι στα σοκ διακύμανσης να εξακολουθούν στη διάρκεια του χρόνου. Δηλαδή, οι εφαρμογές της υπό συνθήκη διακύμανσης στα επιτόκια μπορεί να έχει με μία IGARCH παρουσίαση ($\hat{a}_1 + \hat{b}_1 \approx 1$), με την έννοια ότι η διακύμανση επηρεάζεται άπειρα από τρέχοντα σοκ. Η εξειδίκευση GARCH των επιτοκίων επιτρέπει ακόμη και την ύπαρξη αρνητικών επιτοκίων. Τέλος, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι τα μοντέλα της υπό συνθήκη διακύμανσης αγνοούν την εξίσου σημαντική θεωρία και τις εμπειρικές έρευνες που δείχνουν τη σημασία του επιπέδου των επιτοκίων στην ερμηνεία της διακύμανσης.

5.3.2 Η διαδικασία GARCH-X

Το μοντέλο ARCH είναι το αρχικό εργαλείο για την ανάλυση προβλέψεων διακύμανσης. Αυτό το οποίο καταφέρνει το μοντέλο αυτό είναι να παραμετροποιεί κατά κάποιο τρόπο τις χρονικά κυμαινόμενες υπό συνθήκη διακυμάνσεις που παρατηρούνται σε στοχαστικές μεταβλητές. Προκειμένου όμως να γίνει πιο κατανοητή η λειτουργία αυτών των διαδικασιών είναι σημαντικό να διευκρινιστούν οι διαφορές μεταξύ των υπό συνθήκη και μη στιγμών. Ας θεωρήσουμε ότι R_t είναι η αξία μίας οικονομικής μεταβλητής στο χρόνο t και ας υποθέσουμε ότι ακολουθεί τη διαδικασία AR(1):

$$R_t = \gamma R_{t-1} + u_t \quad (9)$$

με $E(u_t) = 0$, $E(u_t, u_k) = 0 \quad \forall t \neq k$, και $E(u_t^2) = \sigma^2$.

Στη συνέχεια, στο χρόνο t , ο υπό συνθήκη μέσος του R_t είναι:

$$E(R_t | \phi_{t-1}) \equiv E_{t-1}(R_t) \equiv \gamma R_{t-1} \quad (10)$$

όπου $E(\cdot | \phi_{t-1})$ υποδηλώνει τον υπό συνθήκη μέσο που εξαρτάται από το σύνολο της πληροφόρησης στην περίοδο $t-1$. Ο υπό συνθήκη μέσος είναι, δηλαδή, η αναμενόμενη αξία μίας τυχαίας μεταβλητής, η οποία είναι συνάρτηση άλλων τυχαίων μεταβλητών. Η υπό συνθήκη διακύμανση εξαρτάται από την πληροφόρηση προηγούμενων περιόδων και από τη διακύμανση προηγούμενων περιόδων και δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\text{var}(R_t | \phi_{t-1}) \equiv E[R_t - E_{t-1}(R_t)]^2 \equiv E_{t-1}(u_t^2) \equiv h_t \quad (11)$$

Ο μέσος που δεν είναι υπό συνθήκη και η διακύμανση που δεν είναι υπό συνθήκη μπορούν να οριστούν αντίστοιχα ως εξής:

$$E(R_t) = 0 \quad \text{Var}(R_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \gamma^2} \quad (12)$$

Σύμφωνα με τους Engle & Bollerslev (1986), η επιτυχία των μοντέλων χρονολογικών σειρών οφείλεται στη χρήση του υπό συνθήκη μέσου για πρόβλεψη, παρά στη χρήση του μέσου που δεν είναι υπό συνθήκη. Παρόμοια οφέλη υπάρχουν από τις διακυμάνσεις όταν χρησιμοποιούμε περισσότερο πολύπλοκα μοντέλα των υπό συνθήκη διακυμάνσεων. Το μοντέλο ARCH αποτελεί μία γενικευμένη μορφή, λόγω του ότι η υπό συνθήκη διακύμανση γίνεται επίσης μία συνάρτηση του παρελθόντος. Προκειμένου να αξιοποιήσουμε λειτουργικά το παραπάνω, ο Engle εξειδικεύει την υπό συνθήκη μεταβλητή του ακόλουθου μοντέλου ως εξής:

$$R_t = \gamma' X_t + u_t \quad u_t \sim IN(0, h_t) \quad (13)$$

$$h_t \equiv E_{t-1}(u_t^2) = a_0 + a_1 u_{t-1}^2$$

Παρά το γεγονός ότι η παραπάνω εξίσωση είναι μια πολύ εξειδικευμένη σε όρους των παραμέτρων που χρησιμοποιεί, σε πιο γενικούς όρους η εξειδίκευση του μοντέλου μπορεί να λάβει τη μορφή:

$$R_t | \phi_{t-1} \sim N(\gamma' X_t, h_t) \quad (14)$$

$$h_t = f(\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}, z)$$

όπου h_t είναι μία συνάρτηση των q παρελθοντικών καινοτομιών συν οποιαδήποτε άλλη στοχαστική εξωγενή μεταβλητή z . Μία εξειδικευμένη παραμετροποίηση του μοντέλου ARCH(q) με q χρονικές υστερήσεις είναι

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u_{t-i}^2 \quad (15)$$

Τα μοντέλα ARCH μπορούν να εκτιμηθούν χρησιμοποιώντας επαναληπτικές μη γραμμικές μεθόδους μέγιστης πιθανοφάνειας. Όταν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, η οποία δεν είναι σωστά μοντελοποιημένη, τότε οι παράμετροι από μία παλινδρόμηση OLS θα είναι αμερόληπτοι. Ο μη γραμμικός εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας θα μας δώσει μεγαλύτερα κέρδη αποτελεσματικότητας [Engle (1982)]. Μία γενίκευση θα ήταν να επιτρέψουμε παρελθοντικές υπό συνθήκη διακυμάνσεις να συμμετέχουν στην παραπάνω εξίσωση. Αυτή η εναλλακτική διάρθρωση υστέρησης προτάθηκε από τον Bollerslev (1986) ως το γενικευμένο αυτοπαλινδρόμο υπό συνθήκην ετεροσκεδαστικό μοντέλο GARCH(pq) το οποίο παίρνει τη μορφή⁴:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j h_{t-j} \equiv a_0 + A(L) u_t^2 + B(L) h_t \quad (16)$$

όπου $p \geq 0$, $q > 0$, $a_0 > 0$, $a_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, q$, $b_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, p$

Έχοντας εξηγήσει την οικονομετρική εξειδίκευση του γενικευμένου μοντέλου GARCH μπορούμε τώρα να προχωρήσουμε στην παρουσίαση μίας επαυξημένης έκδοσης της υπό συνθήκη διαδικασίας διακύμανσης, η οποία ονομάζεται GARCH-X. Σύμφωνα με την εξειδίκευση που ακολουθεί, σκοπός του μοντέλου είναι να συλλαμβάνει τόσο την επίδραση των επιπέδων των επιτοκίων όσο και τα απρόσμενα σοκ και, έτσι, να συμφιλιώνει τις δύο σχολές σκέψης. Ακολουθώντας τις εργασίες των Chan et al. (1992) και Brenner et al. (1996), υπολογίζουμε τις παραμέτρους του συνεχούς χρονικού μοντέλου (5) χρησιμοποιώντας μία διακριτή χρονική προσέγγιση⁵. Μοντελοποιούμε έτσι τις διακριτές αλλαγές στα επιτόκια με την ακόλουθη οικονομετρική εξειδίκευση:

$$\begin{aligned} \Delta r_t &= \gamma_0 + \gamma_1 r_{t-1} + u_t \\ h_t &= a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} + b_2 r_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (17)$$

⁴Σημειώνεται ότι το μοντέλο GARCH είναι ένα ARCH μοντέλο άπειρου βαθμού.

Η εξίσωση (16) αποτελεί σημαντικό σημείο στη μελέτη μας. Όπως και στο μοντέλο ARCH, οι $\alpha_1, \dots, \alpha_q$, b_1, \dots, b_p , και α_0 είναι σταθερή παράμετρος. Στην εμπειρική μελέτη μας, η χρησιμοποίηση του μοντέλου GARCH-X μας παρέχει ένα σημαντικό αριθμό πλεονεκτημάτων. Κατ'αρχήν, σε αντίθεση με τα κλασικά μοντέλα επιτοκίων, η χρήση του μοντέλου GARCH-X μας επιτρέπει να μετρήσουμε την επίδραση της αφιχθήσας πληροφόρησης⁵ στην τρέχουσα διακύμανση, διαμέσου του συντελεστή α_1 . Δεύτερον, οι κανονικές διαδικασίες επιτοκίων δεν ευθύνονται για την υπό συνθήκη διακύμανση των τελευταίων περιόδων, που στη δική μας περίπτωση με τη χρήση του μοντέλου GARCH-X συλλαμβάνεται με το συντελεστή b_1 . Τρίτον, το μοντέλο GARCH-X εσωκλείει την επίδραση των επιπέδων των επιτοκίων στη διακύμανση, διαμέσου του συντελεστή b_2 , κάτι το οποίο αγνοούσαν όλα τα προηγούμενα μοντέλα της υπό συνθήκη διακύμανσης. Τέταρτον, η παράμετρος α_0 αποτελεί ένα μέτρο της διακύμανσης που λειτουργεί σαν ένα επίπεδο που εμποδίζει τη διακύμανση να πέσει κάτω από αυτό. Όλες αυτές οι περιπτώσεις, μαζί με τα εμπειρικά ευρήματα της εργασίας μας, αναφέρονται αναλυτικά παρακάτω.

5.4 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Τα εμπειρικά ευρήματα που παρουσιάζονται σε αυτό το τμήμα σχετίζονται με τον υπολογισμό της τιμής του γ , το οποίο μας δίνει τη μέγιστη τιμή της λογαριθμικής πιθανοφάνειας.

⁵ Η προσέγγιση των Euler-Maruyama είναι η πιο απλή και κατανοητή. Δεδομένης της συνέχειας της διαδικασίας των επιτοκίων, προκειμένου να ελαχιστοποιηθεί το λάθος προσέγγισης που εισήχθη, χρησιμοποιούμε υψηλής συχνότητας δεδομένα (ημερήσιες τιμές) στην εκτιμητική μας διαδικασία.

⁶ Τα νέα γίνονται proxy από το προβλεπτικό σφάλμα της τελευταίας περιόδου ή από τα απρόσμενα σοκ επιτοκίων της τελευταίας περιόδου.

5.4.1 Επιλογή δεδομένων

Για την εξέταση της επίδρασης των επιτοκίων χρησιμοποιούμε ως δεδομένα ημερήσιες χρονολογικές σειρές των διατραπεζικών επιτοκίων διάρκειας 1, 2, 3 και 6 μηνών. Ακολουθώντας τη βιβλιογραφία, χρησιμοποιούμε ονομαστικά επιτόκια προκειμένου να αποφύγουμε τυχόν προβλήματα τα οποία θα δημιουργούνταν από την προσπάθειά μας να ορίσουμε τα πραγματικά επιτόκια. Οποιαδήποτε αλλαγή στη διακύμανση της αγοράς των επιτοκίων θα παρουσιαστεί από το μοντέλο GARCH-X. Η περίοδος του δείγματός μας εκτείνεται από τον Απρίλιο 1994 έως τον Ιούνιο 1997. Τα ημερήσια δεδομένα που χρησιμοποιούμε έχουν δύο πλεονεκτήματα έναντι άλλων μελετών που χρησιμοποιούν εβδομαδιαίες ή μηνιαίες σειρές. Πρώτον, χρησιμοποιώντας χρονολογική σειρά ημερήσιων παρατηρήσεων πετυχαίνουμε τη λήψη της μεγαλύτερης δυνατής πληροφόρησης από κάθε άλλης χρονικής αθροιστικότητας σειρά. Δεύτερον, η αύξηση του μεγέθους του δείγματος μας δίνει περισσότερους βαθμούς ελευθερίας (οι οποίοι είναι τελείως απαραίτητοι στη σύγχρονη ανάλυση χρονολογικών σειρών) και, κατά συνέπεια, έχουμε μεγαλύτερη πιθανότητα για άριστες στατιστικά εκτιμήσεις.

5.4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα

Σε θεωρητική βάση έχουμε ήδη αναφέρει ότι τόσο η ετεροσκεδαστική φύση της διακύμανσης όσο και η σημασία των αρχικών τιμών των επιτοκίων θα μπορούσαν να περιγραφούν με τη χρήση της διαδικασίας GARCH-X που αναλύσαμε προηγούμενα. Η έρευνά μας εφαρμόζει την εκτίμηση της κλασικής υπό συνθήκη εξίσωσης (conditional mean equation) του μοντέλου GARCH-X. Η εξίσωση GARCH-X που εκτιμάται έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\begin{aligned} \Delta r_t &= \gamma_0 + \gamma_1 r_{t-1} + u_t \\ h_t &= a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} + b_2 r_{t-1}^2 \end{aligned}$$

όπου:

r = το ενός μηνός διατραπεζικό επιτόκιο

$h = \eta$ υπό συνθήκη διακύμανση

Στην ανάλυσή μας πραγματοποιήσαμε εκτιμήσεις αυτών των μοντέλων GARCH-X για τα διατραπεζικά επιτόκια 1, 2, 3 και 6 μηνών για διαφορετικές τιμές του γ , ξεκινώντας από την τιμή 0,0 και μέχρι την τιμή 5,0 με αυξήσεις ανά 0,1, υπολογίζοντας συνολικά 200 τέτοια μοντέλα. Από τα αποτελέσματα που λάβαμε παρατηρήσαμε ότι δεν υπήρχε διαφορά στα μοντέλα ανάλογα με τα επιτόκια που χρησιμοποιήσαμε. Για το λόγο αυτό στον Πίνακα 1 παρουσιάζουμε μόνο τα αποτελέσματα του διάρκειας ενός μηνός επιτοκίου.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας 1

GARCH-X Εκτίμηση για διαπραγματευτικά επιτόκια ενός μηνός

$$\Delta r_t = \gamma_0 + \gamma_1 r_{t-1} + u_t$$

$$h_t = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} + b_2 r_{t-1}^{2\gamma}$$

$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	\hat{b}_1	\hat{b}_2	$L\ell$
Gamma (γ) = 1,8						
-7,604 (-1,81)	0,731 (1,84)	1,023 (1,89)	-0,446 (-1,93)	0,107 (2,29)	0,003 (2,26)	-1890,63
Gamma (γ) = 1,9						
-9,529 (-1,87)	0,874 (1,96)	1,032 (1,99)	-0,722 (-1,97)	0,080 (2,27)	0,003 (2,99)	-2082,43
Gamma (γ) = 2						
-12,899 (-1,97)	1,128 (1,97)	0,420 (1,98)	-1,095 (-1,93)	0,052 (2,63)	0,004 (4,20)	-2340,03
Gamma (γ) = 2,1						
-6,232 (-1,92)	0,521 (2,04)	0,689 (1,95)	-0,488 (-1,99)	0,118 (2,75)	0,0003 (3,48)	-2021,28
Gamma (γ) = 2,2						
-13,379 (-1,95)	1,106 (2,06)	1,222 (2,01)	-1,222 (-1,98)	0,058 (2,43)	0,0008 (6,93)	-2192,92
Gamma (γ) = 2,3						
-13,308 (-1,94)	1,099 (2,85)	1,134 (2,11)	-1,253 (-1,90)	0,056 (2,61)	0,0005 (7,19)	-2226,89
Gamma (γ) = 2,4						
-14,089 (-1,99)	1,185 (2,22)	0,969 (2,21)	-1,353 (-1,92)	0,057 (2,57)	0,0004 (6,76)	-2332,064

Από τα μοντέλα GARCH-X που υπολογίστηκαν για τα διατραπεζικά επιτόκια ενός μηνός, η πιο σημαντική παρατήρηση είναι ότι παρουσιάζουν την υψηλότερη συνάρτηση λογαριθμικής πιθανοφάνειας για τιμές του gamma (γ) που κυμαίνονται από $\gamma = 1,8$ έως $\gamma = 2,4$. Για τα μοντέλα όπου το gamma παίρνει τιμές 0 ή πάνω από 0,5, η λογαριθμική πιθανοφάνεια μειώνεται σημαντικά. Αυτό αποτελεί σημαντική εμπειρική ένδειξη διότι απορρίπτει το μοντέλο που προτάθηκε από τον Vasicek (1977) και το οποίο αναφέρει $\gamma = 0$ και σταθερή διακύμανση. Επιπλέον, τα αποτελέσματά μας δε συμφωνούν με το μοντέλο ($\gamma = 0,5$) των Cox et al. (1985) και για τιμές του συντελεστή gamma μικρότερες από το 0,5 αλλά όχι μηδέν. Τα αποτελέσματά μας είναι σύμφωνα με το μοντέλο του Nowman (1988), με μόνη διαφορά ότι στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιήσαμε το πρόσφατο μοντέλο GARCH-X των Brenner et al. αντί για το παραδοσιακό μοντέλο ενός δείκτη που χρησιμοποίησε ο προαναφερθέντας ερευνητής. Είναι επίσης σημαντικό να αναφέρουμε ότι ο συντελεστής των αρχικών τιμών των επιτοκίων (b_2) μειώνεται καθώς μετακινούμαστε σε μεγαλύτερες τιμές του gamma (γ). Χρησιμοποιώντας έναν αλγόριθμο για να ελέγξουμε τις αλλαγές στους συντελεστές των αρχικών τιμών (b_2), βλέπουμε ότι παρουσιάζονται πολύ σημαντικές τιμές t . Για τους υπόλοιπους συντελεστές παρατηρούμε ότι επίσης παρουσιάζονται σημαντικές τιμές t . Ο συντελεστής a_1 μπορεί να ερμηνευθεί ως ο συντελεστής της πληροφόρησης και ο συντελεστής b_1 είναι ο συντελεστής της διακύμανσης με υστέρηση. Από τον Πίνακα 1, παρατηρούμε ότι οι συντελεστές αυτοί παρουσιάζουν σημαντικές τιμές t .

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 5.1

Εκτίμηση του μοντέλου GARCH

Επειδή η διακύμανση του u_t εξαρτάται από μη παρατηρήσιμες παρελθοντικές τιμές του u_t , η συνάρτηση h και, κατά συνέπεια, η συνάρτηση πιθανοφάνειας έχει δημιουργηθεί recursively. Η συνάρτηση του μέσου λογαρίθμου πιθανοφάνειας για ένα δείγμα T παρατηρήσεων, εξαιρώντας το σταθερό όρο, είναι

$$L\ell_T = T^{-1} \sum_{t=1}^T l\ell_t \quad (18)$$

όπου ο όρος λογαρίθμου πιθανοφάνειας για κάθε είσοδο t παίρνει τη μορφή:

$$l\ell_t = -\frac{1}{2}[\ln h_t + (R_t - X_t' \gamma) h_t^{-1}] \quad (19)$$

Παίρνοντας τις διαφορές με αναφορά στην παράμετρο της διακύμανσης $w' = (a_0, a_1, \dots, a_p, b_1, \dots, b_p, \delta)$, έχουμε τις ακόλουθες σχέσεις:

$$\frac{\partial l\ell_t}{\partial w} = \frac{1}{2} h_t^{-1} \frac{\partial h_t}{\partial w} \left(\frac{u_t^2}{h_t} - 1 \right) \quad (20)$$

$$\frac{\partial^2 l\ell_t}{\partial w \partial w'} = \left(\frac{u_t^2}{h_t} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial w'} \left\langle \frac{1}{2} h_t^{-1} \frac{\partial h_t}{\partial w} \right\rangle - \frac{1}{2} h_t^{-2} \frac{\partial h_t}{\partial w} \frac{\partial h_t}{\partial w'} \frac{u_t^2}{h_t} \quad (21)$$

όπου:

$$\frac{\partial h_t}{\partial w} = v_t + \sum_{i=1}^p b_i \frac{\partial h_{t-i}}{\partial w} \quad (22)$$

$$h_t = w v' \quad v' = (1, L^1 u_t^2, \dots, L^p u_t^2, L^1 h_t, \dots, L^p h_t, g)$$

Εάν ανατρέξουμε στον Engle (1982) είναι φανερό ότι περιλαμβάνουμε το επαναληπτικό τμήμα της εξίσωσης (12). Εφόσον είναι απαραίτητο για την επαναληπτική εκτίμηση να έχουμε προ-δειγματικές αξίες ($t \leq 0$) για το h_t και u_t , είναι εύκολο να έχουμε $T^{-1} \sum_{i=1}^T u_i^2$.

Η διαφορίση αναφορικά με τις παραμέτρους μέσου μας δίνει:

$$\frac{\partial \ell_i}{\partial \gamma} = u_i X_i h_i^{-1} + \frac{1}{2} h_i \frac{\partial h_i}{\partial \gamma} \left(\frac{u_i^2}{h_i} - 1 \right) \quad (23)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ell_i}{\partial \gamma \partial \gamma'} &= -h_i^{-1} X_i X_i' - \frac{1}{2} h_i^{-2} \frac{\partial h_i}{\partial \gamma'} \frac{\partial h_i}{\partial \gamma} \left(\frac{u_i^2}{h_i} \right) \\ &\quad - 2h_i^{-2} u_i X_i \frac{\partial h_i}{\partial \gamma} + \left(\frac{u_i^2}{h_i} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial \gamma'} \left\langle \frac{1}{2} h_i^{-1} \frac{\partial h_i}{\partial \gamma} \right\rangle \end{aligned} \quad (24)$$

όπου:

$$\frac{\partial h_i}{\partial \gamma} = -2 \sum_{i=1}^q a_i X_{i-1} u_{i-1} + \sum_{j=1}^p b_j \frac{\partial h_{i-j}}{\partial b} \quad (25)$$

Και σε αυτή την περίπτωση η απλή διαφορά με το απλό ARCH(q) μοντέλο παλινδρόμησης είναι το γεγονός ότι συμπεριλαμβάνεται το επαναληπτικό τμήμα της εξίσωσης (15). Προκειμένου να πετύχουμε εκτιμήσεις μέγιστης πιθανοφάνειας χρησιμοποιούμε μία επαναληπτική διαδικασία και δεύτερης τάξης αποτελεσματικότητα. Εάν s^i υποδηλώνει τις εκτιμήσεις της παραμέτρου μετά από i επαναλήψεις, τότε διαδοχικές αξίες αυτών των παραμέτρων υπολογίζονται ως ακολούθως:

$$s^{i+1} = s^i + c_i \left(\sum_{i=1}^T \frac{\partial \ell_i}{\partial s} \frac{\partial \ell_i}{\partial s'} \right)^{-1} \sum_{i=1}^T \frac{\partial \ell_i}{\partial s} \quad (26)$$

Το c_i είναι ένα βήμα πλάτους της μεταβλητής (variable step length) το οποίο επιλέχθηκε για να μεγιστοποιήσει τη συνάρτηση της πιθανοφάνειας και η $\partial \ell_i / \partial s$ υπολογίζεται στο s^i . Ο παραπάνω αλγόριθμος προέρχεται από τους Berndt, Hall, Hall & Hausman (1974), ή όπως συνήθως αποκαλείται BHHH⁷, και οι επαναληπτικοί όροι της εξίσωσης (12) και της εξίσωσης

⁷ Πάντως και άλλοι αλγόριθμοι είναι διαθέσιμοι, όπως αυτός των Broyden, Fletcher, Goldfarb & Shanno (BFGS), τον Davidson, Fletcher & Powell (DFB) και SIMPLEX. Ο SIMPLEX είναι ένας εξειδικευμένος τύπος αλγόριθμου αναζήτησης που δεν απαιτεί, όπως οι προηγούμενοι, εξισώσεις διπλής διαφορίσης. Το κύριο μειονέκτημα του γεγονότος αυτού είναι ότι ο αλγόριθμος SIMPLEX δε μπορεί να δώσει τυπικά σφάλματα για τις εκτιμημένες παραμέτρους.

(15) κάνουν τη διαδικασία πολύ πολύπλοκη. Μία περαιτέρω ανάλυση αυτής της μεθόδου είναι πέρα από τους στόχους της παρούσας εργασίας.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κεφάλαιο 6

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΟ Χ.Α.Α. ΚΑΙ ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΤΟΥΣ

6.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Το παρόν Κεφάλαιο αποτελεί μία μελέτη περίπτωσης που επικεντρώνεται στον κλάδο της Ναυτιλίας. Ο κλάδος της Ναυτιλίας αποτελεί κλάδο αιχμής για την ελληνική οικονομία και για το λόγο αυτό έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον η μελέτη του. Η παρούσα εργασία θα επικεντρωθεί στις ανάγκες χρηματοδότησης των ναυτιλιακών επιχειρήσεων και ειδικά στην περίπτωση της χρηματοδότησης μέσω του Χρηματιστηρίου. Ειδικότερα δε η ποσοτική ανάλυση της επίδρασης των επιτοκίων στις αποδόσεις των εισηγμένων ναυτιλιακών εταιριών στο Χ.Α.Α. θα επαναληφθούν στο Κεφάλαιο αυτό για τις συγκεκριμένες μετοχές, οι οποίες προηγουμένα είχαν εξαιρεθεί από τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν ώστε να δοθεί η δυνατότητα να μελετηθούν χωριστά.

Ξεκινώντας το τμήμα αυτό της εργασίας, θα πρέπει να κάνουμε το διαχωρισμό της ναυτιλίας σε liner και tramp, γεγονός που σημαίνει διαφοροποίηση όχι τόσο των αναγκών όσο των δυνατοτήτων των δύο αυτών τμημάτων. Για την περίπτωση της ελληνικής εμπορικής ναυτιλίας, θα πρέπει να υπάρχει διάκριση σε ελληνόκτητη¹ και σε ελληνική^{2 3}. Βέβαια, η ελληνική ναυτιλία θα έπρεπε να διακρίνεται σε κλάδους⁴ όπως η

¹ Ως ελληνόκτητη ναυτιλία ορίζεται, από την ΕΣΥΕ, εκείνο το τμήμα της ναυτιλίας του οποίου όλα τα πλοία ασχέτως σημαίας "ανήκουν" σε Έλληνες.

² Εδώ περιλαμβάνονται πλοία που φέρουν την ελληνική σημαία και ανήκουν σε ποσοστό 50% και άνω σε Έλληνες.

ποντοπόρος, η μεσογειακή, η ακτοπλοϊκή, η ναυτιλία μικρών αποστάσεων, η ακτοπλοϊκή διεθνών πλόων (π.χ. γραμμές Πάτρας-Ιταλίας), τα κρουαζιερόπλοια, τα πλοία αναψυχής και διάφορες άλλες κατηγορίες. Αυτό θα μας έδινε τη δυνατότητα να γνωρίζουμε τη σημασία του κάθε κλάδου και να είμαστε πιο ακριβείς στα συμπεράσματα που καταλήγουμε από την όποια ανάλυση πραγματοποιούμε. Τα δύο αρχικά τμήματα στα οποία διαχωρίσαμε την ελληνική ναυτιλία χαρακτηρίζονται από κάποιες ιδιαιτερότητες και πιο συγκεκριμένα από υψηλό ανταγωνισμό, κυκλικότητα, υψηλή ρευστότητα-αστάθεια και υψηλό βαθμό εντάσεως κεφαλαίου⁵.

Οι πλοιοκτήτες δεν ανταγωνίζονται μονάχα στις αγορές των ναύλων (όπου υπάρχει τέτοιος ανταγωνισμός, δηλαδή στην tramp ναυτιλία⁶) ούτε μονάχα στην αγορά πώλησης και αγορά νέοτευκτων ή μεταχειρισμένων πλοίων, όταν ανταγωνίζονται για το ίδιο συγκεκριμένο πλοίο, αλλά και στις κεφαλαιαγορές όταν προσπαθούν να προσεγγίσουν τον περιορισμένο αριθμό των διαθέσιμων κεφαλαίων. Αυτά βέβαια ισχύουν για την περίπτωση της ποντοπόρου ελληνικής ναυτιλίας και όχι για την περίπτωση της ελληνικής ακτοπλοΐας, η οποία δεν ικανοποιεί το άριστο σημείο του Pareto, εφόσον οι τιμές είτε με τη μορφή εισητηρίων επιβατών είτε με τη μορφή ναύλων οχημάτων ρυθμίζονται από το Κράτος, όπως επίσης και η είσοδος μίας ακτοπλοϊκής εταιρίας στην ή η έξοδος της από την αγορά. Ακόμη, η ύπαρξη ανταγωνισμού στην ελληνική ακτοπλοΐα καταστρατηγείται από το μικρό αριθμό

¹ Γουλιέλμος Α. "Κριτική Εκτίμηση των Στατιστικών της Ναυτιλίας για άσκηση Ναυτιλιακής Πολιτικής" Πρακτικά 9ου Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής, Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο, 18-20 Απριλίου 1996.

² Γουλιέλμος Α. "Κριτική Εκτίμηση των Στατιστικών της Ναυτιλίας για άσκηση Ναυτιλιακής Πολιτικής" Πρακτικά 9ου Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής, Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο, 18-20 Απριλίου 1996.

³ Γουλιέλμος Α. "Η σχέση κεφαλαίου-εργασίας στην ελληνική ναυπηγική βιομηχανία: κλειδί για το διεθνή ανταγωνισμό της" Ημερίδα Η ελληνική ναυπηγική βιομηχανία - Παρούσα κατάσταση και προοπτικές - Τεχνικό Επιμελητήριο Ελλάδας 15 Ιανουαρίου 1996.

⁴ Γουλιέλμος Α. "Ρυθμίσεις στην Ελληνική Ακτοπλοΐα" 17ο Διεπιστημονικό Συμπόσιο "Ο Ρυθμός" Πανεπιστήμιο Πειραιώς 2 Νοεμβρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Η οικονομική διαδικασία μετάβασης της ελληνικής ακτοπλοΐας στο καθεστώς της αγοράς, 1997-2003" 2η Ημερίδα Οικονομικής των Μεταφορών, Πανεπιστήμιο Πειραιώς 5 Νοεμβρίου 1996.

επιχειρήσεων, αν και η ύπαρξη σε μικρά τμήματα της ελληνικής ακτοπλοϊκής αγοράς καταστροφικού ανταγωνισμού είναι δυνατή και αν λάβουμε υπόψη μας δευτερογενείς παράγοντες διαφοροποίησης της ομοιογένειας του προσφερόμενου προϊόντος, όπως οι ώρες αναχώρησης, η διαφήμιση και η ταχύτητα⁷. Όπως είναι φανερό, ο βαθμός του κρατικού παρεμβατισμού στην περίπτωση της ελληνικής ακτοπλοΐας, αν λάβουμε υπόψη μας την απουσία επιδοτήσεων από το δημόσιο προϋπολογισμό, συνεπάγεται την ανάληψη της οποιασδήποτε επιτυχημένης ή ζημιολογούσης έκβασης των δρομολογίων από τον ιδιωτικό τομέα. Το κερδοφόρο όμως αποτέλεσμα, το οποίο επιδιώκει η κάθε ελληνική ακτοπλοϊκή εταιρία και ιδιαίτερα οι ακτοπλοϊκές εταιρίες που είναι εισηγμένες στο Χ.Α.Α., δεν πραγματοποιείται πάντοτε σε μία τέτοια μη ανταγωνιστική αγορά. Επιπρόσθετα αυτού πρέπει να αναφερθεί η μη ορθή τιμολόγηση της ελληνικής ακτοπλοΐας, η οποία χαρακτηρίζεται από την ύπαρξη ενιαίων τιμών των εισητηρίων τόσο στην αιχμή όσο και στην αντιαιχμή όταν το οριακό κόστος είναι διαφορετικό, γεγονός το οποίο συνεπάγεται την ύπαρξη χαμηλότερης προσφοράς σε περιόδους έντονης ζήτησης (φαινόμενο των υπεράριθμων επιβατών κατά τους καλοκαιρινούς μήνες στην ελληνική ακτοπλοΐα). Η ύπαρξη μιας ορθής τιμολόγησης που θα λαμβάνει υπόψη της τον κυκλικό χαρακτήρα της ζήτησης θα τον εξομαλύνει όταν εφαρμοστεί. Μία τέτοια τιμολόγηση είναι προφανές ότι θα υιοθετηθεί από τις ελληνικές και αλλοδαπές ακτοπλοϊκές επιχειρήσεις που θα δραστηριοποιηθούν στον ελληνικό θαλάσσιο χώρο μετά την άρση της προστατευτικής για την ελληνική ακτοπλοΐα νομοθεσίας το 2004. Στο ενδιάμεσο διάστημα ο βαθμός του υπάρχοντος κρατικού παρεμβατισμού μπορεί να θεωρηθεί αποδοτικός σε οικονομικούς όρους και με βάση τα κριτήρια των επενδύτων των εισηγμένων στο Χ.Α.Α. ακτοπλοϊκών εταιριών,

Goulielmos A.M. "Greek coastal passenger shipping in front of liberalization" *International Journal of Transport Economics* Vol. XXV-No.1, February 1998.

⁷ Γουλιέλμος Α. "Ρυθμίσεις στην Ελληνική Ακτοπλοΐα" 17ο Διεπιστημονικό Συμπόσιο "Ο Ρυθμός" Πανεπιστήμιο Πειραιώς 2 Νοεμβρίου 1996.

εφόσον το ύψος του εισητηρίου που καθορίζεται βρίσκεται στο επίπεδο του ανταγωνισμού και όχι στο επίπεδο του μονοπωλίου.

Η ναυτιλία χαρακτηρίζεται από τη φύση της από φαινόμενα επαναλαμβανόμενα σε τακτές περιόδους, δηλαδή από κυκλικότητα. Το επίπεδο της ζήτησης για θαλάσσιες μεταφορικές υπηρεσίες⁸ προσδιορίζεται σε μεγάλο βαθμό από το ύψος της οικονομικής ανάπτυξης. Σε γενικές γραμμές, η ζήτηση για ναυτιλιακές μεταφορικές υπηρεσίες εξαρτάται από τους όγκους των προς μεταφορά φορτίων, τα οποία έχουν αυξηθεί σημαντικά τα τελευταία χρόνια. Το Παγκόσμιο Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σημείωσε στην περίοδο 1992-1996 μέσο ρυθμό ανάπτυξης 3,29%, ενώ για το 1997 είναι περίπου 3,74%. Η αύξηση αυτή του Παγκόσμιου Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος οδήγησε σε αντίστοιχη αύξηση των όγκων των προς μεταφορά φορτίων, η οποία με τη σειρά της οδήγησε σε αύξηση της ζήτησης για θαλάσσιες μεταφορικές υπηρεσίες. Έτσι, το παγκόσμιο θαλάσσιο εμπόριο αυξήθηκε 3,64% το 1996 και 4,37% περίπου το 1997⁹, δηλαδή αύξηση 0,28% και 0,59% αντίστοιχα παραπάνω από την αύξηση του Παγκόσμιου ΑΕΠ.

Η ναυτιλία είναι, όπως αναφέρθηκε και πριν, ένας κλάδος με υψηλή αστάθεια, κάτι που είναι απόρροια μιας σειράς παραγόντων, οι οποίοι επηρεάζουν τη Ναυτιλία και κινδύνων στους οποίους αυτή εκτίθεται¹⁰. Ο χώρος μέσα στον οποίο λειτουργεί η Ναυτιλία ελέγχεται ελάχιστα ή καθόλου από τους πλοιοκτήτες. Αυτό σημαίνει ότι οι ναυτιλιακές εταιρίες εκτίθενται σε μία σειρά από κινδύνους και ειδικότερα σε κινδύνους αγοράς, πολιτικούς κινδύνους, τεχνικούς και λειτουργικούς κινδύνους και κινδύνους ορθού ή μη στρατηγικού χρονικού σχεδιασμού. Η ύπαρξη όλων αυτών των ειδών κινδύνου δίνει ίσως την εντύπωση μιας αγοράς που θα μπορούσε να χαρακτηριστεί ως άγνωστο επενδυτικό τοπίο. Θα πρέπει όμως να σημειώσουμε ότι η

⁸Γ. Βλάχος "Ναυτιλιακή Οικονομική", εκδόσεις Σταμούλης, 1998, σελίδες 115-140.

ναυτιλιακή αγορά είναι και σε υψηλό βαθμό θεσμοθετημένη-νομοθετημένη και ίσως θα μπορούσαμε να πούμε υπερθεσμοθετημένη¹¹. Μεγάλο μέρος των προβλημάτων δημιουργούνται από τη μη ύπαρξη ομοιότητας και από την αναποτελεσματική εφαρμογή των κανόνων και θεσμών.

Ένα επιπλέον χαρακτηριστικό του κλάδου της Ναυτιλίας είναι αυτό του υψηλού βαθμού εντάσεως κεφαλαίου¹², χαρακτηριστικό το οποίο έχει πολλαπλής σημαντικότητας επιδράσεις τόσο στα χρηματοοικονομικά όσο και στα λειτουργικά θέματα του κλάδου. Η ανάγκη για αύξηση του στόλου των ναυτιλιακών εταιριών αλλά και για ανανέωση αυτού απαιτεί την επένδυση τεραστίων ποσών¹³, κάτι το οποίο γινόταν και συνεχίζει μέχρι και σήμερα να γίνεται είτε μέσω των τραπεζικών δανείων, είτε μέσω των ναυπηγικών πιστώσεων, είτε μέσω ίδιας χρηματοδότησης, είτε (πολύ πρόσφατα) μέσω του Χρηματιστηρίου, είτε με συνδιασμό κάποιων ή όλων των παραπάνω¹⁴. Οι ιδιαιτερότητες του κλάδου που περιγράφηκαν πριν δημιουργούν συγκεκριμένες χρηματοοικονομικές απαιτήσεις από τους πλοιοκτήτες οι οποίοι αναζητούν χρηματοδότες που γνωρίζουν άριστα τον κλάδο της Ναυτιλίας και ασχολούνται αποκλειστικά με τη χρηματοδότηση ναυτιλιακών επιχειρήσεων, κεφάλαια χαμηλού κόστους, μικρή συμμετοχή τους στο επενδεδυμένο κεφάλαιο, μακροχρόνια χρηματοδότηση και μεγάλη διάρκεια προγράμματος αποπληρωμής, απουσία περιοριστικών όρων και καινοτομικές λύσεις χρηματοδότησης. Η απαίτηση για χρηματοδότηση από οργανισμούς και ιδρύματα που ασχολούνται αποκλειστικά με τη

¹⁰ Στοιχεία του ΟΟΣΑ, Statistical Compendium edition 1998/2.

¹¹ Γ. Βλάχος, "Ναυτιλιακή Οικονομική", εκδόσεις Σταμούλης, 1998.

¹² Γ. Βλάχος, "Διεθνής Ναυτιλιακή Πολιτική και Νέα Σύμβαση για το Δίκαιο της Θάλασσας", εκδόσεις Σάκκουλα, 1998.

¹³ Γουλιέλμος Α. "Η σχέση κεφαλαίου-εργασίας στην ελληνική ναυπηγική βιομηχανία: κλειδί για το διεθνή ανταγωνισμό της" Ημερίδα Η ελληνική ναυπηγική βιομηχανία - Παρούσα κατάσταση και προοπτικές - Τεχνικό Επιμελητήριο Ελλάδας 15 Ιανουαρίου 1996.

¹⁴ Γουλιέλμος Α. "Η χρηματοδότηση των πλοίων και η ανάπτυξη της ελληνόκτητης Ναυτιλίας" Ημερίδα της Λέσχης ΩΚΕΑΝΟΣ του Πανεπιστημίου Πειραιώς με θέμα τη Ναυτιλιακή Χρηματοδότηση, 5 Δεκεμβρίου 1996.

¹⁵ Α. Γουλιέλμος, "Χρηματοδότηση Ναυτιλιακών Επιχειρήσεων", εκδόσεις Σταμούλης, 1998, σελ. 23-44.

Ναυτιλία εξασφαλίζει τη γνώση των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών που τη διέπουν και ιδιαίτερα αυτό της κυκλικής της φύσης. Επιπρόσθετα, εξασφαλίζει τον αποκλεισμό χρηματοοικονομικών ενδιάμεσων, οι οποίοι εισέρχονται στη χρηματοδοτική διαδικασία του κλάδου με μόνο σκοπό την πρόσκαιρη εκμετάλλευση και όχι επένδυση στις βραχυπρόθεσμες περιόδους των υψηλών ναυλών.

Η τελευταία από τις προαναφερθείσες μορφή χρηματοδότησης, που αφορά την εισαγωγή στο χρηματιστήριο, είναι ιδιαίτερα ελκυστική αφού μέσα από τη διαδικασία της δημόσιας εγγραφής (initial public offering - IPO) τα οφέλη που απορρέουν, παρά τη δαπανηρή διαδικασία εισαγωγής στο Χρηματιστήριο, είναι πολλά¹⁵. Αυτό συμβαίνει καθώς δεν απαιτείται επιστροφή του επενδεδυθέντος κεφαλαίου ούτε πληρωμή κάποιου τόκου, αλλά ούτε και υποχρέωση για συγκεκριμένο ύψος ετήσιας απόδοσης του επενδεδυθέντος κεφαλαίου. Το κόστος της διαδικασίας IPO αποτελείται από την προμήθεια 5% επί του ύψους των κεφαλαίων της δημόσιας εγγραφής καθώς και έξτρα ποσά που απαιτούνται για την πληρωμή νομικών συμβούλων και νομοθετικών αρχών. Το πιο σημαντικό, όμως, πλεονέκτημα της διαδικασίας IPO είναι η δυνατότητα χρηματοδότησης του συνόλου της επένδυσης σε αντίθεση με το 60%-65% της επένδυσης που χρηματοδοτείται από τις εμπορικές τράπεζες.

6.2. ΤΟ ΔΙΕΘΝΕΣ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΕΡΙΒΑΛΛΟΝ ΤΗΣ ΝΑΥΤΙΛΙΑΣ

Για τους πλοιοκτήτες που ενδιαφέρονται να χρηματοδοτήσουν τις επιχειρήσεις τους με ξένα κεφάλαια εξασφαλίζοντας ταυτόχρονα ελάχιστο κόστος και ατομική κεφαλαιακή συνεισφορά, οι χρηματιστηριακές αγορές των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής αποτελούν την κύρια διέξοδο όχι μόνο λόγω του όγκου των διαθέσιμων κεφαλαίων,

¹⁵ Γουλιέλμος Α. "Χρηματοδότηση Ναυτιλιακών Επιχειρήσεων", εκδόσεις Σταμούλης, 1998, σελ 23-44.

αλλά και λόγω της πρακτικής που ακολουθείται στις δημόσιες εγγραφές (IPO), να βασίζονται αυτές περισσότερο στα κέρδη που πραγματοποίησε η ναυτιλιακή επιχείρηση στο παρελθόν και σε αυτά που μπορεί να πραγματοποιήσει στο μέλλον και όχι τόσο στο μέγεθος των στοιχείων του ενεργητικού της, όπως θα συνέβαινε με την περίπτωση της τραπεζικής χρηματοδότησης. Το μέγεθος και ο βαθμός διεθνοποίησης της χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ γίνεται κατανοητό εάν αναφέρουμε ότι στο Χρηματιστήριο NASDAQ είναι εγγεγραμμένες περίπου 375 μη αμερικάνικες επιχειρήσεις, ενώ στο NYSE είναι εγγεγραμμένες 300 περίπου μη αμερικάνικες μετοχές. Θα πρέπει να σημειώσουμε στο σημείο αυτό ότι πέρα από τις παραπάνω επίσημα εγγεγραμμένες στα Χρηματιστήρια των ΗΠΑ μετοχές υπάρχουν και μετοχές πολλών ξένων εταιριών που πουλήθηκαν σε ιδιωτικές συναλλαγές που έλαβαν χώρα στις ΗΠΑ.

Στην περίπτωση που κάποια ναυτιλιακή εταιρία ξεκινήσει τη διαδικασία δημόσιας εγγραφής για την εισαγωγή της σε Χρηματιστήριο των ΗΠΑ θα πρέπει οπωσδήποτε να ικανοποιήσει δύο βασικούς στόχους των αμερικάνικων νόμων περί μετοχών, οι οποίοι προήλθαν μετά το χρηματιστηριακό κραχ του 1929 και είναι α) η απαίτηση της αληθούς και ακριβούς αποκάλυψης πληροφοριακών στοιχείων που αφορούν τη ναυτιλιακή επιχείρηση και τις μετοχές που αυτή πουλά και β) τον αποκλεισμό τυχόν λάθους παρουσίασης της ναυτιλιακής εταιρίας, με απώτερο σκοπό τον αποκλεισμό της απάτης και του δόλου από τις πωλήσεις μετοχών και τη λειτουργία των χρηματιστηριακών αγορών.

Όπως φάνηκε λοιπόν από τα προαναφερθέντα, τα τελευταία χρόνια οι διεθνείς χρηματαγορές παίζουν όλο και μεγαλύτερο ρόλο στη χρηματοδότηση των ναυτιλιακών εταιριών. Το συνεχώς και αυξανόμενο κόστος των νεόκτιστων πλοίων και το υψηλό

κατά συνέπεια ποσό που απαιτείται για την κατασκευή τους ωθούν τις εταιρίες στις διάφορες ανά τον κόσμο χρηματαγορές για την αναζήτηση των κεφαλαίων αυτών.

Εκτιμήσεις αναφέρουν ότι μέσα στα επόμενα 8-10 χρόνια θα απαιτηθούν (διαμέσου της χρηματιστηριακής οδού) περίπου \$ 50 δις στις ΗΠΑ για νεόκτιστα πλοία και ένα σημαντικό μέρος του ποσού αυτού θα προέλθει από τις διεθνείς χρηματαγορές.

Στις ΗΠΑ¹⁶ τα αμοιβαία κεφάλαια παρουσιάζουν μια έντονη τάση για επενδύσεις στις ναυτιλιακές εταιρίες τα τελευταία δύο χρόνια. Τον Ιούλιο του 1995 η TK SHIPPING (ex VIKING) πούλησε στο χρημαστήριο της Νέας Υόρκης το 22% των μετοχών της έναντι του ποσού των \$150 εκατ. Τον Ιανουάριο του 1996 η Ισραηλινή ZIM LINES εισήλθε στο χρημαστήριο της Νέας Υόρκης, ενώ η ήδη εισηγμένη STOLT-NIELSEN εξέδωσε νέες μετοχές αξίας \$180 εκατ.

Η είσοδος των ναυτιλιακών εταιριών στο Χρημαστήριο πρέπει να θεωρείται μονόδρομος και, αν κάποιοι παραμείνουν εκτός της αγοράς αυτής των φθηνών κεφαλαίων, είναι σίγουρο ότι σύντομα θα αντιμετωπίσουν προβλήματα ανταγωνιστικότητας.

Η επέκταση του στόλου και η ανανέωσή του απαιτεί σημαντική κεφαλαιακή υποδομή. Η ανάγκη αυτή για νέα κεφάλαια σε μία ναυτιλιακή επιχείρηση δεν είναι δυνατό να καλύπτεται συνεχώς με τη διαδικασία της επανεπένδυσης των κερδών¹⁷. Λόγω των υψηλών κεφαλαίων που απαιτεί η επένδυση σε πλοία είναι πολλές φορές αδύνατη η παροχή όλου του απαιτούμενου ποσού από ίδιους πόρους της επιχείρησης. Αυτό οφείλεται σε μεγάλο βαθμό στην αύξηση του μεγέθους των πλοίων, καθώς επίσης και της πολυπλοκότητάς τους. Έτσι δημιουργείται η ανάγκη για κεφάλαια

¹⁶ Σ.Χ.Μιώνης, "Wall Street και Ναυτιλία", *Ναυτεμπορική* 14/12/95.

¹⁷ Γουλιέλμος Α. "Η χρηματοδότηση των πλοίων και η ανάπτυξη της ελληνόκτητης Ναυτιλίας" *Ημερίδα της Λέσχης ΩΚΕΑΝΟΣ του Πανεπιστημίου Πειραιώς με θέμα τη Ναυτιλιακή Χρηματοδότηση*, 5 Δεκεμβρίου 1996.

πλέον των ιδίων κεφαλαίων. Η ανάγκη αυτή για νέα κεφάλαια μπορεί να ικανοποιηθεί είτε με δανεισμό είτε με άντληση κεφαλαίων από την κεφαλαιαγορά.

Στις ΗΠΑ, που ηγούνται στις εξελίξεις και στους νεωτερισμούς στο χώρο της χρηματοοικονομικής, οι τρέχουσες συνθήκες της χρηματιστηριακής αγοράς εμφανίζονται πολύ θετικές, ειδικά για την είσοδο εταιριών όπως οι ναυτιλιακές και έχουν συνοπτικά ως εξής:

- Ύπαρξη χαμηλού πληθωρισμού και ισχυρή οικονομία, γεγονός που έχει σαν συνέπεια την ώθηση του Dow Jones στα υψηλότερα επίπεδα όλων των εποχών.
- Αναδιανομή του κεφαλαίου των επενδυτών από τις αναδυόμενες αγορές σε πιο σταθεροποιημένες αγορές χρεωγράφων.
- Συνεχής αύξηση των εισροών στα αμοιβαία κεφάλαια.
- Διαθέσιμα των αμοιβαίων κεφαλαίων ύψους \$50δισ μπορούν να διοχετευθούν αμέσως σε νέες επενδυτικές ευκαιρίες (π.χ. ναυτιλία).

Βέβαια η άντληση κεφαλαίου από το Χρηματιστήριο και εν προκειμένω από το ΧΑΑ απαιτεί κάποιες προϋποθέσεις όπως:

- Σωστή επιχειρησιακή διάρθρωση
- Προηγούμενη επιτυχημένη λειτουργία και συγκεκριμένο επενδυτικό πρόγραμμα
- Δημοσιοποίηση στοιχείων της εταιρίας και ανάπτυξη σχέσεων με τον επενδυτή
- Προοπτική για υγιείς κερδοφόρες χρήσεις
- Μακροχρόνια προοπτική επιχειρηματικού σχεδιασμού

Μέχρι το 1994 ένας από τους πιο κερδοφόρους κλάδους της ελληνικής οικονομίας¹⁸, αυτός της ναυτιλίας, ήταν εκτός του ΧΑΑ. Ένας κλάδος αιχμής της

¹⁸ Γουλιέλμος Α. "Ελληνική Ναυτιλία: Κύρια πηγή δυναμισμού της ελληνικής οικονομίας" Εισήγηση στο συνέδριο *Πηγές Δυναμισμού της Ελληνικής Οικονομίας*, Ελληνική Εταιρία Οικονομικών Επιστημών, 20-22 Οκτωβρίου 1994.

Γουλιέλμος Α. "Η εμπορική ναυτιλία σαν κινητήρια δύναμη ανάπτυξης του τριτογενούς τομέα" *Συνέδριο Διαμόρφωση Εθνικής Πολιτικής για το μέλλον της Ελληνικής Οικονομίας*, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών, 10-11 Απριλίου 1997.

ελληνικής οικονομίας δεν μετείχε στην πιο οργανωμένη αγορά άντλησης κεφαλαίων της χώρας, αυτή του ΧΑΑ. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφέρουμε ότι η ελληνική Ναυτιλία, αν και επιστημονικά εντάσσεται στους κλάδους της ελληνικής οικονομίας, ουσιαστικά αναπτύσσεται και λειτουργεί εκτός του ελλαδικού χώρου^{19, 20}. Επιπλέον, οι τεράστιες ανάγκες χρηματοδότησης της ελληνικής εμπορικής (tramp) ναυτιλίας, που αγγίζουν τα \$ 3 δις ανά έτος, εξαντλούν τη δυναμικότητα του ελληνικού Χρηματιστηρίου, το οποίο δεν είναι συνηθισμένο στην εισαγωγή εταιριών με τόσο απαιτητική κεφαλαιακή βάση. Ποιοί όμως μπορεί να είναι οι λόγοι που οδήγησαν σε αυτόν τον αποκλεισμό;

Ο κλάδος της εμπορικής ναυτιλίας αποτελούσε (και σε μεγάλο βαθμό αυτό ισχύει ακόμη) έναν ανεξερεύνητο τομέα για την ελληνική κεφαλαιαγορά και τις αρχές της. Κατ' αρχήν θα λέγαμε ότι η έλλειψη γνώσης για τον κλάδο από τους υπευθύνους της επίσημης χρηματαγοράς της χώρας θεωρούσε, και σε μεγάλο βαθμό θεωρεί ακόμα, τη ναυτιλία ως επένδυση υψηλού κινδύνου και πολύ περισσότερο ως terra incognita²¹. Ακόμη, η έως σήμερα νομοθεσία περί συναλλάγματος έθετε σωρεία συναλλαγματικών περιορισμών, ακόμα και όσον αφορά το νόμισμα στο οποίο πληρώνεται το μέρισμα της εταιρίας²². Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφέρουμε ότι, με την έναρξη της μεταπολεμικής περιόδου, η ελληνική ναυτιλία απετέλεσε μία από τις κύριες πηγές εισροής ξένου συναλλάγματος. Η εισροή αυτή του συναλλάγματος αποτελεί και τη συνεισφορά του κλάδου στο εθνικό εισόδημα της Ελλάδας, φτάνοντας σε ύψος άνω

¹⁹ Γουλιέλμος Α. "Η ελληνική ναυτιλία στην προοπτική του ευρωπαϊκού νηολογίου" *Κύκλος Συζητήσεων ΑΙΕSEC για την Ελληνική Ναυτιλία, Πανεπιστήμιο Πειραιώς*, 12-14 Απριλίου 1994.
Γουλιέλμος Α. "Η ελληνική σημαία και οι λόγοι επιλογής της από τον Έλληνα πλοιοκτήτη" *Ναυτιλιακά Θέματα, Δελτίο Ν.Ε.Ε.* 10, 1995.

²⁰ Βλάχος Γ. "Ναυτιλιακή Οικονομική", εκδόσεις Σταμούλης, 1998.

²¹ Gr. J. Timagenis "Listing of Shipping Stock on the Athens Stock Exchange", *The Conference on Raising Shipping Capital in the International Security Markets*, New York, N.Y., 1995.

²² Goulielmos A. "The factors determining the Foreign Exchange Inflow from Shipping Companies in Greece: during the deep and prolonged crisis, 1981-1987" *Volume of Essays in memory of Prof. B.N. Metaxas, University of Piraeus*.

των § 2 δις, ποσό που αντιστοιχεί με τις μονομερείς μεταβιβάσεις από την Ευρωπαϊκή Ένωση. Τέλος, το ποσό αυτό αντιστοιχεί σε 15% περίπου των συναλλαγματικών αποθεμάτων της Ελλάδος, γεγονός που υποδηλώνει με έναν ακόμη τρόπο τη σημασία για την ελληνική οικονομία της ποντοπόρου ελληνικής ναυτιλίας²³.

Βέβαια, δε θα πρέπει να παραλείψουμε την ελληνική φορολογική νομοθεσία, που χαρακτηρίζεται ως ασταθής, ευμετάβλητη και μάλιστα με μεγάλη συχνότητα, δημιουργώντας ένα σύνολο προβλημάτων. Να σημειωθεί στο σημείο αυτό και η ιδιαίτερη φορολογική μεταχείριση των ναυτιλιακών εταιριών που εξαντλούν την φορολογική τους υποχρέωση στο φόρο επί του τοννάξ που καταβάλλουν. Αυτή η ιδιαιτερότητα δημιουργεί μια σειρά από προβλήματα στην εισαγωγή της ναυτιλιακής επιχείρησης στο χρηματιστήριο, αφού σε αυτό ισχύουν διαφορετικοί κανόνες φορολόγησης όμοιοι για όλες τις επιχειρήσεις που είναι εισηγμένες.

Τέλος, η διάρθρωση της ελληνικής ναυτιλιακής επιχείρησης, η οποία χαρακτηρίζεται από συνθέσεις εταιριών το λιγότερο τεσσάρων πλοίων (δηλαδή εταιρίες management -π.χ. Columbia) έρχεται σε αντίθεση με ό,τι ισχύει στο Χρηματιστήριο, αφού δεν μπορούν να εισαχθούν πολύ μικρές εταιρίες, ενώ μπορεί να εισαχθεί μια εταιρία που κατέχει της μετοχές πολλών μικρών εταιριών που είναι όμως όλες ανώνυμες.

Προκειμένου λοιπόν να εισέλθουν οι ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις στο ΧΑΑ, θα πρέπει να προβούν σε μερικές προσαρμογές. Οι προσαρμογές αυτές αναφέρονται ουσιαστικά στις ελληνικές ακτοπλοϊκές επιχειρήσεις, αφού ουσιαστικά η νομοθεσία του Χρηματιστηρίου είναι προσαρμοσμένη σε τρόπο ώστε να επιτρέπει την εισαγωγή ακτοπλοϊκών επιχειρήσεων στο Χ.Α.Α. και όχι επιχειρήσεων της ελληνικής εμπορικής ναυτιλίας. Οι τελευταίες, λόγω των όσων αναφέρθηκαν παραπάνω αλλά

²³ Γουλιέλμος Α. "Ελληνική Ναυτιλία: Κύρια πηγή δυναμισμού της ελληνικής οικονομίας" Εισήγηση

κυρίως και λόγω των τεραστίων κεφαλαίων που έχουν ανάγκη για τη χρηματοδότησή τους, αναγκάζονται να προσφύγουν σε πολύ μεγαλύτερου βάθους χρηματιστηριακές αγορές σε σχέση με την ελληνική χρηματαγορά. Οι προσαρμογές, λοιπόν, που απαιτεί το Χ.Α.Α. αναφέρονται:

- στη λειτουργική και κεφαλαιακή τους διάρθρωση
- στην εξάλειψη τυχόν συγκρούσεων μεταξύ διοίκησης και ιδιοκτησίας
- στην ύπαρξη και λειτουργία σύγχρονου management
- στη λειτουργική ποιότητα των υπηρεσιών τους (νέα πλοία, σύμφωνα με τις διεθνείς συμβάσεις)

Επιπροσθέτως, όσες ναυτιλιακές εταιρίες θέλουν να εισαχθούν στο ΧΑΑ θα πρέπει να πληρούν μια σειρά από ειδικές προϋποθέσεις που θέτει η Διοίκηση του ΧΑΑ. Βέβαια, οι προϋποθέσεις αυτές δεν έχουν καμία πρακτική σημασία για τις ποντοπόρες ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις, για τους λόγους που αναφέρθηκαν προηγούμενα. Οι ειδικές αυτές προϋποθέσεις περιλαμβάνουν, κατ'αρχήν, την υποβολή αίτησης εισαγωγής στο Χ.Α.Α. Οι ναυτιλιακές εταιρίες θα πρέπει να έχουν ελάχιστο κεφάλαιο 1 δις δρχ. για δύο χρόνια πριν της είσοδο στο Χ.Α.Α. και επαρκή κέρδη για τα τελευταία 5 χρόνια. Κατά την εισαγωγή στο ΧΑΑ θα πρέπει να γίνει αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου το λιγότερο κατά 25% με δημόσια εγγραφή και τουλάχιστον 60% του ποσού της δημόσιας εγγραφής θα πρέπει να μεταβιβαστεί σε 100 τουλάχιστον νέους μετόχους (άτομα ή εταιρίες). Απαιτείται ακόμη δύο τουλάχιστον χρήσεις να έχουν ελεγχθεί από ορκωτούς λογιστές. Τέλος, είναι αναγκαία η έκδοση εγκεκριμένου από το ΧΑΑ ειδικού ενημερωτικού δελτίου εισαγωγής και η πρόσληψη ανάδοχου έκδοσης.

Ειδικά για τις ναυτιλιακές εταιρίες (ουσιαστικά τις ακτοπλοϊκές ναυτιλιακές εταιρίες), το ΧΑΑ έχει θεσπίσει τους παρακάτω κανόνες που αυτές θα πρέπει να πληρούν προκειμένου να εισαχθούν σε αυτό:

- Να έχουν τουλάχιστον τέσσερα επιβατηγά πλοία συνολικού τοννάζ 20000 τόνους
- Οι εκτιμήσεις των πλοίων να γίνουν από το Ελληνικό Ναυτικό Επιμελητήριο ή έναν διεθνή αναγνωρισμένο οργανισμό.
- Να υπάρχει πλήρης ασφάλιση των πλοίων για ολόκληρη την αξία τους.
- Οι ναυτιλιακές εταιρίες να είναι Α.Ε. και εάν είναι holding companies, οι θυγατρικές τους πρέπει να είναι του ίδιου τύπου (Α.Ε.).
- Εάν η διευθύνουσα εταιρία είναι διαφορετική από την πλοιοκτήτρια, τότε η διευθύνουσα πρέπει να έχει γραφείο στην Ελλάδα.

Διακοπή ύπαρξης οποιασδήποτε από τις ανωτέρω προϋποθέσεις εισαγωγής στο ΧΑΑ, μπορεί να οδηγήσει σε αναστολή της διαπραγμάτευσης της μετοχής της εταιρίας. Ας σημειωθεί στο σημείο αυτό ότι ένας επιπρόσθετος λόγος που δεν επιτρέπει την εισαγωγή ποντοπόρων ελληνικών εταιριών στο Χ.Α.Α., παρά μόνο ελληνικών ακτοπλοϊκών ναυτιλιακών εταιριών, είναι τα χαρακτηριστικά της πλήρους ρύθμισης, της μη ύπαρξης ανταγωνισμού, της συχνότητας, της τακτικότητας και της κανονικότητας που προσδιορίζουν τις ακτοπλοϊκές ναυτιλιακές επιχειρήσεις²⁴.

Στο ΧΑΑ υπάρχουν αυτή τη στιγμή 264 μετοχές ελληνικών εταιριών. Αυτές οι εταιρίες δεν είναι βέβαια οι καλύτερες εταιρίες που υπάρχουν στην ελληνική επικράτεια, ούτε ακόμη οι πιο μεγάλες. Υπάρχουν δηλαδή εκτός ΧΑΑ πολλές που είναι ίσως καλύτερες και μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες εισηγμένες στο ΧΑΑ. Παρόλα αυτά, η επιστήμη της χρηματοοικονομικής έχει αποδείξει ότι η φυσική κατάληξη κάθε εταιρίας, που αναπτύσσεται και εξελίσσεται σε μακροχρόνιο ορίζοντα,

²⁴ Βλάχος Γ. "Ναυτιλιακή Οικονομική", εκδόσεις Σταμούλης, 1998.

όσον αφορά την κύρια πηγή χρηματοδότησής της, είναι το Χρηματιστήριο. Ο τόπος δηλαδή που συναντάται η προσφορά με την ζήτηση και που προμηθεύει την επιχείρηση με φθηνά κεφάλαια. Εντούτοις, υπάρχουν πολλές εταιρίες που παραμένουν εκτός του Χρηματιστηρίου. Ποιοί όμως είναι οι λόγοι που τις ωθούν σ'αυτήν την επιλογή;

Κατ' αρχήν υπάρχουν οι τυπικές προϋποθέσεις που πρέπει να πληρούνται για κάθε εταιρία που θέλει να εισαχθεί στο ΧΑΑ και οι οποίες παρουσιάστηκαν παραπάνω. Πέρα όμως από αυτούς υπάρχουν και μία σειρά από θετικά και αρνητικά αποτελέσματα που επιφέρει η εισαγωγή στο ΧΑΑ²⁵. Αυτή η εισαγωγή, επομένως, αποτελεί μία ανάλυση κόστους-ωφέλειας των θετικών και των αρνητικών επιδράσεών της.

Η εταιρία που εισάγεται στο ΧΑΑ παρέχει στους ιδρυτές της αλλά και στους νέους μετόχους την δυνατότητα να προβούν σε διασπορά του επενδυτικού κινδύνου που απορρέει από την συγκεκριμένη επένδυση.

Η εισαγωγή στο Χρηματιστήριο δημιουργεί σημαντική αύξηση της ρευστότητας που αποκτά μία μετοχή, όταν εισάγεται σε μία οργανωμένη χρηματαγορά όπως το ΧΑΑ. Έχει επίσης αποδειχθεί ότι η αύξηση αυτή της ρευστότητας θα οδηγήσει σε μείωση του κόστους των ιδίων κεφαλαίων^{26 27}.

Μία επιχείρηση που εισάγεται στο ΧΑΑ έχει την δυνατότητα να αντλήσει νέα κεφάλαια με πολύ χαμηλό κόστος. Αυτό για μία επιχείρηση που έχει συνεχή ανάπτυξη είναι πολύ σημαντικό, τη στιγμή που έχουν εξαντληθεί αφενός τα Ίδια Κεφάλαια και αφετέρου δεν υπάρχουν άλλα περιθώρια Τραπεζικού Δανεισμού. Είναι φανερό ότι μία

²⁵ Ν.Γ. Τραυλός, "Πλεονεκτήματα και Μειονεκτήματα Εισαγωγής Εταιριών στο Χρηματιστήριο", *Το Ελληνικό Χρηματοπιστωτικό Σύστημα, Τάσεις και Προοπτικές*, IOBE 1995.

²⁶ Amihud, Y. and Haim Mendelson (1986), "Asset Pricing and the Bid - Ask Spread", *Journal of Financial Economics* 17, 223-49.

επιχείρηση που αναπτύσσεται διαρκώς δεν μπορεί να δανείζεται αποκλειστικά από την τραπεζική αγορά και να αυξάνει τον δείκτη των δανειακών προς συνολικά κεφάλαια. Έτσι, κάποια στιγμή θα αναζητήσει την προσέλκυση νέων μετόχων και αυτό συνήθως γίνεται μέσω του Χρηματιστηρίου.

Το γεγονός επίσης της αποδοχής της αίτησης μίας εταιρίας για εισαγωγή σε ένα Χρηματιστήριο προσδίδει ένα κύρος στην εν λόγω εταιρία, αφού υπάρχει μία επίσημη έκφραση εμπιστοσύνης προς αυτήν ενός οργάνου, όπως το Χρηματιστήριο.

Ένα σημαντικό επίσης αποτέλεσμα της εισαγωγής μίας εταιρίας στο Χρηματιστήριο είναι ο καθορισμός της αντικειμενικής αξίας της μετοχής της. Αυτό είναι ιδιαίτερα χρήσιμο σε περιπτώσεις συγχωνεύσεων και εξαγορών εταιριών. Τέλος, έχει αποδειχθεί²⁸ ότι μια εταιρία που εισέρχεται στο Χρηματιστήριο μπορεί να βελτιώσει την αποδοτικότητα της σε περιπτώσεις διαχωρισμού της διοίκησης από την ιδιοκτησία.

Εξάλλου δεν θα πρέπει να παραβλέψει κανείς τα φορολογικά πλεονεκτήματα που παρέχονται στις εταιρίες που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο (π.χ. χαμηλότερος φορολογικός συντελεστής μερίσματος, ανωνυμία μετόχων).

Υπάρχει όμως και η άλλη πλευρά του θέματος, που είναι επίσης σημαντική. Η εταιρία που πρόκειται να εισαχθεί στο Χρηματιστήριο θα πρέπει να προβαίνει στην αποκάλυψη στο επενδυτικό κοινό μιας σειράς από προηγούμενα θεωρούμενες εμπιστευτικές πληροφορίες. Πολλές όμως είναι οι επιχειρήσεις που δεν είναι πρόθυμες να δημοσιοποιήσουν τα στοιχεία που επιβάλλει η εισαγωγή τους στο Χρηματιστήριο και ακόμη θεωρούν σημαντικό το οικονομικό κόστος που προϋποθέτει η δημοσιοποίηση τέτοιων οικονομικών πληροφοριών και γι αυτό δεν αποφασίζουν την εισαγωγή τους σε αυτό.

²⁷ "Liquidity and Cost of Capital Implications for Corporate Management", *The Revolution in Corporate Finance* (edited) by J.M. Stren and D.H. Chew, Basil Blackwell Ltd., 89-97.

Ακόμη όμως και αν τα παραπάνω δεν αποτελούν σημαντικό κόστος για την επιχείρηση, υπάρχει το κόστος της εισαγωγής για τις υπηρεσίες των αναδόχων που συνήθως φθάνει στο 10% και είναι στις περισσότερες περιπτώσεις μεγαλύτερο, αν λάβουμε υπόψη μας το γεγονός ότι η τιμή της εισαγωγής μιας επιχείρησης στο Χρηματιστήριο είναι συνήθως χαμηλότερη από όσο είναι η πραγματική²⁹.

Τέλος, σε μία εταιρία με μεγάλη διασπορά μετόχων, που συνήθως η διοίκηση είναι διαφορετική από την ιδιοκτησία, υπάρχει σύγκρουση μεταξύ των δύο (Agency Cost Theory), γεγονός που μπορεί να οδηγήσει σε σπατάλη πόρων³⁰.

6.3 ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Σύμφωνα με όσα αναφέρθηκαν στα προηγούμενα τμήματα του Κεφαλαίου, το μεγαλύτερο τμήμα της ελληνικής ναυτιλίας, αυτό της ποντοπόρου ελληνικής ναυτιλίας, παραμένει εκτός της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς, τόσο για λόγους ουσιαστικούς (αδυναμία ικανοποίησης του μεγέθους των απαιτούμενων κεφαλαίων) όσο και για λόγους τυπικούς (διάρθρωση της νομοθεσίας εισαγωγής τέτοια που να επικεντρώνεται στο 2% της ελληνικής ναυτιλίας, που αποτελεί ο κλάδος των ακτοπλοϊκών ναυτιλιακών εταιριών). Οι λόγοι αυτοί και η ανάλυση που προηγήθηκε δημιούργησαν μια πραγματικότητα για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά που μεταφράζεται στην ύπαρξη μόνο τεσσάρων ακτοπλοϊκών ναυτιλιακών εταιριών στο ελληνικό Χρηματιστήριο για την περίοδο του δείγματος που εξετάζουμε. Το δείγμα που χρησιμοποιήσαμε στην παρούσα έρευνα αποτελείται από τις τέσσερις μοναδικές μετοχές ναυτιλιακών εταιριών του Χ.Α.Α., δηλαδή τις εταιρίες ΔΑΝΕ, ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ,

²⁸ Saunders A., E. Strock and N. G. Travlos (1990), "Ownership Structure, Deregulation and Bank Risk Taking", *The Journal of Finance* 45 (June), 643-54.

²⁹ Παπαϊωάννου Γ. (1991), "Η Διαμόρφωση του Κόστους Αναδοχής Εκδόσεων Νέων Χρηματιστηριακών Τίτλων", *Οικονομικό Δελτίο της Εμπορικής Τραπέζης* (Απρίλιος-Ιούνιος), 14-22.

³⁰ Jensen M. C. and W.H. Meckling (1976), "Theory of the Firm : Managerial Behaviour , Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics* 3, 305-60.

ΝΕΛ και ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ. Το δείγμα που χρησιμοποιούμε εκτείνεται από τις 28.8.1995 μέχρι τις 30.6.1997, δίνοντάς μας έτσι 480 ημερήσιες παρατηρήσεις. Στο Παράρτημα 6.1 παραθέτονται τα χρονοδιαγράμματα των μετοχών των εταιριών σε αρχικές τιμές, ενώ στο Παράρτημα 6.2 παραθέτονται τα χρονοδιαγράμματα των μετοχών των εταιριών σε πρώτες διαφορές καθώς επίσης και το χρονοδιάγραμμα του χαρτοφυλακίου των ναυτιλιακών εταιριών σε πρώτες διαφορές. Η επιλογή της συγκεκριμένης περιόδου έναρξης του δείματός μας έγινε λόγω της μη ύπαρξης ναυτιλιακών εταιριών στο Χ.Α.Α. την προηγούμενη περίοδο και για τις τέσσερις υπό μελέτη μετοχές. Για την ίδια περίοδο χρησιμοποιήσαμε και τα διαπραγματευτικά επιτόκια της ελληνικής αγοράς διάρκειας 1, 2, 3 και 6 μηνών.

Για την εμπειρική διερεύνηση που ακολουθεί δημιουργήσαμε και ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο ναυτιλιακών μετοχών. Σε όλους τους υπολογισμούς μας χρησιμοποιούμε αποδόσεις των μετοχών των εταιριών και αποδόσεις του χαρτοφυλακίου των ναυτιλιακών μετοχών, ενώ για τα επιτόκια χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές τους. Ξεκινώντας την εμπειρική μας διερεύνηση χρησιμοποιήσαμε, όπως και στο Κεφάλαιο 3, το μοντέλο της αγοράς για το οποίο εκτιμήσαμε τους συντελεστές α και β για κάθε μία από τις τέσσερις μετοχές των ναυτιλιακών εταιριών καθώς επίσης και για το χαρτοφυλάκιο των ναυτιλιακών μετοχών. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων OLS παρατίθενται στον Πίνακα 1, από τον οποίον μπορούμε να δούμε ότι οι συντελεστές αυτοί είναι στατιστικά σημαντικοί για τις εταιρίες ΔΑΝΕ και ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ και ΝΕΛ καθώς επίσης και για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο. Για τις ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ ο συντελεστής του δείκτη της αγοράς δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Εάν συγκρίνουμε τα αποτελέσματά μας με αυτά που είχαμε στον Πίνακα 1 του Κεφαλαίου 3, θα παρατηρήσουμε ότι όπως και για το μικτό

χαρτοφυλάκιο έτσι και για το ναυτιλιακό οι συντελεστές που εκτιμήσαμε είναι στατιστικά σημαντικοί.

Πίνακας 1

Εκτιμήσεις των συντελεστών του Market Index Model

	$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mit} + e_{it}$			
Μετοχές\Συντελεστές	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0002 (1,78)*	0,0061 (2,82)	0,57	1,96
ΔΑΝΕ	0,0001 (1,90)	0,141 (2,87)	0,57	2,08
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-1,95)	0,0060 (1,98)	0,55	2,08
ΝΕΛ	-0,0006 (-1,95)	0,0007 (1,97)	0,58	1,95
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,41)	0,0052 (1,52)*	0,59	1,76

Σημ 1: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ 2: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Στη συνέχεια, προκειμένου να ελέγξουμε την επίδραση των μεταβολών των επιτοκίων χρησιμοποιήσαμε το ίδιο διμεταβλητό μοντέλο της εξίσωσης (11) του Κεφαλαίου 3, σύμφωνα με το οποίο υπολογίσαμε τις εκτιμήσεις που παρουσιάζονται στους Πίνακες 2,3,4 και 5. Τα αποτελέσματά μας υπολογίστηκαν και με τη μέθοδο της ορθογωνιοποίησης, όπως και στο Κεφάλαιο 3, χωρίς όμως να παρουσιάζεται διαφορά μεταξύ τους. Στη συνέχεια παρατίθενται οι Πίνακες 2, 3, 4 και 5 με τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του διμεταβλητού μοντέλου με τη χρήση των διατραπεζικών επιτοκίων διάρκειας 1, 2, 3 και 6 μηνών αντίστοιχα.

Πίνακας 2

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια ενός μηνός

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0002 (1,77)*	0,0061 (2,81)	-0,0007 (-1,97)	0,56	1,9674
ΔΑΝΕ	0,0001 (1,90)*	0,141 (2,87)	0,0025 (1,95)	0,57	2,0798
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-1,96)	0,0060 (1,98)	-0,0023 (-1,98)	0,56	2,0818
ΝΕΛ	-0,0006 (-1,95)	0,0007 (1,95)	-0,0008 (-1,97)	0,58	1,9524
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,41)	0,0053 (1,52)*	-0,0023 (-1,95)	0,59	1,7623

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου ενός (1) μηνός.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των *t*-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%.

Πίνακας 3

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια δύο μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0002 (1,78)*	0,0061 (2,82)	-0,00003 (-1,97)	0,57	1,9639
ΔΑΝΕ	0,0001 (1,90)*	0,0140 (2,87)	-0,00007 (-1,95)	0,58	2,0726
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-1,96)	0,0060 (1,98)	0,000004 (1,97)	0,57	2,0807
ΝΕΛ	-0,0006 (-1,95)	0,0007 (1,95)	-0,00001 (-1,97)	0,58	1,9473
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,41)	0,0053 (1,52)*	-0,00003 (-1,96)	0,59	1,7621

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου δύο (2) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των *t*-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%.

Πίνακας 4

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια τριών μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0002 (1,78)*	0,0061 (2,83)	0,0001 (2,50)	0,57	1,9579
ΔΑΝΕ	0,0001 (1,92)	0,0141 (2,9)	0,0005 (3,29)	0,58	2,0586
ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-1,97)	0,0060 (1,98)	0,00009 (1,96)	0,57	2,0798
ΝΕΛ	-0,0006 (-1,95)	0,0007 (1,96)	0,00002 (1,97)	0,56	1,9485
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,41)	0,0053 (1,52)*	0,00005 (1,97)	0,60	1,7596

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου τριών (3) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Πίνακας 5

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια έξι μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές/Συντελεστές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0002 (1,78)*	0,0061 (2,81)	-0,000004 (-1,98)	0,59	1,9659
ΔΑΝΕ	0,0001 (1,92)	0,0140 (2,87)	-0,00002 (-1,96)	0,59	2,0776
ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-1,97)	0,0060 (1,98)	-0,000008 (-1,97)	0,60	2,0768
ΝΕΛ	-0,0006 (-1,95)	0,0007 (1,97)	-0,00003 (-1,90)	0,57	1,9413
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,41)	0,0053 (1,52)*	0,00003 (1,89)*	0,59	1,7549

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου έξι (6) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Από τους Πίνακες 2, 3, 4 και 5 γίνεται φανερό ότι ο συντελεστής β_0 είναι στατιστικά σημαντικός για τις εταιρίες ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ, ΝΕΛ και ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ και οριακά σημαντικός για την εταιρία ΔΑΝΕ, για τα διατραπεζικά επιτόκια 1, 2, 3 και 6 μηνών. Ο συντελεστής β_1 είναι στατιστικά σημαντικός για τις εταιρίες

ΔΑΝΕ, ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ, ΝΕΛ, καθώς επίσης και για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο, ενώ δεν φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντικός για τις ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ. Τέλος, ο συντελεστής β_2 είναι στατιστικά σημαντικός για όλες τις εταιρίες, καθώς επίσης και για το χαρτοφυλάκιο των ναυτιλιακών εταιριών για όλες τις χρονικές διάρκειες των διατραπεζικών επιτοκίων. Εξαιρέση αποτελούν οι ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ για την περίπτωση του διατραπεζικού επιτοκίου διάρκειας 6 μηνών. Συγκρίνοντας τα αντίστοιχα αποτελέσματα που είχαμε στο Κεφάλαιο 3 για το μικτό χαρτοφυλάκιο με αυτά του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου βλέπουμε ότι και στα δύο ο συντελεστής των επιτοκίων είναι στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματά μας συμφωνούν με τα αποτελέσματα των Lynge & Zumwalt (1980), ενώ έρχονται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Chance & Lane (1980) και των Folger, John & Tipton (1981).

Στη συνέχεια, υπολογίζουμε την επίδραση των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των ναυτιλιακών εταιριών χρησιμοποιώντας την ίδια μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε στο τμήμα 3.6.2 και με βάση την οποία παίρνουμε τις εκτιμήσεις που περιγράφονται στους Πίνακες 6, 7, 8 και 9 για τα διατραπεζικά επιτόκια διάρκειας 1, 2, 3 και 6 μηνών αντίστοιχα.

Πίνακας 6

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια ενός μηνός

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mit} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές/Συντελεστές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0003 (1,85)*	0,0065 (2,99)	-0,0005 (-2,03)	0,61	1,9784
ΔΑΝΕ	0,0002 (1,97)	0,0145 (2,96)	0,0051 (2,40)	0,65	2,0823
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-2,02)	0,0061 (2,03)	-0,0023 (-1,99)	0,62	2,0740
ΝΕΛ	-0,0005 (-2,10)	0,00004 (2,01)	-0,0017 (-1,98)	0,59	2,0262
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,43)	0,0054 (1,60)*	-0,0029 (-2,01)	0,60	1,7663

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου ενός (1) μηνός.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των *t*-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Πίνακας 7

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια δύο μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mit} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές/Συντελεστές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0003 (1,89)*	0,0065 (2,99)	-0,00002 (-2,05)	0,57	1,9749
ΔΑΝΕ	0,0002 (1,96)	0,0145 (2,96)	-0,00007 (-2,56)	0,61	2,0731
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-2,01)	0,0061 (2,03)	0,000007 (1,97)	0,60	2,0728
ΝΕΛ	-0,0005 (-2,12)	0,00004 (2,01)	-0,000009 (-1,95)	0,58	2,0129
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,42)	0,0054 (1,74)*	-0,00002 (-2,02)	0,60	1,7604

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διατραπεζικού επιτοκίου δύο (2) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των *t*-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Πίνακας 8

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια τριών μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές/Συντελεστές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0003 (1,90)	0,0065 (3,01)	0,0002 (2,98)	0,61	1,9650
ΔΑΝΕ	0,0002 (1,98)	0,0145 (2,99)	0,0006 (3,78)	0,59	2,0493
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-2,03)	0,0061 (2,03)	0,0001 (1,98)	0,57	2,0718
ΝΕΛ	-0,0005 (-2,10)	0,00004 (2,01)	0,00006 (1,99)	0,57	2,0162
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,42)	0,0054 (1,61)*	0,00007 (1,96)	0,60	1,7598

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διαπραγματευτικού επιτοκίου τριών (3) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Πίνακας 9

Εκτιμήσεις O.L.S. του Two-Index Model για επιτόκια έξι μηνών

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{Mt} + \beta_{i2}\Delta I_t + e_{it}$$

Μετοχές/Συντελεστές	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	\bar{R}^2	DW
Ναυτιλιακές Εταιρίες	0,0003 (1,87)*	0,0065 (2,99)	-0,000008 (-2,37)	0,64	1,9786
ΔΑΝΕ	0,0002 (1,97)	0,0145 (2,95)	-0,00001 (-2,29)	0,60	2,0775
ΣΤΡΠΙΝΤΖΗΣ	-0,0008 (-2,02)	0,0061 (2,03)	-0,00001 (-2,35)	0,58	2,0780
ΝΕΛ	-0,0005 (-2,12)	0,00004 (2,01)	-0,00003 (-2,41)	0,58	2,0108
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,0022 (2,42)	0,0054 (1,61)*	0,00002 (1,99)	0,57	1,7571

Σημ. 1: Η μεταβλητή ΔI εκφράζει την πρώτη διαφορά του ονομαστικού διαπραγματευτικού επιτοκίου έξι (6) μηνών.

Σημ. 2: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Σημ. 3: Το * υποδηλώνει ότι ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%

Από τις εκτιμήσεις που αναφέρονται στους Πίνακες 6, 7, 8 και 9 παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί σε όλες τις περιπτώσεις, με εξαίρεση την περίπτωση της εταιρίας ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ, στην οποία ο συντελεστής της αγοράς δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Το γεγονός ότι ο

συντελεστής β_2 είναι στατιστικά σημαντικός σε όλες τις περιπτώσεις υποδηλώνει τη σημασία των απροσδόκητων μεταβολών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των ναυτιλιακών εταιριών του Χ.Α.Α., κάτι που συμφωνεί με ευρήματα μελετών άλλων ερευνητών [Flannery & James (1984a), Booth & Officer (1985), Scott & Peterson (1986)], αλλά είναι η πρώτη φορά που διαπιστώνεται για την περίπτωση των ναυτιλιακών επιχειρήσεων τόσο σε ελληνικό όσο και σε ευρωπαϊκό επίπεδο. Επίσης εάν συγκρίνουμε τα αντίστοιχα αποτελέσματα που είχαμε στο Κεφάλαιο 3 για το μικτό χαρτοφυλάκιο με αυτά του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου βλέπουμε ότι και στα δύο ο συντελεστής των επιτοκίων είναι στατιστικά σημαντικός, με εξαίρεση τα εξάμηνα επιτόκια για τα οποία ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο.

Βέβαια, θα πρέπει να αναφέρουμε στο σημείο αυτό ότι το γεγονός ότι το \bar{R}^2 κυμαίνεται περίπου στο 58% που είναι εξαιρετικά ικανοποιητικό με βάση και τη διεθνή βιβλιογραφία για χρηματοοικονομικά δεδομένα, υποδηλώνει ταυτόχρονα και την ύπαρξη και άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών, οι οποίες όμως, επειδή δε λαμβάνονται υπόψη στα πλαίσια της συγκεκριμένης θεωρίας, οδηγούν σε αυτό ακριβώς το αποτέλεσμα. Τέτοιες μεταβλητές μπορεί να είναι οι δείκτες οικονομικής, βιομηχανικής και εμπορικής δραστηριότητας της χώρας, καθώς και ποιοτικά στοιχεία όπως αρνητικές ταξιδιωτικές οδηγίες για την Ελλάδα, αλλά και περίοδοι υψηλών ή χαμηλών ναύλων στη ναυτιλία. Αξίζει να αναφερθεί στο σημείο αυτό η απουσία τέλει ανταγωνισμού στην ελληνική ακτοπλοϊκή αγορά, ο μεγάλος βαθμός κρατικού παρεμβατισμού και η μη ορθή τιμολογιακή πολιτική του κλάδου. Η ελληνική ακτοπλοΐα εμφάνισε χαρακτηριστικά πολέμου ναύλων, αστάθειας προσφοράς, αστάθειας προσφοράς στην αιχμή και αντιαιχμή, ανταγωνισμό πλοίων μεταξύ των

γραμμών και μειούμενο μέσο μακροχρόνιο κόστος³¹. Ο υψηλός βαθμός κρατικού παρεμβατισμού με την πρακτική των αδειών σκοπιμότητας παραβίασε την αρχή της ελευθερίας εισόδου και εξόδου από την αγορά, μη επιτρέποντας έτσι την ικανοποίηση του άριστου κατά Pareto σημείου ισορροπίας και δημιουργώντας έτσι τη βάση για το σύνολο των κρατικών ρυθμίσεων που χαρακτηρίζουν σήμερα τον κλάδο της ελληνικής ακτοπλοΐας. Ιδιαίτερη σημασία έχει η τιμολόγηση που επιβάλλει το ελληνικό κράτος με βάση το οριακό κόστος, γεγονός το οποίο περιγράφεται με την ύπαρξη εννοιοποιημένου τιμολογίου ακτοπλοϊκών υπηρεσιών τόσο για τις περιόδους αιχμής, όσο και για τις περιόδους αντιαιχμής, όταν το οριακό κόστος είναι διαφορετικό. Η πρακτική αντίληψη του φαινομένου αυτού αντικατοπτρίζεται στην ύπαρξη χαμηλότερης προσφοράς σε περιόδους υψηλής ζήτησης με τις γνωστές συνέπειες. Η θετική πλευρά του κρατικού παρεμβατισμού στο θέμα της τιμολόγησης των ναύλων των ακτοπλοϊκών εταιριών μπορεί να γίνει ορατή εφόσον το ύψος του ναύλου-εισητηρίου είναι στο επίπεδο του ανταγωνισμού και όχι στο επίπεδο του μονοπωλίου. Σύμφωνα όμως με τον Καθηγητή Αλ.Γουλιέλμο, ο καθορισμός των ναύλων δεν είναι πάντοτε σαφής, γεγονός που σημαίνει ότι θα πρέπει να θεωρήσουμε πως ισχύει η τιμολόγηση με βάση το πλήρες μέσο κόστος του πλοίου. Το παραπάνω ισχύει με την υπόθεση της ύπαρξης μιας ακτοπλοϊκής εταιρίας και ενός πλοίου για κάθε ακτοπλοϊκή γραμμή. Η ύπαρξη όμως περισσότερων της μιας εταιριών και περισσότερων του ενός πλοίων δείχνει ότι πλοία με χαμηλό κόστος παρουσιάζουν περισσότερα κέρδη από τα άλλα, κάτι που με τη σειρά του οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο πλοιοκτήτης με το υψηλότερο κόστος ήταν ενδεχόμενα σε θέση να επηρεάσει τη διαμόρφωση των ναύλων στο ύψος αυτό. Για την εγγυρότητα της παραπάνω ανάλυσης θα έπρεπε να γνωρίζουμε εάν το κόστος στο οποίο αναφερθήκαμε περιλαμβάνει και την απόσβεση

³¹ Γουλιέλμος Α. "Ρυθμίσεις στην Ελληνική Ακτοπλοΐα" 17ο Διεπιστημονικό Συμπόσιο "Ο Ρυθμός"

του πλοίου, κάτι το οποίο δεν είναι γνωστό. Κατά συνέπεια, μία εναλλακτική πολιτική τιμολόγησης είναι αυτή που συνδέεται με τη διανύομενη απόσταση η οποία θεωρείται και αντιπροσωπευτική του κόστους. Αυτό σημαίνει ότι η ζήτηση θα γίνεται πιο ελαστική καθώς η απόσταση αυξάνει. Το οριακό κόστος θα είναι με τη σειρά του μεγαλύτερο από τους ισχύοντες ναύλους, οι οποίοι θα είναι υψηλότεροι σε μεγαλύτερες αποστάσεις. Η ύπαρξη διαφορετικού κόστους ζήτησης και ανταγωνισμού ανάλογα με την απόσταση είναι και αυτή που δικαιολογεί τη διαφοροποιημένη τιμολόγηση με βάση την απόσταση. Τέλος, η μετάβαση της ελληνικής ακτοπλοΐας σε καθεστώς της ελεύθερης αγοράς το 2004 θα σημαίνει και την αναμόρφωση της σημερινής διαδικασίας τιμολόγησης των ακτοπλοϊκών υπηρεσιών³². Η παραπάνω ανάλυση επιβεβαιώνει το γεγονός ότι δεν είναι απόλυτα ξεκάθαροι οι υπόλοιποι παράγοντες προσδιορισμού της απόδοσης των ναυτιλιακών μετοχών των ακτοπλοϊκών εταιριών που είναι εισηγμένες στο Χ.Α.Α., πέρα από αυτούς που προσδιορίζονται στα προαναφερθέντα μοντέλα δύο δεικτών³³. Πρέπει, κατά συνέπεια, προκειμένου να υπολογίσουμε την απόδοση των ναυτιλιακών μετοχών του Χ.Α.Α., να εκτιμήσουμε ένα μοντέλο που θα περιλαμβάνει το σύνολο των παραπάνω μεταβλητών, τόσο ποσοτικών όσο και ποιοτικών. Η εκτίμηση όμως ενός τέτοιου πολυμεταβλητού μοντέλου ξεφεύγει από τους στόχους της παρούσας διατριβής και, επιπρόσθετα, υπάρχουν σημαντικά προβλήματα έλλειψης στοιχείων. Επίσης, ένα επιπλέον πρόβλημα που αντιμετωπίζει η εφαρμοσμένη έρευνα με τη χρήση μακροοικονομικών στοιχείων είναι ότι υπάρχει διαφορετική αθροιστικότητα μεταξύ των

Πανεπιστήμιο Πειραιώς 2 Νοεμβρίου 1996.

³² Γουλιέλμος Α. "Η οικονομική διαδικασία μετάβασης της ελληνικής ακτοπλοΐας στο καθεστώς της αγοράς, 1997-2003" 2η Ημερίδα Οικονομικής των Μεταφορών, Πανεπιστήμιο Πειραιώς 5 Νοεμβρίου 1996.

³³ Βλ. Σχετική ανάλυση του τμήματος 6.1. και 6.2.

μακροοικονομικών χρονοσειρών (ετήσιες, τριμηνιαίες ή μηνιαίες παρατηρήσεις) και εκείνων των χρηματιστηριακών μεγεθών (ημερήσια δεδομένα).

Τέλος, υπολογίσαμε για το δείγμα μας με βάση τη μεθοδολογία SURE, που αναπτύχθηκε προηγουμένα στο Κεφάλαιο 4, τους συντελεστές γ για το χαρτοφυλάκιο των ναυτιλιακών εταιριών. Οι εκτιμήσεις αυτές προέρχονται από την εξίσωση (32) του Κεφαλαίου 4 και παραθέτονται στον Πίνακα 10.

Πίνακας 10
Εκτιμήσεις συντελεστών SURE

$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i1} + \gamma_2 \beta_{i2} + \beta_{i1} R_{mt} + \beta_{i2} SI_{it} + \varepsilon_{it}$			
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$
Χαρτοφυλάκιο ναυτιλιακών εταιριών	0,0012 (1,87)*	0,0058 (1,88)*	-0,08 (-1,98)

Σημ. 1: Μέσα σε παρένθεση οι τιμές *t*-statistic.

Σημ. 2: Οι υπολογισμοί αφορούν τις απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων.

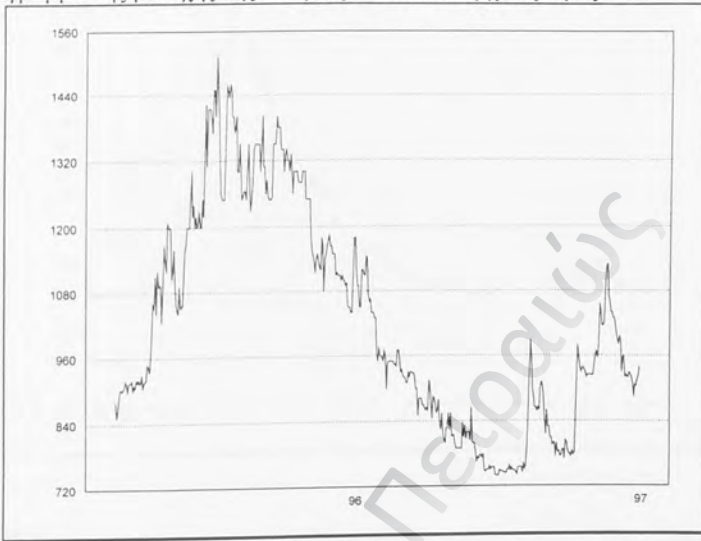
Σημ. 3: Το * υποδηλώνει στατιστικά σημαντικό συντελεστή σε επίπεδο 10%

Από τις εκτιμήσεις του παραπάνω Πίνακα παρατηρούμε ότι ο συντελεστής γ_2 των επιτοκίων είναι στατιστικά σημαντικός, γεγονός που σημαίνει ότι οι μετοχές του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου αποζημιώνουν έστω και οριακά τον επενδυτή για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει. Το γεγονός ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός δεν αποτελεί αρνητικό στοιχείο σύμφωνα με όσα αναφέρθηκαν στο τμήμα 4.4 της παρούσας εργασίας και σύμφωνα με τους Sweeney & Warga (1986b). Ακόμη εάν συγκρίνουμε τα αποτελέσματα που είχαμε στο Κεφάλαιο 4 για το μικτό χαρτοφυλάκιο με αυτά του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου παρατηρούμε ότι ο συντελεστής γ_2 είναι εξίσου στατιστικά σημαντικός και για τα δύο χαρτοφυλάκια.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 6.1

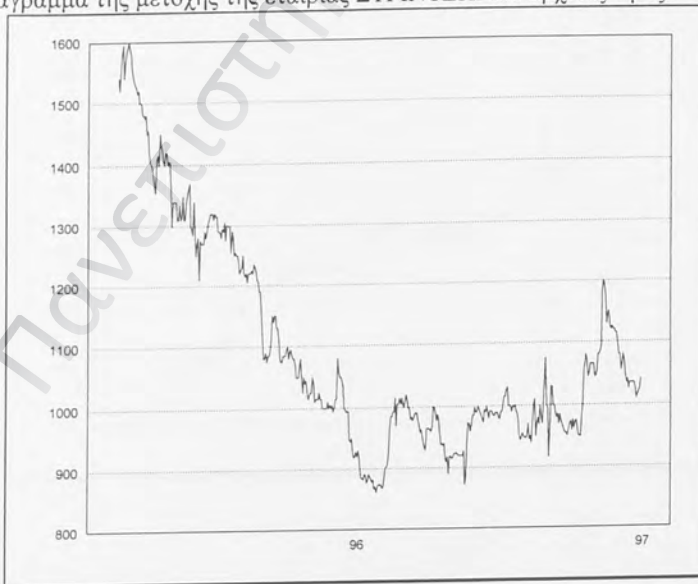
Διάγραμμα 1

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΔΑΝΕ σε αρχικές τιμές



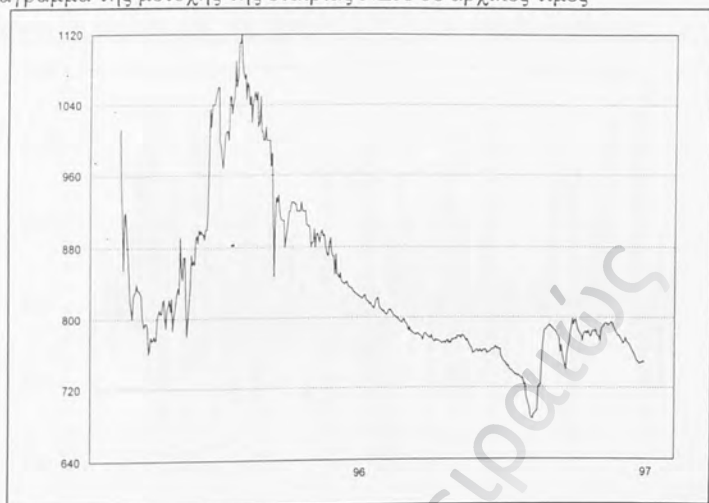
Διάγραμμα 2

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ σε αρχικές τιμές



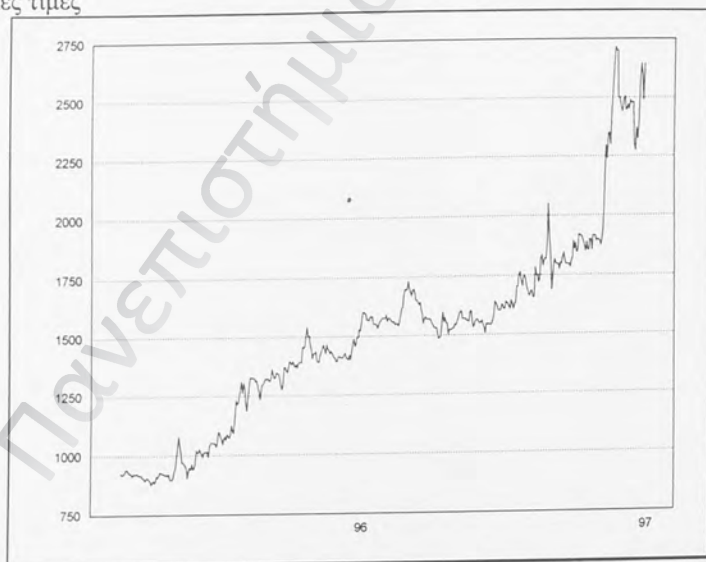
Διάγραμμα 3

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΝΕΛ σε αρχικές τιμές



Διάγραμμα 4

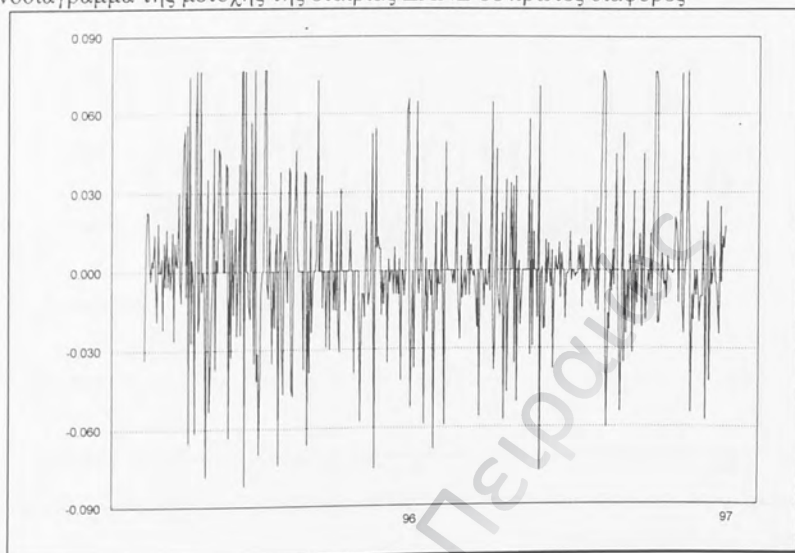
Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ σε αρχικές τιμές



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 6.2

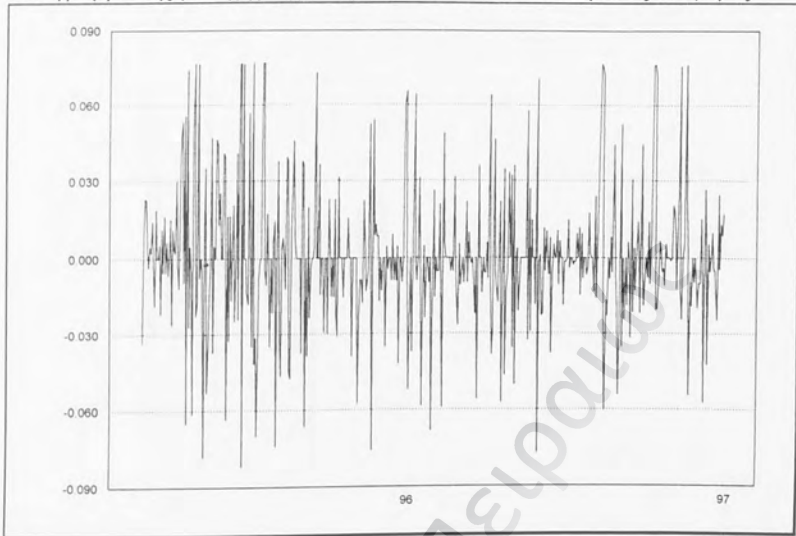
Διάγραμμα 1

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΔΑΝΕ σε πρώτες διαφορές



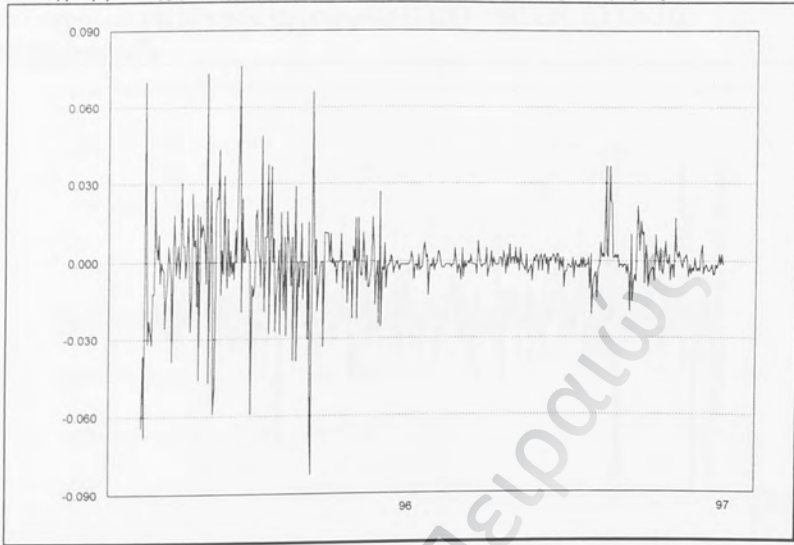
Διάγραμμα 2

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ σε πρώτες διαφορές



Διάγραμμα 3

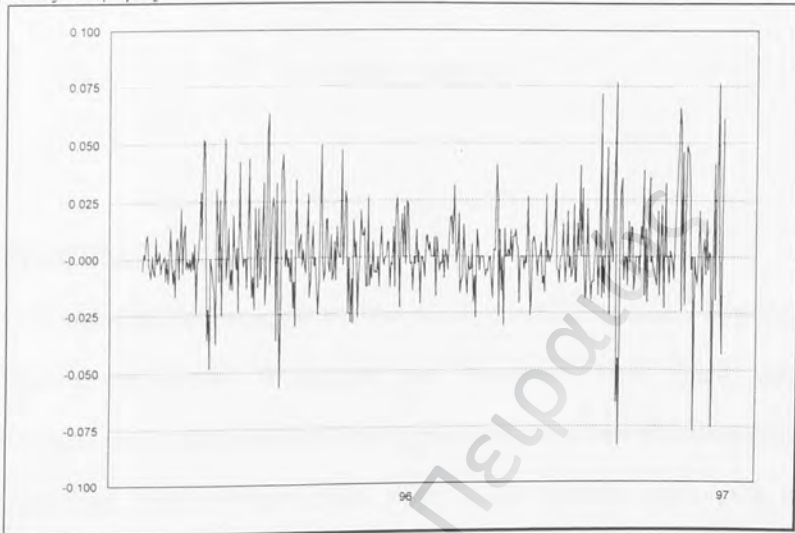
Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΝΕΛ σε πρώτες διαφορές



Πανεπιστήμιο Πειραιώς

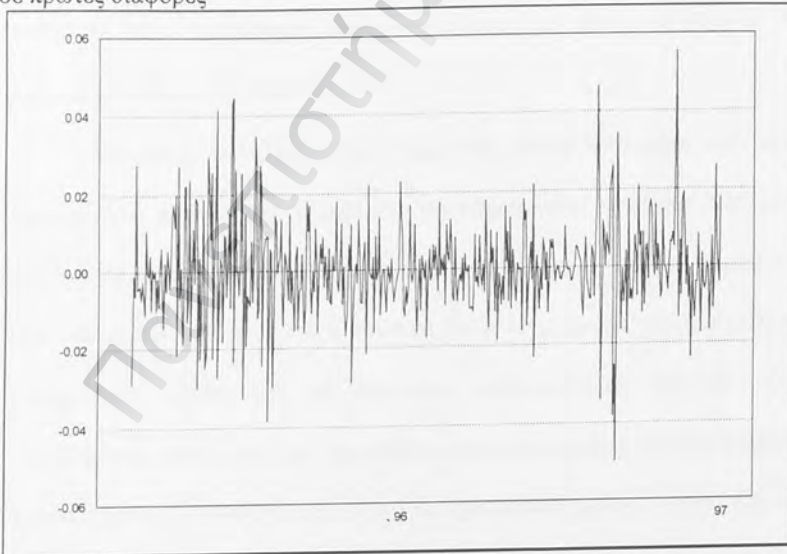
Διάγραμμα 4

Χρονοδιάγραμμα της μετοχής της εταιρίας ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ σε πρώτες διαφορές



Διάγραμμα 5

Χρονοδιάγραμμα του χαρτοφυλακίου των ναυτιλιακών μετοχών του Χ.Α.Α. σε πρώτες διαφορές



ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

7.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα εργασία ερευνήσε και ανέλυσε τον κίνδυνο των επιτοκίων στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Η εξέταση των επιτοκίων στην αγορά χρήματος προσδιορίζει έναν αριθμό θεμάτων που σχετίζονται με την αποτελεσματικότητα της πληροφόρησης και τη σημασία των αλλαγών στα επιτόκια αναφορικά με τις αποδόσεις των μετοχών των εταιριών. Τα εμπειρικά ευρήματα έχουν σημαντικές επιπτώσεις στη διαχείριση του χαρτοφυλακίου, σε στρατηγικές αντιστάθμισης κινδύνου, στην τιμολόγηση των χρεωγράφων και, τέλος, σε θέματα επενδυτικής πολιτικής ιδιωτών και εταιριών.

Ένα άλλο πολύ σημαντικό θέμα που καλύφθηκε μέσα από την παρούσα έρευνα είναι η εφαρμογή σύγχρονων οικονομετρικών μεθόδων στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών χρηματοοικονομικών δεδομένων. Πολλές εμπειρικές έρευνες που έγιναν πάνω σε ανάλογα ή συγγενή πεδία δε μπόρεσαν με απόλυτη επιτυχία να εφαρμόσουν κάποια από τα παραπάνω οικονομετρικά εργαλεία. Έχουμε την πεποίθηση ότι μέσα από την παρούσα εργασία μπορέσαμε να βοηθήσουμε στην πιο αποτελεσματική αντίληψη της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς, της αγοράς των διατραπεζικών επιτοκίων και της επίδρασης των αλλαγών των διατραπεζικών επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο εταιριών.

Ο σκοπός αυτού του Κεφαλαίου είναι να παρουσιάσει μία επισκόπηση της μελέτης μας και να θέσει κάποια θέματα για μελλοντική έρευνα.

Ένας αριθμός σημαντικών στοιχείων αναλύθηκε και εξηγήθηκε στην παρούσα μελέτη. Κατ' αρχήν, προσπαθήσαμε να δώσουμε απάντηση στο ερώτημα εάν οι αποδόσεις των μετοχών των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο εταιριών επηρεάζονται από τις μεταβολές που παρατηρούνται στα τρέχοντα επιτόκια και από τις απρόσμενες μεταβολές που παρατηρούνται στα επιτόκια. Αυτά είναι θέματα που απαντήθηκαν στο Κεφάλαιο 3. Αναλυτικότερα, τα σημαντικότερα συμπεράσματα του κεφαλαίου αυτού αφορούν τόσο την αξιολόγηση του μοντέλου της αγοράς για την Ελληνική περίπτωση την περίοδο του δείματός μας, όσο και του διμεταβλητού μοντέλου. Τα συμπεράσματα που αφορούν την αξιολόγηση του μοντέλου της αγοράς παρουσιάζονται στον Πίνακα 2. Από τον πίνακα αυτό τα σημαντικότερα ευρήματα είναι ότι επαληθεύεται η χρηματοοικονομική θεωρία που αφορά το συγκεκριμένο υπόδειγμα, αφού τα πρόσημα και τα μεγέθη των εκτιμηθέντων συντελεστών συμφωνούν με αυτή. Ειδικότερα για τον συντελεστή β η στατιστική του σημαντικότητας είναι αδιαμφισβήτητη, ενώ οι εκτιμήσεις για τα χαρτοφυλάκια όλων των κλάδων και για το μικτό χαρτοφυλάκιο είναι οι αναμενόμενες από την θεωρία. Αξίζει να επισημανθούν εδώ οι δύο ακραίες τιμές των συντελεστών β_0 . Η ελάχιστη τιμή είναι 0,41 για το χαρτοφυλάκιο των κλωστοϋφαντουργικών εταιριών και η μέγιστη τιμή είναι 0,96 για το χαρτοφυλάκιο των τραπεζών. Οι τιμές αυτές, όπως είναι γνωστό, πρέπει να αξιολογηθούν σε συνδυασμό και με τις υπόλοιπες στατιστικές συναρτήσεις που εκφράζουν την καλή προσαρμοστικότητα των υποδειγμάτων στις πραγματικές παρατηρήσεις. Έτσι η τιμή της στατιστικής $DW=1,88$ (που υποδηλώνει μη αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης των σφαλμάτων) για το χαρτοφυλάκιο των τραπεζών σε συνδυασμό με τον διορθωμένο συντελεστή

προσδιορισμού 0,79 (σχετικά υψηλή τιμή με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία) προσφέρουν επιπρόσθετη επιβεβαίωση για την αξιοπιστία του συντελεστή $\beta=0,96$. Αντίθετα, στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου των κλωστοϋφαντουργικών εταιριών η τιμή της $DW=1,74$ σε συνδυασμό με την τιμή 0,29 του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού, αλλά και την χαμηλή (αλλά στατιστικά σημαντική) τιμή του $\beta=0,41$ αντανάκλα το γεγονός ότι το μοντέλο της αγοράς επαληθεύεται μόνο για το 30% της μεταβλητικότητας της απόδοσης αυτού του κλάδου.

Στο Κεφάλαιο 3 αναλύθηκε επίσης η σχετική βιβλιογραφία για το διμεταβλητό μοντέλο, το οποίο χρησιμοποιήσαμε προκειμένου να εξετάσουμε τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και αποδόσεων των μετοχών. Τα αποτελέσματά μας έδειξαν την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Ειδικότερα, τα συμπεράσματά μας συνοψίζονται στους Πίνακες 4-7 για τις τρέχουσες αλλαγές των επιτοκίων 1,2,3 και 6 μηνών αντίστοιχα. Τα πρόσημα και τα μεγέθη των εκτιμηθέντων συντελεστών β_1 (δείκτης της αγοράς) και β_2 (επιτόκια) είναι τα αναμενόμενα από την θεωρία. Βέβαια, πρέπει να επισημανθεί η χαμηλή τιμή (αν και πάντα στατιστικά σημαντική) ορισμένων συντελεστών του επιτοκίου, ανεξαρτήτως χρονικής αθροιστικότητας (επιτόκια 1,2,3 και 6 μηνών). Και σε αυτό το εκτιμηθέν υπόδειγμα παρατηρούμε την χαμηλή τιμή του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού (0,28) του χαρτοφυλακίου των εταιριών κλωστοϋφαντουργίας, η οποία μπορεί να εξηγεί το γεγονός ότι η μεταβλητικότητα της απόδοσης αυτών των μετοχών δεν εξαρτάται σημαντικά από εκείνη του δείκτη της αγοράς και των επιτοκίων. Τέλος, αναφορικά με τις απρόσμενες αλλαγές των επιτοκίων (το τμήμα της μεταβλητικότητας των επιτοκίων, το οποίο δεν ερμηνεύεται από την μεταβλητικότητα του δείκτη της αγοράς) βρήκαμε, όπως φαίνεται από τους Πίνακες 9,10,11 και 12, ότι αυτές δεν προσθέτουν σημαντική ερμηνευτική ικανότητα.

Στη συνέχεια, στο Κεφάλαιο 4 προσπαθήσαμε να απαντήσουμε στο ερώτημα του κατά πόσον τιμολογείται η μεταβλητή των επιτοκίων από την Ελληνική αγορά. Η απάντηση στο ερώτημα αυτό δίνεται με τη χρήση των μη γραμμικών φαινομενικά ασυσχέτιστων εξισώσεων. Βέβαια, θα μπορούσε να γίνει χρήση των μοντέλων ζήτησης GAMA και για το λόγο αυτό παρατίθεται η θεωρητική θεμελίωσή τους. Το "Δυναμικό Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης" (Dynamic Generalized Linear Expenditure System ή *DGLES* ή *GAMA*), του οποίου η θεωρητική θεμελίωση οφείλεται στον Καθηγητή Θ.Γκαμαλέτσο, δεν εφαρμόζεται στην εμπειρική διερεύνηση που αναπτύσσεται στο κεφάλαιο, καθώς αυτό ξεφεύγει από τους στόχους της παρούσας διατριβής.

Στην διερεύνηση που πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιήσαμε τη μεθοδολογία SURE, η οποία μας επιβεβαίωσε την ύπαρξη σχέσης μεταξύ μεταβολών των επιτοκίων και αποδόσεων των μετοχών και, κατ' επέκταση, της τιμολόγησης από την αγορά της μεταβλητής επιτόκια, γεγονός που σημαίνει την αποζημίωση των επενδυτών για τον κίνδυνο των επιτοκίων που αναλαμβάνουν. Τα συμπεράσματα συνοψίζονται στον Πίνακα 1 του κεφαλαίου, όπου φαίνεται η ύπαρξη θετικού premium κινδύνου του επιτοκίου για όλα τα χαρτοφυλάκια με εξαίρεση τα χαρτοφυλάκια των μεταλλουργικών εταιριών και των διαφόρων εταιριών. Το premium κινδύνου του επιτοκίου προκύπτει από τους συντελεστές γ_2 και β_2 του συστήματος εξισώσεων SURE και του διμεταβλητού υποδείγματος του Κεφαλαίου 3. Για τον πίνακα αυτό υπενθυμίζεται ότι, σύμφωνα με την διεθνή βιβλιογραφία, οι συντελεστές γ_0 και γ_1 χρησιμοποιούνται μόνον για την στατιστική αξιοπιστία του συντελεστή γ_2 . Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε δεν επιτρέπει την κατάλληλη εκτίμηση του premium κινδύνου της αγοράς από τη στιγμή που το premium της αγοράς βρίσκεται εκτός της συνάρτησης [Sweeney & Warga (1986b)]. Τέλος, η

ερμηνεία των *premia* κινδύνου θεωρείται τουλάχιστον απαραίτητη αν όχι εξαιρετικά σημαντική. Ουσιαστικά τα *premia* μετρούν την αναμενόμενη απόδοση ενός χρωγράφου i ανά μονάδα ευαισθησίας σε έναν συγκεκριμένο παράγοντα κινδύνου j . Εφόσον η θεωρία της Χρηματοοικονομικής δεν έχει καταλήξει κάπου συγκεκριμένα όσον αφορά τα πρόσχημα του *premium*, αυτά τα οποία έχουμε υπολογίσει είναι τουλάχιστον αξιόπιστα. Εάν θεωρήσουμε τις αλλαγές των επιτοκίων ως μετακίνηση πλούτου μεταξύ επενδυτών ή ως παρουσίαση του κόστους ευκαιρίας δεν υπάρχει εκ των προτέρων κάποια πεποίθηση όσον αφορά το πώς θα πρέπει να είναι τα πρόσχημα. Η σημασία των *premia* του κινδύνου είναι πάντα μία θετική συνάρτηση της ίδιας της μεταβλητής του παράγοντα. Από τη στιγμή που οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μία συνάρτηση των *premia* κινδύνου, τα αρνητικά *premia* των εκτιμήσεών μας μπορούν να ερμηνευτούν ωσάν αυτές οι μετοχές λαμβάνονται ως αντιστάθμιση κινδύνου απέναντι στις αλλαγές των επιτοκίων: οι μετοχές με υψηλότερη έκθεση στα επιτόκια απαιτούν λιγότερες αναμενόμενες αποδόσεις. Η αντίθετη επίδραση της μεταβλητής σε άλλα χρεώγραφα που είναι σχετικά πιο σταθερά σε ονομαστικούς όρους, μπορεί να κάνει αυτά τα χρεώγραφα να θεωρούνται σε μεγαλύτερο βαθμό προτιμητέα επενδυτική επιλογή για λόγους αντιστάθμισης κινδύνου. Έτσι, τα σημαντικά αρνητικά *premia* κινδύνου μπορούν να μεταφραστούν ωσάν οι επενδυτές πληρώνονται με θετικές αποδόσεις για την ανάληψη αυτού του κινδύνου. Στην περίπτωση που ένα θετικό πρόσχημο κυριαρχεί στο *premium* κινδύνου ενός δείγματος αυτό αποτελεί ένδειξη ότι όσο πιο ευαίσθητη είναι μία επιχείρηση στο συγκεκριμένο παράγοντα, τόσο πιο πολλές είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις αυτής της μετοχής.

Τα αποτελέσματά μας συμφωνούν με αυτά των Sweeney & Warga (1986a) και Yourougou (1990) που χρησιμοποίησαν δεδομένα της χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ, αλλά διαφορετικό δείγμα και μεθοδολογία. Οι Sweeney & Warga

επικεντρώθηκαν κυρίως στη βιομηχανία εταιριών παραγωγής ηλεκτρικού και φυσικού αερίου για δημόσια χρήση και εφάρμοσαν το FIML, ενώ ο Yourougou χρησιμοποίησε μία τροποποιημένη έκδοση της διαδικασίας που προτάθηκε από τους Fama & MacBeth (1973) και τον έλεγχο του δείκτη πιθανοφάνειας.

Στο Κεφάλαιο 5, εξετάσαμε τη σχέση επιτοκίων και πληροφόρησης χρησιμοποιώντας μοντέλα GARCH. Στο Κεφάλαιο παραθέσαμε τη θεωρητική βάση στην οποία διεξάγαμε την έρευνά μας, τα αποτελέσματα της οποίας συμφωνώντας με αντίστοιχες μελέτες έδειξαν την ύπαρξη σχέσης μεταξύ επιτοκίων, διακύμανσης και πληροφόρησης. Στην ανάλυσή μας πραγματοποιήσαμε εκτιμήσεις αυτών των μοντέλων GARCH-X για τα διατραπεζικά επιτόκια 1, 2, 3 και 6 μηνών για διαφορετικές τιμές του γ , ξεκινώντας από την τιμή 0,0 και μέχρι την τιμή 5,0 με αυξήσεις ανά 0,1, υπολογίζοντας συνολικά 200 τέτοια μοντέλα. Από τα αποτελέσματα που λάβαμε παρατηρήσαμε ότι δεν υπήρχε διαφορά στα μοντέλα ανάλογα με τα επιτόκια που χρησιμοποιήσαμε. Για το λόγο αυτό στον Πίνακα 1 του κεφαλαίου παρουσιάσαμε μόνο τα αποτελέσματα του διάρκειας ενός μηνός επιτοκίου. Από τα μοντέλα GARCH- \dot{X} που υπολογίστηκαν για τα διατραπεζικά επιτόκια ενός μηνός, η πιο σημαντική παρατήρηση είναι ότι παρουσιάζουν την υψηλότερη συνάρτηση λογαριθμικής πιθανοφάνειας για τιμές του γ που κυμαίνονται από $\gamma = 1,8$ έως $\gamma = 2,4$. Για τα μοντέλα όπου το γ παίρνει τιμές 0 ή πάνω από 0,5, η λογαριθμική πιθανοφάνεια μειώνεται σημαντικά. Αυτό αποτελεί σημαντική εμπειρική ένδειξη διότι απορρίπτει το μοντέλο που προτάθηκε από τον Vasicek (1977) και το οποίο αναφέρει $\gamma = 0$ και σταθερή διακύμανση. Επιπλέον, τα αποτελέσματά μας δε συμφωνούν με το μοντέλο ($\gamma = 0,5$) των Cox et al. (1985) και για τιμές του συντελεστή γ μικρότερες από το 0,5 αλλά όχι μηδέν. Τα αποτελέσματά μας είναι σύμφωνα με το μοντέλο του Nowman (1988), με μόνη

διαφορά ότι στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιήσαμε το πρόσφατο μοντέλο GARCH-X των Brenner et al. αντί για το παραδοσιακό μοντέλο ενός δείκτη που χρησιμοποίησαν οι προαναφερθέντες ερευνητές. Είναι επίσης σημαντικό να αναφέρουμε ότι ο συντελεστής των αρχικών τιμών των επιτοκίων (b_2) μειώνεται καθώς μετακινούμαστε σε μεγαλύτερες τιμές του gamma (γ). Χρησιμοποιώντας έναν αλγόριθμο για να ελέγξουμε τις αλλαγές στους συντελεστές των αρχικών τιμών (b_2), βλέπουμε ότι παρουσιάζονται πολύ σημαντικές τιμές t . Για τους υπόλοιπους συντελεστές παρατηρούμε ότι επίσης παρουσιάζονται σημαντικές τιμές t . Ο συντελεστής a_1 μπορεί να ερμηνευθεί ως ο συντελεστής της πληροφόρησης και ο συντελεστής b_1 είναι ο συντελεστής της διακύμανσης με υστέρηση. Τέλος από τον Πίνακα 1, παρατηρούμε ότι οι συντελεστές αυτοί παρουσιάζουν σημαντικές τιμές t .

Το Κεφάλαιο 6 επικεντρώθηκε στις ανάγκες χρηματοδότησης των ναυτιλιακών επιχειρήσεων και ειδικά στην περίπτωση της χρηματοδότησης μέσω του Χρηματιστηρίου. Προσδιορίσαμε το διεθνές χρηματοοικονομικό περιβάλλον της Ναυτιλίας και προσδιορίσαμε για την περίπτωση της Ελληνικής Ναυτιλίας τους λόγους της καθυστερημένης χρηματοδότησής της από το Χρηματιστήριο και περιγράψαμε τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα μιας τέτοιας χρηματοδότησης, καθώς επίσης και τους ειδικούς όρους που μια τέτοια χρηματοδότηση πρέπει να πληροί. Επίσης η ποσοτική ανάλυση της επίδρασης των επιτοκίων στις αποδόσεις των εισηγμένων ναυτιλιακών εταιριών στο Χ.Α.Α. επαναλήφθηκε στο κεφάλαιο αυτό για τις συγκεκριμένες μετοχές, οι οποίες προηγούμενα είχαν εξαιρεθεί από τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν ώστε να δοθεί η δυνατότητα να μελετηθούν χωριστά. Τέλος, ελέγξαμε την ύπαρξη ή μη τιμολόγησης του παράγοντα των επιτοκίων από την ελληνική αγορά. Η εμπειρική μας διερεύνηση πραγματοποιήθηκε με βάση τη μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στα Κεφάλαια 3 και 4 της εργασίας μας

και έδειξε την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων OLS που παρατίθενται στον Πίνακα 1, δείχνουν ότι οι συντελεστές του μοντέλου της αγοράς είναι στατιστικά σημαντικοί για τις εταιρίες ΔΑΝΕ και ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ και ΝΕΛ καθώς επίσης και για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο ενώ για τις ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ ο συντελεστής του δείκτη της αγοράς δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματά μας συγκρινόμενα με αυτά που είχαμε στον Πίνακα 1 του Κεφαλαίου 3, δείχνουν ότι όπως και για το μικτό χαρτοφυλάκιο έτσι και για το ναυτιλιακό οι συντελεστές που εκτιμήσαμε είναι στατιστικά σημαντικοί. Στη συνέχεια, ελέγξαμε την επίδραση των μεταβολών των επιτοκίων χρησιμοποιώντας το ίδιο διμεταβλητό μοντέλο της εξίσωσης (11) του Κεφαλαίου 3, σύμφωνα με το οποίο υπολογίσαμε τις εκτιμήσεις που παρουσιάζονται στους Πίνακες 2,3,4 και 5. Από τους Πίνακες 2, 3, 4 και 5 βρέθηκε ότι ο συντελεστής β_0 είναι στατιστικά σημαντικός για τις εταιρίες ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ, ΝΕΛ και ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ και οριακά σημαντικός για την εταιρία ΔΑΝΕ, για τα διατραπεζικά επιτόκια 1, 2, 3 και 6 μηνών. Ο συντελεστής β_1 βρέθηκε στατιστικά σημαντικός για τις εταιρίες ΔΑΝΕ, ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ, ΝΕΛ, καθώς επίσης και για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο, ενώ δεν ήταν στατιστικά σημαντικός για τις ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ. Τέλος, ο συντελεστής β_2 ήταν στατιστικά σημαντικός για όλες τις εταιρίες, καθώς επίσης και για το χαρτοφυλάκιο των ναυτιλιακών εταιριών για όλες τις χρονικές διάρκειες των διατραπεζικών επιτοκίων. Εξάιρεση αποτελούν οι ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ για την περίπτωση του διατραπεζικού επιτοκίου διάρκειας 6 μηνών. Τα αντίστοιχα αποτελέσματα που είχαμε στο Κεφάλαιο 3 για το μικτό χαρτοφυλάκιο συγκρινόμενα με αυτά του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου δείχνουν ότι και στα δύο ο συντελεστής των επιτοκίων είναι στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματά μας είναι σε συμφωνία με τα αποτελέσματα των Lyng & Zumwalt

(1980), ενώ έρχονται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Chance & Lane (1980) και των Folger, John & Tipton (1981). Στη συνέχεια του κεφαλαίου, υπολογίσαμε την επίδραση των απρόσμενων αλλαγών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των ναυτιλιακών εταιριών χρησιμοποιώντας την ίδια μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαμε στο τμήμα 3.6.2 και με βάση την οποία είχαμε τις εκτιμήσεις που περιγράφονται στους Πίνακες 6, 7, 8 και 9. Από τις εκτιμήσεις αυτές έγινε φανερό ότι όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί σε όλες τις περιπτώσεις, με εξαίρεση την περίπτωση της εταιρίας ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ, στην οποία ο συντελεστής της αγοράς δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Το γεγονός ότι ο συντελεστής β_2 είναι στατιστικά σημαντικός σε όλες τις περιπτώσεις υποδηλώνει τη σημασία των απροσδόκητων μεταβολών των επιτοκίων στις αποδόσεις των μετοχών των ναυτιλιακών εταιριών του Χ.Α.Α., κάτι που συμφωνεί με ευρήματα μελετών άλλων ερευνητών [Flannery & James (1984a), Booth & Officer (1985), Scott & Peterson (1986)], αλλά είναι η πρώτη φορά που διαπιστώνεται για την περίπτωση των ναυτιλιακών επιχειρήσεων τόσο σε ελληνικό όσο και σε ευρωπαϊκό επίπεδο. Επίσης συγκρίνοντας με τα αντίστοιχα αποτελέσματα του Κεφαλαίου 3 για το μικτό χαρτοφυλάκιο, αυτά του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου βλέπουμε ότι και στα δύο ο συντελεστής των επιτοκίων είναι στατιστικά σημαντικός, με εξαίρεση τα εξάμηνα επιτόκια για τα οποία ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για το ναυτιλιακό χαρτοφυλάκιο. Τέλος, υπολογίσαμε για το δείγμα μας με βάση τη μεθοδολογία SURE τους συντελεστές γ για το χαρτοφυλάκιο των ναυτιλιακών εταιριών βρίσκοντας όλους του συντελεστές στατιστικά σημαντικούς. Οσον αφορά το συντελεστή γ_2 των επιτοκίων βρήκαμε ότι είναι στατιστικά σημαντικός, γεγονός που σημαίνει ότι οι μετοχές του ναυτιλιακού χαρτοφυλακίου αποζημιώνουν έστω και οριακά τον επενδυτή για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει.

Πιστεύουμε ότι η παρούσα εμπειρική έρευνα, μαζί με την υπάρχουσα βιβλιογραφία, θα φωτίσει τις διάφορες πλευρές της πολυσύνθετης χρηματοοικονομικής πραγματικότητας, όπως τις σχέσεις τιμολόγησης, την αντιστάθμιση κινδύνου του χαρτοφυλακίου, τη διαχείριση κινδύνου επιτοκίων και τους παράγοντες προσδιορισμού των επιτοκίων. Χωρίς να παραγνωρίζουμε τη θεωρητική σημασία μιας τέτοιας έρευνας, πρέπει να αναφέρουμε ότι υπάρχουν επίσης πολλές πρακτικές εφαρμογές της στην επιλογή χαρτοφυλακίων στη λήψη χρηματοοικονομικών και επενδυτικών αποφάσεων.

Ένα μεγάλο μέρος της συμπεριφοράς της χρηματοοικονομικής αγοράς παραμένει ανεξερεύνητο. Ελπίζουμε ότι η μελλοντική έρευνα που θα διενεργηθεί στο χώρο αυτό θα μας βοηθήσει στην κατανόηση των φαινομένων που εξετάζουμε.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Aharony J. - A.Saunders - I.Swary "The Effects of a Shift in Monetary Policy Regime on the Profitability and Risk of Commercial Banks" *Journal of Monetary Economics* (1986), Vol.17, pp.363-377.

Aharony J. - C.P.Jones - I.Swary "An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data" *Journal of Finance* (1980), Vol.35, pp.1001-1016.

Almon S. "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Net Expenditures" *Econometrica* (1965), Vol.33, No.1, pp.178-196.

Amihud Y. - Haim Mendelson "Asset Pricing and the Bid - Ask Spread", *Journal of Financial Economics* 17, (1986) 223-49.

-----"Liquidity and Cost of Capital Implications for Corporate Management" *The Revolution in Corporate Finance* (edited) by J.M. Stren and D.H. Chew, Basil Blackwell Ltd., 89-97.

Bae S.C. "Interest Rate Changes and Common Stock Returns of Financial Institutions: Revisited" *The Journal of Financial Research* (1990), Vol.13, No.1, pp.71-79.

Baldauf B. - G.J.Santoni "Stock Price Volatility: Some Evidence from an ARCH Model" *Journal of Futures Markets* (1991), Vol.11, pp.191-200.

Bera A.K. - M.L.Higgins "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing" *Journal of Economic Surveys* (1993), Vol.7, pp.305-366.

Bildersee J.S. "Some Aspects of the Performance of Non-convertible Preferred Stocks" *Journal of Finance* (1973).

Black F. - M.Scholes "The Pricing of Options and Corporate Liabilities" *Journal of Political Economy* (1973), Vol.81, pp.637-654.

Black F. - M.Scholes "The Effect of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns" *Journal of Financial Economics* (1974), Vol.1, pp.1-22.

Black F. - M.C.Jensen - M.Scholes "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests" *Studies in the Theory of Capital Markets*, Edited by M.C. Jensen, NY 1972.

Βλάχος Γ.Π. - Α.Β. Αλεξόπουλος "Διεθνείς Οργανισμοί και Ναυτιλιακή Πολιτική" *Σταμούλης, Πειραιάς* (1996), σελ.283.

Βλάχος Γ. - Σ. Θεοδωρόπουλος "Διεθνείς Θεσμοί και Ναυτιλία" *Σημειώσεις, Πανεπιστήμιο Πειραιώς* (1993).

Βλάχος Γ.Π. - Γ.Δ. Σαμιώτης “Διεθνής Ναυτιλιακή Πολιτική και η Νέα Σύμβαση για το Δίκαιο της Θάλασσας” Σάκκουλας, Αθήνα (1996).

Βλάχος Γ. “Ναυτιλιακή Οικονομική”, εκδόσεις Σταμούλης, 1998, σελίδες 115-140.

Βλάχος Γ. “Διεθνής Ναυτιλιακή Πολιτική και Νέα Σύμβαση για το Δίκαιο της Θάλασσας”, εκδόσεις Σάκκουλα, 1998.

Blume L. - D.Easley - M.O’Hara “Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume” *Journal of Finance* (1994), Vol.49, pp.153-181.

Bollerslev T. “Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity” *Journal of Econometrics* (1986), Vol.31, pp.307-327.

Bollerslev T. “A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return” *Review of Economics and Statistics* (1987), pp.542-547.

Bollerslev T. - R.Y.Chou - K.F.Kroner “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence” *Journal of Econometrics* (1992), Vol.52, pp.5-59.

Booth J.R. - D.T.Officer “Expectations Interest Rates and Commercial Bank Stocks” *The Journal of Financial Research* (1985), Vol.8, pp.51-58.

Box G.E.P. - G.M. Jenkins “Time Series Analysis: Forecasting and Control” (Rev. Ed.), San Francisco: *Holden-Day* (1976).

Box G.E.P. - D.A. Pierce “Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models” *Journal of the American Statistical Association*, 65, 332 (December 1970), 1509-1526.

Breeden D. - M.Gibbons - R.Litzenberger “Empirical Tests of the Consumption-oriented CAPM” *Journal of Finance* (1989), Vol.44, pp.231-262.

Brennen M.J. “Investor Taxes, Market Equilibrium and Corporate Finance” Unpublished *PhD thesis*, MIT 1970.

Brickley J.A. - C.M.James “Access to Deposit Insurance, Insolvency Rules and the Stock Returns of Financial Institutions” *Journal of Financial Economics* (1986), Vol.16, pp.345-371.

Buser S.A. - A.H.Chen - E.J.Kane “Federal Deposit Insurance, Regulatory Policy, and Optimal Bank Capital” *Journal of Finance* (1981), Vol.35, pp.51-60.

Γεωργαντόπουλος Ελ. - Γ.Π.Βλάχος “Ναυτιλιακή Οικονομική”, υπό έκδοση.

Γκαμαλέτσος Θ. “Εφαρμοσμένη Οικονομετρία - Τόμος Α - Συναρτήσεις Παραγωγής, Τεχνολογική Μεταβολή” *Παπαζήσης, Αθήνα* (1972).

Γκιζιάκης Κ. "Οικονομική Προσέγγιση του Ελέγχου της Μόλυνσης του Περιβάλλοντος" Υπό έκδοση σε *Πρακτικά συνεδρίου Ελληνικές Ακτές και Θάλασσες το 2000* (1995).

Γουλιέλμος Α. "Χρηματοδότηση Ναυτιλιακών Επιχειρήσεων", εκδόσεις Σταμούλης, 1998, σελ 33-44.

Γουλιέλμος Α. "Η Οικονομική των Παρακτίων και Θαλασσιών Βιομηχανιών: Καθορισμός του Αντικειμένου" *Μελέτες προς τιμή του Καθ.Αλ.Σταυρόπουλου Πανεπιστήμιο Πειραιώς* Πειραιάς 1996.

Γουλιέλμος Α. "Το Νομικό και Θεσμικό Πλαίσιο της Ναυτιλίας 1935-1996" *Επιστημονική Επετηρίδα Πανεπιστήμιο Πειραιώς*, Πειραιάς 1997.

Γουλιέλμος Α. "Ελληνική Ναυτιλία: Κύρια Πηγή Δυναμισμού της Ελληνικής Οικονομίας" Εισήγηση στο συνέδριο *Πηγές Δυναμισμού της Ελληνικής Οικονομίας*, Ελληνική Εταιρία Οικονομικών Επιστημών, 20-22 Οκτωβρίου 1994.

Γουλιέλμος Α. "Η Κατάσταση της Ελληνικής Ναυτιλίας την περίοδο 1945-1967 και η Ελληνική Ναυτιλιακή Πολιτική" Δ' Συνέδριο Ιδρύματος Σάκη Καράγιωργα *Η ελληνική κοινωνία κατά την πρώτη μεταπολεμική περίοδο (1945-1967)*, 24-27 Νοεμβρίου 1993.

Γουλιέλμος Α. "Η Σχέση Κεφαλαίου-Εργασίας στην Ελληνική Ναυπηγική Βιομηχανία: Κλειδί για το Διεθνή Ανταγωνισμό της" *Ημερίδα Η ελληνική ναυπηγική βιομηχανία-Παρούσα κατάσταση και προοπτικές - Τεχνικό Επιμελητήριο Ελλάδας* 15 Ιανουαρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Η Διοίκηση της Αποκλειστικής Οικονομικής Ζώνης και η Σημασία της για την Ελλάδα" *Πρακτικά Διήμερου Συνεδρίου Ελληνικές Ακτές και Θάλασσες στο 2000* Πανεπιστήμιο Πειραιώς, 28-29 Φεβρουαρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Κριτική Εκτίμηση των Στατιστικών της Ναυτιλίας για Άσκηση Ναυτιλιακής Πολιτικής" *Πρακτικά 9^{ου} Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής, Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο*, 18-20 Απριλίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Ρυθμίσεις στην Ελληνική Ακτοπλοΐα" *17^ο Διεπιστημονικό Συμπόσιο "Ο Ρυθμός"* Πανεπιστήμιο Πειραιώς 2 Νοεμβρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Η Οικονομική Διαδικασία Μετάβασης της Ελληνικής Ακτοπλοΐας στο Καθεστώς της Αγοράς, 1997-2003" *2^η Ημερίδα Οικονομικής των Μεταφορών*, Πανεπιστήμιο Πειραιώς 5 Νοεμβρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. "Κριτική στη Μέθοδο Απογραφής του Ναυτεργατικού Δυναμικού" *10^ο Πανελλήνιο Συνέδριο, Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο*, 28-31 Μαΐου 1997.

Γουλιέλμος Α. "Κριτική Εξέταση της Αποτελεσματικής Διοίκησης και Οργάνωσης των Ελληνικών Λιμένων" *Πανελλήνιο Συνέδριο Λιμενικών Έργων, Τμήμα Πολιτικών μηχανικών, Εθνικό Μετσόβιο Πολυτεχνείο*, 24-27 Νοεμβρίου 1997.

Γουλιέλμος Α. “Η Ελληνική Ναυτιλία στην Προοπτική του Ευρωπαϊκού Νηολογίου” *Κύκλος Συζητήσεων AIESEC για την Ελληνική Ναυτιλία*, Πανεπιστήμιου Πειραιώς, 12-14 Απριλίου 1994.

Γουλιέλμος Α. “Η Ελληνική Σημαία και οι Λόγοι Επιλογής της από τον Έλληνα Πλοιοκτήτη” *Ναυτιλιακά Θέματα*, Δελτίο Ν.Ε.Ε. 10, 1995.

Γουλιέλμος Α. “Ευρωπαϊκή Ολοκλήρωση και Επαγγελματικές Προοπτικές” Ομιλία στην 1^η Ημερίδα της AIESEC Πανεπιστημίου Αιγαίου, 3 Μαΐου 1995.

Γουλιέλμος Α. “Ανάλυση της Ζήτησης και Προσφοράς Στελεχών Ναυτιλιακών Επιχειρήσεων” Ημερίδα με θέμα *Μεταπτυχιακά-Προοπτικές Απασχόλησης στη Ναυτιλία που διοργάνωσε η Λέσχη Φοιτητών-Αποφοίτων Ναυτιλιακού Τμήματος Πανεπιστημίου Πειραιώς*, 2 Μαΐου 1996.

Γουλιέλμος Α. “Η Χρηματοδότηση των Πλοίων και η Ανάπτυξη της Ελληνόκτητης Ναυτιλίας” *Ημερίδα της Λέσχης ΩΚΕΑΝΟΣ του Πανεπιστημίου Πειραιώς με θέμα τη Ναυτιλιακή Χρηματοδότηση*, 5 Δεκεμβρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. “Οι Ιδιαιτερότητες του Ναυτιλιακού Management” *Συνέδριο AIESEC Πανεπιστημίου Πειραιώς* 9-10 Δεκεμβρίου 1996.

Γουλιέλμος Α. “Η Εμπορική Ναυτιλία σαν Κινητήρια Δύναμη Ανάπτυξης του Τριτογενούς Τομέα” *Συνέδριο Διαμόρφωση Εθνικής Πολιτικής για το μέλλον της Ελληνικής Οικονομίας, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών*, 10-11 Απριλίου 1997.

Chan K.C - N.Chen - D.A.Hsieh “An Explanatory Investigation of the Firm Size Effect” *Journal of Financial Economics* (1985), Vol.14, pp.451-471.

Chance D.M. “Comment: A Test of Stone’s Two-Index Model of Returns” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1979), Vol.14, No.3, pp.641-644.

Chance D.M. - W.R.Lane “A Re-examination of Interest Rate Sensitivity in the Common Stocks of Financial Institutions” *The Journal of Financial Research* (1980), Vol.3, pp.49-56.

Chartfield C., D.L. Prothero “Box-Jenkins Seasonal Forecasting: Problems in a Case Study” *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 136, 3 (1973), 295-352.

Chen N. - R.Roll - S.A.Ross “Economic Forces and the Stock Market” *Journal of Business* (1986), Vol.59, pp.383-403.

Chen Nai-Fu “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing” *Journal of Finance* (1983), Vol.38, pp.1393-1414.

Chiang T.C. “The Forward Rate as a Predictor of the Future Spot Rate - A Stochastic Coefficient Approach” *Journal of Money, Credit and Banking* (1988), Vol.20, pp.212-232.

- Chow G. "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions" *Econometrica*, Vol. 28, pp.591-605 (1960).
- Clare A.C. - S.H.Thomas "Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock Market" *Journal of Business Finance and Accounting* (1994), Vol.21, pp.309-330.
- Connor G. - R.A.Korajczyk "A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model" *Journal of Finance* (1993), Vol.48, pp.1263-1291.
- Copeland T.E. "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival" *Journal of Finance* (1976), Vol.31, pp.1149-1167.
- Cox C.C. "Futures Trading and Market Information" *Journal of Political Economy* (1976), Vol.84, pp.1215-1237.
- Cox J.C. - J.E.Ingersoll - S.A.Ross "The Relation between Forward Prices and Futures Prices" *Journal of Financial Economics* (1981), pp.321-346.
- Cuthbertson K. - S. Hall - M. Taylor "Applied Econometric Techniques" *The University of Michigan Press* (1991).
- Dhrymes P. - J.I.Friend - N.B.Gultekin "A Critical Re-examination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory" *Journal of Finance* (1984), Vol.39, pp.323-346.
- Dhrymes P. - J.I.Friend - M.N.Gultekin - N.B.Gultekin "New Tests of the APT and their Implications" *Journal of Finance* (1985), Vol.40, pp.659-674.
- Diacogiannis G.P. "The Expected Return-Risk Linearity of an Individual Investor under Differential Taxation of Dividends and Capital Gains" *Spoudai* (1986).
- Diacogiannis G.P. "The Arbitrage Pricing Model: Some Problems in Estimation of the Portfolio Returns Generating Model using Portfolios of London Stock Exchange Stocks" *Spoudai* (1988).
- Diacogiannis G.P. "Forecasting Stock Betas: Evidence from the London Stock Exchange" *Spoudai* (1989).
- Diacogiannis G.P. "Three Parameter Asset Pricing" *Managerial and Decision Economics* (1994).
- Diacogiannis G.P. - D.Prasad - M. Glezakos - A. Merikas "A Critical Re-examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory" *Advances of International Finance and Banking* (1996).
- Diacogiannis G.P. "The Derivation of a Mean-Standard Deviation Multi-Factor Model" Discussion Paper *University of Piraeus* (1996).
- Diacogiannis G.P. - M. Tsiritakis "Macroeconomic Factors and Share Returns: The Case of the Athens Stock Exchange" Discussion Paper *University of Piraeus* (1996).

Diacogiannis G.P. - P. Diamandis "Multi-Factor Risk-Return Relationships" *Journal of Business Finance and Accounting* (1997).

Dickey D.A. - W.A.Fuller "Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Journal of the American Statistical Association* (1979), Vol.74, pp.427-431.

Dinenis E. - S.K.Staikouras "The Pricing of Interest Rate Risk and the UK Financial Stock Market" Paper presented at the 1996 *V Tor Vergata Financial Conference, Financial Markets: Imperfect Information and Risk Management, Rome, Italy.*

Dinenis E - S.K. Staikouras "Economic Factors, Risk Premia and the UK Insurance Companies' Returns" Paper presented at the 1996 *V Tor Vergata Financial Conference, Financial Markets: Imperfect Information and Risk Management, Rome, Italy.*

Durbin J. - G. Watson "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I" *Biometrika*, Vol. 37, pp.409-428 (1950).

Durbin J. - G. Watson "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II" *Biometrika*, Vol. 38, pp.159-178 (1951).

Dybvig P.H. "An Explicit Bound on Individual Assets' Deviations from APT Pricing in a Finite Economy" *Journal of Financial Economics* (1983), Vol.12, pp.483-496.

Dybvig P.H. - S.A.Ross "Yes, the APT is Testable" *Journal of Finance* (1985), Vol.40, pp.1173-1188.

Engle R.F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation" *Econometrica* (1982), Vol.50, No.4, pp.987-1007.

Engle R.F. "Statistical Models for Financial Volatility" *Financial Analysts Journal* (Jan.-Feb.1993), pp.72-78.

Engle R.F. - T.Bollerslev "Modelling the Persistence of Conditional Variances" *Econometric Reviews* (1986), Vol.5, pp.1-50.

Engle R.F. - C.W.J.Granger "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing" *Econometrica* (1987), Vol.55, No.2, pp.251-276.

Epps T.W. - M.L.Epps "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implication for the Mixture of Distributions Hypothesis" *Econometrica* (1976), Vol.44, pp.305-321.

Fama E.F. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work" *Journal of Finance* (1970b), Vol.25, pp.383-417.

Fama E.F. "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation" *The American Economic Review* (1975), Vol.65, No.3, pp.269-282.

Fama E.F. "Foundations of Finance" NY 1976.

- Fama E.F. "Forward and Spot Exchange Rates" *Journal of Monetary Economics* (1984), Vol.14, pp.319-338.
- Fama E.F. - A.Farber "Money, Bonds and Foreign Exchange" *American Economic Review* (1979), Vol.69, pp.269-282.
- Fama E.F. - M.Gibbons "Inflation, Real Return and Capital Investment" *Journal of Monetary Economics* (1982), Vol.8, pp.297-324.
- Fama E.F. - J.D.MacBeth "Risk, Return and Equilibrium: Some Empirical Tests" *Journal of Political Economy* (1973), Vol.81, pp.607-636.
- Fama E.F. - G.W.Schwert "Asset Returns and Inflation" *Journal of Financial Economics* (1977), Vol.5, pp.115-146.
- Flannery M.J. - C.M.James "The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions" *The Journal of Finance* (1984a), Vol.39, No.4, pp.1141-1153.
- Flannery M.J. - C.M.James "Market Evidence on the Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities" *Journal of Money, Credit and Banking* (1984b), Vol.16, No.4, pp.435-445.
- Folger H.R. - K.John - J.Tipton "Three Factors, Interest Rate Differentials and Stock Groups" *The Journal of Finance* (1981), Vol.36, No.2, pp.323-334.
- Frankel J.A. "In search of the Exchange Risk Premium: A Six Currency Test Assuming Mean Variance Optimization" *Journal of International Money and Finance* (1982), Vol.1, pp.255-274.
- French K.R. - R.Roll "Stock Return Variances - The Arrival of Information and the Reaction of Traders" *Journal of Financial Economics* (1986), Vol.17, pp.5-26.
- French K.R. - R.S.Ruback - G.W.Schwert "Effects of Nominal Contracting on Stock Returns" *Journal of Political Economy* (1983), Vol.91, No.1, pp.70-96.
- Friend I. - M.Blume "Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty" *American Economic Review* (1970).
- Galai D. - R.W.Masulis "The Option Pricing Model and the Risk Factor of Stock" *Journal of Financial Economics* (1976), Vol.3, pp.53-81.
- Gamaletsos Th. "International Comparison of Consumer Expenditure Patterns: An Econometric Analysis" Doctoral Dissertation, University of Wisconsin (1970).
- Gamaletsos Th. "The Demand for Private Deposits in Greece - An Econometric Analysis" Athens (1971).
- Gamaletsos Th. "Econometrics" (in Greek) Athens (1972).

- Gamaletsos Th. "Applied Econometrics" (in Greek) Athens (1974).
- Gamaletsos Th. "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns" *European Economic Review* (Spring 1970) pp 44.
- Gamaletsos Th. "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns" *European Economic Review* (April 1973) pp. 20.
- Gamaletsos Th. "A Generalized Linear Expenditure System" *Applied Economics* Vol. 6, pp. 59-71.
- Gamaletsos Th. "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply" *European Economic Review*, Vol. 5 (1974).
- Gamaletsos Th. "Consumer Demand Systems: An Application of Indirect Addilog Expenditure System" *Σπουδαί*, Τόμος ΚΖ', Τεύχος 1 (Ιανουάριος 1977).
- Gamaletsos Th. "Forecasting Sectoral Final Demand by a Dynamic Generalized Linear Expenditure System" *ΚΕΠΕ* (1978).
- Gamaletsos Th. "A Dynamic Generalized Linear Expenditure System of the Demand for Consumer Goods in Greece" *ΚΕΠΕ* (1978).
- Garman M.B. - M.J.Klass "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data" *Journal of Business* (1980), Vol.53, pp.67-78.
- Gibbons M.R. "Multivariate Test of Financial Models: A New Approach" *Journal of Financial Economics* (1982), Vol.10, pp.3-27.
- Glezakos M. "The Effect of Firm-Specific Factors on Stock Returns - The Case of Athens Stock Exchange" PhD, *University of Bath, U.K.* (1986).
- Goldberger, A.S. - Th. Gamaletsos "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns" *European Economic Review* (Spring 1970), pp. 357-400.
- Granger C.W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods" *Econometrica* (1969), Vol.37, pp.424-438.
- Granger C.W.J. "What are we learning about the Long-Run?" *Economic Journal* (1993), Vol.103, pp.307-317.
- Gujarati D. "Basic Econometrics" *McGraw Hill International* (1988).
- Goulielmos A.M. "The Behaviour of the State, of Shipowners and of Greek Shipping Foreign Exchange Inflow during 1981-1991" *Volume of Essays in memory of Prof. F.Letsas Piraeus* 1993.

Goulielmos A. "The Factors Determining the Foreign Exchange Inflow from Shipping Companies in Greece: During the Deep and Prolonged Crisis, 1981-1987" *Volume of Essays in memory of Prof.B.N.Metaxas, University of Piraeus.*

Goulielmos A. M. "State of the Art: PARIS MOU and Passenger Ships-A Critical Approach" *Thalassa '96 Forum, University of Piraeus* 28-30 March 1996.

Goulielmos A.M. "Greek Coastal Passenger Shipping in front of Liberalization" *International Journal of Transport Economics* Vol. XXV-No.1, February 1998.

Gultekin N.B. - R.J.Rogalski "Comment: A Test of Stone's Two-Index Model of Returns" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1979), Vol.14, No.3, pp.629-639.

Hall S.G. "The Effect of Varying Length VAR Models on the Maximum Likelihood Estimates of Co-integrating Vectors" *Scottish Journal of Political Economy* (1991), Vol.38, pp.317-323

Hamilton J.D. "Time Series Analysis" *Princeton University Press, New Jersey* (1994).

Harvey T. "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter" *Cambridge University Press, UK* 1989.

Haugh L.D. "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach" *American Statistical Association* (1976), Vol.71, pp.378-385.

Hegde S.P. - B.McDonald "On the Information Role of Treasury Bill Futures" *Journal of Futures Markets* (1986), Vol.6, pp.629-643.

Hicks J.R. "Value and Capital" Oxford: Clarendon Press 1946.

Houthakker H.S. "The Influence of Prices and Incomes of Household Expenditures" *Bulletin of the International Institute of Statistics*, 23 (October 1961) pp. 704-740.

Houthakker H.S. "New Evidence on Demand Elasticities" *Econometrica*, Vol. 33 (April 1965) pp. 277-288.

Howard C.T. "Are T-Bill Futures Good Forecasters of Interest Rates?" *Journal of Futures Markets* (1982), Vol.1, pp.305-315.

Hsieh D.A. "Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rates", *Journal of Business* (1989), Vol.62, pp.339-368.

Huang R.D. "Some Alternative Tests of Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates" *Journal of International Money and Finance* (1984), Vol.3, pp.153-167.

Θαλασσινός Ελ. "Η Ενοποίηση στο Χρηματοπιστωτικό Τομέα" *ΚΕΠΕ* Αθήνα (1989).

Θαλασσινός Ελ. "Υποδείγματα Χρονολογικών Σειρών. Θεωρία - Εφαρμογές" Σταμούλης Πειραιάς (1986).

Jarque C.M. - A.K.Bera "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals" *Economic Letters* (1980), Vol.6, pp.255-259.

Jensen M.C. "Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios" *Journal of Business* (1969).

Jensen M.C. - W.H. Meckling "Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure" *Journal of Financial Economics* 3, (1976), 305-60.

Kahane Y. "Capital Adequacy and the Regulation of Financial Intermediaries" *Journal of Banking and Finance* (1977), Vol.1, pp.207-218.

Kaldor N. "Speculation and Economic Stability" *Review of Economic Studies* (1939), Vol.7, pp.1-27.

Karpoff J.M. "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1987), Vol.22, pp.109-126.

Kessel R.A. - A.A.Alchian "Effects of Inflation" *Journal of Political Economy* (1962), Vol.70, pp.521-537.

Khan J.A. - M.Ogaki "A Consistent Test for the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root" *Economic Letters* (1992), Vol.39, pp.7-11.

Klein, L.R. - H. Rubin "A Constant Utility Index of the Cost of Living" *Review of Economic Studies* 15 (1947-48) 84-87.

Kraus A. - R.H.Litzenberger "Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets" *Working paper*, Dec. 1972.

Lamoureux C.G. - W.D.Lastrapes "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects" *Journal of Finance* (1990), Vol.45, pp.221-229.

Ljung G.M., - G.E.P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models" *Biometrika*, 65, 2 (August), 297-303.

Litzenberger R.H. - K.Ramaswamy "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence" *Journal of Financial Economics* (1979), Vol.7, pp.163-196.

Lloyd W.P. - R.A.Shick "A Test of Stone's Two-Index Model of Returns" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1977), Vol.12, pp.363-376.

Lluch C. "Expenditures, Savings, and Habit Formation" *International Economic Review* 15 (Oct. 1974) 786-797.

Lluch C. - R. Williams "Consumer Demand Systems and Aggregate Consumption in the USA: An Application of the Extended Linear Expenditure System" *Canadian Journal of Economics* 8 (Feb. 1975) 49-66.

Logue D. - R.J.Sweeney "Inflation and Real Growth: Some Empirical Results" *Journal of Money, Credit and Banking* (1981), Vol.13, pp.497-501.

Long J.B. "Stock Prices, Inflation and the Term Structure of Interest Rates" *Journal of Financial Economics* (1974), Vol.1, pp.131-170.

Lynge M.J. - J.K.Zumwalt "An Empirical Study of the Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Returns: A Multi-Index Approach" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1980), Vol.15, No.3, pp.731-742.

Maddala G. "Introduction to Econometrics" 2nd ed., New York: *McMillan* (1992).

Markowitz H.M. "Portfolio Selection" *Journal of Finance* (1952), Vol.7, pp.77-91.

Marquardt D.W. "An Algorithm for Least Squares Estimation of Nonlinear Parameters" *Journal of the Society of Industrial and Applied Mathematics*, 11, 2 (June 1963), 431-441.

Martin J.D. - A.J.Keown "Interest Rate Sensitivity and Portfolio Risk" *Journal of Financial and Quantitative analysis* (1977), Vol.12, pp.181-191.

Masulis R. "The Pricing of Subordinate Debt and Convertible Debt" *Mimeo* (1975), University of Chicago.

McCarthy J. - M.Najand "State Space Modelling of Price and Volume Dependence: Evidence from Currency Futures" *Journal of Futures Markets* (1993), Vol.13, pp.335-344.

McElroy M.B. - E.Burmeister "Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model" *Journal of Business & Economic Statistics* (1988), Vol.6, pp.29-42.

McElroy M.B. - E.Burmeister - K.D.Wall "Two Estimations for the APT Model when Factors are Measured" *Economic Letters* (1985), Vol.19, pp.271-275.

Merton R.C. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model" *Econometrica* (1973), Vol.41, pp.867-887.

Merton R.C. "An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees" *Journal of Banking and Finance* (1977), Vol.1, pp.3-11.

Miller M. - M.Scholes "Dividend and Taxes: Some Empirical Evidence" *Journal of Political Economy* (1982), pp.1118-1141.

Μιόνης Σ.Χ. "Wall Street και Ναυτιλία", *Ναυτεμπορική* 14/12/95.

Najand M. - K.Yung "A GARCH Examination of the Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets" *Journal of Futures Markets* (1991), Vol.11, pp.613-621.

Nelson C.R. "Inflation and Rates of Return on Common Stocks" *Journal of Finance* (1976), Vol.31, No.2, pp.471-483.

Nelson D. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach" *Econometrica* (1990), Vol.59, pp.347-370.

Nelson C.R. - G.W.Schwert "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant" *The American Economic Review* (1977), Vol.67, No.3, pp.478-486.

Nowman B. "The Volatility of Greek Interbank Rates: A Continuous Time Analysis" *European Research Studies Journal* (1998), Vol.1, No.2.

ΟΟΣΑ, Statistical Compendium edition 1998/2.

Osterwald-Lenum M. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (1992), Vol.54, pp.461-472.

Παπαϊωάννου Γ. "Η Διαμόρφωση του Κόστους Αναδοχής Εκδόσεων Νέων Χρηματιστηριακών Τίτλων" *Οικονομικό Δελτίο της Εμπορικής Τραπέζης* (Απρίλιος-Ιούνιος 1991), 14-22.

Parkinson M. "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return" *Journal of Business* (1980), Vol.53, No.1, pp.61-65.

Philips L. "Applied Consumption Analysis" Amsterdam, North Holland (1974).

Phillips P.C.B. "Time Series Regression with a Unit Root" *Econometrica* (1987), Vol.55, pp.277-301.

Phillips P.C.B. - P.Perron "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika* (1988), Vol.75, pp.335-346.

Pierce D.A. "A Survey of Recent Developments in Seasonal Adjustment" *The American Statistician*, 34, 3 (August 1980), 125-134.

Pollak R.A. "Additive Utility Functions and Linear Engel Curves" Department of Economics, *University of Pennsylvania*, Discussion Paper No 53 (June 1967).

Pollak R.A. "Habit Formation and Dynamic Functions" *Journal of Political Economy* Vol. 78, No 4 (August 1970) pp.745-763.

Pollak R.A. - Wales T.V. "Estimation of the Linear Expenditure System" *Econometrica*, Vol. 37 (October 1969) pp. 611-628.

- Reinganum M.R. "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Tests" *Journal of Finance* (1981), Vol.36, pp.313-321.
- Rendleman R.J. - C.E.Carabini "The Efficiency of the Treasury Bill Futures Market" *Journal of Finance* (1979), Vol.34, pp.895-914.
- Rogalski R.J. "The Dependence of Prices and Volume" *The Review of Economics and Statistics* (1978), Vol.36, pp.268-274.
- Roll R. - S.A.Ross "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory" *Journal of Finance* (1980), Vol.35, pp.1073-1103.
- Roll R. - S.A.Ross "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory: A Reply" *Journal of Finance* (1984), Vol.39, pp.347-350.
- Ross S.A. "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing" *Journal of Economic Theory* (1976), Vol.13, pp.341-360.
- Ross S.A. "Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy" *Journal of Finance* (1989), Vol.44, pp.1-17.
- Samuelson P.A. "The Effect of the Interest Rate Increases on the Banking System" *American Economic Review* (1945), Vol.35, pp.16-27.
- Santomero A.M. "Modelling the Banking Firm" *Journal of Money, Credit and Banking* (1984), Vol.16, pp.576-602.
- Sargan J.D. - A.Bhargava "Testing Residuals from Least Squares Regression for being Generated by the Gaussian Random Walk" *Econometrica* (1983), Vol.51, pp.153-174.
- Saunders A. - E. Strock - N.G. Travlos "Ownership Structure, Deregulation and Bank Risk Taking" *The Journal of Finance* 45 (June 1990), 643-54.
- Saunders A. - P.Yourougou "Are Banks Special? The Separation of Banking from Commerce and Interest Rate Risk" *Journal of Economics and Business* (1990), Vol.42, pp.171-182.
- Schwarz G. "Estimating the Dimension of a Model" *The Annals of Statistics* (1978), Vol.6, pp.461-464.
- Schwert G.W. "The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation" *Journal of Finance* (1981), Vol.36, No.1, pp.15-29.
- Scott W.L. - R.L.Peterson "Interest Rate Risk and Equity Values of Hedges and Unhedged Financial Intermediaries" *The Journal of Financial Research* (1986), Vol.9, No.4, pp.325-329.
- Serletis A. - D.Scowcroft "International Efficiency of Commodity Futures Prices" *Applied Financial Economics* (1991), Vol.1, pp.185-192.

- Shanken J. "Nonsynchronous Data and the Covariance-Factor Structure of Returns" *Journal of Finance* (1987b), Vol.42, pp.221-231.
- Shanken J. "The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?" *Journal of Finance* (1982), Vol.37, pp.1129-1140.
- Shanken J. "Multi-Beta CAPM or Equilibrium-APT?: A Reply" *Journal of Finance* (1985), Vol.40, pp.1189-1196.
- Sharma J.L. - M.Mougoue - R.Kamath "Heteroscedasticity in Stock Market Indicator Return Data: Volume versus GARCH Effects" *Applied Financial Economics* (1996), Vol.6, pp.337-342.
- Sharpe W.F. "Bonds vs. Stocks: Capital Market Theory" *Financial Analysts Journal* (Nov.-Dec. 1973).
- Shen C.H. - L.R.Wang "Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency: A Comment" *Journal of Futures Markets* (1990), Vol.10, pp.195-196.
- Shiller R.J. "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors" *Econometrica* (1973), Vol.41, pp.775-788.
- Shukla R. - C.Trzcinka "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors" *Journal of Finance* (1990), Vol.45, pp.1541-1564.
- Sims C.A. "Macroeconomics and Reality" *Econometrica* (1980), Vol.48, pp.1-48.
- Stambaugh R.F. "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis" *Journal of Financial Economics* (1982), Vol.10, pp.237-268.
- Stock J.H. "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors" *Econometrica* (1987), Vol.55, pp.1035-1056.
- Stone B.K. "Systematic Interest Rate Risk in a Two-Index Model of Returns" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1974), Vol.9, pp.709-721.
- Stone R. "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand" *Economic Journal*, Vol. 64 (September 1954) pp. 511-527.
- Stone R. "Models for Demand Projections" σελ. 271-290, στο C.R. Rao (Ed.), *Essays on Econometrics and Planning*, Oxford, Pergamon (1965).
- Stone R. - Brown A. - Row D.A. "Demand Analysis and Projections for Britain, 1900-1970: A Study in Method" pp. 200-255 in J. Sandee (ed.), *Europe's Future Consumption*, Amsterdam, North-Holland (1964).

Sweeney R.J. - A.D.Warga "Interest-Sensitive Stocks: An APT Application" *The Financial Review* (1983), Vol.18, pp.257-270.

Sweeney R.J. - A.D.Warga "The Pricing of Interest Rate Risk: Evidence from the Stock Market" *The Journal of Finance* (1986a), Vol.41, No.2, pp.393-410.

Sweeney R.J. - A.D.Warga "The Possibility of Estimating Risk Premia in Asset Pricing Models" *The Financial Review* (1986b), Vol.21, No.2, pp.299-308.

Terzakis D. - Th. Stamatopoulos - D. Tserkezos "Forecasting Stock Market Expenditure using the Dynamic Generalized Linear Expenditure System" *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, ed. J.Jansen and C.H.Skiadas, Vol.II, pp.949-966, Chania, Greece, May 3-6 1993.

Thalassinos E. "Box-Jenkins Analysis for Estimating Economic Variables in the Short Run" *International Symposium on Economic Modeling, Session 1 2 Goteborg* (1992).

Thalassinos E. "Banking System in Greece: Developments and Prospects" *European Institute, London School of Economics*, London (1994).

Timagenis Gr.J. "Listing of Shipping Stock on the Athens Stock Exchange", *The Conference on Raising Shipping Capital in the International Security Markets*, New York, N.Y. (1995).

Topol R. "Bubbles and Volatility of Stock Prices: Effect of Mimetic Contagion" *Economic Journal* (1991), Vol.101, pp.786-800.

Τραυλός Ν.Γ. "Πλεονεκτήματα και Μειονεκτήματα Εισαγωγής Εταιριών στο Χρηματιστήριο", *Το Ελληνικό Χρηματοπιστωτικό Σύστημα, Τάσεις και Προοπτικές, IOBE* 1995.

Trzcinka C. "On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Model" *Journal of Finance* (1986), Vol.41, pp.347-368.

Velu R.P. - G.C.Reinsel - D.W.Wichern "Reduced Rank Models for Multiple Time Series" *Biometrika* (1986), Vol.73, pp.105-118.

Yang S.R. - B.W.Borsen "Nonlinear Dynamics of Daily Futures Prices: Conditional Heteroskedasticity or Chaos?" *The Journal of Futures Markets* (1993), Vol.13, pp.175- 191.

Yourougou P. "Interest Rate Risk and the Pricing of Depository Financial Intermediary Common Stock" *Journal of Banking and Finance* (1990), Vol.14, pp.803-820.

Zellner A. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias" *Journal of the American Statistical Association* (1962), Vol.57, pp.348-368.

Ευρετήριο Όρων

- Αμεροληψία (Unbiasness)
- Αποτελεσματικότητα (Efficiency)
- Αυτοσυσχέτιση (Autocorrelation or Serial Correlation)
- Γραμμικότητα (Linearity)
- Τυπική Απόκλιση Δείγματος (Standard Deviation)
- Συνδιακύμανση (Covariance)
- Διαστρωματικά Στοιχεία (Cross-Section Data)
- Τυπικό Σφάλμα (Standard Error)
- Εκτιμητήριες Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (Generalized Least Squares Estimators)
- Έλεγχος Λόγου των Πιθανοφανειών (Likelihood Ratio Test)
- Έλεγχος Πολλαπλασιαστή Lagrange (Lagrange Multiplier Test)
- Έλεγχος Box-Pierce (Box-Pierce Test)
- Έλεγχοι Dickey-Fuller (Dickey-Fuller Tests)
- Φαινομενικά Ασυσχετίστες Εξισώσεις (Seemingly Unrelated Equations)
- Ετεροσκεδαστικότητα (Heteroskedasticity)
- Ευστάθεια Υποδείγματος (Robustness)
- Κατάλοιπο (Residual)
- Κατανομής, Ασυμμετρία (Skewness)
- Κύρτωση Κατανομής (Kurtosis)
- Κανονική Κατανομή (Normal Distribution)
- Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων (Method of Least Squares)
- Μέθοδος Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Method)

Μέθοδος Cochrane-Orcutt (Cochrane-Orcutt Method)
Μήτρα Διακυμάνσεων-Συνδιακυμάνσεων (Variance-Covariance Matrix)
Μήτρα Συντελεστών Συσχέτισης (Correlation Matrix)
Σημαντικότητα, Επίπεδο (Significance Level)
Στατιστική Durbin-Watson (Durbin-Watson Statistics)
Συνάρτηση Πιθανοφάνειας (Likelihood Function)
Λογαριθμική της Συνάρτησης Πιθανοφάνειας (LogLikelihood Function)
Συνάρτηση Αυτοσυσχέτισης (Autocorrelation Function)
Συντελεστές Βήτα (Beta Coefficients)
Συσχέτιση (Correlation)
Μη-Περικλειόμενα Υποδείγματα (Non-Nested Models)
Υποδείγματα Χώρου Κατάσταση (State-Space Models)
Φίλτρο του Kalman (Kalman Filter)