

**ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΕΥΑΙΣΘΗΣΙΑΣ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ
ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΣΤΙΣ ΣΗΜΑΝΤΙΚΕΣ ΑΛΛΑΓΕΣ
ΤΟΥ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΠΕΡΙΒΑΛΛΟΝΤΟΣ**

Διπλωματική Διατριβή

**Επιβλέπων Καθηγητής
κ. Γκλεζάκος Μιχαήλ**

**Επιμέλεια
Γκίλλας Κων/νος**

*Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών
Αναλογιστική Επιστήμη & Διοικητική Κινδύνου
Τμήμα Στατιστικής & Ασφαλιστικής Επιστήμης
Πανεπιστήμιο Πειραιώς*

Περίληψη

Αντικειμενικός στόχος της παρούσας ερευνητικής εργασίας αποτελεί η διερεύνηση της ευαισθησίας του κινδύνου και της απόδοσης της μετοχής σε διαθρωτικές μεταβολές του επενδυτικού περιβάλλοντος. Η μελέτη λαμβάνει χώρα στην ελληνική αγορά μετοχών, και στις μετοχές που απαρτίζουν το δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, σε μια οικονομική συγκυρία που εμπεριέχει έναν ουσιαστικό και καθοριστικό οικονομικό και χρηματιστηριακό κύκλο. Η μεθοδολογία εξελίσσεται στη βραχυχρόνια και την μακροχρόνια περίοδο.

Λέξεις Κλειδιά: Βραχυχρόνια Περίοδος, Μακροχρόνια Περίοδος, Συστημικός Κίνδυνος, CAMP, Συνολοκλήρωση, Κυκλική Ανάλυση

Jel Classification: G01, G10, G11, G12., G14

Πίνακας Περιεχομένων

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ.....	5
ΛΙΣΤΑ ΠΙΝΑΚΩΝ.....	6
ΛΙΣΤΑ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ.....	7
ΛΙΣΤΑ ΑΚΡΩΝΥΜΩΝ	9
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	10
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο ΚΙΝΔΥΝΟΣ & ΑΠΟΛΟΣΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ...	14
2.1 Εισαγωγή.....	14
2.2 Η Έννοια της απόδοσης και του κινδύνου.....	16
2.3. Υπόδειγμα Αποτίμησης Πάγιων Στοιχείων	18
2.4 Αδυναμίες του Υποδείγματος	20
2.5 Συνοπτική Βιβλιογραφική Ανασκόπηση	23
2.6 Μεθοδολογία.....	28
2.6.1 Μια επανάληψη στον εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων.....	28
2.7 Στατιστική Επαλήθευση	29
2.7.1 Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα.....	29
2.7.2 Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος	30
2.7.3 Μη Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος.....	31
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο ΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ ΤΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ	32
3.1 Η Έννοια του χαρτοφυλακίου επενδύσεων	32
3.2 Η θεωρία του Markowitz	34
3.3. Monte Carlo Experiments	36
3.3.1 Μεθοδολογία	37
3.4. Brownian Motion	38
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο. ΑΝΑΛΥΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ	40
4.1 Συνοπτική Βιβλιογραφική Ανασκόπηση	40
4.2 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	44
4.2.1 Η μέθοδος των Dickey & Fuller.....	44
4.2.2 Η μέθοδος των Phillips & Perron – Μη παραμετρικός έλεγχος	47
4.3 Έλεγχος διαθρωτικών αλλαγών (SBT)	48
4.4 Ανάλυση Συνολοκλήρωσης	49
4.4.1 Η μέθοδος των Engle & Granger.....	49
4.4.2 Η μέθοδος του Johansen	52
4.5 Error Correction Model.....	57
4.6 Hodrick - Prescott Filter.....	58
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ & ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ	59
5.1 Περιγραφικά Στατιστικά	59
5.2 Αποτελέσματα Βραχυχρόνιας Περιόδου	62
5.2.1 Συστημικός Κίνδυνος.....	62
5.2.2 Στατιστικοί Έλεγχοι	64
5.2.3 Στοχαστική Εξομοίωση.....	66
5.3 Αποτελέσματα Μακροχρόνιας Περιόδου	68
5.3.1 Παραμετρικός Έλεγχος.....	68
5.3.2 Μη Παραμετρικός Έλεγχος.....	68
5.3.3 Break Point Έλεγχος & Κυκλική Συμπεριφορά	69
5.3.3 Ανάλυση Συνολοκλήρωσης	70
5.3.4 Error Corection Model	72

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6^ο ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ & ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	73
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	75
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι: ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ.....	80
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ: ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΥΣΤΗΜΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ.....	82
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ: ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	87
<i>Αποτελέσματα 1^{ης} Περιόδου.....</i>	<i>87</i>
<i>Αποτελέσματα 2^{ης} Περιόδου.....</i>	<i>94</i>
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙV: ΑΝΑΛΥΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ	97
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ V. ΛΙΣΤΑ ΜΕΤΟΧΩΝ.....	110

Ευχαριστίες

Ολοκληρώνοντας κάποιος μια σημαντική πτυχή της ακαδημαϊκής σταδιοδρομίας του η ευγνωμοσύνη που βιώνει δεν μπορεί να συνοψιστεί εγγράφως στην παρούσα σελίδα. Παρά ταύτα, νιώθω την υποχρέωση να ευχαριστήσω θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή της ανά χείρας διπλωματικής διατριβής, τον καθηγητή κύριο Μιχάλη Γκλεζάκο για τον χρόνο που αφιέρωσε και την ελευθερία έκφρασης και σκέψης που πρόσδωσε στις απόψεις μου.

Τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών Αναλογιστική Επιστήμη & Διοικητική Κινδύνου, του τμήματος Στατιστικής & Ασφαλιστικής Επιστήμης στο Πανεπιστήμιο Πειραιώς, και ιδιαίτερα την επίκουρο καθηγήτρια κυρία Αικατερίνη Πανοπούλου. Τον συμφοιτητή Αριστείδη Σεμσίρη για την αμέριστη βοήθεια και συμπαράσταση του.

Ευχαριστώ βαθύτατα τους γονείς μου Δημήτριο και Μαρία για τη στήριξη που μου παρείχαν τα ουκ ολίγα χρόνια των σπουδών μου, αναγνωρίζοντας τις θυσίες τους, και τον αδερφό μου Αλέξανδρο.

Τέλος, οφείλω απεριόριστη ευγνωμοσύνη στον άνθρωπο που στάθηκε δίπλα μου και με στήριξε από το πρώτο έτος των προπτυχιακών μου σπουδών, τη φιλόλογο Μαριάννα Χατζηδουκάκη.

Η χρηματική ενίσχυση, στα πλαίσια του ταχτικού προγράμματος υποτροφιών για μεταπτυχιακές σπουδές από το ίδρυμα Αθανασίου Μποδοσάκη αποτέλεσε αρωγό των προσπαθειών μου και εκτιμάται δεόντως.

Πειραιάς, Μάιος 2012

Λίστα Πινάκων

Πίνακας 1: Περιγραφικά Στατιστικά 1 ^{ης} Υποπεριόδου	80
Πίνακας 2: Περιγραφικά Στατιστικά 2 ^{ης} Υποπεριόδου.....	81
Πίνακας 3: Beta Coefficients / FTSE/ASE - 20.....	82
Πίνακας 4: Beta Coefficients / Γενικός Δείκτης.....	83
Πίνακας 5: Beta Coefficients / Brownian Motion	84
Πίνακας 6: Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος.....	85
Πίνακας 7: Μη Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος	86
Πίνακας 8. Unit Root Tests, Dickey-Fuller Method.....	97
Πίνακας 9. Unit Root Tests, Phillips - Perron Method.....	99
Πίνακας 10. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Break, Lee & Strazicich Method.....	101
Πίνακας 11. Cointegration Analysis, Engle Granger Method / Γενικός Δείκτης.....	102
Πίνακας 12. Cointegration Analysis, Johansen Method. / Γενικός Δείκτης.....	105
Πίνακας 13. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών	108
Πίνακας 14. Λίστα Μετοχών	110

Λίστα Διαγραμμάτων

Σχεδιάγραμμα 1. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου.....	87
Σχεδιάγραμμα 2. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.....	87
Σχεδιάγραμμα 3. Συνολικοί Κίνδυνοι του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.....	88
Σχεδιάγραμμα 4. Συνολικές Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.....	89
Σχεδιάγραμμα 5. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.....	89
Σχεδιάγραμμα 6. Συνολικοί Κίνδυνοι του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.....	89
Σχεδιάγραμμα 7. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.....	90
Σχεδιάγραμμα 8. Μέσες Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	90
Σχεδιάγραμμα 9. Υπεροχή των Αποδόσεων του Χαρτοφυλακίου (Μέσες Αποδόσεις) σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	91

Σχεδιάγραμμα 10. Μέσες Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	91
Σχεδιάγραμμα 11. Συνολικός Κίνδυνος του Χαρτοφυλακίου και το Γ.Δ σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.	92
Σχεδιάγραμμα 12. Υπεροχή του Συνολικού Κίνδυνου του Χαρτοφυλακίου από τον Γενικό Δείκτη σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	92
Σχεδιάγραμμα 13. Συνολικές Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	93
Σχεδιάγραμμα 14. Συνολικός Κίνδυνος σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	93
Σχεδιάγραμμα 15. Συνολικές Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	94
Σχεδιάγραμμα 16. Συνολικός Κίνδυνος σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.....	94
Σχεδιάγραμμα 17. Συνολικός Κίνδυνος 2ης σε σχέση με την 1η Υπό περίοδο.	95
Σχεδιάγραμμα 18. Συνολικός Κίνδυνος 2ης σε σχέση με την 1η Υπό περίοδο και ο κίνδυνος του Γενικού Δείκτη.	95
Σχεδιάγραμμα 19. Γεωμετρική Κίνησης Brown $[0,1]$	96
Σχεδιάγραμμα 20. Κυκλική Συμπεριφορά του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.	109
Σχεδιάγραμμα 21. Τάση Κύκλου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.	109

Λίστα Ακρωνύμων

A/A	Αύξων Αριθμός
ADF	Augastent Dickey Fuller
APT	Arbitrage Pricing Theory
CAPM	Capital Asset Pricing Model
Γ.Δ.	Γενικός Δείκτης
FTSE/ASE - 20	Δείκτης Υψηλής Κεφαλαιοποίησης X. A. A
IPM	Investment Performance Measurement
ISE	Χρηματιστήριο Κωνσταντινούπολης
MSE	Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα
MCSI	Χρηματιστηριακό Δείκτης Morgan Stanley
NLR	Non Linear Regression
OLS	Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων
P/E	Πηλίκo Τιμής / Κερδών
SBT	Structural Break Test
X.A.A.	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών

Κεφάλαιο 1^ο

Εισαγωγή

Το 1990 το χρυσό μετάλλιο της Τράπεζας της Σουηδίας στις οικονομικές επιστήμες στη μνήμη του Alfred Nobel μοιράστηκαν οι Harry Markowitz και William Forsyth Sharpe για την καθοριστική ερευνητική τους προσπάθεια στο πεδίο της χρηματοοικονομικής επιστήμης. Η θεώρηση της αποτελεσματικής επενδυτικής στρατηγικής οφείλει την ουσιαστική και εμπειρική απαρχή της στη θεωρία διαχείρισης χαρτοφυλακίου του Markowitz (1952). Η έννοια της διαφοροποίησης και της διασποράς του επενδυτικού κινδύνου αποτελεί τις βασικές συνιστώσες είτε των κερδοσκοπικών, είτε των συντηρητικών επενδυτικών χαρτοφυλακίων.

Η δυνατότητα ορθολογικής τοποθέτησης του προς επένδυση κεφαλαίου, αποτελεί μια ποικίλα σημαντική και όχι πάντα δεδομένη διαδικασία. Ανάλογα, με τις κινδυνικές ή αποδοτικές απαιτήσεις του επενδυτή, η προαναφερθείσα στρατηγική δύναται να διαφοροποιηθεί ή να αποκλίνει σημαντικά από την τυπική μεθοδολογία.

Η εξελικτική πορεία των χρηματιστηριακών προϊόντων στο διάνυσμα του χρόνου και στις συγκυριακές απαιτήσεις των επενδυτών, συνδεδεμένες με την εκάστοτε πορεία των διεθνών χρηματαγορών δημιούργησε μια επιπλέον συνιστώσα προς διερεύνηση, πέρα από την μεθοδολογική επιλογή διαχείρισης του επενδυτικού χαρτοφυλακίου. Τα χρηματιστηριακά προϊόντα γενικότερα τείνουν διαχρονικά να παρουσιάζουν σημαντικά υψηλότερη μεταβλητότητα και κατ' επέκταση αβεβαιότητα. Η επιλογή μετοχών ειδικότερα στα πλαίσια μιας συντηρητικής και ιδιαίτερα κινδυνόφοβης επένδυσης απαιτεί ενδελεχή μελέτη των ποικίλων χαρακτηριστικών που συνθέτουν τη συμπεριφορά της μετοχής.

Η εγχώρια χρηματοπιστωτική κρίση και οι αλληλεξαρτώμενες δομές του ελληνικού οικονομικού συστήματος, οδήγησαν σε πρωτόγνωρες συνθήκες επενδυτικού χάους,

με αποτέλεσμα την αναθεώρηση των επενδυτικών στρατηγικών και τη συστηματική ενδελεχή μελέτη της διαχείρισης του επενδυτικού κινδύνου. Η ορθολογική και αποτελεσματική διαχείριση του κινδύνου, ουσιαστικά έγκειται στη βαθύτερη γνώση της λειτουργίας των χρηματαγορών, κεφαλαιαγορών και της μακροοικονομικής πτυχής της εγχώριας οικονομίας. Αναζητώντας, σε μία ερευνητική εργασία τα αίτια που δύναται να οδηγήσουν μια οικονομία σε επιβράδυνση ή ύφεση, προεξοφλώντας τη μετάδοση της στο χρηματοπιστωτικό σύστημα, προκύπτει ένα προσεγγιστικό ερώτημα στο οποίο δεν αντιστοιχεί απάντηση μονοδιάστατου χαρακτήρα, αντίθετα αποτελεί ένα ποικίλα αμφιλεγόμενο και συνάμα πολύπλοκο πρόβλημα στο οποίο η αιτιακή ή αιτιώδης ανάλυση συναντά εμπόδια τα οποία δεν δύναται να ενταχθούν σε ένα συγκεκριμένο ή απόλυτο κανονιστικό πλαίσιο.

Ο αντικειμενικός στόχος του ανά χείρας πονήματος δεν έγκειται στην παρουσίαση και την μελέτη της σημερινής χρηματοπιστωτικής κρίσης, παρά ταύτα ουσιαστικά προσπαθεί στο μέτρο του δυνατού να διαχειριστεί τον επενδυτικό κίνδυνο της σημερινής οικονομικής συγκυρίας και να μοντελοποιήσει τη διαφοροποίηση που προκύπτει στη συμπεριφορά του σε διαθρωτικές μεταβολές του επενδυτικού περιβάλλοντος.¹

Η κατά μέσο όρο πτωτική πορεία που παρουσιάζει το σύνολο των χρηματιστηριακών δεικτών δεν αντικατοπτρίζει απόλυτα και αποτελεσματικά την κατάσταση ηγετικών, κερδοφόρων και εν δυνάμει κερδοφόρων εταιρειών, των οποίων οι τιμές των μετοχών τους, λόγω του παρόντος κλίματος, της υψηλής αβεβαιότητας και των προσδοκιών που επικρατούν, βρίσκονται λόγω της μειωμένης ζήτησης και της υψηλής ρευστοποίησης σε ιστορικά χαμηλό επίπεδο.² Συγκεκριμένες μετοχές, όπως για παράδειγμα η μετοχή της ΕτΕ, του ΟΠΑΠ, της ΔΕΗ, του ΟΤΕ, με μονοπωλιακό ή

¹ Η υπερβολική ευφορία, ο μεγάλος δανεισμός είτε των επενδυτών είτε των επιχειρήσεων, η απληστία, οι μη ορθολογικές προσδοκίες και η έλλειψη γνώσης δύναται να οδηγήσουν καταστροφικές χρηματοοικονομικές ή χρηματοπιστωτικές κρίσεις. Το νέο στοιχείο που διαφοροποιεί την πρόσφατη κρίση από τις παρελθούσες είναι η χαλάρωση των εγχώριων θεσμικών και άλλων χρηματοπιστωτικών περιορισμών, αποτέλεσμα της παγκοσμιοποίησης, γεγονός που μπορεί να οδηγήσει σε ένα ντόμιο εξέλιξεων, συμπαρασύροντας στην κρίση και άλλες χρηματιστηριακές αγορές τόσο των ανεπτυγμένων όσο και των αναδυόμενων αγορών. Η κρίση που μαστίζει τις αγορές εδώ και αρκετό καιρό με αποκορύφωμα τις εξελίξεις των τελευταίων εβδομάδων αποτελεί την ταυτόχρονη συνύπαρξη των ακόλουθων τριών παραγόντων.

² Η χαμηλή τιμή των μετοχών αξιόπιστων επιχειρήσεων μπορεί να καθορίσει αμυντικές θέσεις βραχυχρόνια και επιθετικές στρατηγικές μακροχρόνια σε περιόδους υφέσεων. Δεν είναι λίγες οι περιπτώσεις που κατά το παρελθόν παρουσίαζαν κέρδη σε μεσοχρόνιες περιόδους, ενώ το σύνολο των αποδόσεων ήταν αρνητικό με υψηλή μεταβλητότητα.

ολιγοπωλιακό χαρακτήρα και υψηλή την κρατική συμμετοχή και την κρατική εγγύηση, αποτελούν επενδυτικές ευκαιρίες οι οποίες παρουσιάζουν υψηλή ελαστικότητα τόσο σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης, όπως και το σύνολο των μετοχών, όσο και στις βραχυχρόνιες θετικές διακυμάνσεις μιας περιόδου ύφεσης.³ Μακροχρόνια έχει αποδειχτεί πως συγκεκριμένου χαρακτήρα μετοχές έπονται των εξελίξεων και δύναται να αποτελέσουν δείκτη των τεκταινόμενων που θα ακολουθήσουν.⁴

Η διάθρωση της εργασίας έχει ως εξής: Στο δεύτερο κεφάλαιο παρουσιάζεται ο επενδυτικός κίνδυνος και οι αποδόσεις των χρηματοοικονομικών επενδύσεων. Ακολουθεί η ανάλυση του CAPM και η μεθοδολογική προσέγγιση που ακολουθείτε σύμφωνα με την θεωρία του παρόντος κεφαλαίου.

Στο τρίτο κατά σειρά κεφάλαιο γίνεται μια παρουσίαση του χαρτοφυλακίου επενδύσεων και η θεωρία του προτύπου του Markowitz. Η μεθοδολογία βασίζεται σε τρεις βασικές υπό ενότητες. Στην πρώτη παρουσιάζεται η διαχείριση ενός επενδυτικού χαρτοφυλακίου, σύμφωνα με τα πρότυπα της θεωρίας του Markowitz. Στη δεύτερη ακολουθούν επενδυτικά χαρτοφυλάκια βασισμένα σε τεχνικές στοχαστικής εξομοίωσης. Και τέλος στη τρίτη παρουσιάζεται ένας εξομοιωμένος χρηματιστηριακός δείκτης σύμφωνα με τα πρότυπα της κίνησης brown.

Το τέταρτο κεφάλαιο βασίζεται στην εξέταση της μακροχρόνιας περιόδου και στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών. Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, η συνολοκλήρωση, το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και το υπόδειγμα ύπαρξης διαθρωτικών αλλαγών είναι έννοιες που αποτελούν τη βασική επιχειρηματολογία του κεφαλαίου. Τέλος, γίνεται μια αναφορά στην κυκλική ανάλυση.

Στο επόμενο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα δεδομένα και τα περιγραφικά στατιστικά που χρησιμοποιήθηκαν για την εμπειρική μελέτη και γίνεται ερμηνεία των

³ Κατά τις 4 τελευταίες υφέσεις αποδεικτικέ ότι οι κλάδοι με τις χαμηλότερες απώλειες ήταν: 1) των επιχειρήσεων κοινής ωφέλειας, 2) της ενέργειας, 3) των τηλεπικοινωνιών και 4) της υγείας. Οι οποίοι ουσιαστικά αποτελούνται από μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης.

⁴ Κλάδοι όπως ο χρηματοοικονομικός, ο κλάδος των τηλεπικοινωνιακών λόγω του ότι έχουν πιεστεί περισσότερο στην συγκεκριμένη περίοδο αναμένεται πως θα ανακάμψουν πρώτοι.

ερευνητικών αποτελεσμάτων. Η ερμηνεία λαμβάνει χώρα σε δύο βασικές ενότητες στη βραχυχρόνια και στην μακροχρόνια περίοδο.

Τέλος, στο έκτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της παρούσας ερευνητικής διατριβής.

Κεφάλαιο 2^ο

Κίνδυνος & Απόδοση Χρηματοοικονομικών Επενδύσεων

2.1 Εισαγωγή

Η αναγκαία εξελικτική μετάβαση, μετά τη δύσχρηστη πραχτική εφαρμογή του υποδείγματος του Markowitz (1952), ανάγεται στο πρότυπο τιμολόγησης πάγιων στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM).⁵ Η πρωταρχική και ουσιαστικά η κύρια μορφή του υποδείγματος βασίστηκε στις ερευνητικές προσπάθειες των Sharpe (1964), που εισήγαγε την έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, Lintner (1965) και Mossin (1966) που αντιπρότειναν την έννοια του ακίνδυνου επιτοκίου του αξιογράφου, και επιπροσθέτως στην συμπληρωματική, καθοριστική και ανεξάρτητη εργασία του Markowitz (1959), σχετικά με την επιδίωξη ελάχιστης διασποράς για κάθε δεδομένη μέση απόδοση, ή ισοδύναμα την επιδίωξη της μεγιστοποίησης της αναμενόμενης απόδοσης για κάθε δεδομένη διασπορά, δηλαδή στην αριστοποίηση της συνάρτησης των δύο πρώτων ροπών του υπό εξέταση υποδείγματος.

Το πρότυπο CAPM ανήκει στην κατηγορία των προτύπων ισορροπίας.⁶ Βασικές έννοιες που συνδέονται με το πρότυπο είναι οι έννοιες της αποτελεσματικής αγοράς, του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, του τυχαίου περιπάτου⁷, της μεταβλητότητας,

⁵ Το πρότυπο Markowitz παρουσίαζε σημαντικές αντικειμενικές δυσκολίες κατά την εφαρμογή του, η δύσκολη πραχτική εφαρμογή καθώς επίσης, και η απαραίτητη δημιουργία εκτιμήσεων με βάση τις εκτιμήσεις των πιθανοτήτων εμφάνισης των μελλοντικών αποδόσεων, αποτελούν τους κυριότερους παράγοντες.

⁶ Τα χρηματοοικονομικά πρότυπα διακρίνονται σε πρότυπα βασισμένα στην αρχή της ισορροπίας (των τιμών) της αγοράς (market equilibrium principle) και σε πρότυπα βασισμένα στην αρχή αποκλεισμού του βέβαιου κέρδους (no arbitrage principle). Η τελευταία αρχή προτάθηκε από τον Ross το 1976 και η θεωρία τιμολόγησης με βάση την αρχή no arbitrage είναι γνωστή ως arbitrage pricing theory ή APT.

⁷ Έστω μια απλή τυπική στοχαστική διαδικασία που ορίζεται ως μια αυτοπαλίνδρομη διαδικασία πρώτης τάξης ως: $X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$. Η μεταβλητή ε_t ακολουθεί την διαδικασία λευκού θορύβου. Αν ο συντελεστής κλίσης β ισούται με την μονάδα τότε το υπόδειγμα καλείται ως υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου (random walk). Αν στο προαναφερθέν υπόδειγμα υπάρχει σταθερός όρος, τότε το υπόδειγμα αποτελεί ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου με περιπλάνηση (random walk with drift). Σημειωτέο, στην

του συντελεστή κλίσης, του συντελεστή σταθεράς και των άλλων συντελεστών και γενικότερα σε έννοιες που αποτελούν ιθύνοντος σημασίας στην επενδυτική δραστηριότητα, όπως της επιλογής χαρτοφυλακίου, της αξιολόγησης του επενδυτικού αποτελέσματος IPM (Investment Performance Measurement), (Sharpe, 1964). Η θεωρία της ισορροπίας της αγοράς υποθέτει ότι οι τιμές στην αγορά βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας. Η ισορροπία αυτή μπορεί θεωρητικά να προκύψει ως συνισταμένη ποικίλων παραγόντων, παρ' ταύτα υπάρχουν σημαντικές, ουσιαστικές και καθοριστικές ομοιότητες με την κλασική οικονομική θεωρία, τουλάχιστον όσο αφορά την ιδεολογική προέκταση του υποδείγματος.

Πέρα από την χρηματοοικονομική και επενδυτική ερμηνεία που δύναται να λάβει το υπόδειγμα, από οικονομετρική - στοχαστική άποψη αποτελεί μια πτυχή του βασικού γραμμικού διμεταβλητού υποδείγματος παλινδρόμησης. Αποτελώντας, μια προσδιοριστική συνάρτηση, βασίζεται σε αναμφίβολες μη ρεαλιστικές και περιοριστικές υποθέσεις που ίσως να απαιτούν χαοτική ανάλυση ή ακόμα και πιθανοθεωρητική προσέγγιση.⁸ Η χρηματοπιστωτική κρίση του 1987, απασχόλησε ιδιαίτερα τον χρηματιστηριακό τύπο και την ακαδημαϊκή έρευνα στην μη γραμμική δυναμική αλληλεξάρτηση και την χαοτική συμπεριφορά των επενδυτικών προϊόντων. Η μεταβλητότητα σε μια περίοδο διαθρωτικής μεταβολής της επενδυτικής αγοράς δεν μπορούσε να εκτιμηθεί υπό την υπόθεση της κανονικής κατανομής, (Hsieh, 1991).

Ουκ ολίγες ερευνητικές προσπάθειες κατά καιρούς έχουν προσπαθήσει να εξερευνήσουν το παρών ζήτημα με αμφιλεγόμενα χρονολογικά και συμπερασματολογικά αποφανθήματα. Οι Clare, Priestley και Thomas (1997) αποφάνθηκαν πως ο OLS (Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων) δεν κρίνεται ως αποτελεσματικός εκτιμητής και αντιπρότειναν διαφορετικές μεθοδολογικές διαδικασίες. Το 1998 επανήλθαν σε μια νέα μελέτη τους και με εκ διαμέτρου αντίθετη συμπερασματολογία.

παρούσα φάση αποτελεί το γεγονός ότι ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου δεν δύναται να είναι μια στάσιμη στοχαστική διαδικασία, Hamilton (1994).

⁸ Το πρότυπο CAPM είναι κατάλληλο για κινδυνόφοβους επενδυτές και, πιο συγκεκριμένα, επενδυτές που, ανάμεσα σε επενδύσεις με την ίδια διασπορά στην απόδοση, θα επιλέξουν την επένδυση της οποίας η απόδοση έχει την ελάχιστη διασπορά και, ανάμεσα σε επενδύσεις με την ίδια διασπορά στην απόδοση, θα επιλέξουν την επένδυση της οποίας η απόδοση έχει τη μέγιστη μαθηματική ελπίδα. Επιπλέον, ως πρότυπο βασισμένο στην ισορροπία, το πρότυπο CAPM προϋποθέτει ότι οι τιμές καθορίζονται υπό καθεστώς "αποτελεσματικής πληροφόρησης". Αυτό σημαίνει ότι κάθε αναγκαία πληροφορία και μεταδίδεται στιγμιαία και είναι εξίσου προσιτή σε όλους.

2.2 Η Έννοια της απόδοσης και του κινδύνου

Η τιμή και κατ' επέκταση η πορεία και η απόδοση μιας μετοχής αντικατοπτρίζει τις επενδυτικές προσδοκίες. Οποιαδήποτε νέα πληροφόρηση που αφορά είτε τις προσδοκίες για μελλοντικά κέρδη ή μερίσματα είτε το επιτόκιο προεξόφλησης των μελλοντικών κερδών επιφέρει μεταβολές και άρα διακύμανση στις τιμές των μετοχών. Οι διακυμάνσεις μπορεί να προέρχονται από το συστημικό ή το μη συστημικό περιβάλλον της εταιρείας.

Ο υπολογισμός των αποδόσεων ενός αξιογράφου σε πραγματικό χρόνο εκφρασμένο σε λογαριθμική βάση παρουσιάζεται στο υπόδειγμα παρακάτω:

$$\chi_i = \ln\left(\frac{S_i}{S_{i-1}}\right), \quad 2.1$$

Όπου χ_i η απόδοση του αξιογράφου, γεγονός που συνεπάγεται $S_i = e^{\chi_i} S_{i-1}$ και οι τιμές αυξομειώνονται σε συνεχή χρόνο $\frac{\chi_i}{(t_{i+1} - t_i)}$, αφού $e^{\chi} \approx 1 + \chi$.

Σε περίπτωση που πληρώνεται μέρισμα d_i σε χρόνο t , τότε η απόδοση χ_i υπολογίζεται ακολούθως ως:

$$\chi_i = \frac{S_i + d_i - S_{i-1}}{S_{i-1}}, i = 1, \dots, n \quad 2.2$$

Τέλος, θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και να αφαιρούνται από τις αποδόσεις τυχόν έξοδα συναλλαγής.

Ως ο αριθμητικός μέσος των επιμέρους αποδόσεων υπολογίζεται η μέση απόδοση $(\bar{\chi})$, δηλαδή:

$$\bar{\chi} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi_i. \quad 2.3$$

Όσον αφορά τώρα τον επενδυτικό κίνδυνο μια μετοχής αυτός ουσιαστικά βασίζεται στην αβεβαιότητα που χαρακτηρίζει τα επενδυτικά προϊόντα, ουσιαστικά ο επενδυτικός κίνδυνος σημαίνει ότι η αναμενόμενη απόδοση δεν θα είναι ίση με την πραγματική. Η πραγματοποίηση του αναμενόμενου αποτελέσματα εκλαμβάνεται ως κίνδυνος από τον εκάστοτε επενδυτή. Ως εκ τούτου, η μεταβλητότητα των δυνητικών αποτελεσμάτων γύρω από την αναμενόμενη τιμή τους ή τον αριθμητικό τους μέσο ορίζεται ως κίνδυνος. Αντιθέτως, κίνδυνος δεν υφίσταται εφόσον δεν υπάρχει διασπορά των δυνητικών αποτελεσμάτων γύρω από το αναμενόμενο. Οι κίνδυνοι αυτοί ελλοχεύουν στις αυξομειώσεις των επιτοκίων (interest rate risk), οι οποίες μεταβάλλουν τις τιμές των αξιόγραφων. Επιπροσθέτως, η αγοραστική δύναμη της επένδυσης μας μειώνεται επηρεαζόμενη από τον πληθωρισμό (inflation risk or purchasing power risk), απαιτώντας αποπληθωρισμό προκειμένου να βρεθεί η πραγματική αξία. Τέλος, υπαρκτός είναι ο κίνδυνος της αγοράς (market risk), που οφείλεται από τις μεταβολές της όλης χρηματιστηριακής αγοράς.

Η μέση τετραγωνική διαφορά τους από τη μέση τιμή αποτελεί τη πληθυσμιακή διακύμανση των αποδόσεων:

$$s_{\chi}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\chi_i - \bar{\chi})^2 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi_i^2 \right) - \bar{\chi}^2 \quad 2.4$$

$$s_{\chi}^2 = \sum_{i=1}^n P_i (R_i - E(R))^2, \quad P_i \in [0,1] \quad 2.5$$

Όπου P_i το ενδεχόμενο να πραγματοποιηθεί κάθε πιθανή απόδοση.

2.3. Υπόδειγμα Αποτίμησης Πάγιων Στοιχείων

Πέρα από τις προαναφερθείσες τεχνικές και οικονομικές περιοριστικές παραδοχές, το πρότυπο, ουσιαστικά συνδέει τη μαθηματική ελπίδα, $E(R_i)$, της απόδοσης R_i της μετοχής i με τη μαθηματική ελπίδα, $E(R_m)$, της απόδοσης R_m της αγοράς με τη βοήθεια του συντελεστή κλίσεως της παλινδρόμησης της μετοχής β_i και του συντελεστή της σταθεράς της ακίνδυνης απόδοσης (απόδοση κρατικών ομολόγων ή απόδοση προθεσμιακής κατάθεσης για παράδειγμα), έστω r_F , την χρονική στιγμή t . Η προσδιοριστική σχέση παρουσιάζεται στο υπόδειγμα της σχέσεως (2.6):

$$R_{i,t} = r_F + \beta_i R_{m,t} + u_{i,t}, \quad i=1, \dots, N \quad \text{και} \quad u_{i,t} \square iid N(0, \sigma_u^2) \quad 2.6$$

Όπου η παράμετρος $u_{i,t}$ αποτελεί τον στοχαστικό όρο του σφάλματος της παλινδρόμησης.

Ο συστημικός κίνδυνος της μετοχής εκφράζεται ως συνάρτηση της μορφής:

$$\beta_i = \frac{(E(R_i) - r_F)}{(E(R_m) - r_F)} \quad 2.7$$

Δεδομένου, ότι οι διαφορές $E(R_i) - r_F$ και $E(R_m) - r_F$ αποτελούν την επιπρόσθετη απόδοση λόγω του υψηλότερου κινδύνου που λαμβάνει ο επενδυτής. Η απόδοση της επικινδυνότητας εκφράζεται στο συντελεστή κλίσης της εξαρτημένης μεταβλητής και προκύπτει ως μεγιστοποίηση της (2.8):

$$\begin{aligned} & \max \left(E(R_m) - r_F / \sqrt{\text{Var}(R_m)} \right) \\ & \text{s.t. } E(R_i) - r_F > 0, \quad i=1, \dots, N \quad \text{και} \quad E(R_m) - r_F > 0 \end{aligned} \quad 2.8$$

Το κίνητρο της τοποθέτησης στο συγκεκριμένο περιουσιακό στοιχείο και κατ' επέκταση στο σύνολο της συγκεκριμένης επενδυτικής αγοράς προϋποθέτει, τουλάχιστον υπό συνθήκες οικονομικής ευρωστίας, τις αναμενόμενες τιμές του

αξιογράφου $E(R_i)$ και της αγοράς $E(R_m)$ να ικανοποιούν την αναγκαία και ικανή συνθήκη.⁹

Η λύση της εξίσωσης (2.8) περιγράφεται από το υπόδειγμα της σχέσεως (2.9) ως εξής:

$$E(R_i) = r_F + \beta_i (E(R_m) - r_F) \quad 2.9$$

Η μεγιστοποίηση αυτού του πηλίκου για δεδομένο $Var(R)$ ισοδυναμεί με μεγιστοποίηση του $E(R)$ εφόσον το r_F είναι αποτελεί μια σταθερά. Επίσης, η μεγιστοποίηση του πηλίκου όταν το $E(R)$ είναι δεδομένο ισοδυναμεί με ελαχιστοποίηση του $Var(R)$, (Lintner, 1965) και (Mossin, 1966)¹⁰

⁹ Ο συντελεστής κλίσης δύναται να λάβει την μορφή $\beta_i = \rho_{i,m} \sigma_m / \sigma_i$, όπου το σύμβολο $\rho_{i,m}$ παριστά τον συντελεστή συσχέτισης ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i και του δείκτη της αγοράς, ενώ σ_m και σ_i αποτελούν τις τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων της αγοράς και του αξιογράφου i αντίστοιχα. Ο συστηματικός κίνδυνος σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών καθορίζεται από την εκάστοτε τυπική απόκλιση.

¹⁰ Ένα άμεσο πόρισμα από την (2.3) είναι ότι η διαφορά των μαθηματικών ελπίδων, $E(R_i)$ και $E(R_j)$, των αποδόσεων δύο μετοχών i και j οφείλεται μόνο στη διαφορά των βήτα των δύο μετοχών. Πράγματι, είναι $E(R_i) - E(R_j) = (\beta_i - \beta_j)[E(R_m) - r_F]$, όπου $E(R_m) - r_F$ είναι η ίδια σταθερά $\forall i$ και $\forall j$. Το μεγάλο επίτευγμα του προτύπου έγκειται στο ότι δεν αντικατοπτρίζει τις συνδιακυμάνσεις $Cov(R_i, R_j)$ μεταξύ μετοχών (για τον υπολογισμό των β_i χρειάζονται μόνον οι συνδιακυμάνσεις $Cov(R_i, R_m)$ με την αγορά) και παραθέτει τα χαρακτηριστικά της μετοχής με ένα μοναδικό αριθμό β_i , δεδομένης της αναμενόμενης απόδοσης της υπό εξέταση αγοράς R_m .

2.4 Αδυναμίες του Υποδείγματος

Το πρότυπο CAPM παρουσιάζει σημαντικά και ουσιαστικά προβλήματα. Η εγκυρότητα ορισμένων από τα συμπεράσματα του προτύπου μπορεί να υποβληθεί σε εμπειρικό έλεγχο, αλλά η εμπειρική επαλήθευση είναι αρκετά δύσκολη και μερικές φορές αμφιλεγόμενη (επιδεκτική θεωρητικής αμφισβήτησης). Σε κάθε περίπτωση, υπάρχουν κάποιες ενδείξεις “αναποτελεσματικότητας” και άλλων “ανωμαλιών” αγοράς. Έτσι, π.χ. μερικές φορές ορισμένες μετοχές με μικρό πηλίκο τιμής / κερδών (το περίφημο P/E) αποδίδουν πολύ περισσότερο από αυτό που δικαιολογείται θεωρητικά. Ένα άλλο συναφές παράδειγμα είναι μικρές εταιρίες σε στάδιο γοργής ανάπτυξης. Έχουν επίσης παρατηρηθεί εποχιακές διακυμάνσεις (ο Ιανουάριος είναι συχνά ο καλύτερος μήνας, η Δευτέρα η χειρότερη μέρα). Είναι λοιπόν φυσικό να έχει αμφισβητηθεί η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς και να έχουν προταθεί άλλα πρότυπα.

Η κριτική του CAPM μπορεί να συνοψισθεί στη διαπίστωση ότι το πρότυπο δεν επιτυγχάνει να συλλάβει πλήρως την φύση του κινδύνου: η σχέση ρίσκου και απόδοσης δύναται να είναι πολύ πιο περίπλοκη από τη σχέση μεταξύ μέσου μ και διασποράς σ^2 και να απαιτεί (η σχέση ρίσκου και απόδοσης) πολυπαραγοντικά πρότυπα. (Αυτό σημαίνει την αντικατάσταση με ένα πρότυπο της μορφής:

$$E(R_i) = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} Q_j \quad 2.10$$

Έχουν, κατά συνέπεια, προταθεί άλλα πρότυπα. Κατά τις υποθέσεις του υποδείγματος οι αποδόσεις των αξιόγραφων εξαρτάται από έναν μονοδιάστατο παράγοντα, που δεν δύναται να προσδιοριστεί επακριβώς σε μια σύγχρονη χρηματιστηριακή αγορά.

Κλείνοντας την εξέταση του CAPM, υποδεικνύουμε τα λανθάνοντα στατιστικό χαρακτήρα του προτύπου. Αν διαθέτουμε τα ζεύγη αποδόσεων $(R_k^{(m)}, R_k^{(i)})$, $k=1,2,\dots,n$, για διαδοχικές περιόδους, μπορούμε, με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων, να βρούμε μια ευθεία $\tilde{R}^{(i)} = \alpha + \beta R^{(m)}$ για την εκτίμηση της απόδοσης

$R^{(i)}$ από την απόδοση $R^{(m)}$. Η ελαχιστοποίηση του αθροίσματος των τετραγώνων των διαφορών μεταξύ των παρατηρημένων τιμών $R^{(i)}$ και των αντίστοιχων εκτιμήσεων $\tilde{R}^{(i)} = \alpha + \beta R^{(m)}$ από τις παρατηρημένες τιμές $R^{(m)}$ επιτυγχάνεται ως:

$$S(\alpha, \beta) = \sum_{k=1}^n (\tilde{R}_k^{(i)} - R_k^{(i)})^2 = \sum_{k=1}^n [(\alpha + \beta R_k^{(m)}) - R_k^{(i)}]^2 \quad 2.11$$

Στην ευρεθείσα τιμή του β αναγνωρίζουμε τον αριθμητή ως τη συνδιακύμανση μεταξύ $R^{(m)}$ και $R^{(i)}$ (ακριβέστερα, τη συνδιακύμανση του δείγματος ζευγών $(R_k^{(m)}, R_k^{(i)})$) και τον παρανομαστή ως τη διασπορά των τιμών $R^{(m)}$ σε πλήρη συμφωνία με τη σχέση (2) για το συντελεστή β_i . Βλέπουμε λοιπόν ότι το β και το α μιας μετοχής είναι αντίστοιχα ο συντελεστής διεύθυνσης της ευθείας που “υπαινίσσεται” το πρότυπο για τα $R^{(i)}$ και $R^{(m)}$ (η πραγματική σχέση είναι στοχαστική και θα υπάρχουν αποκλίσεις) και το σημείο τομής της ίδιας ευθείας με τον άξονα των $R^{(i)}$.

Οι συντελεστής συσχέτισης είναι ίσος με:

$$\frac{\overline{R^{(i)} R^{(m)}} - \overline{R^{(i)}} \cdot \overline{R^{(m)}}}{\sqrt{[\overline{R^{(i)2}} - (\overline{R^{(i)}})^2][\overline{R^{(m)2}} - (\overline{R^{(m)}})^2]}} \quad 2.12$$

Και διαθέτει το ίδιο πρόσημο με τη κλίση β της ευθείας. Όσο μεγαλύτερο είναι το $|\rho|$ (ή, ισοδύναμα, ο λεγόμενος συντελεστής καθορισμού (coefficient of determination) ρ^2), τόσο εγγύτερα προς την ευθεία “συνωστίζονται” τα σημεία $(R_k^{(m)}, R_k^{(i)})$. Το ζεύγος των μέσων $(\overline{R^{(m)}}, \overline{R^{(i)}})$ είναι σημείο της ευθείας, δηλαδή ισχύει η σχέση $\overline{R^{(i)}} = \alpha + \beta \overline{R^{(m)}}$ σε πλήρη συμφωνία με τη θεωρητική σχέση.

Συνήθη μέτρα μεταβλητότητας των τιμών μιας μετοχής είναι η διασπορά $Var(R_i)$ (στην περίπτωση δείγματος, $\overline{R^{(i)2}} - (\overline{R^{(i)}})^2$), η τυπική απόκλιση η μεταβλητότητα (volatility) $\sigma_{R_i} = \sqrt{Var(R_i)}$, ο συντελεστής μεταβλητότητας $\frac{\sigma_{R_i}}{E(R_i)}$ και φυσικά ο συντελεστής βήτα.

2.5 Συνοπτική Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

Η μοντελοποίηση του συστημικού κινδύνου αποτελεί ιθύνοντος σημασίας διαδικασία διότι, αφενός ο συστηματικός ή ο μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος της μετοχής παρουσιάζει μια αμερόληπτη εικόνα της αγοράς μετοχών, υπό τις προϋποθέσεις που ορίζονται για την ορθολογική χρήση του μοντέλου. Πρόταση η οποία αποτέλεσε την κεντρική θεωρία στην σύγχρονη χρηματοοικονομική προσέγγιση (Koutmos & Knif, 2002). Αφετέρου, υπό την σκοπιά της διοικητικής του κινδύνου, εάν το βήτα της μετοχής αποτύχει να εξηγήσει την συσχέτιση των αναμενόμενων αποδόσεων με την αγορά μπορεί κάλλιστα να αποτελέσει μια σημαντική πληροφόρηση σε ένα επενδυτικό χαρτοφυλάκιο, Treynor, (1965).

Οι δύο προαναφερθείσες συνιστώσες που δύναται να λάβει η ερμηνεία του συντελεστή κλίσης του κλασικού υποδείγματος, αποτέλεσε τις κατευθύνσεις της ερευνητικής μεθοδολογίας στο συγκεκριμένο ζήτημα. Ωστόσο, η μεταβλητότητα των διαπιστώσεων υπήρξε υψηλή και ποικίλα καθοριστική γεγονός που δύναται να ανάγεται αφενός στις ιδιαιτερότητες του μοντέλου, αφετέρου σε χαρακτηριστικά των χρονολογικών σειρών που δεν συνάδουν με την κανονική κατανομή και στον χρονικό ορίζοντα των υπό εξέταση μελετών¹¹

Παρά ταύτα, στόχος της ανά χείρας ερευνητικής διατριβής αποτελεί η συμπεριφορά του beta της μετοχής που δύναται να μεταστραφεί στις συνθήκες διαπραγμάτευσης που υπάγεται το υπό ανάλυση αξιόγραφο. Το αντιφατικό δίπτυχο εργασιών των Clare, Priestley και Thomas (1997 και 1998) προμηνύει αφενός την βασικότερη αδυναμία του προτύπου, αφετέρου την μεταβλητότητα των συμπερασμάτων σε μεταβολές την ερευνητικής μεθοδολογίας και της χρονικής ανεπάρκειας της υπό εξέταση περιόδου. Η ποικιλομορφία των αποτελεσμάτων οδήγησε τους ερευνητές σε εναλλακτικούς τρόπους διαχείρισης των υπό εξέταση δεδομένων. Οι Gencay, Ramazan και Witcher (2003) χρησιμοποίησαν τις πιο αντιπροσωπευτικές παρατηρήσεις για τον υπολογισμό του συστημικού κινδύνου της μετοχής της Dell. Σε ένα χρονικό εύρος 6 ετών κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις διαφοροποιούνται σημαντικά ανάλογα με την ημέρα εκτίμησης.

¹¹ Χαστική Στοχαστική Μη γραμμική Ανάλυση

Ο Jensen (1969) βασίστηκε σε ένα δείγμα 115 αμοιβαίων κεφαλαίων ανοιχτού τύπου, προκειμένου να εξετάσει το μοντέλο της αγοράς και τον συστηματικό κίνδυνο, ο οποίος απορρέει από την εφαρμογή ανάλυσης παλινδρόμησης. Το χρονικό διάστημα που χρησιμοποίησε ήταν από το 1955 έως 1964 και τα δεδομένα είχαν ετήσια βάση. Οι παλινδρομήσεις που εξέτασε ο Jensen παρουσίαζαν τρία κύρια χαρακτηριστικά. Αρχικά, η διαχείριση τους είναι συντηρητική, όπως προκύπτει από τη μέση τιμή του συντελεστή βήτα και ως εκ τούτου η σύγκριση των επιδόσεων με ένα δείκτη της αγοράς, που ως ο συστηματικός του κίνδυνος είναι ίσος με τη μονάδα, δεν θα ευνοεί τα αμοιβαία κεφάλαια. Ένα επιπλέον χαρακτηριστικό είναι ότι οι συντελεστές συσχέτισης είναι ιδιαίτερα υψηλοί, πράγμα που δείχνει τη διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων. Τέλος, οι αυτοσυσχετίσεις πρώτης τάξης από τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων είναι ιδιαίτερα χαμηλά, συμπεραίνοντας ότι το μοντέλο προσδιορίζεται ως προς τα κατάλοιπα.

Παράλληλα, προέβη σε εμπειρικούς ελέγχους που σχετίζονται με τον συντελεστή βήτα. Στη συνέχεια μέσω της χρήσης της κατάλληλης μεθοδολογίας κατέληξε στην τεκμηρίωση της θεωρίας για την ύπαρξη ενός χρονικού ορίζοντα με διάρκεια. Το συμπέρασμα που προέκυψε από την στατιστική μεθοδολογία του και τα τέσσερα βασικά διαγράμματα σημείων, που κατασκεύασε για κάθε δέκατο αμοιβαίο κεφάλαιο, ήταν ότι τα αμοιβαία κεφάλαια διατηρούν στο χρόνο ως ένα βαθμό την επικινδυνότητά τους.

Ο Emanuel (1980) στη μελέτη του εξέτασε εβδομαδιαία δεδομένα από το χρηματιστήριο της Νέας Ζηλανδίας. Επιπροσθέτως, έκανε χρήση των τεχνικών εξομαλύνσεων του συστηματικού κινδύνου του Blame (1975) και Vasicek (1973). Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε για τα μικρά χαρτοφυλάκια ήταν ότι, για να προβλέψεις τον συστηματικό τον συστηματικό κίνδυνο μιας μεταγενέστερης περιόδου, αρκούν οι συστηματικοί κίνδυνοι μιας περιόδου ως δείκτες πρόβλεψης.

Οι Dimson και Marsh (1983) χρησιμοποίησαν μια μέθοδο αποφυγής της εμπορικής κλίσης προκειμένου να ερευνήσουν σε μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας τη σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου. Στη μελέτη τους έκαναν χρήση των μεταβατικών μεθόδων των μητρών, καθώς επίσης και δύο τεχνικών εξομάλυνσης των Blame (1975) και Vasicek (1973). Το συμπέρασμα που προέκυψε ήταν η μέτρια

σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου των αξιόγραφων και συν τοις άλλοις απέδειξαν ότι επιδέχονται βελτίωση οι προβλέψεις του συστηματικού κινδύνου.

Η μελέτη των Barthololdy και Peare (2001) αφορούσε το πόσο αποτελεσματικές είναι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Τα δεδομένα τους προέρχονταν από εισηγμένες μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Ο συστηματικός κίνδυνος υπολογίστηκε για ημερήσιες αποδόσεις μετοχών για χρονικό διάστημα ενός έτους, για εβδομαδιαίες αποδόσεις διαστήματος δύο ετών και μηνιαίες για χρονικό διάστημα πέντε ετών. Η επαλήθευση προέβη ύστερα από την εναλλακτική χρήση διαφόρων δεικτών, οι οποίοι είναι αντιπροσωπευτικοί του χαρτοφυλακίου αγοράς m με διαφορετικά χαρακτηριστικά. Ως συμπέρασμα προέκυψε το γεγονός ότι οι μηνιαίες αποδόσεις για χρονικό διάστημα πέντε ετών εκτιμούν αποτελεσματικά τον συστηματικό κίνδυνο και εκτός των άλλων τα μερίσματα δεν παίζουν σημαίνοντα ρόλο στον αντιπροσωπευτικό δείκτη του χαρτοφυλακίου αγοράς.

Στην έρευνά του ο Dimson (1979) προτείνει διαφορετικό μοντέλο παλινδρόμησης. Ειδικότερα, αν μια μετοχή παρουσιάζει υψηλή εμπορευσιμότητα, τότε όσο θα αυξάνουμε το χρονικό διάστημα υπολογισμού, τόσο θα μειώνεται ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή. Στην περίπτωση όμως που μια μετοχή έχει χαμηλή εμπορευσιμότητα, ο συστηματικός κίνδυνος θα αυξάνεται όταν αυξάνεται και χρονικό διάστημα που λήφθηκε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος απαιτείται ένα μοντέλο παλινδρόμησης, το οποίο θα επιδιώκει την συσχέτιση της απόδοσης της μετοχής με σύγχρονες άλλα και προηγούμενες. Επομένως αν αθροίσουμε τους συντελεστές των κλίσεων από την παλινδρόμηση, θα αποκτήσουμε ένα συνεπή εκτιμητή βήτα.

Οι Cohen et all (1980) χρησιμοποίησαν την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), προκειμένου να εκτιμήσουν τον συστηματικό κίνδυνο. Ιδιαίτερα κατέληξαν στο γεγονός ότι οι μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας αυξάνουν τον συστηματικό κίνδυνο, όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού, το αντίθετο παρατηρείται για τις μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας. Παράλληλα, το συγκεκριμένο μοντέλο είναι κοινό με αυτό των Scholes και Williams, διαφέροντας μόνο στο γεγονός ότι περιλαμβάνονται περισσότερες χρονικές περιηγήσεις (leads) και

χρονικές υστερήσεις (lags) του χαρτοφυλακίου. Ως εκ τούτου, σημαίνει ότι εφαρμόζεται όταν αντιμετωπίζουμε πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας.

Ο Corhay (1992) χρησιμοποίησε στην μελέτη του μετοχές εισηγμένες από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1977-Δεκέμβριος 1985. Επιπλέον, ο αντιπροσωπευτικός δείκτης αποτελείτο από 250 μετοχές σταθμισμένες ως προς την χρηματιστηριακή τους αξία και λήφθηκαν εναλλακτικά από διάφορα χρονικά διαστήματα για την εκτίμηση του βήτα. Παρατήρησε ότι όσο μικρότερη είναι η χρηματιστηριακή αξία, τόσο μεγαλύτερο θα είναι το σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα για μικρό χρονικό διάστημα. Το συμπέρασμα της έρευνας του ταυτίζεται με αυτό του Hawawini (1983). Συγκεκριμένα, οι εταιρείες μικρής χρηματιστηριακής αξίας έχουν μεγαλύτερη επίδραση στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, επιλέγοντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα για να υπολογισθούν οι αποδόσεις.

Οι Brailsford και Josev (1997) επιχείρησαν να εξετάσουν μετοχές εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Αυστραλίας για την χρονική περίοδο 1/1/1988 έως 31/12/1992. το εγχείρημα παρουσίαζε ενδιαφέρον, διότι είχε επιχειρηθεί αυτό το διάστημα μόνο για την αγορά των ΗΠΑ. Τα δεδομένα που λήφθηκαν αποτελούνταν από 15 μετοχές υψηλότερης και χαμηλότερης κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα, η οποία έγινε βάση της κεφαλαιοποίησης των μετοχών της περιόδου 31/12/1987. Πρωτίστως, ερεύνησαν το συμπέρασμα που προέκυψε από την μελέτη του Hawawini, κατά το οποίο ο συντελεστής βήτα των εταιρειών υψηλής ή χαμηλής κεφαλαιοποίησης, θα αυξάνεται ή θα μειώνεται αναλόγως, όταν αυξάνεται και το χρονικό διάστημα υπολογισμού.

Με τη χρήση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στον συντελεστή βήτα οδηγήθηκαν σε συμπεράσματα και για μετοχές εταιριών χαμηλής αλλά και υψηλής κεφαλαιοποίησης. Από τη μία πλευρά, η αύξηση του χρονικού διαστήματος υπολογισμού αυξάνει και τον μέσο συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Επίσης, υπάρχει σημαντική στατιστική διαφορά στην εκτίμηση του βήτα ανάμεσα σε ημερήσιες - μηνιαίες και εβδομαδιαίες - μηνιαίες αποδόσεις. Τέλος, όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού, τότε αυξάνεται ο συντελεστής R_2 . Από την άλλη, στην περίπτωση των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης παρατηρείται αφενός μείωση του συστηματικού κινδύνου με την αύξηση του χρονικού διαστήματος, αφετέρου

στην εκτίμηση ημερήσιων και μηνιαίων αποδόσεων εντοπίζεται σημαντική στατιστική διαφορά.

Επιπλέον, από το μοντέλο του Hawawini διαπίστωσαν ότι εταιρίες ή χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης προβλέπουν καλύτερα το συντελεστή βήτα. Από τα προηγούμενα συνάγεται ότι το μοντέλο του Hawawini έχει μεγάλη προβλεπτική ισχύ έχοντας ως βάση τις εισηγμένες μετοχές από το χρηματιστήριο της Αυστραλίας.

Η μελέτη των Daves, Ehrhardt και Kunkel (2000) είχε ως θέμα την επιλογή του σωστού χρονικού διαστήματος για να υπολογιστούν οι περιοδικές αποδόσεις των μετοχών αλλά και η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν προέρχονταν από εισηγμένες μετοχές της Νέας Υόρκης την περίοδο 1982 έως 1983. Παράλληλα, για να υπολογίσουν τις περιοδικές αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιούν 4 διαφορετικά χρονικά διαστήματα και 8 για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Επιπλέον, θεώρησαν ότι οι μικρότερες τιμές είναι κατάλληλες για να εκτιμηθεί με ακρίβεια ο συντελεστής βήτα, καθώς επίσης η μικρή τυπική απόκλιση του βήτα είναι 8 χρόνια. Από την μεθοδολογία τους κατέληξαν στο γεγονός ότι για να εκτιμηθεί με μεγαλύτερη ακρίβεια ο βήτα πρέπει να χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις και τριετές χρονικό διάστημα για να εκτιμηθεί ο συστηματικός δείκτης κινδύνου.

Στη μελέτη του ο Odabasi (2003) χρησιμοποίησε για δεδομένα περιοδικές αποδόσεις 100 εισηγμένων μετοχών εταιριών από το χρηματιστήριο την Κωνσταντινούπολης (ISE), για να ελέγξει τον συστηματικό κίνδυνο. Για τον υπολογισμό του εξέτασε εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις, οι οποίες έδειξαν ότι η μέση τιμή βήτα όλων των μετοχών αυξήθηκε με την αύξηση του χρονικού διαστήματος των περιοδικών αποδόσεων. Επιπλέον, οι νέες πληροφορίες δεν ενσωματώνονται πλήρως, όταν χρησιμοποιούνται μικρά χρονικά διαστήματα για να υπολογιστούν οι αποδόσεις. Συνεπώς, το επιλεγόμενο χρονικό διάστημα των περιοδικών αποδόσεων παίζει σημαντικό ρόλο για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών του χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης. Συμπληρωματικά, διαπιστώθηκε στην εκτίμηση του βήτα αύξηση της τιμής του τυπικού σφάλματος ύστερα από τη χρήση μηνιαίων αποδόσεων.

2.6 Μεθοδολογία

2.6.1 Μια επανάληψη στον εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων

Το μοντέλο περιγράφεται από το κανονικό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης (NLR) στην τυπική του μορφή:

$$y = X\beta + u, \quad u \sim iid N(0, \sigma_u^2) \quad 2.13$$

Όπου y είναι ένα διάνυσμα $n \times 1$ των παρατηρήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής, X είναι μια μήτρα της μορφής $n \times p$ τάξης p , η προς εκτίμηση παράμετρος β αποτελεί ένα μοναδιαίο διάνυσμα $p \times 1$ και u είναι ένα διάνυσμα $n \times 1$ του στοχαστικού όρου.¹²

Η συνάρτηση πιθανότητας για το μοντέλο (NLR)

$$l(\beta, \sigma | y, X) \propto \sigma^{-n} \exp \left[-\frac{(y - X\beta)'(y - X\beta)}{2\sigma^2} \right] \quad 2.14$$

Στο προαναφερθέν μοντέλο ο παραδοσιακός εκτιμητής των ελαχίστων τετραγώνων προκύπτει ως λύση της εξίσωσης (?)

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y \quad 2.15$$

Η κατανομή του $\hat{\beta}$ εκτιμητή, υπό την προϋπόθεση των παρακάτω υποθέσεων ακολουθεί την κανονική κατανομή (ή την λογαριθμοποιημένη κατανομή στην περίπτωση του ανά χειράς πονήματος). Τυχών απόκλιση της τυποποιημένης κατανομής από την προβλεπόμενη κατανομή του συντελεστή κλίσης θα μπορούσε να ληφθεί ως μεταστροφή της συμπεριφοράς του συστημικού κινδύνου της μετοχής.

¹² Για τον παραδοσιακό εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων έχουν γίνει οι παρακάτω απαραίτητες υποθέσεις: 1) Ο διαταραχτικός όρος αποτελεί μια τυχαία πραγματική μεταβλητή, 2) Η ερμηνευτική μεταβλητή X είναι μια μη στοχαστική διαδικασία, έχει πεπερασμένη διακύμανση και είναι διάφορη του μηδενός, 3) Η μέση τιμή του διαταραχτικού όρου ισούται με το μηδέν και κατανέμονται με την ίδια διακύμανση ακολουθώντας την κανονική κατανομή και 4) Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των διαταραχτικών όρων και των ερμηνευτικών μεταβλητών.

2.7 Στατιστική Επαλήθευση

2.7.1 Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα

Για τη αξιολόγηση της προβλεπτικής ικανότητας του συστημικού κινδύνου του αξιόγραφου ένα βασικό κριτήριο, το οποίο αποτελεί την σύνηθες ταχτική σε παρεμφερείς μελέτες της διεθνούς βιβλιογραφίας στο παρών ζήτημα, ανάγεται στο μέσο τετραγωνικό σφάλμα ανάμεσα στην εκτιμώμενη και την υπό πρόβλεψη χρονολογική σειρά του κινδύνου της αγοράς. Το MSE λαμβάνει τιμές από το μηδέν έως το 1, ανάλογα με την τιμή που δύναται να λάβει προκύπτει αντίστοιχα και η ανάλογη διαφοροποίηση της προβλεπόμενης με την εκτιμώμενης τιμής του εκάστοτε μέσου όρου της σειράς.¹³ Η επάρκεια στην πρόβλεψη ισούται με το μηδέν. Σε διαφορετική περίπτωση το τυχαίο σφάλμα προκαλεί μια υπαρκτή διαφορά μετρήσιμη σύμφωνα με την άνωθεν κλίμακα.

Το MSE περιγράφεται, σύμφωνα με τους Granger και Newbold (1997) ως:

$$MSE = \left(\hat{\beta} - \tilde{\beta} \right)^2 + (1 - \hat{\gamma})^2 \hat{\sigma}^2 + (1 - \hat{R}^2) \tilde{\sigma}^2, \quad MSE \in [0,1] \quad 2.16$$

Όπου, $\hat{\beta}$ είναι ο μέσος της εκτιμώμενης σειράς του κινδύνου, $\tilde{\beta}$ ο μέσος της προβλεπόμενης σειράς του κινδύνου, η μεταβλητή $\hat{\gamma}$ αποτελεί τον συντελεστή κλίσης της νέας παλινδρόμησης, η έκφραση $\left(\hat{\beta} - \tilde{\beta} \right)^2$ αποτελεί την συνιστώσα της μεροληψίας, $(1 - \hat{\alpha})^2 \hat{\sigma}^2$ η συνιστώσα της ανεπάρκειας και τέλος ο όρος $(1 - \hat{R}^2) \tilde{\sigma}^2$ αποτελεί την συνιστώσα του τυχαίου σφάλματος.

¹³ Το MSE δύναται να λάβει την τιμή μηδέν αν η κλίση της ευθείας της νέας παλινδρόμησης λάβει την τιμή 1 ο σταθερός όρος την τιμή μηδέν ή εάν ο προσδιοριστικός παράγοντας λάβει την τιμή 1.

2.7.2 Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος

Η μεθοδολογία που ακολουθείται είναι αντίστοιχη με τις υπόλοιπες εργασίες και βασίζεται σε ένα προκαθορισμένο γραμμικό στατιστικό έλεγχο. Πιο συγκεκριμένα, στις δύο υπό εξέταση υπό περιόδους, έστω j όπου $j=1, 2$ ακολουθεί ένας στατιστικός έλεγχος των αριθμητικών μέσων των αποδόσεων της εκτιμώμενης και προβλεφθείσας περιόδου. Η ανάπτυξη και παρουσίαση της μεθοδολογικής προσέγγισης δίδεται στην σχέση:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \square t_{\omega, \nu} \quad 2.17$$

Όπου: $\nu = \frac{1}{\frac{u^2}{n_1 - 1} + \frac{(1 - u^2)}{n_2 - 1}}$ και $u = \frac{\frac{s_1^2}{n_1}}{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$, $s_1^2 > s_2^2$ με $\bar{x}_1 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_j^{n_1} x_{1j}$ και

$\bar{x}_2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_j^{n_2} x_{2j}$. Η ύπαρξη στατιστικής σημαντικότητας, της διαφοράς των αριθμητικών μέσων, αναδεικνύει τη γραμμική επίδραση των εκλογών στην συμπεριφορά του δείκτη σε σχέση με την υπόλοιπη και θεωρητικά συνηθισμένη πορεία του χρηματιστηρίου.

2.7.3 Μη Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος

Δεδομένου ότι πολλές οικονομικές μεταβλητές εκθέτουν τα μη γραμμικά χαρακτηριστικά η χρήση του ελέγχου της ύπαρξης μη γραμμικότητας θα επαληθεύσει τα αποτελέσματα των τυπικών στατιστικών ελέγχων προσδίδοντας σε αυτά μη γραμμικά χαρακτηριστικά. Η στατιστική σημαντικότητα μη γραμμικής σχέσης προκύπτει από την στατιστική t .

$$t(\lambda) = \frac{\bar{x}_1(\lambda) - \bar{x}_2(\lambda)}{\sqrt{\frac{s_1^2(\lambda)}{n_1 - 1} + \frac{s_2^2(\lambda)}{n_2 - 1}}} \quad 2.18$$

Όπου: $\bar{x}_1(\lambda) = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^T x_1(\lambda)$ με $s_1^2(\lambda) = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^T ((x_1(\lambda) - \bar{x}_1(\lambda))^2$ και

$$\bar{x}_2(\lambda) = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^T x_2(\lambda) \text{ με } s_2^2(\lambda) = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^T ((x_2(\lambda) - \bar{x}_2(\lambda))^2.$$

Κεφάλαιο 3^ο

Το Χαρτοφυλάκιο των Επενδύσεων

3.1 Η Έννοια του χαρτοφυλακίου επενδύσεων

Η διασπορά του μέσου N ανεξαρτήτων και ισόνομων κινδύνων είναι $\frac{\sigma^2}{N}$ (όπου σ^2 η διασπορά ενός κινδύνου) και τείνει στο μηδέν όταν $N \rightarrow \infty$. Το γεγονός αυτό ουσιαστικά αποτελεί και την κεντρική ιδέα στην δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου. Η διαδικασία αυτή ονομάζεται διαφοροποίηση της μετοχής.¹⁴

Με τη διασπορά των τοποθετήσεων (diversification), επιτυγχάνεται η μείωση του ιδιάζοντος ρίσκου κάθε τοποθέτησης, δεν είναι όμως δυνατή η αντιμετώπιση του συστημικού ρίσκου της αγοράς στο σύνολό της. Το πρόβλημα θετικής συσχέτισης είναι ιδιαίτερα σοβαρό στην περίπτωση των ομολόγων και άλλων μορφών σταθερής απόδοσης.

Για να ελαχιστοποιηθεί η διασπορά ενός κινδύνου, θα πρέπει οι κίνδυνοι να είναι αρνητικά συσχετισμένοι. Αν για παράδειγμα οι τυχαίες μεταβλητές X και Y είναι συσχετισμένες αρνητικά και συνδυάσαμε μια μονάδα X με w μονάδες Y , η διασπορά της τυχαίας μεταβλητής $X + wY$ είναι $Var(X) + w^2Var(Y) + 2wCov(X, Y)$

¹⁴ Στην περίπτωση χρηματοοικονομικών κινδύνων όμως, η άθροιση κινδύνων λειτουργεί δυσμενώς όταν οι κίνδυνοι είναι συσχετισμένοι θετικά. Η διασπορά του μέσου N ισόνομων αλλά θετικά συσχετισμένων κινδύνων είναι $\frac{1}{N}\sigma^2 + \frac{N-1}{N}\tau^2$, όπου τ^2 είναι η συνδιακύμανση μεταξύ κάθε ζεύγους κινδύνων. Καθώς $N \rightarrow \infty$, ο όρος $\frac{1}{N}\sigma^2$ τείνει στο μηδέν, όμως ο όρος $\frac{N-1}{N}$ αυξάνει με όριο το τ^2 .

και ελαχιστοποιείται όταν $-\frac{Cov(X,Y)}{Var(Y)}$. Η ελάχιστη διασπορά είναι

$$Var(X) - \frac{[Cov(X,Y)]^2}{Var(Y)}.$$

Η ποσότητα $Y \left(-\frac{Cov(X,Y)}{Var(Y)} \leq -\frac{Cov(X,Y)}{Var(Y)} < -\frac{2Cov(X,Y)}{Var(Y)}\right)$ στο χαρτοφυλάκιο X επιτυγχάνει διασπορά μικρότερη της $Var(X)$, αλλά ποτέ μικρότερη από την προηγούμενη. Στην πράξη, ισχύει η σχέση $-\frac{Cov(X,Y)}{Var(Y)}$ και για κινδύνους συσχετισμένους θετικά.

Η συσχέτιση μεταξύ τυχαίων μεταβλητών χρησιμοποιείται και στη δημιουργία (στο σχεδιασμό) προϊόντων που είναι ισχυρώς συσχετισμένα με διάφορα μακροοικονομικά μεγέθη (επιτόκια, συναλλαγματικές ισοτιμίες, τιμές διάφορων εμπορευμάτων, κ.λπ.). Οι παραπάνω πρακτικές αποτελούν παραδείγματα της μεθόδου hedging. Πρόκειται για τη χρήση στοιχείων που είναι συσχετισμένα με άλλα στοιχεία, έτσι ώστε τα συνδυασμένα στοιχεία να εμφανίζουν μειωμένη επικινδυνότητα. Ένα απλό παράδειγμα είναι η αντιστάθμιση του κινδύνου από ένα ευρείας σύνθεσης χαρτοφυλάκιο μετοχών με προϊόντα των οποίων η αξία εξαρτάται από την πορεία των δεικτών κεφαλαιαγοράς.

3.2 Η θεωρία του Markowitz

Στην παρούσα ενότητα συγκεντρώσαμε ορισμένα πρότυπα που, για την εφαρμογή τους, απαιτείται μόνον η γνώση των δύο πρώτων ροπών των αποδόσεων των θεωρούμενων επενδύσεων (αφενός των μέσων και αφετέρου των διασπορών και των συνδιακυμάνσεων).

Το πρότυπο Markowitz προτάθηκε το 1956, χρειάστηκαν όμως σχεδόν 30 χρόνια για να ολοκληρωθεί η έρευνα γύρω από την εφαρμογή του και να επιτευχθεί ικανή αποδοχή (όχι βέβαια καθολική) του προτύπου. Το πρότυπο θεωρεί ότι η απόδοση της κεφαλαιαγοράς m (ως συνόλου) και η απόδοση κάθε αξιόγραφου (μετοχής) $i, i=1,2,3,\dots$, είναι τυχαίες μεταβλητές τις οποίες σημειώνουμε αντίστοιχα με R_i και R_M . Σύμφωνα με το πρότυπο, οι τ.μ. R_i και R_M είναι συσχετισμένες και συγκεκριμένα συνδέονται με τη σχέση:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + \varepsilon_i \quad 3.1$$

Το α_i είναι μια σταθερά, διαφορετική για κάθε μετοχή i , και αντιπροσωπεύει μια απόδοση για τη συγκεκριμένη μετοχή. Το β_i είναι μέτρο του βαθμού επίδρασης της απόδοσης της αγοράς στην απόδοση της μετοχής, δηλαδή, μέτρο του πόσο ευαίσθητη είναι η συγκεκριμένη μετοχή στις διακυμάνσεις της αγοράς. Έτσι, $\beta = 0$ σημαίνει ότι η μετοχή δεν επηρεάζεται καθόλου από τις διακυμάνσεις της αγοράς. Αν $\beta = 1$, ένα τμήμα της απόδοσης της μετοχής i είναι ακριβώς ίσο με την απόδοση της αγοράς και η απόδοση R_i διαφέρει από την R_M μόνο κατά τη σταθερά α_i και τις τυχαίες διακυμάνσεις ε_i . Αν $\beta < 1$, η μετοχή δέχεται μόνο τμήμα των μεταβολών της αγοράς, ενώ όταν $\beta > 1$ η μετοχή χαρακτηρίζεται ως επιθετική.

Η τυχαία μεταβλητή ε_i χαρακτηρίζεται ως θόρυβος (noise) και που κατά κανόνα λαμβάνεται ως $N(0, Var(\varepsilon_i))$. Συνοψίζοντας, η R_i εξαρτάται από τρεις παράγοντες:

μια απόδοση-βάση α_i χαρακτηριστική της μετοχής, ένα ποσοστό, $\beta_i R_m$, της απόδοσης R_m της αγοράς και ένα τυχαίο ε_i .

Έστω τώρα ένα χαρτοφυλάκιο P στο οποίο ένα ποσοστό $c_i, i = 1, 2, 3, \dots$ και $\sum_i c_i = 1$, έχει επενδυθεί στη μετοχή i . Για την εφαρμογή του προτύπου σε ένα χαρτοφυλάκιο με μετοχές $i = 1, 2, \dots, N$, απαιτούνται δύο δεδομένα της αγοράς, τα $E(R_m)$ και $Var(R_m)$, οι N τιμές α_i , οι N τιμές β_i και οι $Var(R_m)$ τιμές. Εναλλακτικά, μπορεί να χρησιμοποιηθούν οι N τιμές των $E(R_i)$, οι N τιμές των $Var(R_i)$ και οι N τιμές των β_i . σε κάθε περίπτωση, οι τιμές αυτές προκύπτουν, από την ανάλυση των δεδομένων της αγοράς.

Στην εκτίμηση των παραμέτρων του προτύπου, τα ιστορικά στοιχεία είναι χρήσιμα. Πρέπει να λαμβάνουμε υπόψη ότι, ανάμεσα στην περίοδο παρατήρησης και στην περίοδο εκτίμησης. Αν τα R_m και ε_i ληφθούν ως κανονικές τυχαίες μεταβλητές, το

λάθος στην εκτίμηση του β είναι $\sigma_\beta = \sqrt{\frac{Var(\varepsilon_i)}{Var(R_m)}}$.

Για τον περιορισμό του εκτιμητικού λάθους έχουν γίνει διάφορες προτάσεις. Η μέθοδος Blume (1971) βασίζεται στις διαφορές που παρατηρούνται ανάμεσα στις εκτιμήσεις για προηγούμενες περιόδους και στα μεγέθη που πράγματι πρόεκυψαν κατά τις περιόδους αυτές. Σε μια άλλη μέθοδο, η εκτίμηση $\tilde{\beta}_i$ βασίζεται κατά το ήμισυ σε ιστορικά στοιχεία για το β_i και κατά το ήμισυ στον ιστορικό μέσο

$\bar{\beta} = \frac{1}{N} \sum_j \beta_j$ μιας κατάλληλα επιλεγμένης ομάδας μετοχών ή και όλης της αγοράς

3.3. Monte Carlo Experiments

Στην παρούσα φάση η δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου (δείκτη συμπερασμάτων), βασιζόμενο σε διαφορετική βάση και φιλοσοφία σε σχέση με έναν τυπικό χρηματιστηριακό δείκτη θα μπορούσε να προσδώσει ποικίλης σημασίας συμπεράσματα. Όπως είδαμε και προηγουμένως η δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου δύναται να προσδώσει οφέλη από την διασπορά του κινδύνου, και τυπικά χαμηλότερο ρίσκο για έναν επενδυτή.

Από ένα δείγμα χωρίς επανατοποθέτηση, και με ισοσταθμισμένους όλους τους συντελεστές στάθμισης όλων των επιλεγέντων μετοχών, υπό μοντελιακά ένας επενδυτής αντί να ακολουθήσει μετά καθαρά τυχαία επενδυτική στρατηγική, επιλέγει με κάποιο (έστω τυχαίο) τρόπο τις μετοχές που θα συμμετάσχουν στο χαρτοφυλάκιο του. Αντισταθμίζει όμως αυτές τις μετοχές τυχαίες εξομοιωμένες σταθμίσεις ή σε σε κάποια διαφορετική βάση από την τυπική. Για να διερευνήσουμε την αποτελεσματικότητα αυτής της επενδυτικής στρατηγικής χρησιμοποιήσαμε μία σειρά από πειραματισμούς, ως μέτρο σύγκρισης της ευαισθησίας του κινδύνου του χαρτοφυλακίου.

Αν ο αριθμός των επιλεγέντων χωρίς επανατοποθέτηση μετοχών είναι $n \in \mathbb{N}$ τότε οι σταθμίσεις των n μετοχών που θα συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο θα υπολογισθούν ως εξής:

$$\begin{aligned} w_{jt} &= w_j = \frac{1}{n} \\ \sum_j^w w_j &= 1 \quad j = 1, 2, 3, \dots, w \end{aligned} \quad 3.2$$

Όπου n είναι ο αριθμός των εκάστοτε μετοχών που συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο.

3.3.1 Μεθοδολογία

Από ένα πλήθος επιλεγμένων μετοχών (N)¹⁵ και επιλέγουμε n μετοχές. Δημιουργούμε τις σταθμίσεις και η μετοχή των χαρτοφυλακίου. Οι σταθμίσεις υπολογίζονται σύμφωνα με την εξίσωση (1.15). Για μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο δημιουργούμε τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου, ως εξής:

$$d_{p,t} = \sum_{j=1}^n d_j W_j \quad 3.3$$

Αυτές τις αποδόσεις μπορούμε να τις τροποποιήσουμε για τον απολογισμό και εξής μέτρων: Μέση Απόδοση χαρτοφυλακίου την περίοδο $\bar{d}_{p,t} = \frac{1}{T_f - 1} \sum_{t=1}^{T_f} d_{p,t}$. Όπου T_f

η περίοδος υλοποίησης του χαρτοφυλακίου, Συνολικές Αποδόσεις Χαρτοφυλακίου την περίοδο υλοποίησης $Total - R = \prod_{t=1}^{T_f} (1 + d_{p,t})$. Όπου $Total - R$: Συνολική

Απόδοση του χαρτοφυλακίου, Κίνδυνος του χαρτοφυλακίου την περίοδο υλοποίησης

$$Risk = \frac{1}{T - 1} \sum (d_{p,t} - \bar{d}_{p,t})^2.$$

Επιπλέον ο σχεδιασμός των πειραματισμών επιτρέπει την διερεύνηση ου συνόλου της επενδυτικής διαδικασίας και ως προς τις εξής συνιστώσες: Αριθμός Μετοχών στο χαρτοφυλάκιο $n \leq N$ (A_f Συνολικός Αριθμός Μετοχών), Χρονική Περίοδος, Υλοποίησης του χαρτοφυλακίου, Ιστορική Περίοδος που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό και Σταθμίσεων.

¹⁵ Οι μετοχές αυτές θα μπορούσαν να είναι οι μετοχές του Γενικού Δείκτη, ή κάποιου από τους Δείκτες του Χ.Α.Α., δεδομένου ότι οι μετοχές που συμμετέχουν στις συνθέσεις τους έχουν κατά κάποιο τρόπο επιλεγεί με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία (Αριθμούς Μετοχών * Τιμή Μετοχής).

3.4. Brownian Motion

Ο υποκειμενικός τίτλος, για παράδειγμα ένας χρηματιστηριακός δείκτης, συνηθίζεται στη σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία να μοντελοποιείται χρησιμοποιώντας τη γεωμετρική κίνηση Brown, Mortes & Peres (2008). Ας δούμε πως μπορεί κάποιος να καταλήξει με φυσικό τρόπο στο παραπάνω μοντέλο. Οι αποδόσεις του δείκτη ορίζονται ως:

$$R_t = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}} = \frac{\Delta S_{t-1}}{S_{t-1}} \quad 3.4$$

Όπου S_t η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή t , ΔS η μεταβολή της τιμής του δείκτη σε χρονικό διάστημα Δ_t , μ η μέση τιμή των αποδόσεων του δείκτη, $E(R_t)$, σ η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του δείκτη $\sqrt{Var(R_t)}$ και ε μια τυχαία μεταβλητή τέτοια ώστε $\varepsilon \stackrel{D}{=} N(0,1)$. Τότε η ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη (στην περίπτωση μη διανομής μερίσματος) μπορεί να μοντελοποιηθεί σε διακριτό χρόνο ως

$$\frac{\Delta S_t}{S_t} = \mu \Delta_t + \sigma \varepsilon \in \sqrt{\Delta_t} \quad 3.5$$

Ο όρος $\mu \Delta_t$ δηλώνει τη μέση ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη σε χρονικό διάστημα Δ_t , ενώ ο όρος $\sigma \varepsilon \in \sqrt{\Delta_t}$ δηλώνει τη στοχαστική συνιστώσα της ποσοστιαίας μεταβολής του δείκτη. Από την παραπάνω σχέση βλέπουμε ότι τυχαία μεταβλητή της απόδοσης του υποκείμενου τίτλου σε διάστημα χρόνου μήκους Δ_t , εξαρτάται: από το μήκος του χρονικού διαστήματος Δ_t , από τη μέση απόδοση του δείκτη, μ , και από την μεταβλητότητα των αποδόσεων του δείκτη σ .

Γίνεται φανερό ότι για την κατανομή των ποσοστιαίων αποδόσεων του υποκείμενου τίτλου θα ισχύει:

$$\frac{\Delta S_t}{S_t} \stackrel{D}{=} N(\Delta_t, \sigma \in \sqrt{\Delta_t}) \quad 3.6$$

Και αν χρησιμοποιήσουμε την παραπάνω εξίσωση για το S_t προκύπτει πως θα ισχύει: $S_t = S_{t-1} + \Delta S_{t-1}$, άρα $S_t = S_{t-1} + [\mu S_{t-1} \Delta_t + \sigma S_{t-1} \epsilon \sqrt{\Delta_t}]$. Όταν το $\Delta_t \rightarrow dt$ θα έχουμε αντίστοιχα $\frac{dS_t}{S_t} = \mu dt + \sigma dW_t$ και $S_t = S_{t-1} + \delta S_{t-1}$, όπου με W_t συμβολίζουμε την κίνηση Brown συνεπώς θα ισχύει:

$$dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dW_t \quad 3.7$$

Κεφάλαιο 4^ο.

Ανάλυση Χρονολογικών σειρών

4.1 Συνοπτική Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

Η μελέτη της διεθνούς διαφοροποίησης και της μακροχρόνιας ισορροπίας σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και σε ιδιαίτερες περιστάσεις μελετηθήκαν σε μια πρώτη φάση από τους Arshanapalli και Doukas (1993) στη χρηματοπιστωτική κρίση του 1987. Τα αποτελέσματα τους, για τη πριν την κρίση υποπερίοδο στις χώρες της Γαλλίας, της Γερμανίας και του Ηνωμένου Βασιλείου, έδειξαν ότι δεν υπάρχει αλληλεξάρτηση και κατ' επέκταση συνολοκλήρωση τόσο με την αγορά μετόχων των Ηνωμένων Πολιτειών, όσο και με τις υπόλοιπες χρηματιστηριακές αγορές. Αντίθετα, για μετά την κρίση υποπερίοδο οι αγορές δείχνουν να προδιαγράφουν μια κοινή μακροχρόνια πορεία γεγονός που συνεπάγεται ότι είναι δυνατό η πολιτική ή οικονομική συγκυρία σε ειδικές περιπτώσεις να μεταστρέψει τη συμπεριφορά και την αλληλεπίδραση των χρηματιστηρίων.

Στο ίδιο μήκος κύματος κινήθηκε και ο Kanas το 1999, ο οποίος μελέτησε τη περίπτωση ενός επενδυτή του Ηνωμένου Βασιλείου που προσπαθεί να διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιο του στις Η.Π.Α. για την ίδια χρονική περίοδο με τους Arshanapalli και Doukas. Η ανάλυση του κατέληξε σε παρεμφερή συμπεράσματα με τη προηγούμενη διαπίστωση, γεγονός που υπερισχύει την αποδοχή της υπόθεσης για τη μη ανεξαρτησία των διεθνών χρηματαγορών. Μάλιστα, ο Kanas χρησιμοποίησε τους χρηματιστηριακούς δείκτες MCSI¹⁶, οι οποίοι είναι σταθμισμένοι σε μια διαφορετική βάση από τους βασικούς δείκτες, αυτό συνεπάγεται ότι δε δύναται να εμπίπτουν σε cross listing φαινόμενα¹⁷ και να προδικάζουν την παρουσία της δυναμικής συσχέτισης και της συνολοκλήρωσης, τόσο βραχυχρόνια, όσο στο μακροχρόνιο διάστημα.

¹⁶ Σταθμισμένοι χρηματιστηριακοί διεθνείς δείκτες σε διαφορετική βάση από την τράπεζα Morgan Stanley, που υπάγονται στους βασικούς.

¹⁷ Δηλαδή μια μετοχή δεν δύναται να αποτελέσει αντικείμενο συναλλαγής ή διαπραγμάτευσης σε παραπάνω από ένα χρηματιστήριο.

Επίσης, η αλληλεξάρτηση τόσο των Ευρωπαϊκών χρηματαγορών αλλά και των ηγετικών διεθνών χρηματιστηρίων μελετήθηκε και από τον Kasa το 1992 σε μια περίοδο ιδιαίτερων πολιτικών και διεθνών οικονομικών εξελίξεων.¹⁸ Ο Kasa διερεύνησε την μακροχρόνια σχέση αλληλεξάρτησης των Η.Π.Α., του Καναδά, του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γερμανίας και της Ιαπωνίας και διαπίστωσε πως οι χώρες αυτές ισορροπούν μακροχρόνια για τη περίοδο από το 1974 έως το 1992. Ο Kanas (1998), αντίθετα, σε μια άλλη εργασία του μελέτησε τις χρηματαγορές των Η.Π.Α., του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ελβετίας της Ιταλίας και της Ολλανδίας και απεφάνθη πως δεν υπάρχει κάποια συσχέτιση και αλληλεξάρτηση. Την επαληθευστικότητα των ισχυρισμών του την έλεγξε χρησιμοποιώντας τρεις διαφορετικούς ελέγχους συνολοκλήρωσης.

Συμπληρωματικά, σκόπιμο είναι να αναφερθεί πως η μελέτη της συνολοκλήρωσης και την έλλειψης μακροπρόθεσμων οφελών από τη διεθνή διαφοροποίηση της μετοχής στις αγορές μετοχών των ΗΠΑ και του Ηνωμένου Βασιλείου παρουσιάζει ενδιαφέροντα αποτελέσματα σε περιόδους οικονομικής άνθησης και υψηλού κατά κύριο λόγω όγκου συναλλαγών σε σχέση πάντα με τις περιόδους και μετά-περιόδων σημαντικών χρηματοπιστωτικών κρίσεων. Πιο συγκεκριμένα, η μελέτη των Gillas et all (2006) όσον αφορά την ύπαρξη συνολοκλήρωσης για τις χρηματαγορές των ΗΠΑ, του Ηνωμένου Βασιλείου και της Ελλάδος για την περίοδο από το 1994 έως το 2005 έδειξε πως συνολοκλήρωση υπάρχει μόνο στην περίπτωση δημιουργίας χαρτοφυλακίων απαρτιζόμενα και από τις τρεις αγορές. Αντίθετα, οι αγορές των ΗΠΑ και του Ηνωμένου Βασιλείου δείχνουν να μην ισορροπούν μακροχρόνια, Gillas et all (2007).

Βέβαια οι έρευνες δεν επικεντρώθηκαν μόνο στις Ευρωπαϊκές χρηματαγορές αλλά μετακινήθηκαν και προς τις ανερχόμενες οικονομίες, που παρουσιάζουν σημαντικούς ρυθμούς ανάπτυξης και οικονομικής μεγέθυνσης, των Ασιατικών χωρών. Ο Roca το 1999 για τις χώρες των Η.Π.Α., του Ηνωμένου Βασιλείου, της Ιαπωνίας, του Χόνγκ Κόνγκ, της Σιγκαπούρης, της Ταϊβάν καθώς επίσης και της Κορέας, οι οποίες έχουν

¹⁸ Οι σημαντικότερες εξελίξεις που παρατηρούνται μετά το 1974 στο Διεθνές Πολιτικοοικονομικό σύστημα, επηρέασαν σημαντικά την Διεθνή Πολιτική Οικονομία, ενώ ορισμένες από αυτές τείνουν να έχουν ισχύ μέχρι και σήμερα. Επιλεκτικά αναφέρουμε ορισμένες όπως η πρώτη και η δεύτερη πετρελαϊκή κρίση, το πέρασμα από τις σταθερές στις κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες, και η πτώση του πρώην υπαρκτού σοσιαλισμού.

δεχτεί έναν υψηλό αριθμό επενδυτικών κερδοσκοπικών κεφαλαίων των αναπτυγμένων χωρών του δυτικού κόσμου, διαπίστωσε πως δεν υπήρχε συνολοκλήρωση κατά την δεκαετία του 1990. Σε παρόμοια εμπειρικά αποτελέσματα κατέληξαν και οι Chacg και Caudill το 2004 για τις χώρες των Η.Π.Α. και της Ιαπωνίας στην χρηματιστηριακή κρίση των αγορών της Ασίας, χρησιμοποιώντας τους χρηματιστηριακούς δείκτες Dow & Jones και Nikkei.

Σε όρους μικροοικονομικής προσέγγισης ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει μια σύντομη αναφορά στο κλασικό παράδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, λόγω της βαρύτητας αυτών στην παρούσα χρηματοπιστωτική κρίση. Η προσέγγιση υποθέτει ότι οι επιθυμητές συναλλαγές του κάθε εξατομικευμένου επενδυτή είναι επαρκώς μικρές ώστε κάθε επενδυτής να μπορεί να παίρνει τις τιμές ως δεδομένες, και έτσι να επιλέγει το σχηματισμό του χαρτοφυλακίου του αγνοώντας παράλληλα τη σημασία των προσωπικών του ενεργειών στο επίπεδο των τιμών. Ένα χαρακτηριστικό της τέλει ρευστότητας είναι ότι ένα περιουσιακό στοιχείο που αγοράζεται και πουλιέται ζητείται σε μία δεδομένη τιμή. Φυσικά, αυτό σημαίνει ότι πολλές αγορές δεν είναι τελείως ρευστές, τουλάχιστον εξετάζοντας τις από τη σκοπιά των μεγαλοεπενδυτών. Μεγαλοεπενδυτές οι οποίοι αναμένουν μία ισχυρή (μελλοντική) ανάγκη για γρήγορο ξεπούλημα των περιουσιακών τους στοιχείων σε κάποιο ασαφώς ορισμένο μέλλον είθισται να αποκτούν πλήθος ευκόλως ρευστοποιήσιμων στοιχείων. Αυτό είναι σημαντικό, γιατί καταδεικνύει την σχέση ανάμεσα στους μεγαλοεπενδυτές και στη ρευστότητα μιας αγοράς, και ότι τελικά η αγορά τείνει να βασίζεται (αν όχι να χειραγωγείται) από την επενδυτική συμπεριφορά μικρού αριθμού μεγαλοεπενδυτών. Το βασικό μοντέλο του Urosevic είναι, αφαιρώντας τον ηθικό κίνδυνο, ίδιο με αυτό του Pritsker: Στηρίζεται στην τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων (asset pricing), την ρευστότητα της αγοράς (Market Liquidity) και τη χειραγώγηση της αγοράς (Market Manipulation). Η ατελής ρευστότητα της αγοράς είναι συνώνυμο της έννοιας του κόστους της μεταβίβασης των στοιχείων, Pritsker (2002).

Πέρα από τους επενδυτές στο επενδυτικό προσκήνιο λαμβάνουν χώρα εταιρίες οι οποίες προσπαθούν να αντλήσουν μέσω του χρηματιστηρίου δανειακά κεφάλαια, ώστε να χρηματοδοτήσουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις. Οι επιχειρήσεις που αντιμετωπίζουν κίνδυνο χρεοκοπίας θα αποτελέσουν επενδυτικά μη προτιμητέες με

αποτέλεσμα την μείωση της αξίας της τιμής των μετοχών τους λόγω περιορισμένης επενδυτικής ζήτησης. Στην περίπτωση αυτή οι επενδυτές θα προσπαθήσουν να ρευστοποιήσουν τους τίτλους τους, προκειμένου να αποφύγουν περαιτέρω επιδείνωση της θέσης του. Προς την ίδια κατεύθυνση θα κινηθούν και οι τράπεζες απαιτήσουν το δανεισθέν κεφάλαιο ή θα αυξήσουν το κόστος δανεισμού. Το φαινόμενο αυτό δύναται να ενταθεί ανάλογα με τις διεπιχειρησιακές σχέσεις και τον αριθμό των προβληματικών επιχειρήσεων στην οικονομία, Dogan & Salman (2004).

Η εργασία ου Kazi (2008) προσδιορίζει τον συστημικό κίνδυνο με παράγοντες από το χρηματιστήριο της Αυστραλίας εφαρμόζοντας την τεχνική συνολοκλήρωσης του Johansen. Σε συνάρτηση την οικονομική μελέτη και την διαίσθηση των κοινών επενδυτών, οι σχετικές *a priori* μεταβλητές έχουν επιλεγεί κατά προσέγγιση για τους Αυστραλιανούς παράγοντες συστημικού κινδύνου. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ελάχιστοι παράγοντες συστημικού κινδύνου κυριαρχούν για τις κινήσεις του Αυστραλιανού χρηματιστηρίου μακροπρόθεσμα, ενώ οι βραχυπρόθεσμες δυναμικές είναι προσδιορισμένες. Παρατηρείται λοιπόν ότι ο γραμμικός συνδυασμός όλων των *a priori* μεταβλητών συνολοκληρώθηκε, παρόλο που δεν έχουν σημαντικά επηρεαστεί όλες οι μεταβλητές. Τα ευρήματα δείχνουν ότι τα τραπεζικά επιτόκια, η εταιρική κερδοφορία, η μερισματική απόδοση, η βιομηχανική παραγωγή και, σε μικρότερο βαθμό, οι κινήσεις χρηματιστηρίων παγκοσμίως έχουν επηρεαστεί σημαντικά από τα μακροπρόθεσμα αποτελέσματα του χρηματιστηριακού δείκτη της Αυστραλίας. Αντιθέτως, βραχυπρόθεσμα είναι προσαρμοσμένο σε κάθε τρίμηνο από τη δίκη του επίδοσης, το επιτόκιο και των παγκόσμιων χρηματιστηρίων του προηγούμενου τριμήνου.

4.2 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

4.2.1 Η μέθοδος των Dickey & Fuller

Οι χρονολογικές σειρές που αναφέρονται σε οικονομικά ή μακροοικονομικά δεδομένα χαρακτηρίζονται αρκετές φορές από στοχαστικές τάσεις, οι οποίες δημιουργούν αυξητικές ή μειωτικές πιέσεις στις αποδόσεις ή τις τιμές των μεταβλητών. Η ύπαρξη τέτοιων φαινομένων οδηγεί τις σειρές στην ολοκλήρωση, δηλαδή στην εξάρτηση της πρώτης και δεύτερης ροπής από το χρόνο. Το γεγονός αυτό συνεπάγεται ότι οι σειρές δεν είναι στάσιμες και παρουσιάζουν μοναδιαίες ρίζες. Η βασική συνέπεια από την ύπαρξη αυτού του φαινομένου είναι η αδυναμία προσδιορισμού και διάγνωσης της οικονομικής και οικονομετρικής σχέσης που παρουσιάζουν δύο μεγέθη στην διάσταση του χρόνου. Δηλαδή η στοχαστική τάση σε δύο μεταβλητές τις συνδέει διαχρονικά και τις παρουσιάζει φαινομενικά ως συσχετιζόμενες χωρίς αυτές να διαθέτουν τη παραμικρή και ουσιαστική οικονομική σχέση ή αλληλεπίδραση, Cochrane (1997).

Η οικονομική ή τουλάχιστον η ερμηνεία της ολοκληρώσιμης χρονολογικής σειράς πρώτου βαθμού πέρα από τη θεωρητική οικονομετρική προσέγγιση συνεπάγεται τη στοχαστική τάση, η οποία δημιουργεί σχέσεις αλληλεξάρτησης της εξαρτημένης μεταβλητής στην παρούσα χρονική στιγμή με παρελθοντικές τιμές της ίδιας της μεταβλητής. Η σημερινή περίοδος καθώς επίσης και η μελλοντική περίοδος και πορεία της μεταβλητής εξαρτάται από γεγονότα, καταστάσεις και ιδιομορφίες του πεπερασμένου χρόνου, όπως για παράδειγμα μεγάλες οικονομικές διακυμάνσεις, χρηματιστηριακές κρίσεις, οι οποίες δεν εξαλείφονται και τυχόν αρνητικές συνέπειες ή ανωμαλίες δύναται να παρουσιαστούν στο μέλλον και να οφείλονται αποκλειστικά σε τούτα τα γεγονότα.¹⁹ Δηλαδή το φαινόμενο αυτό σε ένα χρονικό φάσμα είναι υπεύθυνο για τη δημιουργία ενός είδους μνήμης που παρουσιάζουν οι χρονολογικές σειρές. Η μνήμη έχει τη δυνατότητα καταγραφής και καταχώρησης περιστατικών και γεγονότων τα οποία επαναφέρει υπό κατάλληλες συνθήκες σε μακροπρόθεσμες ή και

¹⁹ Αν παρατηρήσουμε τους πίνακες των συσχετίσεων που παρουσιάζονται στο δεύτερο κατά σειρά παράρτημα, θα μπορούσε εύλογα να διαπιστώσει κανείς πως οι αγορές στο αρχικό τους επίπεδο παρουσιάζουν υψηλότερη συσχέτιση σε σχέση με το επίπεδο των πρώτων διαφορών. Το γεγονός αυτό υπερσχύει την αρχική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών, δηλαδή στοχαστική τάση στις χρονολογικές σειρές.

βραχυπρόθεσμες ειδικές περιπτώσεις δημιουργώντας τις προηγούμενες συνέπειες, Cochrane (1997).

Λόγω του ότι είναι σύνηθες οι οικονομικές χρονολογικές σειρές να παρουσιάζουν μοναδιαίες ρίζες, δηλαδή να είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού είναι απαραίτητος ο έλεγχος για την εύρεση της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών, για να μην υποπέσουμε σε σφάλμα εκτίμησης νόθου ή φαινομενικής παλινδρόμησης. Η μεθοδολογία βασίζεται στον επαυξημένο έλεγχο των Dickey και Fuller το 1979, ενώ η επαληθευστικότητα αυτού και κατ' επέκταση η δυναμική που παρουσιάζει ο συγκεκριμένος στατιστικός έλεγχος θα επανελέγχουν χρησιμοποιώντας τον μη παραμετρικό έλεγχο των Phillips και Perron.

Ο προκαθορισμένος στατιστικός έλεγχος T-Statistic χρησιμοποιώντας το ADF_{test}^{20} , το οποίο χρησιμοποιεί μια προκαθορισμένη τάση δηλαδή το χρόνο για την εξακρίβωση φαινομενικής ή πραγματικής σχέσης στα υποεξετάση μεγέθη. Σύμφωνα με τον έλεγχο αυτό εκτιμάται το υπόδειγμα:

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \sum_{i=1}^n \beta_{n+1} \ln X_{t-n} + \delta t + u_{1t} \quad 4.1$$

Η απόρριψη της H_0 υπόθεσης απαιτεί τη λήψη των λογαριθμικών πρώτων διαφορών για την εξασφάλιση της στασιμότητας στη χρονολογική σειρά.

$$\Delta \ln X_t = \delta t + \beta_1 \Delta \ln X_t + \sum_{i=1}^n \beta_{n+1} \Delta \ln X_{t-n} + u_{2t} \quad 4.2$$

Σύμφωνα με τις προηγούμενες εξισώσεις το $\ln X_t$ απεικονίζει τον εκάστοτε χρηματιστηριακό δείκτη εκφρασμένο σε τιμές νεπέριου λογαρίθμου (4.1) και στις πρώτες λογαριθμικές διαφορές (4.2). Το $\ln X_{t-n}$ απεικονίζει την τιμή του λογαρίθμου του γενικού δείκτη λαμβάνοντας χρονικές υστερήσεις, το t αποτελεί τη χρονική τάση λαμβάνοντας τιμές 1, 2, 3, ..., T . Τέλος, το u_{it} εκφράζει τα κατάλοιπα στα οποία θα

²⁰ Στην παρούσα ερευνητική εργασία χρησιμοποιείται το επαυξημένο στατιστικό των Dickey & Fuller για την επίτευξη λευκού θορύβου (white noise) στη χρονολογική σειρά των καταλοίπων.

εφαρμοστεί ο επαυξημένος έλεγχος για την απόδειξη στασιμότητας ή μη στασιμότητας της χρονολογικής σειράς, Dickey & Fuller (1979).

Η έκβαση συμπερασμάτων βασίζεται στη στατιστική που δίνεται από την εξίσωση της σχέσεως (4.3). Η στατιστική σε απόλυτες τιμές απορρίπτει ή αποδέχεται την υπόθεση της στασιμότητας ή μη σε ένα προκαθορισμένο επίπεδο σφάλματος στο 5%, η επιλογή του συγκεκριμένου ποσοστού βασίζεται στο γεγονός της ελαχιστοποίησης του στατιστικού σφάλματος 1 και 2, MacKinnon (1991).

$$\frac{\hat{\beta}_1}{Se(\hat{\beta}_1)} \approx ADF_{test} < C_{value} \quad 4.3$$

Στην περίπτωση που σε απόλυτη τιμή το ADF_{test} λάβει τιμή μικρότερη της κριτικής τιμής, τότε μπορούμε να αποδεχτούμε την H_0 υπόθεση της ύπαρξης μη στασιμότητας των καταλοίπων. Στη περίπτωση που το φαινόμενο δε διορθωθεί λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές, τότε η επανάληψη της διαδικασίας με τις δεύτερες διαφορές κρίνεται απαραίτητη. Το ενδεχόμενο της απόρριψης της H_0 υπόθεσης συνεπάγεται ότι οι χρονολογικές σειρές είναι ήδη συνολοκληρωμένες, δηλαδή το ότι ήδη βρίσκονται σε μακροχρόνια ισορροπία, συνεπώς θα ήταν άστοχο να περάσουμε στο δεύτερο στάδιο της ανάλυσης συνολοκλήρωσης.

4.2.2 Η μέθοδος των Phillips & Perron – Μη παραμετρικός έλεγχος

Ο μη παραμετρικός έλεγχος των Phillips και Perron (1988) χρησιμοποιεί τη στατιστική \tilde{t}_β και σε γενικές γραμμές παρουσιάζεται, όπως στην εξίσωση της σχέσεως (4.5):

$$\tilde{t}_\beta = t_\beta \left(\frac{\gamma_0}{\phi_0} \right)^{1/2} - \frac{T(\phi_0 - \gamma_0)(se(\hat{\beta}))}{2\phi_0^{1/2}g} \quad 4.5$$

Όπου το $\hat{\beta}$ αποτελεί τον εκτιμητή του ελέγχου, το $se(\hat{\beta})$ είναι η εκτίμηση του τυπικού σφάλματος, το g αποτελεί το τυπικό σφάλμα του ελέγχου της παλινδρόμησης και το γ_0 αποτελεί μια εκτίμηση του error variance. Η εκτίμηση του ϕ_0 γίνεται με την μέθοδο των Kernel-Based. Ασυμπτωτικά η κατανομή της στατιστικής της PP είναι ίδια με αυτή του ADF έλεγχου και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων παρουσιάζει σημαντική ομοιότητα, Cochrane (1997).

4.3 Έλεγχος διαθρωτικών αλλαγών (SBT)

Οι διαθρωτικές αλλαγές και μεταβολές που υπόκεινται στο διάνυσμα του χρόνου οι χρονολογικές σειρές που αναφέρονται σε χρηματιστηριακά δεδομένα δύναται να οδηγήσουν σε παρερμηνεία της συμπεριφοράς των αγορών γενικότερα, αλλά και αδυναμία της αξιολόγησης της προβλεπτικής ικανότητας των χρονολογικών σειρών. Ως επί το πλείστον, έχει παρατηρηθεί πως σε σημαντικές πολιτικές, οικονομικές και χρηματιστηριακές περιστάσεις η πορεία των χρηματαγορών παρουσιάζει απότομες μεταβολές στην κλίση της. Για το λόγο αυτό κρίνεται απαραίτητος ο έλεγχος για την ύπαρξη διαθρωτικής αλλαγής (SBT) στις μεταβλητές, Perron (1989). Ο έλεγχος θα βασιστεί στη μεθοδολογία των Lee και Strazicich το 2003 για την ύπαρξη δύο structural break στις υπό εξέταση μεταβλητές στο σταθερό όρο και στην τάση. Περιληπτικά το υπό εξέταση υπόδειγμα μπορεί να περιγραφεί από τις παρακάτω εξισώσεις:

$$\Delta \ln s_t = d_s' \Delta Z_{t,s} + \phi_s \tilde{S}_{s,t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta \tilde{S}_{s,t-i} + \varepsilon_{s,t} \quad 4.6$$

$$\Delta \ln f_t = d_f' \Delta Z_{t,f} + \phi_f \tilde{S}_{f,t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta \tilde{S}_{f,t-i} + \varepsilon_{f,t} \quad 4.7$$

Όπου \tilde{S}_i είναι μία χρονολογική σειρά με τάση, όπως για παράδειγμα $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, όπου $t = 2, \dots, T$. Το $\tilde{\delta}$ αποτελεί την εκτίμηση της παλινδρόμησης της $\Delta \ln i_t$ στην $\Delta Z_{t,i}$, όπου $i = s, f$. Η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ικανοποιείται όταν $\phi = 0$. Για την ύπαρξη δύο διαθρωτικών μεταβολών στη χρονολογική σειρά για το σταθερό όρο (LM_ρ) και για την τάση (LM_τ) η συνθήκη περιγράφεται ως $LM_\rho = \text{Inf}_\lambda \tilde{\rho}(\lambda)$ και $LM_\tau = \text{Inf}_\lambda \tilde{\tau}(\lambda)$, όπου $\lambda_i = T_{Bi}/T$, $i = 1, 2$, Strazicich & Lee & Day (2004).

4.4 Ανάλυση Συνολοκλήρωσης

4.4.1 Η μέθοδος των Engle & Granger

Αν δύο χρονολογικές σειρές βρίσκονται σε μακροχρόνια ισορροπία, ενώ ταυτόχρονα είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού και διαθέτουν ένα γραμμικό συνδυασμό ο οποίος δεν παρουσιάζει κάποια στοχαστική τάση, δηλαδή χαρακτηρίζεται από $I(0)$ συχνότητα τότε οι δύο χρονολογικές σειρές συνολοκληρώνονται, ενώ ο γραμμικός συνδυασμός καλείται σφάλμα ανισορροπίας. Η συνολοκλήρωση αναφέρεται στο γεγονός ότι οι μεταβλητές σε μακροχρόνια βάση κινούνται μαζί ενώ η απόκλιση τους ισούται με το σφάλμα ανισορροπίας. Η ερμηνεία του φαινομένου της συνολοκλήρωσης στη χρηματοοικονομική ανάλυση και ιδιαίτερα στην ανάλυση των διεθνών χρηματαγορών λαμβάνει διαφορετική ερμηνεία από τις κλασικές οικονομικές ή μακροοικονομικές περιπτώσεις. Η συνολοκλήρωση δύο χρηματαγορών συνεπάγεται την άμεση αλληλεξάρτηση και αλληλεπίδραση αυτών με αποτέλεσμα την έλλειψη διαφοροποίησης και την έλλειψη ανεξαρτησίας στο μακροχρόνιο διάστημα.²¹

Δεν είναι λίγες οι περιπτώσεις που έχει παρατηρηθεί πως οι εξελίξεις και κυρίως οι αρνητικές εξελίξεις σε ένα χρηματιστήριο ή σε ένα δείκτη διαφορετικής αντιστοιχίας στην ίδια αγορά για διάφορους ενδογενείς ή εξωγενείς παράγοντες επεκτείνονται άμεσα και στις υπόλοιπες αγορές. Το αποτέλεσμα που προδιαγράφεται είναι κοινό και πολλές φορές ίδιας έκτασης με το δημιουργηθέν, οδηγώντας το παγκόσμιο χρηματοπιστωτικό σύστημα σε αστάθεια, κρίση και με αρκετές απώλειες, οι οποίες θα ήταν δυνατό να περιοριστούν αν οι αγορές δεν ήταν συνολοκληρωμένες. Η έλλειψη διαφοροποίησης ή η έλλειψη μακροπρόθεσμων οφελών από τη διαφοροποίηση του επενδυτικού κινδύνου αποτελεί μία εκ των βασικότερων παραμέτρων, που δύναται να οδηγήσει στις προηγούμενες συνέπειες. Το γεγονός αυτό είναι ιδιαίτερα σημαντικό για μεγάλα κερδοσκοπικά κεφάλαια των χρηματοπιστωτικών και ασφαλιστικών οργανισμών, τα οποία επενδύουν σε μακροχρόνια βάση και διαφοροποιούν το χαρτοφυλάκιο τους σε αρκετούς χρηματιστηριακούς δείκτες, Cochrane (1997).

Στα πλαίσια της διαφοροποίησης και της μακροχρόνιας αλληλεξάρτησης των αγορών η διεκπεραίωση και η ερμηνεία των προαναφερθέντων ολοκληρωμένων χρηματαγορών παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον όσον αφορά τις επενδυτικές επιλογές

²¹ Η συνολοκλήρωση σαν έννοια συλλήφθηκε από τους Engle και Granger οι οποίοι βραβεύτηκαν με το Νόμπελ των οικονομικών για την συνεισφορά τους στον χώρο της οικονομετρικής ανάλυσης και της ανάλυσης των χρονολογικών σειρών.

και την ομαλή και εύστοχη λειτουργία της αγοράς των παραγώγων. Για την ανάλυση συνολοκλήρωσης χρησιμοποιείται η μεθοδολογία των Engle & Granger η οποία και θα αποτελέσει τον βασικό άξονα ερμηνεύσης και συμπερασματολογίας.²² Το υπό εκτίμηση υπόδειγμα στην περίπτωση μελέτης δύο μεταβλητών (δεικτών) καθορίζεται από την παρακάτω υποδειγματοποιημένη σχέση (4.9) για τις βασικές τιμές (spot) και (4.8) για τις τιμές των παραγώγων (future), γενικευμένες στην μακροχρόνια περίοδο και ισορροπία:

$$\ln y_t = \gamma_{0,s} + \gamma_{1,s} \ln x_t + z_{t,s} \quad 4.8$$

$$\ln x_t = \gamma_{0,f} + \gamma_{1,f} \ln y_t + z_{t,f} \quad 4.9$$

Όπου το $z_{t,i}$ συμβολίζει τη χρονολογική σειρά του διαταρακτικού όρου, ενώ το x_t καθώς και το y_t αποτελούν τους γενικούς δείκτες εκφρασμένους σε λογαριθμικές τιμές των εξεταζόμενων χρηματαγορών. Η λήψη των καταλοίπων ως μια εκτίμηση του σφάλματος ισορροπίας και η εφαρμογή της μεθόδου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας βασισμένη στον τροποποιημένο έλεγχο των Dickey και Fuller οδηγεί στην ορθή κρίση της ύπαρξης στασιμότητας ή μη-στασιμότητας και στην αποδοχή της υπόθεσης της μακροχρόνιας αλληλεξάρτησης των αγορών, Cochrane (1997).

Η εκτίμηση της σχέσεως λαμβάνοντας το μέσο τετραγωνικό σφάλμα σε χρονικές υστερήσεις οι οποίες προκύπτουν από το τροποποιημένο κριτήριο του Akaike. Η εφαρμογή απαιτεί για την ολοκλήρωση της, την επανάληψη της διαδικασίας με αντιστροφή των όρων εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής και την από κοινού αποδοχή της υποθέσεως που αποτυπώνεται στην σχέση (4.10).

$$\Delta \hat{u}_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_n \hat{u}_{t-n} + \varepsilon_t \quad 4.10$$

$$\frac{\hat{\gamma}_1}{Se(\hat{\gamma}_1)} \approx T_{test} < C_{value} \quad 4.11$$

²² Επίσης, χρησιμοποιείται και η μέθοδος του Johansen, η οποία θα έχει επαληθευτικό χαρακτήρα στην ανάλυση συνολοκλήρωσης αφενός, αφετέρου στην εξακρίβωση της προβλεπτικής ικανότητας των χρηματιστηριακών τιμών οι πληροφορίες της δύναται να παρουσιάζουν αξιόλογο επενδυτικό ενδιαφέρον.

Η εκτίμηση της παραμέτρου $\hat{\gamma}_1$ και του μέσου τετραγωνικού σφάλματος $Se(\hat{\gamma}_1)$ ομαδοποιημένα στη σχέση (4.11) οδηγούν στην περίπτωση αποδοχής ή μη της υπόθεσης της για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, Engle & Granger (1987).

4.4.2 Η μέθοδος του Johansen

Η μέθοδος Johansen του αποτελεί ένας από τους σημαντικότερους ελέγχους για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης στις χρονολογικές σειρές και μπορεί να εξηγηθεί με τη χρήση της παρακάτω σχέσης (4.12), που αποτελεί μια αυτό παλίνδρομη αναπαράσταση του διανύσματος X_t , που περιέχει n μεταβλητές, εκ των οποίων όλες είναι $I(1)$ δηλαδή διαθέτουν μία μοναδιαία ρίζα:

$$X_t = \mu + \mathbf{A}_1 X_{t-1} + \mathbf{A}_2 X_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad 4.12$$

Όπου το μ αποτελεί ένα $(n \times 1)$ διάνυσμα των σταθερών όρων, k είναι ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων, το ε_t ορίζεται ως το $(n \times 1)$ διάνυσμα των Gaussian διαταραχτικών όρων και η μήτρα $\mathbf{A}(n \times n)$ αποτελεί τη μήτρα των συντελεστών. Μετασχηματίζοντας την παραπάνω σχέση οδηγούμαστε στο παρακάτω υπόδειγμα:

$$\Delta X_t = \mu + \mathbf{\Pi}_1 X_{t-1} + \mathbf{\Pi}_2 X_{t-2} + \dots + \mathbf{\Pi}_{k-1} X_{t-(k-1)} + \mathbf{\Pi} X_{t-k} + \varepsilon_t \quad 4.13$$

Όπου: $\mathbf{\Pi}_i = -[\mathbf{I} \quad -\mathbf{A}_1 \quad -\mathbf{A}_2 \quad \dots \quad -\mathbf{A}_i]$, όπου $i = 1, 2, 3, \dots, k-1$, Johansen (1988).

Η παρουσία ενδεχόμενης συνολοκλήρωσης μπορεί να διερευνηθεί συγκρίνοντας τα δύο μέρη της σχέσης (5.4.2). Αφού $X_t \sim I(1)$, $\Delta X_t \sim I(0)$, τότε οι όροι ΔX_{t-i} είναι αυτοί που προσδίδουν στο αριστερό μέρος της εξίσωσης στασιμότητα. Αφού όλοι οι όροι ΔX_{t-i} είναι στάσιμοι, το δεξί μέρος της εξίσωσης θα είναι στάσιμο αν οι όροι $\mathbf{\Pi} X_{t-k}$ είναι επίσης στάσιμοι. Για να είναι στάσιμοι οι όροι $\mathbf{\Pi} X_{t-k}$ πρέπει η μήτρα $|\mathbf{\Pi}|$ να μην είναι πλήρους βαθμού. Ο έλεγχος του Johansen για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης επικεντρώνεται στο εάν η μήτρα είναι $|\mathbf{\Pi}|$ ή όχι πλήρους βαθμού. Αναφορικά με το βαθμό της μήτρας $|\mathbf{\Pi}|$, μπορούμε να καταλήξουμε σε τρία διαφορετικά συμπεράσματα, Holden & Thompson (1992).

Αν $|\mathbf{\Pi}| = n$ (πλήρους βαθμού), όπου συνεπάγεται ότι όλα τα στοιχεία/μεταβλητές του X_t είναι στάσιμα. Αυτό διαψεύδει την υπόθεση που γίνεται παραπάνω ότι όλες οι μεταβλητές της X_t είναι $I(1)$. Αν όλες οι μεταβλητές είναι $I(0)$, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Αν $|\mathbf{\Pi}| = 0$ (π.χ. μηδενική μήτρα), όπου συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές της μήτρας $|\mathbf{\Pi}|$ δεν είναι συνολοκληρώσιμες καθώς δεν υπάρχει συνδυασμός των μεταβλητών της $|\mathbf{\Pi}|$ που να είναι στάσιμος. Επομένως δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών της X_t . Η σχέση (4.13) σε αυτή την περίπτωση ανάγεται σε ένα τυπικό VAR μοντέλο σε πρώτες διαφορές, όπως περιγράφεται από το υπόδειγμα της σχέσεως (4.14):

$$\Delta X_t = \mu + \mathbf{\Pi}_1 \Delta X_{t-1} + \mathbf{\Pi}_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \mathbf{\Pi}_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \varepsilon_t \quad 4.14$$

Αν με $|\mathbf{\Pi}| = r$ όπου $0 < r < n$, όπου συνεπάγεται ότι $\mathbf{\Pi} X_{t-k}$ είναι $I(0)$, πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές του X_t είναι ολοκληρώσιμες. Έτσι, η σχέση παίρνει τη μορφή των Engle και Granger. Ο βαθμός r σε αυτή την περίπτωση προσδιορίζει τον αριθμό των διαφορετικών ολοκληρώσιμων διανυσμάτων μεταξύ του συνόλου των μεταβλητών του X_t , και δε δύναται να είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των ανεξαρτήτων μεταβλητών, Johansen (1991).

Με βάση τη διαδικασία που προτείνει ο Johansen ότι η μήτρα $|\mathbf{\Pi}|$ πρέπει να πάρει τη μορφή $|\mathbf{\Pi}| = \alpha \beta'$, όπου α και β είναι μήτρες διαστάσεων $(n \times r)$. Η μήτρα β καλείται μήτρα συνολοκλήρωσης της οποίας τα στοιχεία εκτιμούνται με τη χρήση της μεθόδου *ML*. Σημειωτέον, αν τα $\mathbf{\Pi} X_{t-k}$ είναι στάσιμα τότε και οι όροι $\beta' X_{t-k}$ υποχρεούνται να είναι στάσιμοι. Επομένως, οι r ανεξάρτητες στήλες της μήτρας β ορίζουν τα r συνολοκληρώσιμα διανύσματα. Παρά ταύτα, ο όρος $|\mathbf{\Pi}| = \alpha \beta'$ δεν είναι μοναδικός αφού ενδέχεται να υπάρχει μήτρα $|\mathbf{G}|$ διαφορετική της μοναδιαίας για την οποία ισχύει. $|\mathbf{\Pi}| = (\alpha \mathbf{G})(\mathbf{G}^{-1} \beta')$. Από αυτό συνεπάγεται ότι τα δεδομένα μπορούν να δώσουν πληροφορίες μόνο για ένα συγκριμένο εύρος που προσδιορίζεται από τις μήτρες α και β , Johansen (1988).

Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση και η εκτίμηση των α και β μπορεί να γίνει ως εξής: Το ΔX_t μπορεί να παλινδρομηθεί πάνω στις υστερήσεις ΔX_{t-i} , ώστε να πάρουμε τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης, έστω R_{ot} . Παρόμοια το X_{t-k} μπορεί να παλινδρομηθεί στις πάνω στις ίδιες διαφορές με υστερήσεις, ώστε να πάρουμε τις εκτιμήσεις R_{kt} . Η συνάρτηση της λογαριθμημένης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις των καταλοίπων παρουσιάζεται στο υπόδειγμα της σχέσεως (4.15):

$$\ln L(\alpha, \beta, \Omega) = -(T-1) \ln |\Omega| - \left(\frac{1}{2} \right) \sum_0^k \left[(R_{ot} + \alpha \beta' R_{kt}) \Omega^{-1} (R_{ot} + \alpha \beta' R_{kt})' \right] \quad 4.15$$

Θεωρώντας ότι το β είναι σταθερό, η παραπάνω συνάρτηση πιθανοφάνειας μπορεί να μεγιστοποιηθεί εκτιμώντας τα α και Ω εφαρμόζοντας την παλινδρόμηση του R_{ot} στο $-\beta' R_{kt}$, ώστε να ληφθούν οι ακόλουθες εκτιμήσεις: $\hat{\alpha}(\beta) = S_{ok} \beta (\beta' S_{kk})^{-1}$ και $\hat{\Omega}(\beta) = S_{oo} (-S_{ok}) \beta (\beta' S_{kk})^{-1} \beta' S_{oo}$, όπου $S_{ij} = (T-1) \sum R_{it} R_{jt}$ με $i, j = 0, \dots, o, k$. Επομένως, η μεγιστοποίηση της συνάρτησης πιθανοφάνειας ισοδυναμεί με τη μεγιστοποίηση της έκφρασης: $\left| S_{oo} - S_{ok} \beta (\beta' S_{kk})^{-1} \beta' S_{oo} \right|$, Holden & Thompson (1992).

Ο Johansen απέδειξε ότι η μεγιστοποίηση της παραπάνω σχέσης ισοδυναμεί με τη μεγιστοποίηση της παρακάτω έκφρασης, εκτιμώντας το β , $\left| \beta' S_{kk} \beta - \beta' S_{ok} S_{kk}^{-1} S_{ok} \beta \right| \left| \beta' S_{kk} \beta \right|^{-1}$. Ο εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας του β προκύπτει αν λύσουμε την εξίσωση: $\left| \lambda S_{kk} - S_{ko} S_{kk}^{-1} S_{ok} \right| = 0$ και πάρουμε τις n εκτιμημένες χαρακτηριστικές ρίζες $(\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n)$ και τα αντίστοιχα n χαρακτηριστικά διανύσματα $(\hat{\nu}_1 > \hat{\nu}_2 > \dots > \hat{\nu}_n)$. Η μήτρα των χαρακτηριστικών διανυσμάτων κανονικοποιείται ως $(\hat{\nu}' S_{kk} \hat{\nu}) = I$ και τα συνολοκληρώσιμα διανύσματα δίνονται από τα r στατιστικά σημαντικά χαρακτηριστικά διανύσματα. Συνεπώς, προκύπτει πως: $\hat{\beta}' = [\hat{\nu}_1, \hat{\nu}_2, \dots, \hat{\nu}_n]'$, Johansen (1991).

Αφού το β έχει εκτιμηθεί, το α μπορεί να εκτιμηθεί από τις προηγούμενες εξισώσεις. Η μήτρα α καλείται ως η προσαρμοσμένη μήτρα και μπορεί να τις δοθεί

μια οικονομική ερμηνεία σύμφωνα με την ταχύτητα προσαρμογής, Holden & Thompson (1992). Μια μικρή τιμή ενός στοιχείου της α συνεπάγεται αργή προσαρμογή των αντίστοιχων μεταβλητών στις μακροχρόνιες τιμές τους. Ο έλεγχος για την ύπαρξη ενδεχόμενων σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών της X_t ανάγεται στον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας των χαρακτηριστικών τιμών. Τα χαρακτηριστικά αντιστοιχούν στις στατιστικά σημαντικές χαρακτηριστικές τιμές $\hat{\lambda}_i$ που αποτελούν τους συντελεστές των μεταβλητών που χαρακτηρίζονται από τις σχέσεις συνολοκλήρωσης. Ο Johansen προτείνει τους ακόλουθους δύο ελέγχους, που εξαρτώνται από τις αντίστοιχες αρχικές και εναλλακτικές υποθέσεις.

Ο πρώτος έλεγχος αναφέρεται στον έλεγχο ίχνους ή τάσης (Trace Test). Η αρχική υπόθεση (H_0) βασίζεται στο ότι υπάρχουν το μέγιστο p διανύσματα συνολοκλήρωσης, όπου ($r \leq p$), έναντι της εναλλακτικής (H_1) όπου βασίζεται στο ότι ($r = p$). Η στατιστική του ελέγχου παρουσιάζεται στο υπόδειγμα της σχέσεως (4.16):

$$\lambda_r = T \sum_{i=r}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 4.16$$

Οι εμπειρικές κατανομές του ελέγχου έχουν υπολογιστεί και αναφέρονται από τους Johansen και Juselius (1990) για τις τιμές του $(n - r)$ από το 1 έως το 5. Ο έλεγχος γίνεται διαδοχικά για $r = 0, 1, 2, \dots, n$. Αν η αρχική υπόθεση είναι για μέγιστο $r = 0$ γίνεται δεκτή, τότε ο έλεγχος σταματάει και συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Σε κάθε άλλη περίπτωση, η διαδικασία συνεχίζεται μέχρι την τιμή του p στην οποία δεχόμαστε την αρχική με μέγιστο $r = p$. Αυτό συνεπάγεται ότι υπάρχουν p συνολοκληρώσιμα διανύσματα, Johansen (1991).

Ο έλεγχος μέγιστων σχετικών τιμών (Maximum Eigenvalue Test) παρουσιάζει ανάλογη ερμηνεία με τον προηγούμενο. Η αρχική υπόθεση (H_0) βασίζεται στο ότι υπάρχουν το μέγιστο p διανύσματα συνολοκλήρωσης, όπου ($r \leq p$), έναντι της

εναλλακτικής (H_1) όπου βασίζεται στο ότι ($r = p+1$). Η στατιστική του ελέγχου παρουσιάζεται στο υπόδειγμα της σχέσεως (4.17):

$$\lambda_M = T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 4.17$$

Η διαδικασία του ελέγχου είναι παρόμοια με αυτή που αναφέρεται παραπάνω για τον έλεγχο πιθανής τάσης και οι κριτικές τιμές μπορούν επίσης να βρεθούν από τους Johansen & Juselius (1990). Ανάμεσα στους δύο ελέγχους likelihood ratio του Johansen, ο έλεγχος για τάση φαίνεται να είναι περισσότερο ανθεκτικός στις αποκλίσεις στην κύρτωση και στη συμμετρία της κατανομής των καταλοίπων από την κανονική κατανομή από ότι ο έλεγχος των μέγιστων χαρακτηριστικών τιμών. Επομένως χρησιμοποιούμε κατά κύριο λόγο μόνο τον έλεγχο για τάση για να εξετάσουμε την ύπαρξη ενδεχόμενης συνολοκλήρωσης, Cheung & Lai (1993).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της ανάλυσης δεν έρχονται σε αντίθεση με αυτά της μεθοδολογίας των Engle και Granger. Φανερώουν την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών. Ο πίνακας (?) παρουσιάζει τα αποτελέσματα. Επίσης, ιδιαίτερο ενδιαφέρον περιλαμβάνει και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων του πίνακα (10). Σύμφωνα με αυτόν, μετασχηματίζοντας το αρχικό υπόδειγμα της μεθοδολογίας σε παρόμοια υποδείγματα τόσο ο έλεγχος της τάσης όσο και αυτός της μεγίστης ιδιοτιμής φανερώνουν την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Το γεγονός αυτό επιβεβαιώνει τις προβλέψεις και του ισχυρισμούς μας και μας δίνει τη δυνατότητα να περάσουμε στο επόμενο στάδιο ανάλυσης.²³

²³ Τα αποτελέσματα της ανάλυσης χρησιμοποιώντας δύο διαφορετικούς ελέγχους συνολοκλήρωσης φανερώνουν την μακροχρόνια ισορροπία των υποεξέταση μεταβλητών. Αυτό συνεπάγεται ότι δεν προκύπτουν μακροπρόθεσμα οφέλη από τη διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων. Όμως η μακροχρόνια ισορροπία είναι δυνατό να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της προβλεπτικής ικανότητας των δύο μεταβλητών μέσω των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

4.5 Error Correction Model

Όπως έγινε γνωστό στις προηγούμενες παραγράφους όταν δύο μεταβλητές βρίσκονται σε μακροχρόνια ισορροπία, δηλαδή παρουσιάζουν στοιχεία συνολοκλήρωσης, υπάρχει μια παράμετρος η οποία καλείται σφάλμα ανισοροπίας η οποία αποτελεί την απόκλιση των τιμών της μία μεταβλητής από την άλλη. Βραχυχρόνια η διόρθωση αυτού του σφάλματος μπορεί να εκτιμηθεί με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Το αποτέλεσμα αυτό είναι γνωστό ως το θεώρημα αντιπροσωπεύσεως του Granger (1969). Τα παρακάτω υποδείγματα των σχέσεων (4.18) και (4.19) παρουσιάζουν από κοινού την μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση για τις τιμές της εκάστοτε χρονολογικής σειράς. Η εκτίμηση των παραμέτρων που αναφέρονται στην μακροχρόνια και τη βραχυχρόνια περίοδο μπορεί να γίνει με την μέθοδο των απλών ελαχίστων τετραγώνων.

$$\Delta \ln X_t = \beta_{x,1} \Delta \ln Y_t + \beta_{x,2} \hat{z}_{x,t-1} \quad 4.18$$

$$\Delta \ln Y_t = \beta_{y,1} \Delta \ln X_t + \beta_{y,2} \hat{z}_{y,t-1} \quad 4.19$$

4.6 Hodrick & Prescott Filter

Το φίλτρο των Hodrick & Prescott (1980) αποτελεί μια εμπειρική τεχνική για την μελέτη της θεωρίας των κύκλων. Το φίλτρο των Hodrick & Prescott χρησιμοποιείται, ώστε να βρούμε εικονικά δεδομένα, χρησιμοποιώντας τη μεταβλητότητα και τη συσχέτιση δύο μεταβλητών. Αποτελεί ένα στατιστικό υπόδειγμα που χρησιμοποιείται κατά κύριο λόγο στη μακροοικονομική θεωρία και ιδιαίτερα στη θεωρία των οικονομικών κύκλων. Εφαρμόζεται για τη λήψη μιας ομαλής μη γραμμικής χρονικής σειράς, που είναι περισσότερο ευαίσθητη σε μακροχρόνιες παρά σε βραχυχρόνιες διακυμάνσεις. Η προσαρμογή της ευαισθησίας της τάσης σε βραχυχρόνιες διακυμάνσεις επιτυγχάνεται με την αλλαγή της τιμής του συντελεστή λ . Η ερμηνεία για την μορφή του φίλτρου των Hodrick & Prescott είναι ότι αν σε μια χρονολογική σειρά για $t = 1, 2, \dots, T$, η οποία ορίζει τους λογαρίθμους της χρονολογικής σειράς. Ακόμη, ότι για μια επιλεγμένη θετική τιμή του λ , υπάρχει μια τάση, η οποία ορίζεται ως T , που ελαχιστοποιεί την παρακάτω συνάρτηση:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [\tau_{t+1} - \tau_t - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad 4.20$$

Ο πρώτος όρος της παραπάνω εξίσωσης είναι το τετραγωνικό άθροισμα των αποκλίσεων. Ο δεύτερος όρος είναι ένας πολλαπλασιαστής, έστω λ του αθροίσματος των τετραγώνων των δεύτερων διαφορών της ντετερμινιστικής τάσης. Ο δεύτερος όρος διορθώνει την μεταβλητότητα του ρυθμού ανάπτυξης της τάσης. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του λ , τόσο υψηλότερη είναι η διόρθωση της μεταβλητότητας, Hodrick & Prescott (1997).

Κεφάλαιο 5^ο

Ανάλυση των Δεδομένων & Αποτελέσματα

5.1 Περιγραφικά Στατιστικά

Η μελέτη εξετάζει δεδομένα σε ημερήσια και εβδομαδιαία βάση του Γενικού Δείκτη και του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης FTSE/ASE - 20 της χρηματιστηριακής αγοράς μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, καθώς και των μετοχών σύνθεσης του. Τα στοιχεία έχουν ληφθεί βασισμένα στις εκάστοτε τιμές κλεισίματος, ενώ η υπό εξέταση περίοδος εκτείνεται από την 01/01/2003 έως την 31/12/2010 σε ένα δείγμα αποτελούμενο από περίπου 1.280 και 280 παρατηρήσεις αντίστοιχα. Οι τιμές έχουν εκφραστεί στις πρώτες λογαριθμικές διαφορές. Η χρονική περίοδος διαχωρίζεται σε δύο βασικές ειδοποιείς υποπεριόδους, χαρακτηριζόμενες από την ουσιαστική διαφορετικότητα. Προκύπτουσα από τις σημαντικές, δυναμικές και διαθρωτικές μεταβολές της ελληνικής οικονομίας γενικότερα, όσο και της εγχώριας επενδυτικής δραστηριότητας επιβεβαιωμένη επιπροσθέτως, από την κυκλική πορεία που δύναται να ακολουθεί η χρονοσειρά τόσο στο υποεξέταση μεσοδιάστημα, όσο και στην συνολική της πορεία διαπραγματεύσεως στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

Ο FTSE/ASE - 20 αποτελεί ιθύνοντος δραστηριότητας συναλλαγών στην εγχώρια επενδυτική αγορά. Τα υπό ανάλυση επενδυτικά προϊόντα του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης διαθέτουν σημαντική εμπορευσιμότητα και την άμεση και απαραίτητη συχνότητα διαπραγματεύσεων, κεφαλαιακής επάρκειας και ρευστότητας, συγκριτικά σε μεγαλύτερο βαθμό από μετοχές που συνθέτουν διαφορετικούς δείκτες, προκείμενα από τον εν γένει υψηλότερο όγκο συναλλαγών. Ενσωματώνουν την τάση της αγοράς σε μικρότερο βαθμό χρονικής υστέρησης, ενώ σε ουσιαστικές περιπτώσεις οδηγούν τις επενδυτικές εξελίξεις. Στην παρούσα ανάλυση χρησιμοποιούνται δεδομένα του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης FTSE/ASE - 20 του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Ιδιαίτερα σε περιόδους αβεβαιότητας και συνάμα υψηλής πρωτοφανής μεταβλητότητας των τιμών των ελληνικών μετοχών οι

συγκεκριμένες επιλογές αποτελούν βέλτιστη λύση. Ηγετικές, κερδοφόρες και εν δυνάμει κερδοφόρες εταιρείες, όπως για παράδειγμα η μετοχή της ΕτΕ, του ΟΠΑΠ, και του ΟΤΕ,²⁴ με μονοπωλιακό ή ολιγοπωλιακό χαρακτήρα και υψηλή την κρατική συμμετοχή και την κρατική εγγύηση, δύναται να συγκρατούν τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις μιας περιόδου ύφεσης.

Ο πρώτος κατά σειρά πίνακας (1), του παραρτήματος (I) παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά των μετοχών στο επίπεδο των πρώτων διαφορών (αποδόσεων). Κατά μέσο όρο οι αποδόσεις του συνόλου των μετοχών παρουσιάζουν αρνητικό πρόσημο. Οι σειρές δείχνουν να ακολουθούν μη κανονική κατανομή με υψηλή κύρτωση, και μη μηδενική αρνητική λόξωση.

Η δισδιάστατης περιοδικότητας εκτίμηση δεδομένων έγινε αποκλειστικά με γνώμονα της διαφορετικής θεωρητικής προσέγγισης της εργασίας και της ενδελεχής αξιολόγησης των συμπερασμάτων συνολικά και ειδικά, ώστε να σχηματιστεί μια ρεαλιστική και ουσιαστική εκτίμηση της ευαισθησίας κινδύνου / απόδοσης της χρονολογικής σειράς. Στην πρώτη διάσταση, που περιλαμβάνει την πρώτη βασική μελέτη του ανά χείρας πονήματος, και στην μελέτη του συστηματικού ή συστημικού κινδύνου λαμβάνονται υπόψη δεδομένα σε εβδομαδιαία βάση. Το σημαντικό εύρος παρατηρήσεων δύναται να ισχυροποιήσει την ενδεχόμενη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, αφετέρου στην οικονομετρική ανάλυση των δεδομένων το συγκεκριμένο εύρος εξασφαλίζει την αξιοπιστία των μοντέλων χωρίς να τους αφαιρεί βαθμούς ελευθερίας περιορίζοντας τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων. Η ανάλυση της χρηματιστηριακής οικονομίας σε ημερήσια βάση λαμβάνει υπόψη της ενδογενή ή εξωγενή περιστατικά που επηρεάζουν τη συμπεριφορά των χρηματαγορών, τα οποία είναι πιθανό να εξαλείφονται στο βραχυπρόθεσμο και μεσοπρόθεσμο διάστημα και να προσδίδουν μη αξιοποιήσιμες πληροφορίες στην παρούσα συμπερασματολογία. Για τον λόγο αυτό καθίσταται απαραίτητη η λήψη, η ερμηνεία και η ανάλυση εβδομαδιαίων δεδομένων, ώστε κάθε πληροφορία να αξιοποιηθεί παρουσιάζοντας τις αμερόληπτες εκτιμήσεις της χρονολογικής σειράς.

²⁴ Κατά κύριο λόγο, έχει κατά το παρελθόν επικρατήσει η άποψη πως οι μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης αποτελούν αποτελεσματικότερη επενδυτική επιλογή έναντι των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Συμπέρασμα το οποίο επαληθεύεται αν συγκρίνουμε σε απόλυτες τιμές τον FTSE Small Cap 80 και του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης FTSE/ASE - 20 . Στις 20 μετοχές του δείκτη μεγάλης κεφαλαιοποίησης οι ζημιές από τις μαζικές πωλήσεις ανέρχονται έως το 66%.

Τα χαρακτηριστικά της χρονοσειράς που επιθυμούμε να περιοριστούν, όσον αφορά την βαρύτητα τους σε μια διαφορετική βάση πλην της ημερησίας, στην ανάλυση χρονολογικών σειρών ίσως παρουσιάζουν σημαντικές πληροφορίες, όσον αφορά τον συστημικό κίνδυνο, η μεταβλητότητα κατ' εξοχήν συνεπές μέτρο εκτίμησης του κινδύνου του αξιολογούμενου είθισται να μελετάται σε ημερήσια βάση. Υψηλό μέγεθος δείγματος σε γενικές εκτιμήσεις προσδίδουν διαφορετική αντίληψη συγκριτικά και θεωρητικά, περιορίσουν τις πιθανοθεωρητικές προσεγγίσεις

5.2 Αποτελέσματα Βραχυχρόνιας Περιόδου

5.2.1 Συστημικός Κίνδυνος

Στην ανάλυση του συστημικού κινδύνου των υπό εξέταση μετοχών τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στους πίνακες (3) και (4). Σύμφωνα, με την ερμηνεία των αποτελεσμάτων του πίνακα (3) και στην εκτίμηση του συστημικού κινδύνου σε σχέση με τον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης της ελληνικής αγοράς μετοχών FTSE/ASE - 20 τα αποτελέσματα δεν αποκλίνουν από τα αναμενόμενα και στις δύο υποπεριόδους της παρούσας ανάλυσης. Ο συστημικός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικός, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Στην ίδια στατιστική σημαντικότητα καταλήγουμε και στην εκτίμηση του συστημικού κινδύνου σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Μετοχών.

Τα αποτελέσματα αρχίζουν και παρουσιάζουν ιδιαίτερο ερευνητικό και επενδυτικό ενδιαφέρον όταν χρησιμοποιείτε αντί για κάποιον πραγματικό χρηματιστηριακό δείκτη, μια εξομοιωμένη χρονολογική σειρά $I(1)$, η οποία κατά κάποιο τρόπο ακολουθεί την πορεία του ελληνικού χρηματιστηρίου. Κατά την πρώτη υποπερίοδο, σύμφωνα με τον πίνακα (5), τα αποτελέσματα παρουσιάζουν μια λογική ή αναμενόμενη συμπεριφορά συγκρίσιμα πάντα με την δεύτερη χρονική υποπερίοδο.

Πιο συγκεκριμένα, στην πρώτη χρονική υποπερίοδο και πριν την χρηματοπιστωτική κρίση σε τρεις μονάχα από τις 18 μετοχές προκύπτει στατιστική σημαντικότητα σε σχέση με την εξομοιωμένη χρονολογική σειρά.

Στην δεύτερη περίπτωση υπάρχουν σημαντικά περισσότερες μετοχές που παρουσιάζουν όσον αφορά τον συστημικό κίνδυνο στατιστική σημαντικότητα. Η σημαντικότητα του συστημικού κινδύνου των μετοχών πλέον έχει ανέλθει σε 6 μετοχές, αριθμός σημαντικά υψηλότερος από την πρώτη υποπερίοδο.

Προφανώς, το δείγμα είναι ιδιαίτερα μικρό για την γενίκευση της συγκεκριμένης ιδιότυπης συμπεριφοράς, παρά ταύτα για έναν επενδυτή που τοποθετείτε στις συγκεκριμένες μετοχές τα αποτελέσματα δύναται να φανούν ιδιαίτερα χρήσιμα.

Η συμπεριφορά των μετοχών στην δεύτερη υποπερίοδο με μια τυχαία πτωτική εξομοιωμένη χρονοσειρά παρουσιάζει το απρόβλεπτο και πιθανό-θεωρητικό χαρακτήρα της παρούσας εγχώριας χρηματιστηριακής κρίσης.

5.2.2 Στατιστικοί Έλεγχοι

Ο γραμμικός στατιστικός έλεγχος για τις δύο υποπεριόδους σε σχέση με τον εκάστοτε εκτίμηση του συστημικού κινδύνου ουσιαστικά αποτελεί και την βασική επιχειρηματολογία του ανά χείρας πονήματος στο πρώτο σκέλος της ανάλυσης της βραχυχρόνιας περιόδου. Το ζητούμενο είναι να εξεταστεί αν υπάρχει στατιστική διαφορά του εκτιμώμενου συστημικού κινδύνου κάθε μετοχής στις δύο υποπεριόδους που εξετάζουμε.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα (6). Στο σύνολο των μετοχών προκύπτει πως ο συστημικός κίνδυνος διαφέρει ουσιαστικά και στατιστικά στις δύο υποπεριόδους. Ο συστημικός κίνδυνος πριν από την οικονομική κατάρρευση διαφοροποιείται σε σχέση με τον συστημικό κίνδυνο που προκύπτει την δεύτερη υπό περίοδο, στον Γενικό Δείκτη και στον Δείκτη FTSE/ASE - 20. Σε επίπεδο σημαντικότητας 5%²⁵.

Συγκρίνοντας, σε ένα θεωρητικό πλαίσιο την διαφορά του συστημικού κινδύνου των υπό εξέταση μετοχών με ένα στοχαστικά εξομοιωμένο δείκτη που κατά μέσο όρο, τουλάχιστον κατευθυντικά μιμείται την πραγματική πορεία της ελληνικής αγοράς μετοχών, τα αποτελέσματα δύναται να χαρακτηριστούν ιδιαίτερα ενδιαφέροντα. Στην προαναφερθείσα περίπτωση το σύνολο των μετοχών παρουσίαζε στατιστική διαφορετικότητα όσον αφορά τον συστημικό κίνδυνο στις υπό εξέταση υποπεριόδους.²⁶ Και σε αυτήν την περίπτωση διαφαίνεται πως ο συστημικός κίνδυνος έχει διαφοροποιηθεί και στις δύο υποπεριόδους.

Ο μη γραμμικός στατιστικός έλεγχος ουσιαστικά χρησιμοποιήθηκε στην περίπτωση που η συμπερασματολογία του τυπικού στατιστικού ελέγχου παρουσίαζε ακανόνιστη και μη αναμενόμενη συμπεριφορά. Σε αρκετές μελέτες έχουν παρατηρηθεί μη γραμμικά χαρακτηριστικά σε καταστάσεις κρίσης.

²⁵ Η στατιστική σημαντικότητα θα μπορούσε να βρισκόταν και στο 1%, στο σύνολο των περιπτώσεων τα αποτελέσματα θα παρουσίαζαν την ίδια ερμηνευτική σημασία.

²⁶ Η τυχαιότητα που χαρακτηρίζει την συγκεκριμένη ανάλυση ουσιαστικά δεν διαφοροποιεί από την πραγματική κατάσταση της αγοράς ενδεχόμενο το οποίο ίσως δύναται να φανερώνει την τυχαία-χαστική πτωτική πορεία της αγοράς.

Τα αποτελέσματα δεν διαφοροποιούνται από τα προηγούμενα και ο μη γραμμικός στατιστικός έλεγχος οδηγεί σε παρεμφερή συμπεράσματα. Χαρακτηριστικά, η στατιστική διαφορά των μετοχών συνολικά στην περίπτωση της εξομοιωμένης κίνησης brown είναι μεγαλύτερη από την περίπτωση του γραμμικού ελέγχου.

5.2.3 Στοχαστική Εξομοίωση

Μελετώντας μεμονωμένα τις μετοχές μπορούν εύλογα να προκύψουν ενδιαφέροντα συμπεράσματα, στην πραγματικότητα όμως το ερευνητικό και επενδυτικό ενδιαφέρον εστιάζεται στην συμπεριφορά των συγκεκριμένων μετοχών στην δημιουργία χαρτοφυλακίων και κατ' επέκταση στην διαφοροποίηση του επενδυτικού κινδύνου, σε καταστάσεις πτωτικής πορείας και υψηλής μεταβλητότητας. Στην συγκεκριμένη ανάλυση γίνεται μια προσπάθεια δημιουργίας τυχαίων χαρτοφυλακίων χρησιμοποιώντας τεχνικές στοχαστικής εξομοίωσης.

Η διαδικασία λαμβάνει χώρα σε δύο χρονικά στάδια πριν και μετά την οικονομική κρίση της ελληνικής αγοράς μετοχών. Το ζητούμενο έγκειται στην γραφική αποτύπωση της συμπεριφοράς του κινδύνου και των αποδόσεων των αξιόγραφων στις εκάστοτε περιόδους αφενός, και αφετέρου αν στην δεύτερη υποπερίοδο οι βασικές αρχές και τα πλεονεκτήματα που χαρακτηρίζουν την δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου προσδίδουν αξιοποιήσιμα επενδυτικά στοιχεία. Τα αποτελέσματα φανερώνουν πως στην δεύτερη υποπερίοδο δεν δύναται να προκύψει μια κερδοφόρα επενδυτική στρατηγική, όπως άλλωστε αναμενόταν, παρά ταύτα όμως ο συνολικός κίνδυνος παραμένει μικρότερος. Οφέλη διαφοροποίησης δύναται να υπάρξουν, όμως σε καμία περίπτωση δεν μπορούν να αποτελέσουν μια επενδυτική στρατηγική.

Στην πρώτη υποπερίοδο και συγκεκριμένα στο διάγραμμα (1) και (2) παρουσιάζετε η κατανομή των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου σε σχέση με την κατανομή του Γενικού Δείκτη. Στο διάγραμμα (3) παρουσιάζεται ο συνολικός κίνδυνος του Γενικού Δείκτη και του χαρτοφυλακίου, όπου τα οφέλη της διαφοροποίησης είναι ορατά. Στα υπόλοιπα διαγράμματα παρουσιάζεται η συμπεριφορά του χαρτοφυλακίου για συγκεκριμένες παραμέτρους, όπως για παράδειγμα ο αριθμός των μετοχών, οι ημέρες διακράτησης κτλ.

Σε μια αγορά που λειτουργεί υπό φυσιολογικές συνθήκες και υπάρχει η απαιτούμενη ρευστότητα οι συγκεκριμένες πληροφορίες παρέχουν ιδιαίτερο επενδυτικό ενδιαφέρον. Αντίθετα, στα διαγράμματα (15) έως (18) αποτυπώνεται η διαφορά του συνολικού κινδύνου στην δεύτερη υποπερίοδο δημιουργώντας ένα επενδυτικό χαρτοφυλάκιο σε σχέση με τον δείκτη της αγοράς. Οι παράμετροι που στην πρώτη

περίπτωση διαφοροποιούσαν τις συνιστώσες του χαρτοφυλακίου στην παρούσα συγκυρία δεν παρέχουν κάποια αξιοποιήσιμη πληροφόρηση. Ο συνολικός κίνδυνος, σύμφωνα με το διάγραμμα (18), είναι σημαντικά υψηλότερος σε σχέση με την πρώτη υποπερίοδο.

5.3 Αποτελέσματα Μακροχρόνιας Περιόδου

5.3.1 Παραμετρικός Έλεγχος

Τα αποτελέσματα της μεθοδολογίας παρουσιάζονται στον πίνακα (8), η αξιολόγηση των οποίων δείχνει τις σειρές να είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης, και στις δύο υποπεριόδους, γεγονός που επιβεβαιώνει τους ισχυρισμούς μας και αποτελεί το προστάδιο για την ανάλυση συνολοκλήρωσης. Πιο συγκεκριμένα, οι σειρές κατά την εξέταση ολόκληρης της περιόδου χαρακτηρίζονται ως $I(1)$, δηλαδή διαθέτουν μία μοναδιαία ρίζα, γεγονός το οποίο διορθώνεται κατά την λήψη των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Τα συγκεκριμένα αποτελέσματα συνάδουν απόλυτα με τα αναμενόμενα, όπως επίσης και με τη γενικότερη μακροχρόνια συμπεριφορά των χρηματαγορών.

5.3.2 Μη Παραμετρικός Έλεγχος

Τα αποτελέσματα του μη παραμετρικού ελέγχου για την ύπαρξη η μη μοναδιαίας ρίζας στις χρονολογικές σειρές, λαμβάνουν ουσιαστικά την ίδια ερμηνεία με τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey & Fuller και δεν αντικρούουν τα αποτελέσματα αυτού. Συνεπώς, σε επίπεδο σφάλματος κατά κύριο λόγο 5% η υπόθεση της ύπαρξης μη μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται, οι σειρές χαρακτηρίζονται ως $I(1)$, ενώ οι πρώτες λογαριθμικές διαφορές τους χαρακτηρίζονται ως στάσιμες. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται αναλυτικά στον πίνακα (9). Το συγκεκριμένο γεγονός παρέχει τη δυνατότητα να οδηγηθεί η ανάλυση και η συμπερασματολογία στο επόμενο στάδιο, στην εξέταση δηλαδή της συνολοκλήρωσης και της μακροχρόνιας ισορροπίας των δικαιωμάτων διεκπεραίωσης.

5.3.3 Break Point Έλεγχος & Κυκλική Συμπεριφορά

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον πίνακα (10), σύμφωνα με αυτόν προκύπτει πως για τον Γενικό Δείκτη υπάρχουν δύο structural breaks (level και trend) σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, η χρονική περίοδος στην οποία μπορούν να οριστούν οι διαθρωτικές μεταβολές εκτείνονται από 2005 έως και 2008, γεγονός το οποίο όσον αφορά την πρώτη ημερομηνία μπορεί να γίνει και διαγραμματικά αντιληπτό. Παρόμοια συμπεριφορά παρουσιάζει και ο δείκτης FTSE/ASE - 20 . Πιο συγκεκριμένα, σε προκαθορισμένο επίπεδο σημαντικότητας 10% υπάρχουν δύο διαθρωτικές αλλαγές τόσο στο σταθερό όρο όσο και στην τάση της χρονολογικής σειράς η ημερομηνία των οποίων καθορίζεται περίπου στην ίδια χρονική περίοδο. Συγκριτικά με τα αποτελέσματα του ελέγχου για τον δείκτη FTSE/ASE - 20 υπάρχει μόνο χρονική καθυστέρηση στην εμφάνιση της διαθρωτικής αλλαγής, η οποία θεωρητικά τουλάχιστον δύναται να εξηγηθεί από τη σχέση που συνδέει τις δύο αγορές. Αντίθετα, όσον αφορά την τάση η εμφάνιση της διαθρωτικής αλλαγής ταυτίζεται απόλυτα στις δύο χρηματιστηριακές αγορές.²⁷

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στα διαγράμματα (22) και (23) για τους υπό-εξέταση χρηματιστηριακούς δείκτες. Η διαγραμματική απεικόνιση φανερώνει την ύπαρξη μεσοχρόνιων κύκλων, σε παρόμοιο συμπέρασμα καταλήγει και η εξέταση της ύπαρξης διαθρωτικών αλλαγών,

²⁷ Τυχόν ουσιαστικές συνέπειες που δύναται να προκύψουν από την ύπαρξη των διαθρωτικών αλλαγών στις δύο χρονολογικές σειρές αντιμετωπίζονται λαμβάνοντας τις αποδόσεις των αγορών, γεγονός που εξασφαλίζει ανεξαρτησία και αποτελεσματικότερη κατανόηση της αλληλεξάρτησης τους.

5.3.4 Ανάλυση Συνολοκλήρωσης

Η συνολοκλήρωση σαν ευρύτερη έννοια της ανάλυσης χρονολογικών σειρών ίσως να παρέχει ουσιαστική πληροφόρηση στην ανάλυση μετοχών που διαπραγματεύονται στην ίδια αγορά. Παρά ταύτα, το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών που συνδέει την μακροχρόνια με την βραχυχρόνια περίοδο δύναται να παρουσιάζει ενδιαφέρουσες πληροφορίες. Η αναμενόμενη κατάσταση σε μια μετοχή που συνθέτει τον επικείμενο δείκτη είναι τουλάχιστον η ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης. Σε αντίθετη περίπτωση τα χαρακτηριστικά που συνθέτουν την μετοχή τα οποία δεν διαθέτουν κοινή βάση με τον χρηματιστηριακό δείκτη, όπως για παράδειγμα ο μη συστημικός κίνδυνος, ίσως διαδραματίζουν πρωταρχικό ρόλο στην συμπεριφορά της μετοχής,

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της ανάλυσης όπως παρουσιάζονται στον πίνακα (11) για πρώτη υποπερίοδο φανερώνουν την μακροχρόνια ισορροπία των μετοχών με τον Γενικό Δείκτη και την κοινή πορεία.

Αντίθετα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (12) και στην δεύτερη χρονικά υποπερίοδο διαφαίνεται η ύπαρξη μετοχών που ακολουθούν διαφορετική πορεία στο μακροχρόνιο διάστημα. Καταστάσεις όπως η έλλειψη ρευστότητας και η απουσία διαπραγμάτευσης δύναται να προκαθορίζουν την συγκεκριμένη συμπεριφορά.²⁸

Ο πίνακας (13) και (14) περιλαμβάνει τα αποτελέσματα του ελέγχου του Johansen. Η ερμηνεία των αποτελεσμάτων, μετασχηματίζοντας το αρχικό υπόδειγμα της μεθοδολογίας σε παρόμοια υποδείγματα τόσο ο έλεγχος της τάσης όσο και αυτός της μεγίστης ιδιοτιμής φανερώνουν την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονολογικών σειρών, κατά γενικό κανόνα. Το γεγονός αυτό επιβεβαιώνει τις προβλέψεις και του ισχυρισμούς μας και μας δίνει τη δυνατότητα να περάσουμε στο επόμενο στάδιο ανάλυσης.²⁹ Το ενδιαφέρον αποτέλεσμα που

²⁸ Το συγκεκριμένο ενδεχόμενο ίσως παρατηρείτε σε συγκεκριμένους κλάδους της ελληνικής οικονομίας που τα αποτελέσματα της κρίσης να μην έχουν επηρεάσει περισσότερο την κατάσταση των εταιρειών, σε σύγκριση με τον ελληνικό τραπεζικό τομέα, για παράδειγμα, ή οφείλεται σε μεγαλύτερη χρονική υστέρηση της ιθύνοντος κατάστασης.

²⁹ Τα αποτελέσματα της ανάλυσης χρησιμοποιώντας δύο διαφορετικούς ελέγχους συνολοκλήρωσης φανερώνουν την μακροχρόνια ισορροπία των υποεξέταση μεταβλητών. Αυτό συνεπάγεται ότι δεν προκύπτουν μακροπρόθεσμα οφέλη από τη διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων. Όμως η μακροχρόνια ισορροπία είναι δυνατό να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της προβλεπτικής ικανότητας των δύο μεταβλητών μέσω των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

προκύπτει είναι ότι υπάρχουν μετοχές οι οποίες βραχυχρόνια παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά σε σχέση με την μακροχρόνια περίοδο.

5.3.4 Error Corection Model

Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών αποτελεί και την βασική επιχειρηματολογία της μακροχρόνιας περιόδου συγκριτικά με τα αποτελέσματα της βραχυχρόνιας περιόδου. Όπως προέκυψε στην βραχυχρόνια περίοδο συγκριτικά μεταξύ των δύο υποπεριόδων, πριν και μετά την χρηματοπιστωτική κρίση, όσον αφορά τον συστημικό κίνδυνο προέκυψε στατιστική διαφορά στο σύνολο των μετοχών. Αντίθετα, στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών σε μακροχρόνιο επίπεδο, υπήρχαν μετοχές που παρουσίαζαν διαφορετική συμπεριφορά με την αγορά. Το γεγονός αυτό δύναται να ερμηνευτεί διότι στην παρούσα φάση εμπεριέχεται το σύνολο του επενδυτικού κινδύνου.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στους πίνακες (14) και (15) για τις τιμές των μεταβλητών. Η ερμηνεία των αποτελεσμάτων οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι μεταβολές τόσο του δείκτη Γενικού Δείκτη επηρεάζουν σημαντικά τις μετοχές. Το στατιστικό Durbin-Watson είναι ικανοποιητικό

Στην δεύτερη χρονική υποπερίοδο η ακανόνιστη πορεία της αγοράς και η υψηλή μεταβλητότητα καθιστά την απόκλιση μεταξύ βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας περιόδου σαφώς μικρότερη. Το R-Squared παραμένει ικανοποιητικό, δεδομένου και των μειωμένων βαθμών ελευθερίας λόγω της συγκριτικής ελαχιστοποίησης του δείγματος.

Κεφάλαιο 6^ο

Ανακεφαλαίωση & Συμπεράσματα

Η παρούσα ερευνητική διατριβή εξετάζει την σχέση της απόδοσης και του κινδύνου της μετοχής στο εγχώριο χρηματοπιστωτικό σύστημα, σε ένα χρονικό σύνολο πριν και κατά τη διάρκεια της σημερινής διαθρωτικής οικονομικής συγκυρίας. Η μεθοδολογική προσέγγιση έγκειται σε δύο βασικές μεθοδολογικές και χρονικά διαφοροποιήσιμες συνιστώσες, στην παραμετρική οικονομετρική των αιτιακών σχέσεων στην μακροχρόνια περίοδο και στην ουσιαστική εξέταση της συμπεριφοράς του κινδύνου του αξιογράφου στην βραχυχρόνια περίοδο.

Στο πρώτο στάδιο της ανάλυσης χρησιμοποιείτε το μοντέλο αποτίμησης πάγιων περιουσιακών στοιχείων για την εκτίμηση του συστημικού κινδύνου του αξιογράφου, στις διαχωρισμένες χρονικά δύο υποπεριόδους. Η στατιστική και ουσιαστική διαφοροποίηση του συστημικού κινδύνου στις δύο υποπεριόδους αποτελεί την βασική συμπερασματολογία της ανάλυσης, τόσο σε γραμμικό όσο και σε μη γραμμικό επίπεδο.

Οι χαρακτηριστικές και πρωτόγνωρες συνθήκες που επικρατούν την παρούσα φάση στην εγχώρια επενδυτική σκηνή, καθιστούν την συμπεριφορά των αξιογράφων ακανόνιστη, η οποία ίσως απαιτεί πιθανοθεωρητικές προσεγγίσεις. Η ταύτιση της συμπεριφοράς των μετοχών στην δεύτερη υποπερίοδο με μια τυχαία πτωτική εξομοιωμένη χρονοσειρά βασισμένη στην κίνηση brown φανερώνει την απόκλιση της θεωρητικής προσέγγισης της συμπεριφοράς μιας αγοράς σε ομαλές συνθήκες λειτουργίας, σε σχέση με την συμπεριφορά σε μια περίοδο χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Παρά ταύτα, χρησιμοποιώντας τεχνικές στοχαστικής εξομοίωσης για την δημιουργία χαρτοφυλακίων βασισμένο στις μετοχές της μελέτης, παρά την καταρρέουσα συμπεριφορά της αγοράς διαφαίνεται πως η διαφοροποίηση του μη συστηματικού κινδύνου, τουλάχιστον θεωρητικά να προσδώσει κάποια οφέλη.

Στο δεύτερο στάδιο της μεθοδολογικής προσέγγισης η ανάλυση των χρονολογικών σειρών για τον προσδιορισμό της φύσης του συνολικού κινδύνου σε μακροχρόνιο επίπεδο παρουσιάζει στην πρώτη υποπερίοδο αναμενόμενη συμπεριφορά. Αντίθετα, στην δεύτερη χρονολογική υποπερίοδο οι μετοχές ακολουθούν πιστά την καταρρέουσα πορεία της αγοράς ειδικότερα, και της ελληνικής οικονομίας γενικότερα. Οι μη συστημικές διαφορές των υπό εξέταση μετοχών δεν δύναται να προσδώσουν στοιχεία διαφοροποίησης σε ένα επενδυτικό χαρτοφυλάκιο, ακολουθώντας ομότροπη συμπεριφορά και υψηλή μεταβλητότητα.

Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα τα οποία προκύπτουν κατά την πρώτη χρονική υποπερίοδο, η οποία τείνει να χαρακτηρίσει τις χρονολογικές σειρές στην μακροχρόνια ισορροπία, δεν αποκλίνουν, αφενός από τις ερευνητικές προσδοκίες του ανά χείρας πονήματος, αφετέρου παρουσιάζουν ουσιαστικές ομοιότητες με τις αντίστοιχες συγκριτικές μελέτες. Κατά την οικονομετρική αξιολόγηση της δεύτερης κατά σειρά υποπεριόδου η ακανόνιστη συμπεριφορά των αγορών μεταλλάσσει σημαντικά τις συναρτησιακές σχέσεις και τις σχέσεις ισορροπίας. Παρά ταύτα, η στοχαστική τάση οδήγησε από κοινού τις μετοχές σε δραματική πτώση. Η έλλειψη των μακροπρόθεσμων οφελών από τη διαφοροποίηση του μη συστηματικού κινδύνου, εξαιτίας των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης κατά την πρώτη υποπερίοδο καθίσταται πλέον απόλυτα ρεαλιστική.

Αξιολογώντας, τα εμπειρικά αποτελέσματα της κυκλικής ανάλυσης προκύπτει πως η αγορά χαρακτηρίζεται από έναν μεσοχρόνιο κύκλο μη σταθερής κλίμακας και έντασης, σε ένα αναμενόμενο χρονικό φάσμα έξι ετών, το οποίο δύναται να σχετιστεί με τους πραγματικούς κύκλους της οικονομίας. Τόσο η πραγματική, όσο και η στοχαστική ανάλυση φανερώνουν την διακυμένουσα πορεία της αγοράς. Παρατηρώντας, το μέγεθος και την ομαλότητα των μεσοχρόνιων κύκλων, κατά τις παρελθοντικές σημαντικές διακυμάνσεις οι διαφορές είναι αξιοσημείωτες και σχετίζονται με τις συνιστώσες και τις παραμέτρους που ισχύουν στα μακροοικονομικά μεγέθη.

Βιβλιογραφία

- [1]. Abhyankar, A., Copel, L.S. & Wong, W., 1995. Nonlinear dynamics in real-time equity market indices: evidence from the United Kingdom. *Economic Journal* 105, pp. 864–880.
- [2]. Akaike H.. 1974. A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6): 716–723.
- [3]. Akerlof, A. G. & Yellen, L. J.. 1985. A Near-Rational Model of Business Cycle, with Wage & Price Inertia. *Quarterly Journal of Economics*, 100(5), Supplement, pp. 823-838.
- [4]. Alexakis, P., Kavussanos, M. & Visvikis, H. 2007. An investigation of the lead-lag relationship in returns & volatility between cash & stock index futures: The case of Greece. *Forthcoming in European Financial Management*.
- [5]. Arshanapalli, B & Doukas, J. 1993. International stock market linkages: evidence from the pre- & post-October 1987 period, *Journal of Banking & Finance*, 17, 193-208.
- [6]. Arshanapalli, A., Doukas, J., Lang, L.H.P., 1995. Pre- & post-October 1987 stock market linkages between US & Asian markets. *Pacific-Basin Finance Journal* 3, 57–73.
- [7]. Balios, D. & Xanthakis, M., 2003. International interdependence & dynamic linkages between developed stock markets. *South Eastern Journal of Economics*, 1, 105-130.
- [8]. Ball, L. & Mankiw, N. G.. 2002. The NAIRU in Theory & Practice, *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 115-136.
- [9]. Brock, W.A., Hsieh, D. & LeBaron, B., 1991. *Nonlinear dynamics, chaos & instability*, MIT Press, Cambridge, MA..
- [10]. Box, George E. P. & Jenkins, Gwilym M.. 1976. *Time Series Analysis: Forecasting & Control*. San Francisco: Holden-Day.
- [11]. Brooks, C., Rew, G. A. & Ritson, S. 2001. A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index & futures contract for the FTSE-100. *International Journal of Forecasting*, 17, 31-44.
- [12]. Byers, J.D. & Peel, D.A. 1993. Some evidence on the interdependence of national stock markets & the gains from international portfolio diversification. *Applied Financial Economics*. 3: 239 - 242.
- [13]. Chacg, T. & Caudill B. S. 2004. A note on the long-run benefits of international equity diversification for a Taiwan investor diversifying in the US equity market. *International Review of Financial Analysis*, 15, 57- 67.

- [14]. Cheung, Y., & K.S. Lai. 1993. Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 55 (3):313-328.
- [15]. Claessens, S., M. A. Kose & M. E. Terrones, 2008, *What Happens During Recessions, Crunches & Busts?*, IMF Working Paper 08/274.
- [16]. Cochrane J. H.. 1997. *Time Series for Macroeconomics & Finance*. Graduate School of Business. University of Chicago.
- [17]. Demyanyk Y. & Hemert O. Y.. 2008. *Understanding the Subprime Mortgage Crisis*, Department of Finance, Stern School of Business, New York University.
- [18]. Dickey, D. & Fuller, W. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [19]. Dickey & Fuller, 1979, D.A. Dickey & W.A. Fuller, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427–431.
- [20]. Dogan D. & Salman F.. 2004. *Structural Breaks & Stock Market Behavior: Evidence From Istanbul Stock Exchange*, International Business School, Br&eis University.
- [21]. Dovern J. & Jannsen N., (2009) *Estimating the Shape of Economic Crises under Heterogeneity*, Kiel Working Paper 1520 | May 2009.
- [22]. Economic Forecast Spring 2009, *European Commission Directorate-General for Economic & Financial Affairs*.
- [23]. Engle, Robert F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation, *Econometrica*, 50, 987-1008.
- [24]. Engle, R. F. & Granger, C. W. J., 1987. Cointegration & error correction: representation, estimation, & testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [25]. Engle, R.F., & C.W.J. Granger. 1991. *Long-run economic relationships*. New York: Oxford University Press.
- [26]. Engle, Robert F. & S. Manganelli (2004). *A Comparison of Value-at-Risk Models in Finance. Risk Measures for the 21st Century* [57], John Wiley & Sons, West Sussex, ISBN 0-470-86154-1.
- [27]. Euronext (5 November 2003). *CAC40 shift to free-float weighting: revision of free-float calculation & capping factors*.
- [28]. Friedman, M.. 1986, The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, March, 58, pp.1-17.

- [29]. FTSE All-Share Index Series Constituents, *Weightings & Performance*, FTSE the Index Company. 30 September 2008
- [30]. Gerrits, R & Yuce, A. 1999. Short-& long-term links among European & US stock markets. *Applied Financial Economics*. 9: 1 - 9.
- [31]. Gillas, K., Pagalou, M., Tsafaraki, E. (2007). A study on the long-run benefits of diversification in the stock markets of Greece, the UK & the US. *11th International Conference on Macroeconomic Analysis & International Finance*, University of Crete, Departments of Economics.
- [32]. Gillas, K., Maurokoulakis, M. (2008), Linkages between the USA & the Pan-European Equity Markets, *Business Journal for Entrepreneurs*, Volume 2008, Issue 2.
- [33]. Gonzalo, J. (1994) Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, 60, January/February, 203-33.
- [34]. Granger, 1969 , Investigating causal relations by econometric methods & cross spectral, *Econometrica*, 37, 1969, pp. 24–36.
- [35]. Granger, C.W. 1986. Developemnts in the study of co-integrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 48:213-228.
- [36]. Granger, C.W.J. 1988. Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics* 39 (1/2):199-211.
- [37]. Gray, Jo A. (1976), “Wage Indexation: A Macroeconomic Approach.” *Journal of Monetary Economics*. April, 2(2), pp. 221-235.
- [38]. Haug, A. A. (1996) Tests for cointegration: a Monte Carlo comparison, *Journal of econometrics*, 71, 89-115.
- [39]. Hodrick, Robert, & Edward C. Prescott (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, & Banking*.
- [40]. Holden, K. & Thompson, J. (1992). Co-integration: An Introductory Survey. *British Review of Economic Issues*, 14(33), 1-55.
- [41]. Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamic & Control* 12:231-254.
- [42]. Johansen, S. 1991. Estimation & hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59 (November):1551-1580.
- [43]. Johansen, S. 1992. Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 54 (3):383-397.

- [44]. Johansen, S., & K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation & inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 52:169-209.
- [45]. Johansen, S., & K. Juselius. 1994. Identification of the long-run & the short-run structure: An application to the IS LM model. *Journal of Econometrics* 63:7-36.
- [46]. Kanas, A. (1998). Linkages between the US & European equity markets: further evidence from cointegration tests. *Applied Financial Economics*. 8: 607 - 614.
- [47]. Kanas, A. (1999) A note on the long-run benefits of international equity diversification for a UK investor diversifying in the US equity market. *Applied Economics Letters*, 6, 47 - 53.
- [48]. Kasa, K. (1992) Common stochastic trends in international stock markets, *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- [49]. King, M, Sentana, E. & Wadhvani, S. 1994. Volatility & links between national stock markets. *Econometrica* 62:901 - 933.
- [50]. Konratieff, N.D. (1926), "Die Langen Wellen der Konjunktur", *Archiv fur Sozialwissenschaft und Sozialpolitik, Tubingen*, 56, 573-609, (English translation in: *Lloyds Bank Review*, No.129, July 1978, pp.41-60).
- [32]. MacKinnon, J.G. 1991. Critical values for co-integrated tests. Edited by R. F. Engle & C. W. J. Granger, *Long-Run Economic Relationships*: Oxford University Press.
- [51]. Mankiw, N. G. & Reis, R. (2001), Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. NBER Working Paper No. 8290. *Quarterly Journal of Economics*. November, 117(4), pp. 1295-1328.
- [52]. Lagarde, C., (6 May 2006). *France & Globalization*: Lecture Given by Mme Christine Lagarde, Minister Delegate for Foreign Trade, to The Ecole des Hautes Etudes Commerciales in Lille
- [53]. Lee, J., Strazicich, M.C., 1999. Minimum LM unit root test. Department of Economics, *University of Central Florida Working Paper Series*.
- [54]. Lee, J., Strazicich, M.C., 2003. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics & Statistics* 85, 1082-1089.
- [55]. Lintner, J. 1965. Security Prices, risk & maximum gains from diversification. *Journal of Finance*. 20: 587 - 616.
- [56]. Long, B. J. & Plosser, I. C.(1983), Real Business Cycle. *Journal of Political Economy*, February, 91, pp. 39-69.

[57]. Osterwald - Lenum, M. 1992 A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 54: 461 -472.

[58]. Phillips, P., & P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (June):335-346.

[59]. Perron, P., (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock & the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361–1401.

[60]. Pritsker, M..2002. Large investors, implications for equilibrium asset returns, shock absorption, & liquidity, mimeo, *Federal Reserve Board*.

[61]. Roca E.D. 1999, Short-term & long-term price linkages between the equity markets of Australia & its major trading partners, *Applied Financial Economics*, 9, 501 -511.

[62]. Sarantis N., (2001) Nonlinearities, cyclical behaviour & predictability in stock markets: international evidence, *International Journal of Forecasting*, Volume 17, Issue 3, Pages 459-482.

[63]. Schwert, G.W. 1987. Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics* (July):73-104.

[64]. Schwert, G.W. 1989. Tests for unit roots: A monte carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics* 7:147-159.

[65]. Strazicich M. C., Lee J., Day E., 2004. Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks, *Journal of Macroeconomics* 26 (2004) 131–145.

[66]. Stoll, H. R. & Whaley, R. E. 1990. The dynamics of stock index & stock index futures returns, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 25, 441-468.

[67]. Sutton Gregory D. 2002. Explaining changes in house prices. Bank for International Settlements (BIS) *Quarterly Review*.

[68]. Taylor, M.P. & Tonks, I. 1989. The internationalization of stock markets & abolition of UK exchange control, *The Review of Economics & Statistics* 71: 332 - 336.

[69]. Uchitelle L., H. P. Minsky, 77, *Economist Who Decoded Lending Trends*, The New York Times, 26 Οκτωβρίου 1996.

Παράρτημα Ι: Περιγραφικά Στατιστικά

Πίνακας 1: Περιγραφικά Στατιστικά 1^{ης} Υποπεριόδου

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18
Mean	-0.046	-0.047	-0.002	-0.010	0.017	-0.001	0.006	0.010	0.014	0.005	0.007	0.028	-0.008	0.045	-0.005	0,028	0,089	0,117
Median	-0.071	0.020	0.000	0.000	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.010	0.020	0.000	0,021	0,010	0,020	0,000	0,020
Maximum	4.825	1.720	2.340	1.420	3.023	0.800	0.750	0.730	0.342	0.670	1.097	2.520	2.876	3.342	2.234	9.654	3.980	2.876
Minimum	-5.472	-3.120	-2.700	-1.800	-0.878	-0.450	-4.850	-0.760	-3.342	-0.750	-0.654	-5.987	-1.180	-2.987	-12.230	-11.570	-3.4500	-6.987
Std. Dev.	1.504	0.825	0.892	0.539	0.273	0.091	0.172	0.138	0.480	0.163	0.381	0.443	0.297	0,298	0,501	0,444	0,173	0,274
Skewness	-0.264	-0.639	0.005	-0.331	-0.056	0.604	0.019	-0.037	0.087	0.114	-0.123	-0.192	0.141	0,137	-0,231	-0,195	0,012	-0,060
Kurtosis	4.864	3.986	3.079	3.898	4.956	3.201	5.772	4.098	11.73	8.7506	4.888	8.371	4.680	4.654	9.393	6.693	6.967	5.224
Jarque-Bera	32.385	22.48	0.056	10.76	17.68	11.02	19.98	27.95	6.453	20.76	13.34	8.324	3.232	10.264	110.09	81.123	32.398	11.739
Probability	0.000	0.000	0.972	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Πίνακας 2: Περιγραφικά Στατιστικά 2^{ης} Υποπεριόδου

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18
Mean	0.015	-0.006	-0.002	0.006	0.011	0.011	-0.003	0.028	0.005	-0.008	-0.000	0.000	0.753	-0.187	-1.224	-2.396	-1.0436	-1.403
Median	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.200	0.010	0.000	0.002	0.003	2.000	1.800	1.850	3.000	2.550	0.950
Maximum	12.90	17.00	0.800	0.700	0.700	14.20	0.670	25.00	16.00	14.00	0.120	0.083	28.00	31.10	17.70	38.90	33.70	40.80
Minimum	-12.90	-12.70	-0.500	-0.800	-0.700	-9.200	-0.750	-26.00	-48.50	-11.80	-0.121	-0.181	-09.80	-03.00	-05.30	-01.00	-10.00	-21.00
Std. Dev.	0.287	0.567	0.011	0.191	0.464	0.047	0.164	0.408	0.405	0.302	0.025	0.0622	11.70	9.733	7.926	13.07	10.60	12.03
Skewness	-0.070	-14.27	0.556	0.015	-0.079	-8.3431	0.106	-0.199	-23.000	0.148	-0.446	-1.476	-0.859	0.765	-0.750	-0.382	-0.735	0.038
Kurtosis	6.456	33.43	12.53	54.54	79.33	16.63	47.23	76.18	26.97	45.24	5.978	12.04	5.074	7.612	3.882	4.425	5.237	5.534
Jarque-Bera	92.76	41.89	34.63	22.35	92.23	10.234	113.99	81.13	22.398	91.779	142.6	116.0	47.118	155.3	20.06	26.78	48.65	42.33
Probability	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Παράρτημα II: Ανάλυση Συστημικού Κινδύνου

Πίνακας 3: Beta Coefficients / FTSE/ASE - 20

A/A	Μετοχή	Υποπερίοδος 'Α			Υποπερίοδος 'Β		
		Beta	Standard Error	T-Statistic	Beta	Standard Error	T-Statistic
1.	X1	2.0610	1.2541	3.7685	0.4871	0.0525	2.6175
2.	X2	1.8228	0.1245	8.6545	1.9162	0.0214	3.6642
3.	X3	0.4172	0.0012	4.0958	2.6331	0.3625	6.6638
4.	X4	1.3925	0.3685	2.6543	1.3681	0.2334	8.4026
5.	X5	0.8891	0.7412	13.6534	1.1521	0.5412	9.9791
6.	X6	1.2315	0.2245	5.9878	0.8383	0.3210	4.3262
7.	X7	0.3380	0.9521	3.9878	1.3261	0.0027	2.9569
8.	X8	-0.1927	0.3353	3.7893	0.3253	1.2277	4.7579
9.	X9	0.4852	0.7414	6.6221	0.7337	0.4434	2.5432
10.	X10	2.8417	0.2341	11.4549	1.9945	0.5191	2.3787
11.	X11	3.3647	1.0632	5.8336	0.4747	1.2302	3.4383
12.	X12	0.012	0.9858	5.9972	0.8175	0.6378	5.2484
13.	X13	1.1428	0.2596	2.8180	0.4545	0.5325	2.0843
14.	X14	1.7424	1.4125	3.7685	0.7258	0.6732	3.5511
15.	X15	1.3675	0.1425	5.4756	1.7089	0.6623	5.6944
16.	X16	0.7856	1.0415	7.9878	0.4392	0.5645	4.8773
17.	X17	0.7852	0.5456	5.8976	2.3992	0.2345	3.8772
18.	X18	2.8541	0.0584	4.4565	1.4134	1.1345	3.6422

Πίνακας 4: Beta Coefficients / Γενικός Δείκτης

A/A	Μετοχή	Υποπερίοδος 'Α			Υποπερίοδος 'Β		
		Beta	Standard Error	T-Statistic	Beta	Standard Error	T-Statistic
1.	X1	0.3421	0.5171	2.6216	0.8215	0.1224	2.7173
2.	X2	0.7354	0.4124	4.6305	0.6713	0.3357	3.6642
3.	X3	0.5532	0.2258	3.4037	1.1036	0.8112	6.8818
4.	X4	1.3074	1.2112	2.5228	1.4487	0.6658	9.2106
5.	X5	0.8144	0.5158	6.5302	0.6419	0.9241	8.7891
6.	X6	0.8228	0.5525	2.1005	1.2076	0.6127	4.4131
7.	X7	0.7334	0.5712	7.3122	1.9785	0.4492	6.6953
8.	X8	0.9184	0.5463	2.9311	0.1179	0.6961	4.0255
9.	X9	0.8431	0.5564	3.4353	0.8386	0.6303	3.1849
10.	X10	1.0131	0.8825	7.4614	0.3504	0.1901	5.1163
11.	X11	0.6595	0.5625	5.3391	0.5311	0.6512	4.1516
12.	X12	0.5182	0.2327	3.7123	0.8084	1.4213	8.7211
13.	X13	0.5233	0.4775	3.7472	0.8542	0.3821	3.6198
14.	X14	0.8837	0.8388	4.6962	1.4061	1.0632	3.5578
15.	X15	1.2653	0.1741	2.5312	1.6378	0.1836	2.4336
16.	X16	1.3383	1.9143	6.2604	1.9096	0.3317	6.4462
17.	X17	1.1711	1.1468	3.3965	1.2626	0.5081	2.9625
18.	X18	1.8896	1.0787	4.1133	1.0665	1.0819	3.5698

Πίνακας 5: Beta Coefficients / Brownian Motion

A/A	Μετοχή	Υποπερίοδος 'Α			Υποπερίοδος 'Β		
		Beta	Standard Error	T-Statistic	Beta	Standard Error	T-Statistic
1.	X1	0.5548	0.2276	1.6756	0.3525	0.4778	1.1778
2.	X2	0.6505	0.3345	0.9897	0.7409	0.7789	0.8991
3.	X3	1.1141	1.0144	2.0086	0.6647	0.2239	2.0989
4.	X4	0.8813	0.6422	3.9897	1.1408	0.3383	1.8232
5.	X5	1.0863	0.8137	1.7234	0.3695	0.7412	1.9897
6.	X6	0.9885	0.5123	0.8189	0.9051	0.1423	3.7656
7.	X7	0.5246	0.2294	1.8055	1.0811	0.4465	0.9089
8.	X8	1.0578	1.0234	0.2133	0.7872	1.1127	0.2234
9.	X9	0.8184	0.7552	0.6578	1.2637	0.1718	0.1091
10.	X10	1.3344	0.2266	1.6041	1.1458	0.2538	8.9878
11.	X11	0.7542	0.5551	1.4434	1.0726	0.5012	1.2233
12.	X12	1.2418	0.4094	1.5709	0.6301	0.4882	3.9878
13.	X13	0.9175	0.7746	0.7501	1.5088	1.0825	0.9229
14.	X14	0.9401	1.2308	1.1415	0.5648	0.5882	0.2464
15.	X15	0.8366	0.4638	2.6545	0.6177	1.0823	2.7675
16.	X16	0.5403	1.3146	1.8978	0.7156	1.0825	2.9878
17.	X17	0.4849	0.4141	1.4902	0.5511	0.6061	1.7724
18.	X18	0.8162	0.4558	1.1143	1.1984	1.3382	1.3654

Πίνακας 6: Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος

A/A	Μετοχή	FTSE/ASE-20 Γενικός Δείκτης		
		T-Statistic	T-Statistic	Brown T-Statistic
1.	X1	2.0003	2.4514	8.6754
2.	X2	1.9997	3.5142	1.8343
3.	X3	6.4952	5.9876	6.7867
4.	X4	2.8954	6.9876	2.9878
5.	X5	2.4741	3.3425	3.9878
6.	X6	5.6514	4.9878	2.9878
7.	X7	2.6743	2.4534	12.987
8.	X8	2.6266	2.0987	3.4532
9.	X9	2.4408	2.3423	2.8976
10.	X10	3.0354	3.2312	8.3241
11.	X11	2.8745	2.8967	8.8767
12.	X12	8.2140	7.8765	4.8767
13.	X13	2.3251	2.9878	3.9878
14.	X14	6.4741	5.9875	0.5464
15.	X15	5.2414	5.2312	2.8965
16.	X16	2.6761	2.3241	4.6545
17.	X17	2.6280	3.6543	3.8765
18.	X18	5.9645	4.8767	6.4534

Επίπεδο σημαντικότητας 5%.

$$H_0 = \mu_{\beta_1} - \mu_{\beta_2} = 0 \text{ \& } H_1 = \mu_{\beta_1} - \mu_{\beta_2} \neq 0 \text{ (P-Value = 0)}$$

Πίνακας 7: Μη Γραμμικός Στατιστικός Έλεγχος

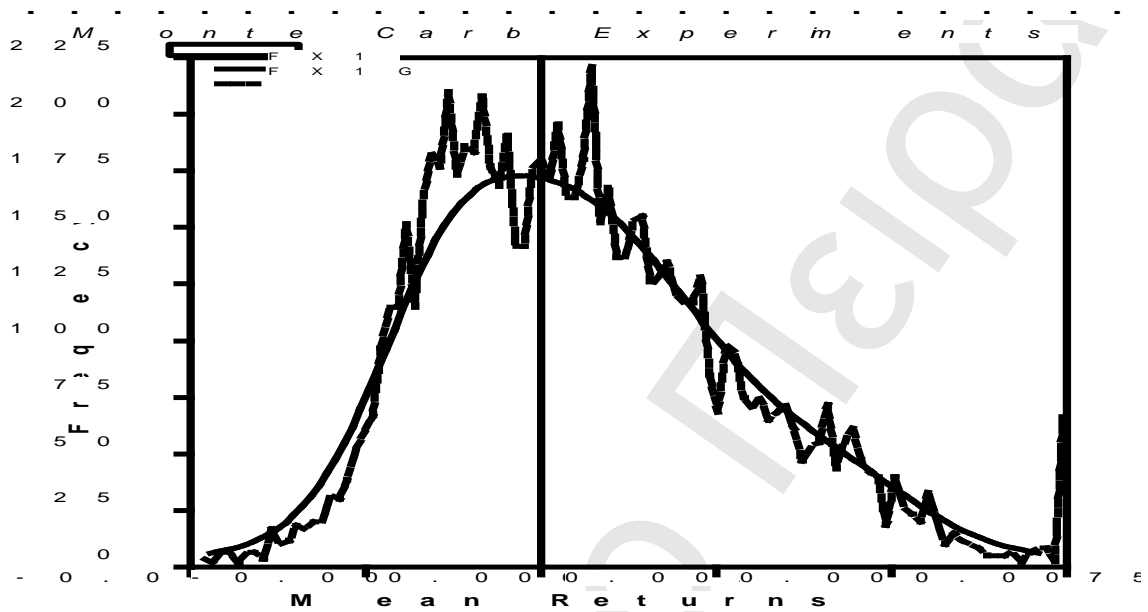
A/A	Μετοχή	FTSE/ASE-20 Γενικός Δείκτης		
		T-Statistic	T-Statistic	Brown T-Statistic
1.	X1	3.2340	2.7620	5.8251
2.	X2	2.6654	4.6821	1.9454
3.	X3	3.3230	3.6335	4.5238
4.	X4	1.8675	8.5753	7.5262
5.	X5	3.9619	7.7476	7.8728
6.	X6	7.3402	6.6395	1.8767
7.	X7	7.5247	2.9799	6.0566
8.	X8	8.0045	7.5690	4.9282
9.	X9	7.3816	7.6533	7.4883
10.	X10	7.1039	2.7403	6.6736
11.	X11	2.4747	8.8987	3.2933
12.	X12	4.6731	7.9270	8.9771
13.	X13	1.4734	3.7424	3.8075
14.	X14	7.5265	2.9452	1.3454
15.	X15	6.8424	3.9307	2.6545
16.	X16	1.9990	8.0471	4.8620
17.	X17	8.3624	2.8597	3.8467
18.	X18	7.7294	6.9353	2.1132

Επίπεδο σημαντικότητας 5%.

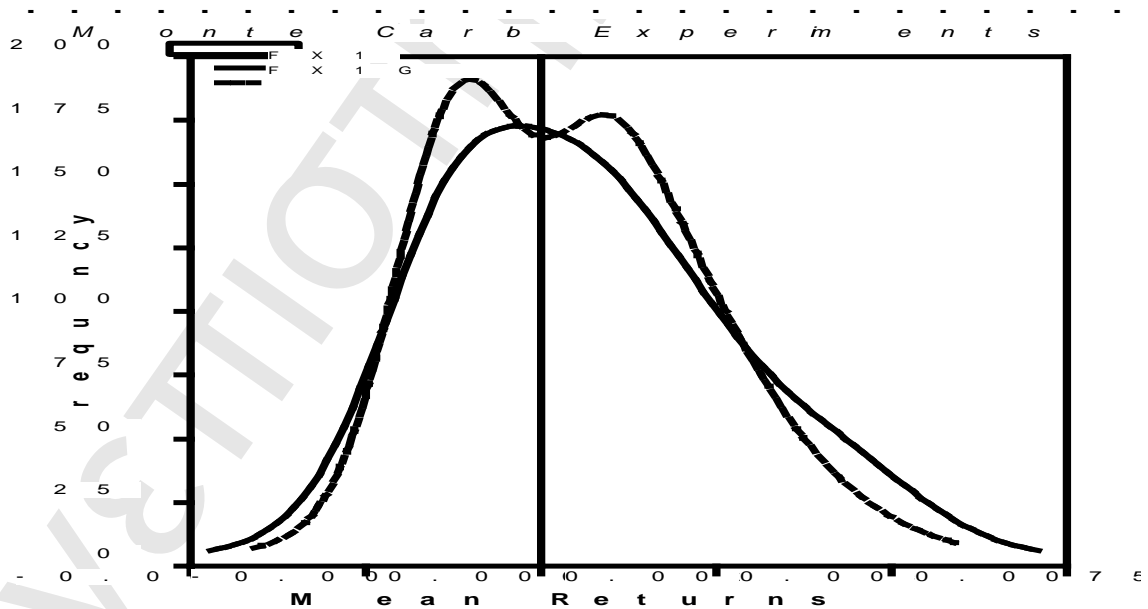
$$H_0 = \mu_{\beta_1} - \mu_{\beta_2} = 0 \text{ \& } H_1 = \mu_{\beta_1} - \mu_{\beta_2} \neq 0 \text{ (P-Value =0)}$$

Παράρτημα III: Διαχείριση Χαρτοφυλακίου

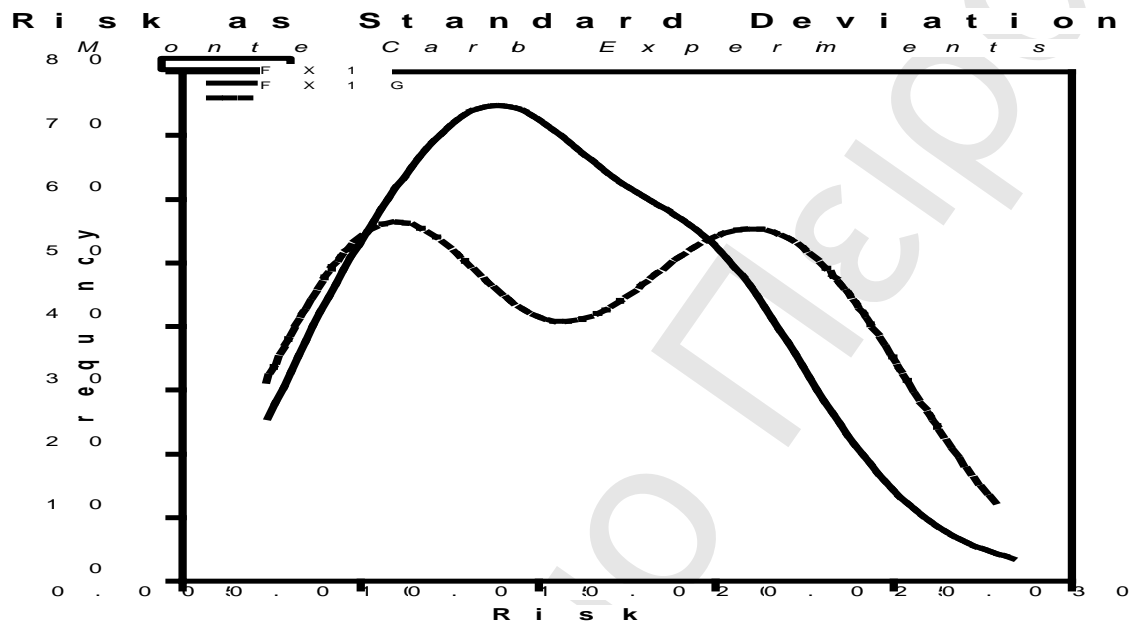
Αποτελέσματα 1^{ης} Περιόδου



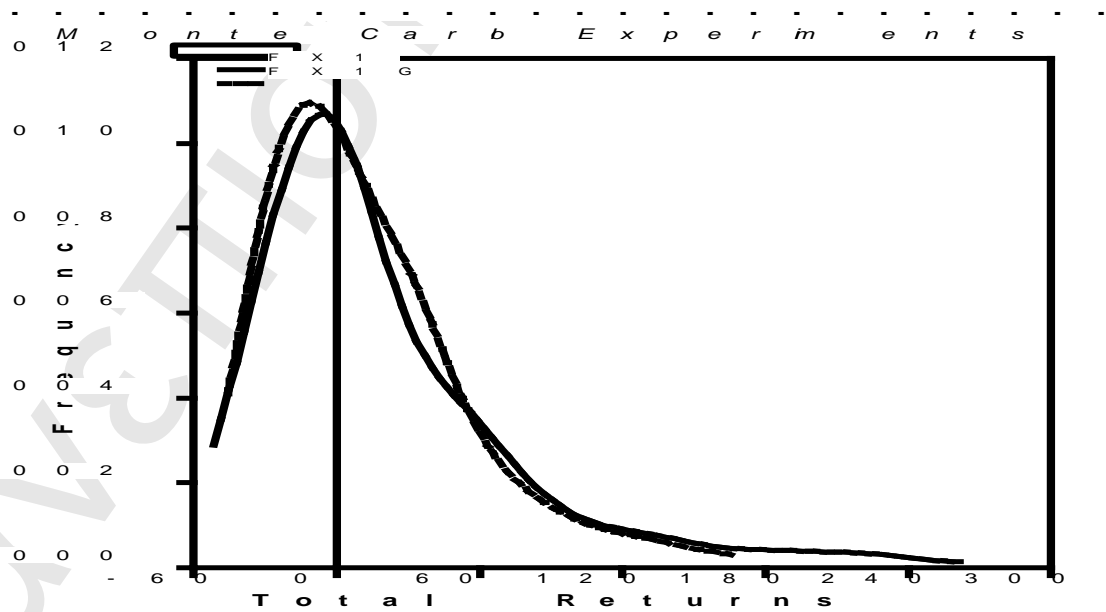
Σχεδιάγραμμα 1. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου.



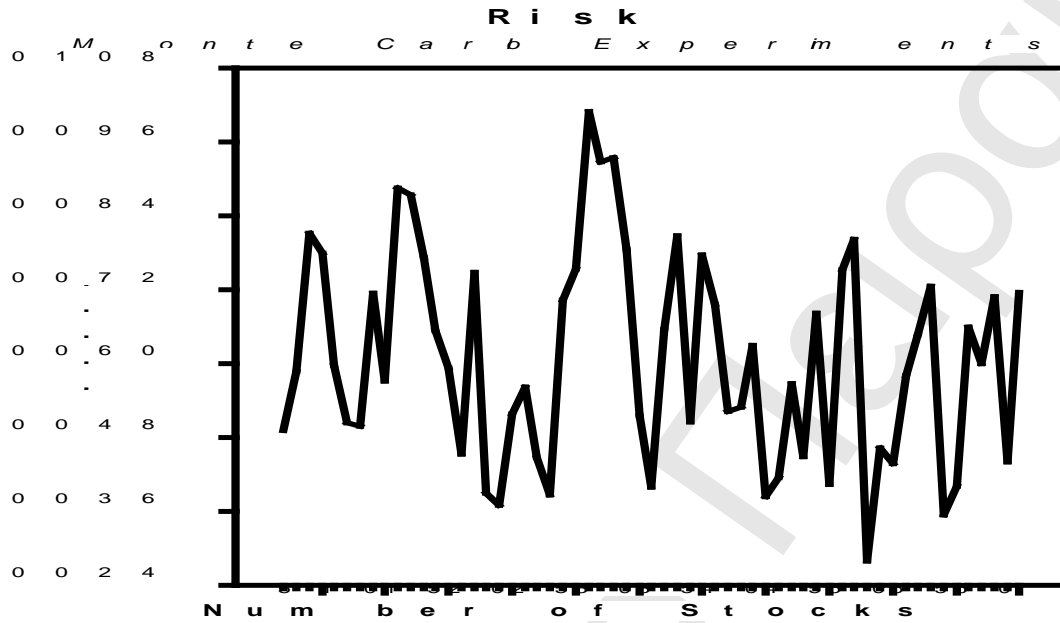
Σχεδιάγραμμα 2. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α..



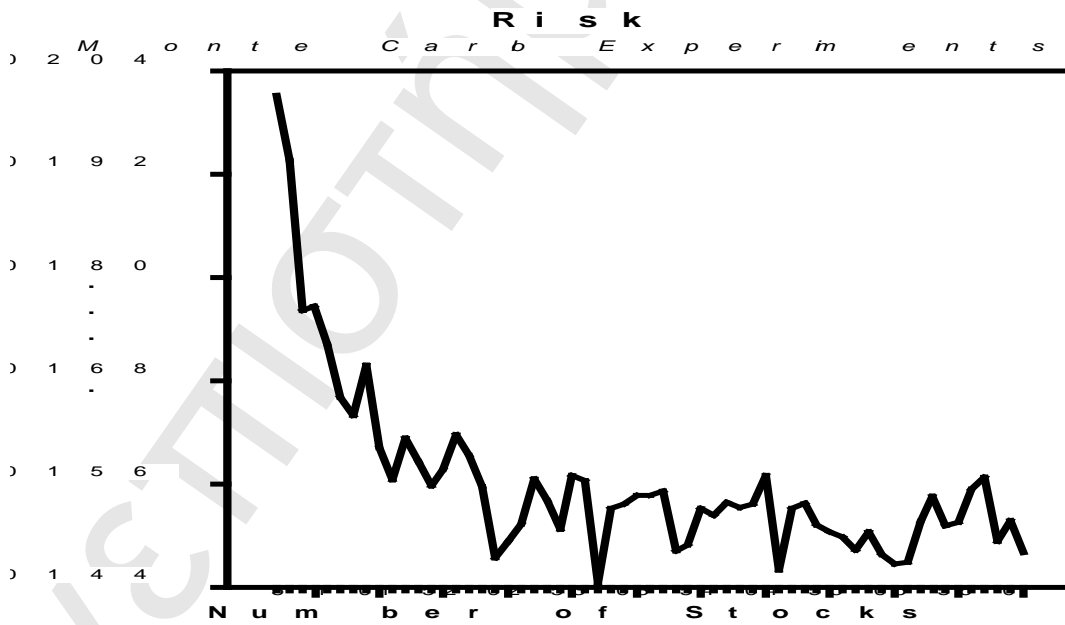
Σχεδιάγραμμα 3. Συνολικοί Κίνδυνοι του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α..



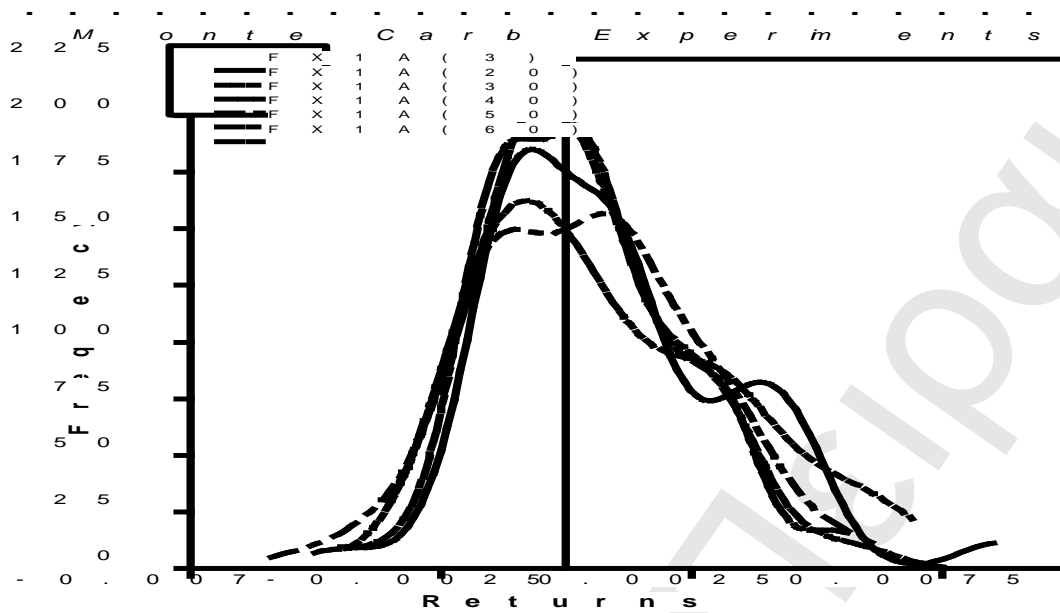
Σχεδιάγραμμα 4. Συνολικές Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου και του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α..



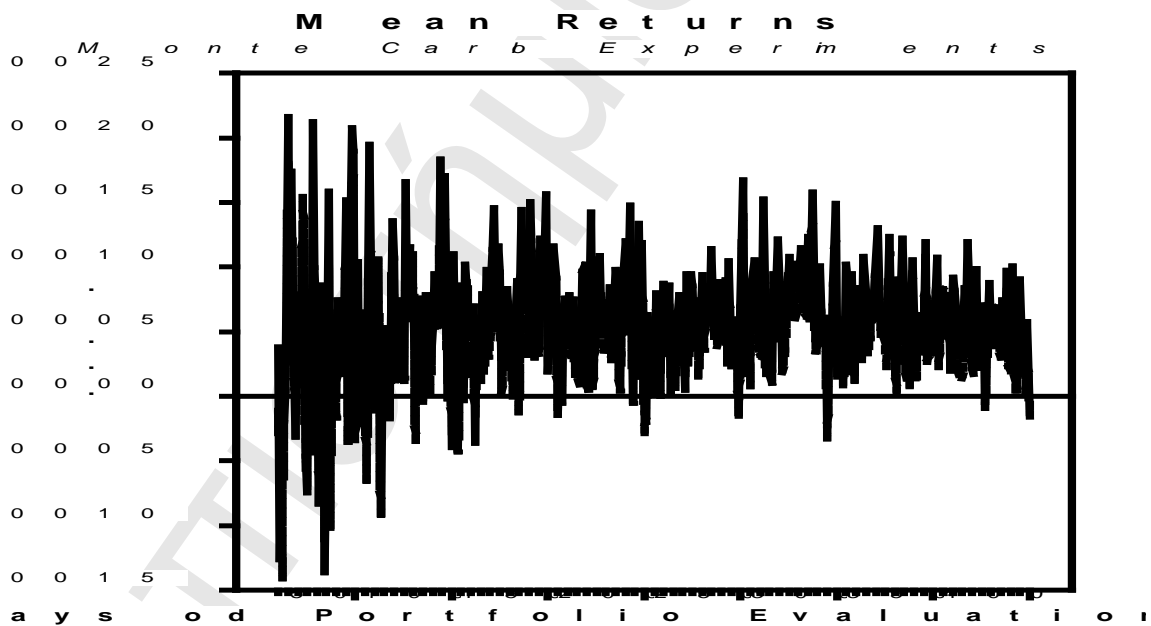
Σχεδιάγραμμα 5. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.



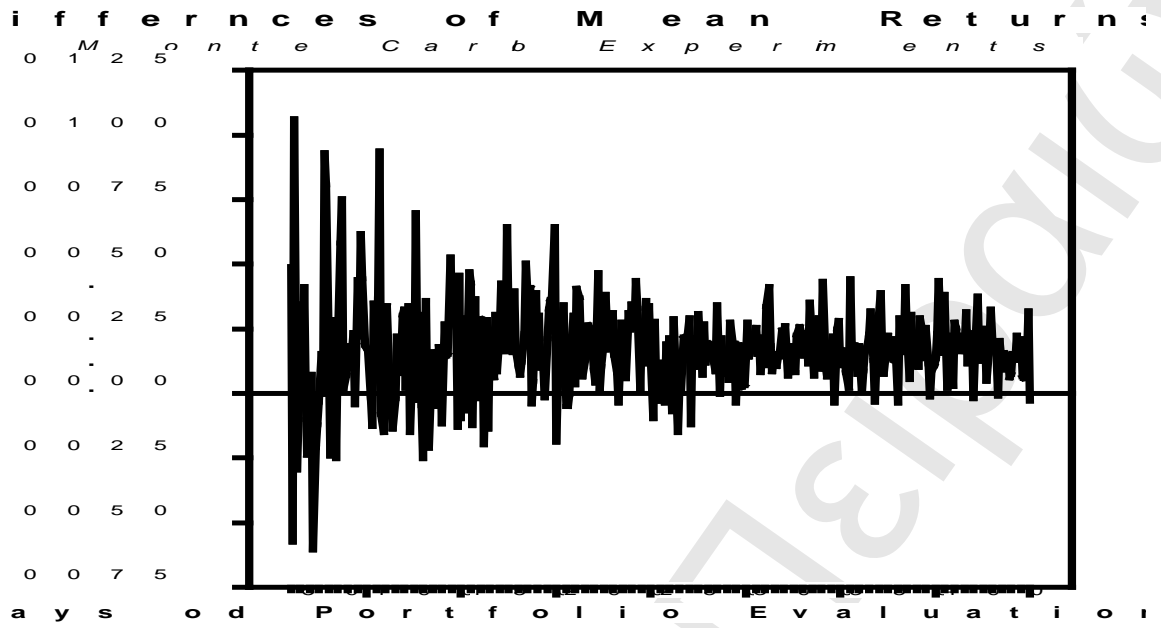
Σχεδιάγραμμα 6. Συνολικοί Κίνδυνοι του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.



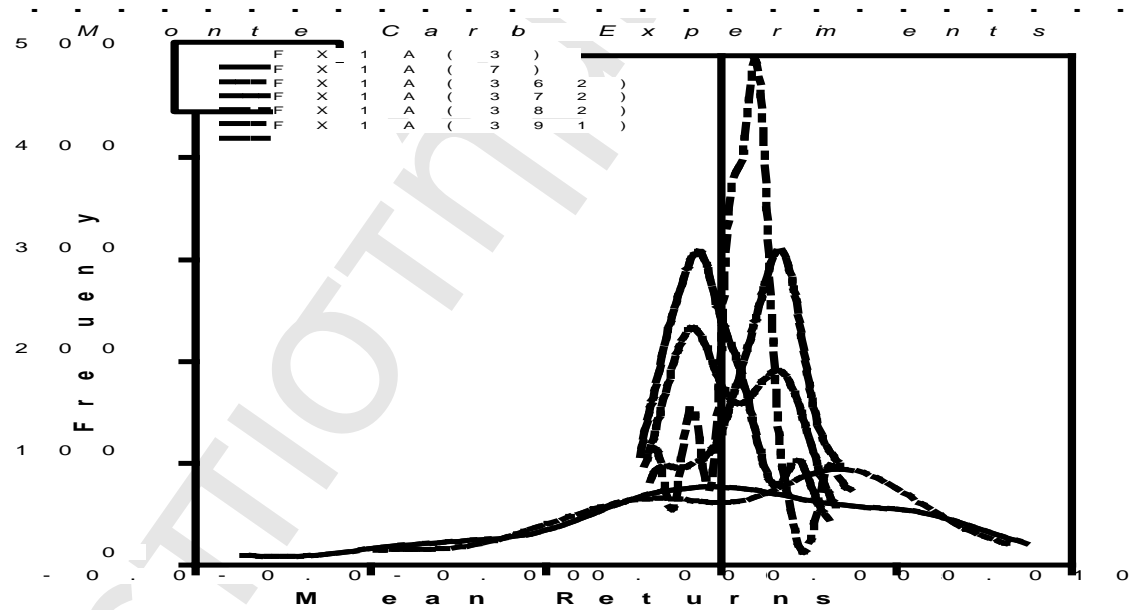
Σχεδιάγραμμα 7. Μέσες Αποδόσεις του Χαρτοφυλακίου για Διαφορετικό Αριθμό Μετοχών.



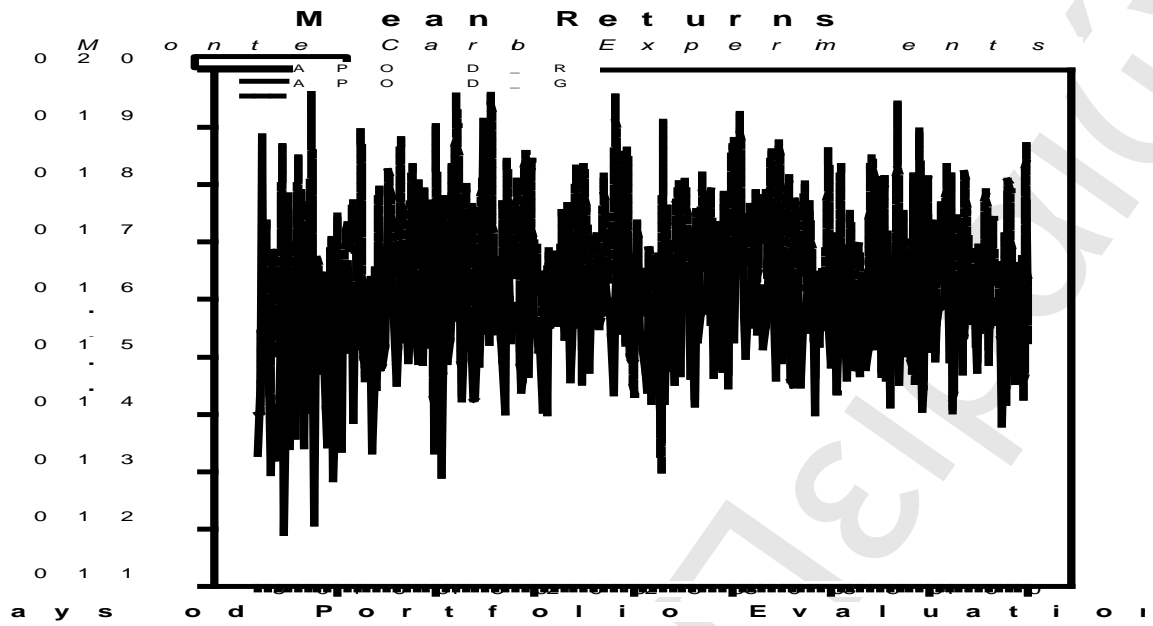
Σχεδιάγραμμα 8. Μέσες Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



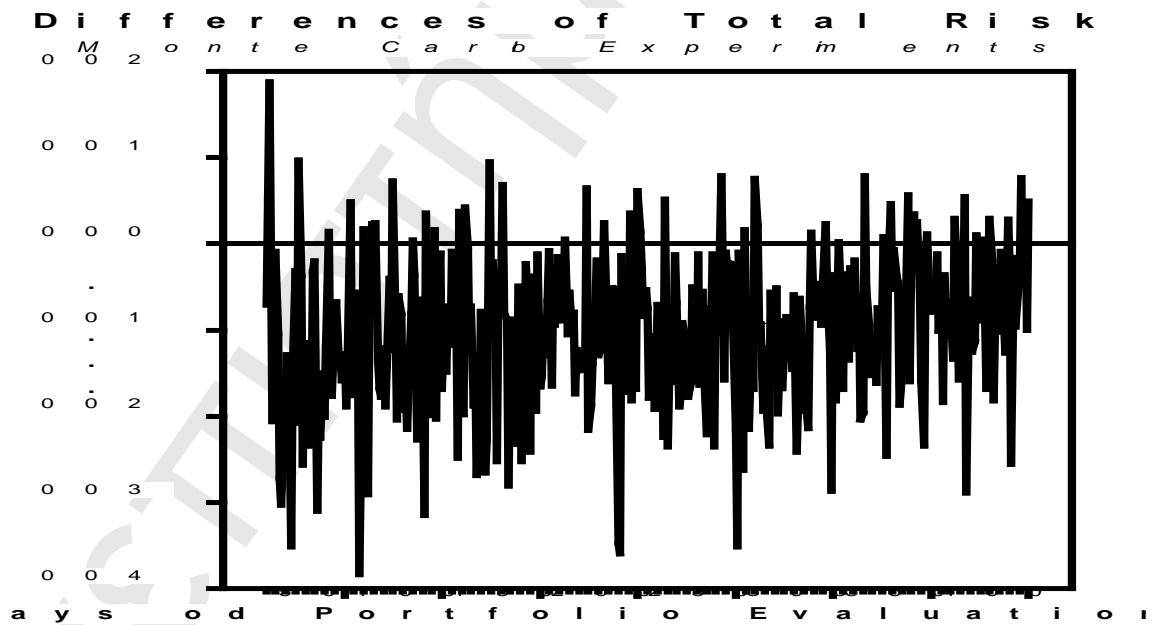
Σχεδιάγραμμα 9. Υπεροχή των Αποδόσεων του Χαρτοφυλακίου (Μέσες Αποδόσεις) σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



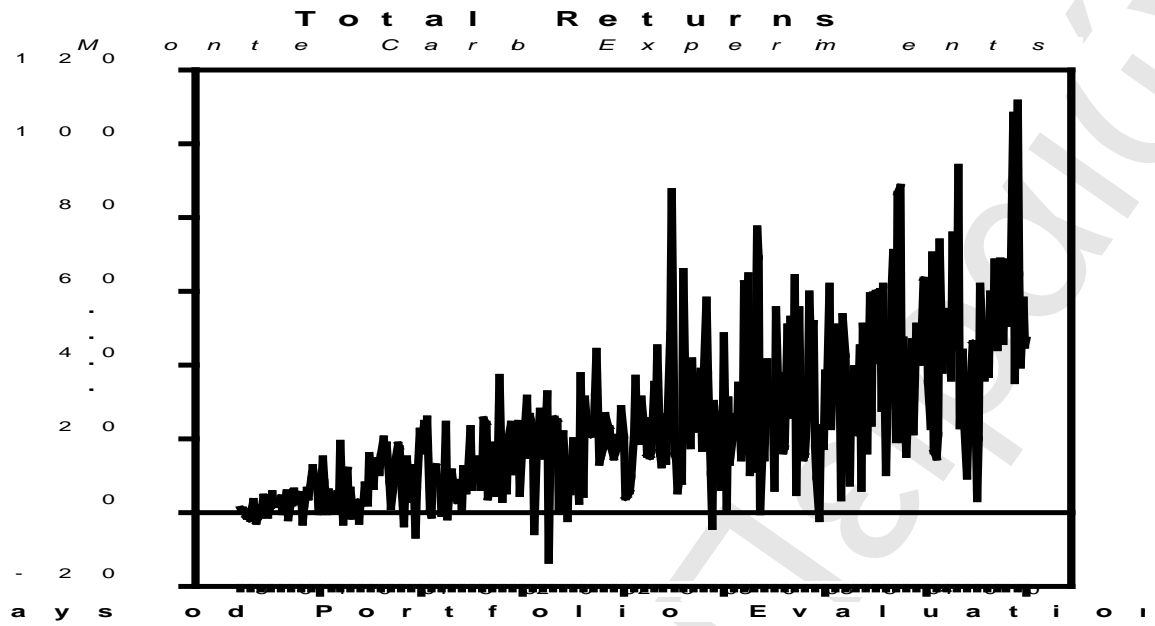
Σχεδιάγραμμα 10. Μέσες Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



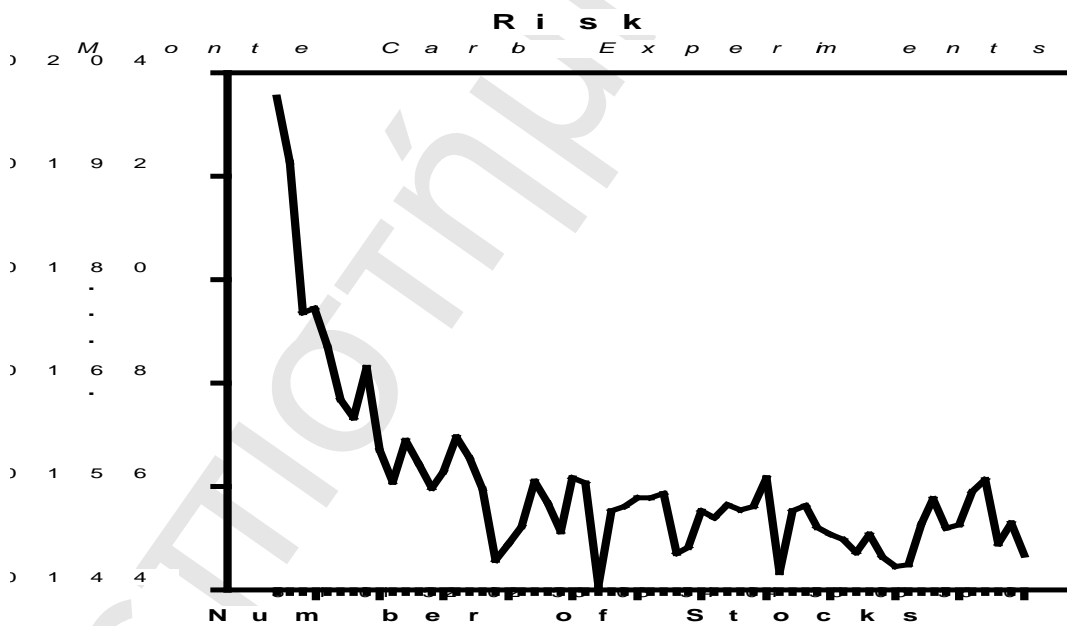
Σχεδιάγραμμα 11. Συνολικός Κίνδυνος του Χαρτοφυλακίου και το Γ.Δ σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



Σχεδιάγραμμα 12. Υπεροχή του Συνολικού Κίνδυνου του Χαρτοφυλακίου από τον Γενικό Δείκτη σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.

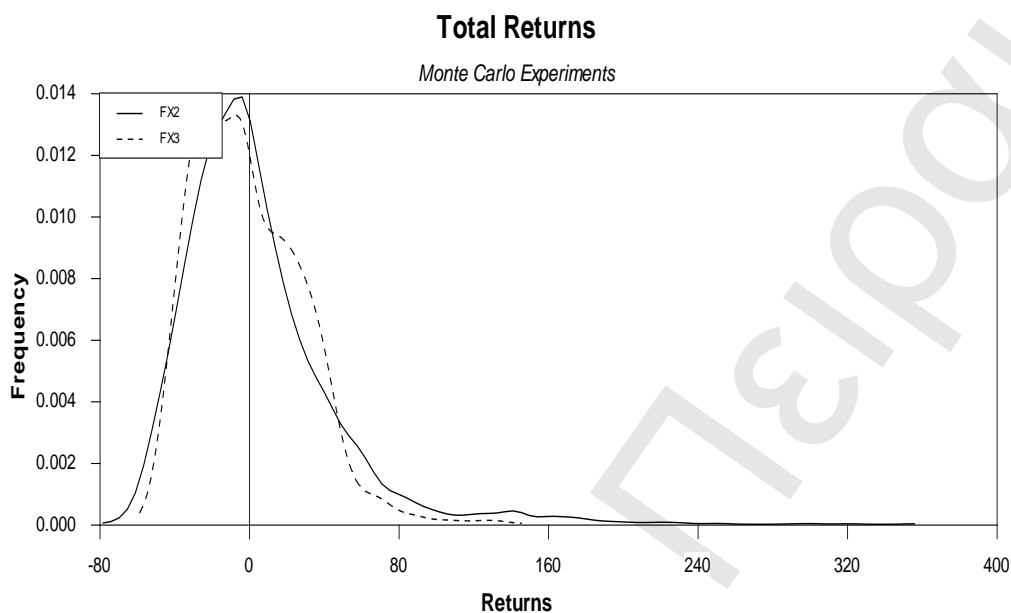


Σχεδιάγραμμα 13. Συνολικές Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.

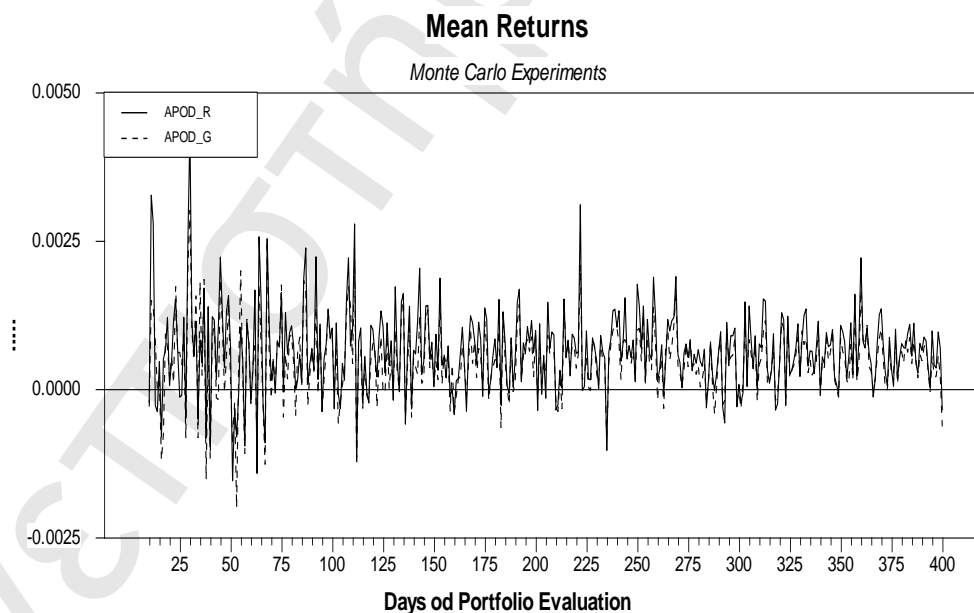


Σχεδιάγραμμα 14. Συνολικός Κίνδυνος σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.

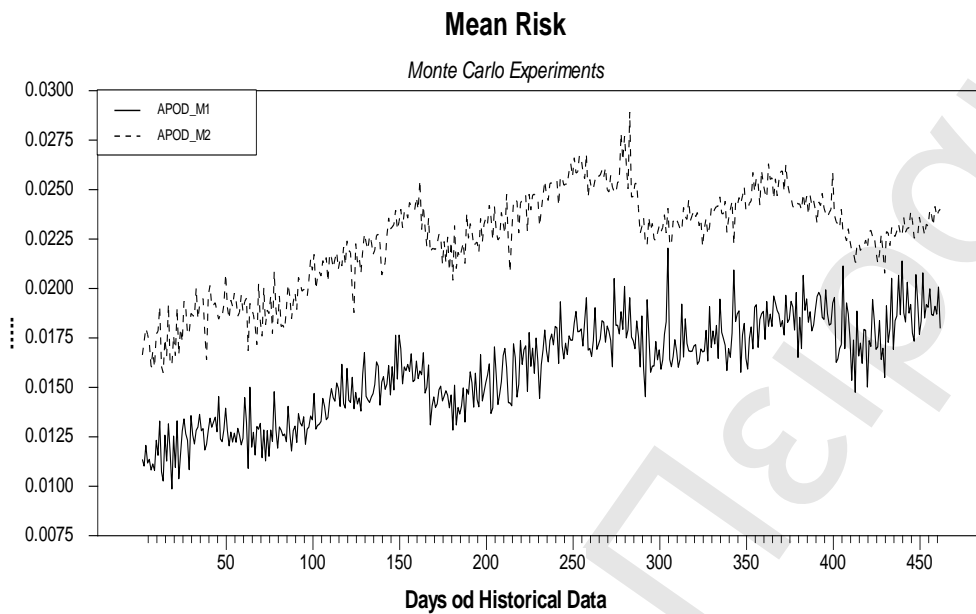
Αποτελέσματα 2^{ης} Περιόδου



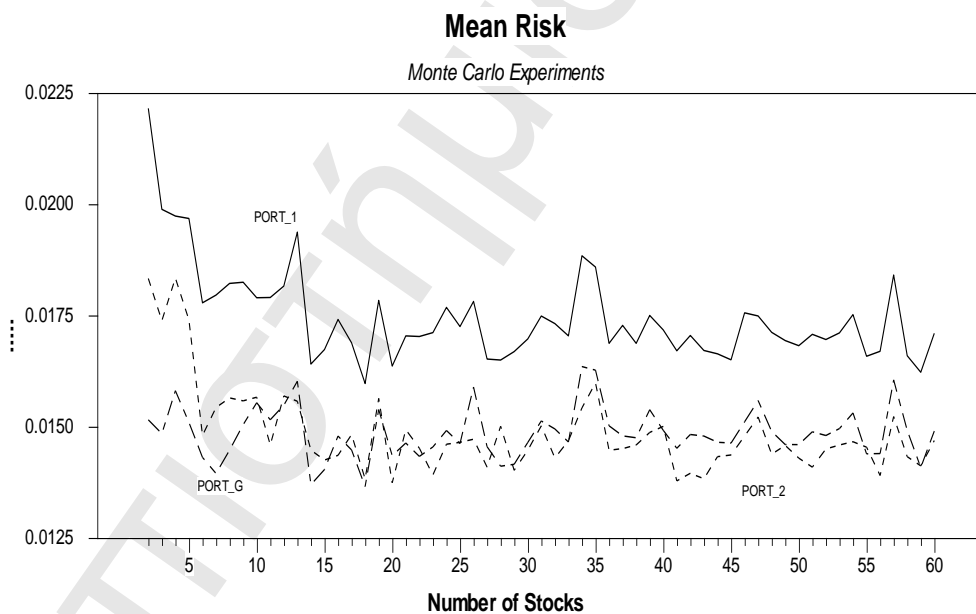
Σχεδιάγραμμα 15. Συνολικές Αποδόσεις σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



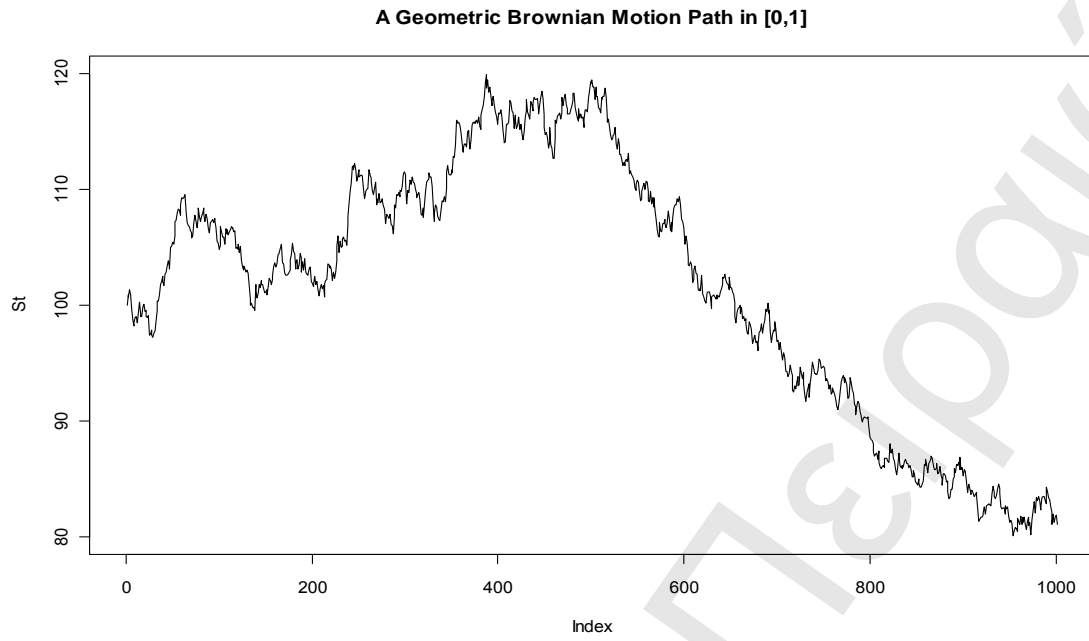
Σχεδιάγραμμα 16. Συνολικός Κίνδυνος σε σχέση με τις Ημέρες Διακράτησης του Χαρτοφυλακίου.



Σχεδιάγραμμα 17. Συνολικός Κίνδυνος 2ης σε σχέση με την 1η Υπό περίοδο.



Σχεδιάγραμμα 18. Συνολικός Κίνδυνος 2ης σε σχέση με την 1η Υπό περίοδο και ο κίνδυνος του Γενικού Δείκτη.



Σχεδιάγραμμα 19. Γεωμετρική Κίνηση Brown [0,1]

Παράρτημα IV: Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών

Πίνακας 8. Unit Root Tests, Dickey-Fuller Method

Indices		Critical Value	T-Statistic	Lags
Time Period 2003-2010				
Γενικός Δείκτης	Levels	-2.8926	-1.510	1
	Differences	-2.8906	-40.41	1
FTSE 20	Levels	-2.8926	-1.390	2
	Differences	-2.8906	-37.43	1
X1	Levels	-2.8926	-2.1033	1
	Differences	-2.8906	-4.8226	1
X2	Levels	-2.8926	0.8030	1
	Differences	-2.8906	5.3251	1
X3	Levels	-2.8926	-0.3320	1
	Differences	-2.8906	-4.9903	1
X4	Levels	-2.8926	0.6031	1
	Differences	-2.8906	-5.3732	1
X5	Levels	-2.8926	-0.1510	1
	Differences	-2.8906	-5.3896	2
X6	Levels	-2.8926	1.7677	1
	Differences	-2.8906	-4.6871	1
X7	Levels	-2.8926	-0.4987	1
	Differences	-2.8906	-10.546	1
X8	Levels	-2.8926	1.6315	1
	Differences	-2.8906	-4.4776	1
X9	Levels	-2.8926	0.6893	2
	Differences	-2.8906	-4.3708	1
X10	Levels	-2.8926	0.5619	1
	Differences	-2.8906	-9.4988	1
X11	Levels	-2.8926	1.0600	1
	Differences	-2.8906	-9.6838	1
X12	Levels	-2.8926	-2.2539	1
	Differences	-2.8906	-4.7048	1
X13				

X14	Levels	-2.8926	-1.0209	1
	Differences	-2.8906	-11.159	3
X15	Levels	-2.8926	-0.9827	1
	Differences	-2.8906	-8.9015	2
X16	Levels	-2.8926	-1.1415	2
	Differences	-2.8906	-3.5418	1
X17	Levels	-2.8926	-0.3554	1
	Differences	-2.8906	-7.2259	2
X18	Levels	-2.8926	-1.3001	1
	Differences	-2.8906	-11.430	1
	Levels	-2.8926	-1.9003	1
	Differences	-2.8906	-8.5847	2

Το υπό εξέταση υπόδειγμα στην περίπτωση μοναδιαίας ρίζας πρώτου ή δευτέρου βαθμού παρουσιάζεται ως εξής:

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \sum_{i=1}^n \beta_{n+1} \ln X_{t-n} + \delta t + u_{1t}$$

$$\Delta \ln X_t = \delta t + \beta_1 \Delta \ln X_t + \sum_{i=1}^n \beta_{n+1} \Delta \ln X_{t-n} + u_{2t}$$

Όπου το Δ απεικονίζει τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής ή του χρηματιστηριακού δείκτη X_t , εκφρασμένο σε τιμές νεπέριου λογαρίθμου. Τέλος, το u_{it} αποτελεί τα κατάλοιπα στα οποία θα εφαρμοστεί ο επαυξημένος έλεγχος για την απόδειξη στασιμότητας ή μη στασιμότητας. Στην περίπτωση η κριτική τιμή σε απόλυτη τιμή είναι μεγαλύτερη του Στατιστικού τότε η αποδοχή της H_0 υπόθεσης για την ύπαρξη ολοκλήρωσης είναι ευσταθής σε επίπεδο 5%. Τα αποτελέσματα του ελέγχου επιβεβαιώνουν τις εκτιμήσει και τις προσδοκίες μας για την ολοκληρώσιμη πρώτου βαθμού συμπεριφορά των χρηματαγορών. Τα αποτελέσματα της στατιστικής ανάλυσης δείχνουν πως οι σειρές παρουσιάζουν μία μοναδιαία ρίζα σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, γεγονός που διορθώνεται λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές της χρονολογικής σειράς.

Πίνακας 9. Unit Root Tests, Phillips - Perron Method

Indices	Critical Value	T-Statistic	Lags
Time Period 2003-2010			
Γενικός Δείκτης			
Levels	-2.8629	-0.3584	1
Differences	-2.8629	-14.165	1
FTSE 20			
Levels	-2.8629	-0.6742	1
Differences	-2.8629	-17.430	1
X1			
Levels	-2.8629	-0.2345	1
Differences	-2.8629	-13.234	1
X2			
Levels	-2.8629	-0.4573	1
Differences	-2.8629	-13.343	1
X3			
Levels	-2.8629	-0.7656	1
Differences	-2.8629	-13.234	1
X4			
Levels	-2.8629	-0.5434	1
Differences	-2.8629	-16.654	1
X5			
Levels	-2.8629	-0.2340	1
Differences	-2.8629	-12.876	1
X6			
Levels	-2.8629	-0.2345	1
Differences	-2.8629	-11.543	1
X7			
Levels	-2.8629	-0.6766	1
Differences	-2.8629	-19.989	1
X8			
Levels	-2.8629	-0.3543	1
Differences	-2.8629	-13.987	1
X9			
Levels	-2.8629	-0,4512	1
Differences	-2.8629	-14,123	1
X10			
Levels	-2.8629	-0,3557	1
Differences	-2.8629	-13,899	1
X11			
Levels	-2.8629	-0,2579	1
Differences	-2.8629	-12,343	1
X12			
Levels	-2.8629	-0,7012	1
Differences	-2.8629	-18,546	1
X13			
Levels	-2.8629	-0,4046	1
Differences	-2.8629	-13,991	1
X14			

	Levels	-2.8629	-0,5579	1
	Differences	-2.8629	-15,777	1
X15				
	Levels	-2.8629	-0,3312	1
	Differences	-2.8629	-13,011	1
X16				
	Levels	-2.8629	-0,4332	1
	Differences	-2.8629	-14,921	1
X17				
	Levels	-2.8629	-0,5034	1
	Differences	-2.8629	-16,274	1
X18				
	Levels	-2.8629	-0,8676	1
	Differences	-2.8629	-19,463	1

Το υπό εξέταση υπόδειγμα στην περίπτωση μοναδιαίας ρίζας πρώτου ή δευτέρου βαθμού παρουσιάζεται ως εξής:

$$\tilde{t}_{\beta} = t_{\beta} \left(\frac{\gamma_0}{\phi_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(\phi_0 - \gamma_0)(se(\hat{\beta}))}{2\phi_0^{1/2}g}$$

Όπου το $\hat{\beta}$ αποτελεί τον εκτιμητή του ελέγχου, το $se(\hat{\beta})$ είναι η εκτίμηση του τυπικού σφάλματος, το g αποτελεί το τυπικό σφάλμα του ελέγχου της παλινδρόμησης και το γ_0 αποτελεί μια εκτίμηση του error variance. Η εκτίμηση της στατιστικής ϕ_0 βασίζεται στη μέθοδο των Kernel- Based. Ασυμπτωτικά η στατιστική η κατανομή της μη παραμετρικής στατιστικής δε διαφοροποιείται από αυτήν του επαυξημένου ελέγχου, ενώ η ερμηνεία της είναι αντίστοιχη με την ερμηνεία της μεθοδολογίας των Dickey και Fuller. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης και η στατιστική αξιολόγηση αυτών δε διαφοροποιούνται από των πρώτο έλεγχο για μοναδιαία ρίζα της παρούσας εργασίας, δείχνουν πως οι σειρές παρουσιάζουν μία μοναδιαία ρίζα σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, γεγονός που διορθώνεται λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές της χρονολογικής σειράς. Επίσης, ο μετασχηματισμός του παραπάνω υποδείγματος προσθέτοντας ή αφαιρώντας την χρονική τάση ή τον σταθερό όρο δεν διαφοροποιεί την αποδοχή της αρχικής υπόθεσης.

Πίνακας 10. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Break, Lee & Strazicich Method.

Indices	Critical Value Break Points	\tilde{T}_B	T-Statistic	Lags
Time Period 2003-2010				
Γενικός Δείκτης				
Levels	$\lambda = (0.4, 0.8) \rightarrow -5.32$	06/05 – 02/08	-6.8734	1
FTSE 20				
Levels	$\lambda = (0.4, 0.8) \rightarrow -5.32$	06/05 - 01/08	-4.8387	1

Όπου $\lambda = (T_{B_1}/T, T_{B_2}/T)$ σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, το T αποτελεί τον αριθμό των παρατηρήσεων, (Lee, J., Strazicich, M.C., 1999. Minimum). Το υπό εκτίμηση υπόδειγμα παρουσιάζεται στις παρακάτω εξισώσεις:

$$\Delta \ln Y_t = d_Y' \Delta Z_{t,Y} + \phi_Y \tilde{S}_{Y,t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta \tilde{S}_{Y,t-i} + \varepsilon_{Y,t}$$

$$\Delta \ln X_t = d_X' \Delta Z_{t,X} + \phi_X \tilde{S}_{X,t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta \tilde{S}_{X,t-i} + \varepsilon_{X,t}$$

Όπου \tilde{S}_i είναι μία χρονολογική σειρά με τάση, όπως για παράδειγμα $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, όπου $t = 2, \dots, T$. Το $\tilde{\delta}$ αποτελεί την εκτίμηση της παλινδρόμησης της $\Delta \ln i_t$ στην $\Delta Z_{t,i}$, όπου $i = s_t, f_t$. Η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ικανοποιείται όταν $\phi = 0$. Για την ύπαρξη δύο διαθρωτικών μεταβολών στην χρονολογική σειρά για τον σταθερό όρο (LM_ρ) και για την τάση (LM_τ) η συνθήκη περιγράφεται ως $LM_\rho = \text{Inf}_\lambda \tilde{\rho}(\lambda)$ και $LM_\tau = \text{Inf}_\lambda \tilde{\tau}(\lambda)$, όπου $\lambda_i = T_{B_i}/T$, $i = 1, 2$.

Πίνακας 11. Cointegration Analysis, Engle Granger Method / Γενικός Δείκτης

	Critical Value	Probability	T-Statistic	Lags
Time Period 2003-2007				
X1	-2,8695	0.000	-11.135	2
		0.000	-14.125	1
X2	-2,8695	0.000	-17.945	6
		0.000	-18.001	1
X3	-2,8695	0.000	-6.1264	3
		0.000	-4.3241	4
X4	-2,8695	0.000	-21.134	5
		0.000	-18.423	12
X5	-2,8695	0.000	-10.324	1
		0.006	-12.143	1
X6	-2,8695	0.000	-10.134	2
		0.000	-4.0910	1
X7	-2,8695	0.005	-3.0250	4
		0.005	-2.9203	3
X8	-2,8695	0.000	-18.423	12
		0.000	-14.125	1
X9	-2,8695	0.000	-5.2531	3
		0.000	-10.036	3
X10	-2,8695	0.000	-5.7970	2
		0.000	-10.350	1
X11	-2,8695	0.000	-6.7842	7
		0.000	-9.2540	9
X12	-2,8695	0.004	-3.3560	6
		0.000	-10.824	12
X13	-2,8695	0.000	-5.5630	1
		0.000	-3.4733	1
X14	-2,8695	0.000	-9.5780	2
		0.000	-8.4834	3
X15	-2,8695	0.000	-7.4787	2
		0.005	-3.4071	13
X16	-2,8695	0.005	-3.6010	3
		0.000	-10.397	1
X17	-2,8695	0.000	-5.5210	4
		0.000	-10.744	5
X18	-2,8695	0.003	-4.4571	2
		0.000	-10.658	1
Time Period 2007-2010				
X1	-2.9321	0.014	-1.1354	12
		0.010	-2.1254	6
X2	-2.9321	0.000	-17.945	10
		0.000	-18.001	1
X3	-2.9321	0.060	-1.1264	5
		0.053	-2.3241	9
X4	-2.9321	0.000	-21.134	8
		0.000	-18.423	7
X5	-2.9321	0.029	-0.3245	5
		0.036	-3.1439	3

X6	-2.9321	0.000	-12.134	3
		0.000	-5.0910	2
X7	-2.9321	0.005	-3.0250	3
		0.005	-3.9203	3
X8	-2.9321	0.000	-18.423	3
		0.002	-4.1254	11
X9	-2.9321	0.051	-2.8321	1
		0.071	-0.2201	3
X10	-2.9321	0.000	-6.0744	9
		0.000	-10.334	10
X11	-2.9321	0.000	-12.134	8
		0.000	-8.5137	2
X12	-2.9321	0.000	-2.9074	2
		0.000	-5.2316	6
X13	-2.9321	0.000	-11.018	2
		0.000	-12.190	4
X14	-2.9321	0.000	-13.829	2
		0.000	-8.2501	4
X15	-2.9321	0.000	-7.5244	9
		0.000	-11.921	7
X16	-2.9321	0.000	-5.2067	3
		0.000	-7.3753	4
X17	-2.9321	0.000	-9.0103	9
		0.000	-7.3999	2
X18	-2.9321	0.000	-11.851	10
		0.000	-7.3999	1

Το υπό εκτίμηση υπόδειγμα στην περίπτωση μελέτης δύο μεταβλητών (δεικτών) καθορίζεται από την παρακάτω υποδειγματοποιημένη σχέση, γενικευμένες στην μακροχρόνια περίοδο και ισορροπία:

$$\ln Y_t = \gamma_{0,y} + \gamma_{1,y} \ln X_t + z_{t,y}$$

$$\ln X_t = \gamma_{0,x} + \gamma_{1,x} \ln Y_t + z_{t,x}$$

Η λήψη των καταλοίπων ως μια εκτίμηση του σφάλματος ισορροπίας και η εφαρμογή της μεθόδου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας βασισμένη στον επαυξημένο έλεγχο των Dickey και Fuller οδηγεί στην ορθή κρίση της ύπαρξη στασιμότητας ή μη-στασιμότητας και στην αποδοχή της υπόθεσης της μακροχρόνιας αλληλεξάρτησης των αγορών.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_n \hat{\varepsilon}_{t-n} + u_t$$

Εάν η απόλυτη τιμή του T-Statistic είναι μικρότερη της κριτικής τιμής σε απόλυτη τιμή τότε η μηδενική υπόθεση για την μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης γίνεται δεκτή σε επίπεδο

σημαντικότητας 5%. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων επιλέχθηκε με βάση το τροποποιημένο κριτήριο του Akaike.

Πίνακας 12. Cointegration Analysis, Johansen Method. / Γενικός Δείκτης

Hypotheses	Trace Test	Critical Value	Hypotheses	Max-L Test	Critical Value	A/A	Lags
H_0 H_1			H_0 H_1				
Time Period 2003-2007							
$r = 0$ $r \geq 1$	39.26	15.414	$r = 0$ $r = 1$	38.13	14.0752	X1	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.12	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.12	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	108.13	15.414	$r = 0$ $r = 1$	106.57	14.0752	X2	1
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.55	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.55	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	104.18	15.414	$r = 0$ $r = 1$	98.80	14.0752	X3	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	5.38	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	5.38	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	43.26	15.414	$r = 0$ $r = 1$	39.21	14.0752	X4	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.91	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.32	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	43.96	15.414	$r = 0$ $r = 1$	42.34	14.0752	X5	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	2.45	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.98	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	45.43	15.414	$r = 0$ $r = 1$	43.87	14.0752	X6	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	2.24	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.89	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	40.22	15.414	$r = 0$ $r = 1$	38.34	14.0752	X7	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.35	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1.54	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	60.32	15.414	$r = 0$ $r = 1$	59,29	14.0752	X8	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	2.07	3.7641	$r \leq 1$ $r = 2$	1,3652	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	102.43	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	100,5	14.0752	X9	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.90	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,86	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	29.43	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	28,22	14.0752	X10	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	3.21	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	2,39	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	39.10	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	37,69	14.0752	X11	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.96	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,85	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	42.09	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	40,21	14.0752	X12	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.51	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,18	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	82.92	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	82,70	14.0752	X13	1
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.24	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,29	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	41.86	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	41,29	14.0752	X14	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.47	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,97	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	41.20	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	41,19	14.0752	X15	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.80	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	0,69	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	21.55	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	21,59	14.0752	X16	2
$r \leq 1$ $r \geq 2$	3.65	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,22	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	82.79	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	81,59	14.0752	X17	1
$r \leq 1$ $r \geq 2$	1.59	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	1,26	3.7651		
$r = 0$ $r \geq 1$	91.33	15.414	$r = 0$ $r \geq 1$	89,44	14.0752	X18	1
$r \leq 1$ $r \geq 2$	2.64	3.7641	$r \leq 1$ $r \geq 2$	2,15	3.7651		
Time Period 2008-2010							
$r \leq 1$ $r \geq 2$	13.43	14.451	$r = 0$ $r = 1$	13.02	14.0712	X1	2

$r = 0 \ r \geq 1$	2,65	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	2,45	3.4761		
$r \leq 1 \ r \geq 2$	19,34	14.451	$r = 0 \ r = 1$	58,07	14.0712	X2	1
$r = 0 \ r \geq 1$	1,89	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	1,82	3.4761		
$r \leq 1 \ r \geq 2$	12,76	14.451	$r = 0 \ r = 1$	11,78	14.0712	X3	2
$r = 0 \ r \geq 1$	1,98	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	1,64	3.4761		
$r \leq 1 \ r \geq 2$	82,40	14.451	$r = 0 \ r = 1$	82,0	14.0712	X4	2
$r = 0 \ r \geq 1$	-0,43	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	1,87	3.4761		
$r \leq 1 \ r \geq 2$	91,17	14.451	$r = 0 \ r = 1$	89,30	14.0712	X5	2
$r = 0 \ r \geq 1$	1,89	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	2,27	3.4761		
$r \leq 1 \ r \geq 2$	44,97	14.451	$r = 0 \ r = 1$	43,89	14.0712	X6	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,48	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	1,86	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	51,03	14.451	$r = 0 \ r = 1$	49,49	14.0712	X7	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	0,72	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	-0,76	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	58,61	14.451	$r = 0 \ r = 1$	58,87	14.0712	X8	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,05	3.6657	$r \leq 1 \ r = 2$	0,92	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	67,76	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	12,09	14.0712	X9	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	0,23	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,43	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	58,34	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	59,50	14.0712	X10	1
$r \leq 1 \ r \geq 2$	0,23	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,30	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	101,10	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	100,7	14.0712	X11	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,34	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	0,9061	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	28,86	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	28,16	14.0712	X12	1
$r \leq 1 \ r \geq 2$	2,71	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,28	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	38,75	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	38,33	14.0712	X13	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,33	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,98	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	40,78	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	41,27	14.0712	X14	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,47	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,47	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	82,53	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	79,32	14.0712	X15	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	0,76	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	2,70	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	39,50	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	39,57	14.0712	X16	2
$r \leq 1 \ r \geq 2$	-2,43	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,83	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	40,51	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	38,76	14.0712	X17	1
$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,29	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	1,36	3.4761		
$r = 0 \ r \geq 1$	20,70	14.451	$r = 0 \ r \geq 1$	19,08	14.0712	X18	1
$r \leq 1 \ r \geq 2$	3,12	3.6657	$r \leq 1 \ r \geq 2$	2,33	3.4761		

Σύμφωνα με την μέθοδο του Johansen η ύπαρξη διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μπορεί να διερευνηθεί με τις παρακάτω στατιστικές:

$$\lambda_r = T \sum_{i=r}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_M = T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

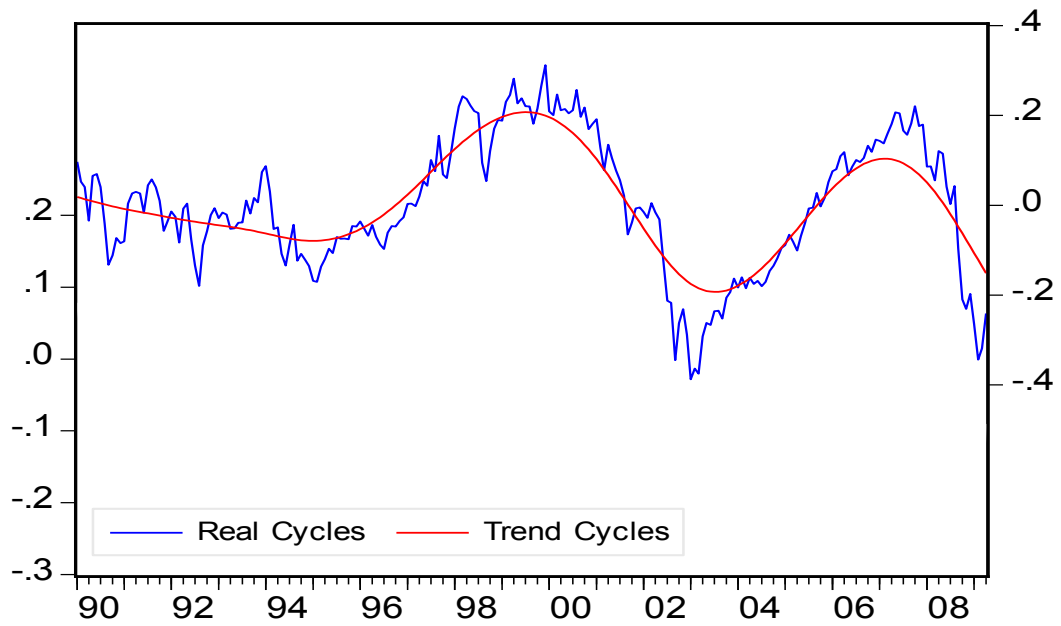
Εάν $r = 0$ τότε η μηδενική υπόθεση για την μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης γίνεται αποδεκτή. Αντίθετα εάν το $r = 1$ τότε υπάρχει ένα διάνυμα συνολοκλήρωσης κοκ. Αν η στατιστική είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, τότε υπάρχει ένα διάνυμα συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονολογικών σειρών.

Πίνακας 13. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

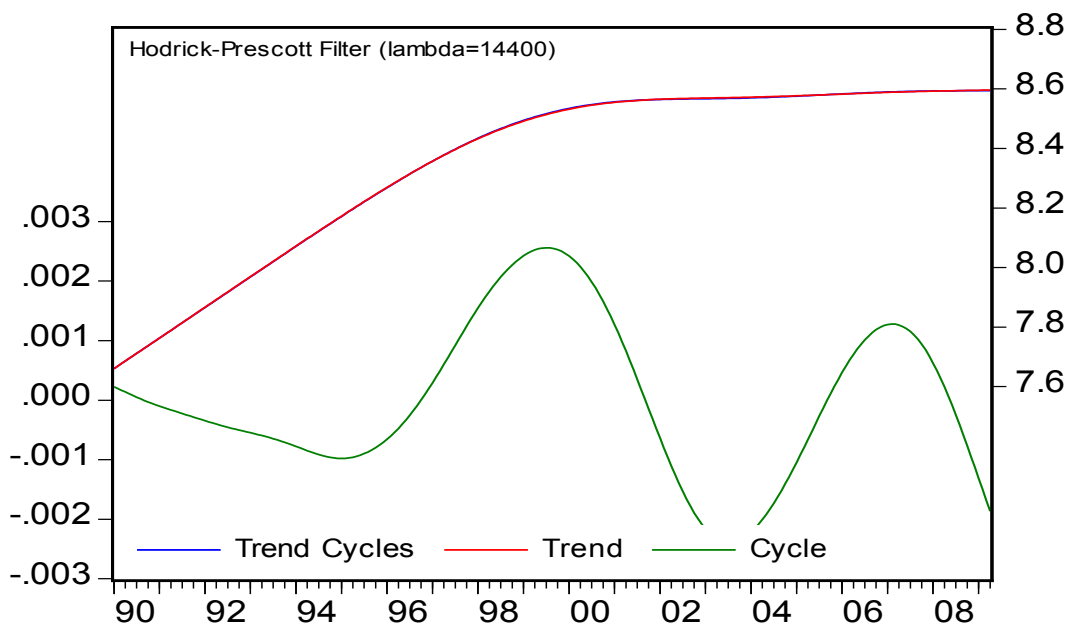
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	1.374	0.009	153.26	0.00
X2			N.A.	
X3	-0.135	0.015	-12.89	0.00
X4			N.A.	
X5			N.A.	
X6			N.A.	
X7			N.A.	
X8			N.A.	
X9	0.847	0.007	45.084	0.00
X10			N.A.	
X11			N.A.	
X12			N.A.	
X13			N.A.	
X14			N.A.	
X15			N.A.	
X16			N.A.	
X17			N.A.	
X18			N.A.	

Το υπό εκτίμηση υπόδειγμα διόρθωσης λαθών με εξαρτημένη μεταβλητή την εκάστοτε μετοχή παρουσιάζεται στην παρακάτω σχέση:

$$\Delta \ln Y_t = \beta_{y,1} \Delta \ln Y_t + \beta_{y,2} \hat{z}_{Y,t-1}$$



Σχεδιάγραμμα 20. Κυκλική Συμπεριφορά του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α..



Σχεδιάγραμμα 21. Τάση Κύκλου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α..

Παράρτημα V. Λίστα Μετοχών

Πίνακας 14. Λίστα Μετοχών

X1	Alpha Bank
X2	Ate Bank
X3	Biox
X4	Boc
X5	Coca Cola
X6	Elpe
X7	Ete Bank
X8	Eurobank
X9	Ote
X10	Intralot
X11	Motor Oil
X12	Mitilinaios
X13	Opap
X14	Deh
X15	Titan
X16	Piraeus Bank
X17	MIG
X18	TT