

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



75

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ
ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΟΥ ΒΑΘΜΟΥ ΕΞΑΡΤΗΣΗΣ ΤΗΣ
ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑΣ ΑΠΟ ΤΙΣ
ΜΕΓΑΛΕΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΕΣ ΤΟΥ ΕΞΩΤΕΡΙΚΟΥ

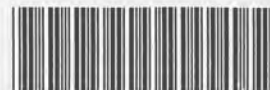
Χαράλαμπος Ε. Καλλιγοςφύρης

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των απαιτήσεων
για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης
στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΕΙΣ.	51586 + CD
ΜΡ.	33248
ΤΑΞΗ	332.642 ΚΑΔ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

Πειραιάς
Σεπτέμβριος 2006



00151586

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από την ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Γκλεζάκος Μιχαήλ, Αναπλ. Καθηγητής Πανεπιστημίου Πειραιώς (Επιβλέπων)
- Κούτρας Μάρκος, Καθηγητής Πανεπιστημίου Πειραιώς
- Ξενάκης Ανδρέας, Λέκτορας Πανεπιστημίου Αθηνών

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνωμών του συγγραφέα.

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**INVESTIGATION OF THE DEGREE OF
DEPENDENCE OF THE GREEK CAPITAL MARKET
FROM THE LARGE FOREIGN CAPITAL MARKETS**

By

Charalampos E. Kalligosfyris

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance Science of
the University of Piraeus in partial fulfilment of the requirements
for the degree of Master of Science in Applied Statistics

Piraeus, Greece

September 2006

UNIVERSITY OF PIRAEUS



INSTITUTE OF STATISTICS
ECONOMIC RESEARCH

POST-GRADUATE PROGRAM IN
STATISTICS

INVESTIGATION OF THE DEGREE OF
DEPENDENCE ON THE CAPITAL MARKET
FROM THE LARGE FOREIGN CAPITAL MARKETS

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Στην οικογένεια μου

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Ευχαριστίες

Από τη θέση αυτή, νιώθω την ανάγκη να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες στον Αναπληρωτή Καθηγητή του Πανεπιστημίου Πειραιώς κ. Μιχάλη Γκλεζάκο, ο οποίος με τις πολύτιμες υποδείξεις του και τις εύστοχες παρατηρήσεις του βοήθησε σημαντικά στην συγγραφή της παρούσας εργασίας. Είναι σίγουρο ότι χωρίς την δική του συμβολή δεν θα μπορούσε να ολοκληρωθεί η ερευνητική αυτή προσπάθεια. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Ανδρέα Ξενάκη, Λέκτορα στο Τμήμα Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Αθηνών, ο οποίος είχε την ευγενή καλοσύνη να ασχοληθεί με την μελέτη αυτή και να κάνει πολύτιμα σχόλια και παρατηρήσεις πάνω σε θεωρητικά ζητήματα σχετικά με το εμπειρικό μέρος της. Ακόμη, δεν θα μπορούσα να μην ευχαριστήσω και τον Καθηγητή του Πανεπιστημίου Πειραιώς κ. Μάρκο Κούτρα για τα σχόλια και τις υποδείξεις του. Τέλος, είμαι ευγνώμων και σε όλους εκείνους, φοιτητές και καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών, που βοήθησαν με οποιονδήποτε τρόπο στην περάτωση αυτού του έργου.

Πειραιάς, Σεπτέμβριος 2006

Χαράλαμπος Ε. Καλλιγιοσφόρης

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Περίληψη

Η εργασία αυτή διερευνά το βαθμό εξάρτησης της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες ξένες Κεφαλαιαγορές, χρησιμοποιώντας σύγχρονες οικονομετρικές μεθόδους ανάλυσης χρονολογικών σειρών. Συγκεκριμένα, κάνοντας χρήση των αυτοπαλινδρομών διανυσματικών υποδειγμάτων (VAR models) και της μεθόδου συνολοκλήρωσης όπως αυτή αναπτύχθηκε τόσο από τους Engle-Granger όσο και από τους Johansen-Juselious, επιχειρείται η ανακάλυψη των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των Κεφαλαιαγορών και ο βαθμός συμπόρευσης της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς με τις ανεπτυγμένες αγορές του εξωτερικού. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν υποδεικνύουν ένα σημαντικό βαθμό αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των εξεταζομένων αγορών, γεγονός που περιορίζει τα πιθανά οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Επίσης, η έρευνα έδειξε ότι η εγχώρια κεφαλαιαγορά επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τις κινήσεις των αγορών των ΗΠΑ, της Γερμανίας, της Ιταλίας, της Ισπανίας και του Βελγίου, ενώ η ίδια δεν είναι σε θέση να "εξηγήσει" την πορεία καμίας εξ αυτών. Ακόμη, επισημαίνεται η κυριαρχία της Αμερικανικής αγοράς σε παγκόσμιο επίπεδο ως πηγή πληροφόρησης και μεταβλητότητας, ενώ σε Ευρωπαϊκό επίπεδο τα στοιχεία συνηγορούν υπέρ της κυριαρχίας της Γερμανικής αγοράς. Τέλος, η ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων (*impulse responses*) των χρηματιστηριακών αγορών σε εξελίξεις κάποιας άλλης αγοράς, υποστηρίζει την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών, αφού οι αντιδράσεις σε ένα σοκ (*shock*) ολοκληρώνονται το πολύ σε μια ημέρες, μη επιτρέποντας την επίτευξη υπερκανονικών αποδόσεων.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Abstract

This dissertation investigates the degree of dependence of the Greek Capital Market to the large foreign ones, by using contemporary econometric methods of time series analysis. Specifically by using Vector Autoregressive models (VAR models) and the method of cointegration, developed by Engle-Granger and Johansen-Juselious, the investigation of the causal relations among the Capital Markets and the degree of comovement in the Greek Market with the foreign developed markets abroad, is being attempted. The results that were found indicate large scale relations among the markets being examined, which restrict the potential benefits from an international portfolio diversification. In addition, the survey indicated that the domestic market is influenced to a great extent by the movements of the USA, Germany, Italy, Spain and Belgium markets, whereas this market (The Greek Market) can not “explain” the others markets’ behavior. Furthermore, our analysis reveals the dominance of the American Market in a world wide level as a source of information and variability, whereas in a European level the evidence advocates “for” the dominance of the German market. Ultimately, the impulse responses analysis of the financial markets to innovations in other markets, proves the validity of the Efficient Market Hypothesis, which is a consequence of the fact that the effect from a shock in another market is completed in one day, not permitting the acquisition of abnormal returns.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Περιεχόμενα

Κατάλογος πινάκων	xv
Κατάλογος σχημάτων	xvii
Κατάλογος συντομογραφιών	xix
1. Εισαγωγή	1
1.1 Σκοπός της εργασίας	4
1.2 Διάρθρωση της εργασίας	4
2. Ανασκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας	7
2.1 Προηγούμενες ερευνητικές εργασίες	7
2.2 Συμπεράσματα αρθρογραφίας	27
3. Το δείγμα και η μεθοδολογία	33
3.1 Το δείγμα	33
3.2 Η μεθοδολογία	35
3.2.1 Έλεγχοι στασιμότητας	36
3.2.1.1 Έλεγχοι Dickey-Fuller	37
3.2.1.2 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller	39
3.2.1.3 Έλεγχοι Phillips-Perron	40
3.2.2 Εισαγωγή στα υποδείγματα αυτοπαλίνδρομου διανύσματος	42
3.2.3 Αιτιότητα κατά Granger	43
3.2.3.1 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger	43
3.2.4 Η θεωρία συνολοκλήρωσης	46
3.2.4.1 Έλεγχος για συνολοκλήρωση – Η μέθοδος των Engle-Granger	48
3.2.4.2 Έλεγχος για συνολοκλήρωση – Η μέθοδος των Johansen-Juselious	50
3.2.5 Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος και συνολοκλήρωση	54
3.2.5.1 Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος	55
3.2.5.2 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος	57
3.2.6 Λογισμός των καταλοίπων	59
3.2.6.1 Ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων	59

3.2.6.2 Αποσύνθεση ή διάσπαση της διακύμανσης	62
4. Ανάλυση και ερμηνεία των αποτελεσμάτων της έρευνας	65
4.1 Περιγραφή των κατανομών των αποδόσεων των δεικτών	66
4.2 Έλεγχος στασιμότητας των σειρών	74
4.2.1 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller	74
4.2.2 Έλεγχοι Phillips-Perron	77
4.3 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger	78
4.4 Αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης	85
4.4.1 Αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Engle-Granger	86
4.4.2 Αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselious	108
4.4.2.1 Αποτελέσματα ελέγχων συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών	109
4.4.2.2 Επιβολή περιορισμών στις παραμέτρους α και β	114
4.4.2.3 Εκτίμηση του διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος	116
4.5 Λογισμός των καταλοίπων	125
4.5.1 Αποσύνθεση ή διάσπαση της διακύμανσης	125
4.5.2 Ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων	134
5. Συμπεράσματα της εργασίας	149
Παραρτήματα	153
Βιβλιογραφία	195

Κατάλογος πινάκων

2-1	Σχετικές ερευνητικές εργασίες	29
3-1	Χρηματιστηριακοί δείκτες	33
4-1	Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία	68
4-2	Πίνακας συσχετίσεων	73
4-3	Πίνακας σταυροειδών συσχετίσεων	73
4-4	ADF test στα επίπεδα των σειρών	76
4-5	ADF test στις πρώτες διαφορές των σειρών	76
4-6	Phillips-Perron test στα επίπεδα των σειρών	77
4-7	Phillips-Perron test στις πρώτες διαφορές των σειρών	78
4-8	Pairwise Granger causality tests	81
4-9	Αποτελέσματα ελέγχων συνολοκλήρωσης και αιτιότητας κατά Granger (Engle-Granger method)	92-106
4-10	Αποτελέσματα των κριτηρίων SBC και HQ	109
4-11	Έλεγχοι ύπαρξης τάσης στα δεδομένα	110
4-12	Αποτελέσματα με την στατιστική λ -trace	111
4-13	Αποτελέσματα με την στατιστική λ -max	112
4-14	Επιλογή της άριστης σχέσεως συνολοκλήρωσης	113
4-15	Δείκτες Alpha	114
4-16	Αποτελέσματα επιβολής περιορισμών στις παραμέτρους β	115
4-17	Αποτελέσματα επιβολής περιορισμών στις παραμέτρους α	116
4-18	Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger πάνω στο VECM	119
4-19	Αιτιότητα κατά Granger	122
4-20	Αποσύνθεση της διακύμανσης	126

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κατάλογος σχημάτων

- 4-1 Διαγράμματα ανταπόκρισης του εκάστοτε δείκτη σε αιφνίδιες διαταραχές στους άλλους χρηματιστηριακούς δείκτες 135

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κατάλογος συντομογραφιών

τ.μ	τυχαία μεταβλητή
κ.λ.π	και τα λοιπά
ΧΑΑ	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών
ΗΠΑ	Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής
SCGT	South China Growth Triangle
VAR	Vector Autoregressive model

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ Ι

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η τεχνολογική πρόοδος στην επεξεργασία των πληροφοριών και στις τηλεπικοινωνίες, η εξάπλωση των συναλλαγών σε χρεόγραφα και η απάλειψη των διοικητικών ρυθμίσεων, θεωρείται ότι έχουν συμβάλει αποφασιστικά στην αποτελεσματικότερη λειτουργία των αγορών κεφαλαίου στις ανεπτυγμένες οικονομίες και έχουν διευκολύνει σε μεγάλο βαθμό την ολοκλήρωσή τους. Όμως, πολλές αναδυόμενες αγορές κεφαλαίου εξακολουθούν να χαρακτηρίζονται από σημαντικές ατέλειες στη λειτουργία τους. Οι αγορές αυτές υπόκεινται συχνά σε κλυδωνισμούς που οφείλονται σε εξωοικονομικές επιδράσεις και αυξάνουν την αβεβαιότητα. Οι λόγοι που οδηγούν σε τέτοιες καταστάσεις επικεντρώνονται στην καθυστέρηση κατάργησης διοικητικών περιορισμών τόσο στην δομή της κεφαλαιαγοράς όσο και στο γενικότερο μακροοικονομικό περιβάλλον.

Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) ανήκει πλέον στα ανεπτυγμένα χρηματιστήρια της Ευρώπης. Θα μπορούσαμε να πούμε πως το οικονομικό πλαίσιο της τελευταίας δεκαεπταετίας αποτέλεσε τη βάση της αναβάθμισης του ελληνικού χρηματιστηρίου και από εκεί που κατατασσόταν μεταξύ των Ευρωπαϊκών αναδυομένων χρηματιστηρίων, να θεωρείται σήμερα από πολλούς ως ανεπτυγμένο. Η ελληνική οικονομία την εν λόγω περίοδο παρουσίασε αξιοσημείωτη δυναμική με ευοίωνες προοπτικές ενώ παράλληλα πραγματοποίησε ταχύτατους ρυθμούς ανάπτυξης και προσαρμογής στα ευρωπαϊκά δεδομένα. Η ένταξη της Ελλάδος στην ευρωζώνη, η μείωση του δημοσίου χρέους και οι υψηλοί ρυθμοί ανάπτυξης είχαν ως αποτέλεσμα η ελληνική οικονομία να αποκομίσει θετικά στοιχεία που επηρέασαν τη μελλοντική εξέλιξή της. Αναμφισβήτητα το ουσιαστικότερο βήμα ήταν η εξασφάλιση του ενιαίου νομίσματος για όλα τα κράτη – μέλη της ευρωζώνης. Με τον τρόπο αυτό η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά μπόρεσε να κινηθεί σε ένα πιο σταθερό περιβάλλον ενώ παράλληλα δεν είχε το φόβο της άσκησης κερδοσκοπικών πιέσεων στο νόμισμά της, της αύξησης των επιτοκίων και της υπέρμετρης ανόδου του πληθωρισμού.

Πέρα από αυτά, με την ένταξη της χώρας στην ευρωζώνη μιλάμε πια για μια παγκοσμιοποιημένη οικονομία. Οι χρηματιστηριακές συναλλαγές γίνονται πιο εύκολα ενώ υπάρχει πλέον η δυνατότητα αύξησης της ρευστότητας καθώς υπάρχουν αρκετές ευκαιρίες για άντληση κεφαλαίων. Πιο συγκεκριμένα, αφού η ελληνική οικονομία θεωρείται πια ως ώριμη οικονομία, το ελληνικό χρηματιστήριο θα έχει τη δυνατότητα να προσελκύσει ξένα

κεφάλαια. Επίσης, μέσα σε αυτές τις συνθήκες είναι δυνατό να αυξηθεί και η ανταγωνιστικότητα των ελληνικών επιχειρήσεων μέσω της τεχνολογικής αναβάθμισης και της βελτίωσης της παραγωγής, ποιοτικά και ποσοτικά.

Υπέρ της αναβάθμισης της εγχώριας κεφαλαιαγοράς και του χαρακτηρισμού της ως ανεπτυγμένης, συνηγορούν και τα βασικά χαρακτηριστικά που ορίζουν μια ανεπτυγμένη αγορά. Συγκεκριμένα, η ελληνική κεφαλαιαγορά διαθέτει σημαντική ρευστότητα, οικονομική – πολιτική και θεσμική σταθερότητα, αποτελεσματικές και διαφανείς διαδικασίες συναλλαγών και εκκαθάρισης, μεγάλα χαρτοφυλάκια θεσμικών επενδυτών και ταυτόχρονα υπάρχει εκτεταμένη ανάλυση της αγοράς από αναλυτές και επενδυτές (οικονομικός τύπος, κανάλια κ.α.)

Η ελληνική κεφαλαιαγορά διαθέτει το πλεονέκτημα ότι ανήκει στην Ευρωπαϊκή Ένωση, έχει υιοθετήσει πολλές από τις διαδικασίες για τις συναλλαγές, που ακολουθούν οι ανεπτυγμένες αγορές και οι κίνδυνοι της χώρας για το επενδυτικό κεφάλαιο εκτιμώνται ως πολύ μικροί. Επίσης, η χώρα βρίσκεται σε μια περιοχή όπου οι κεφαλαιαγορές θα αναπτυχθούν, ιδίως στο βαλκανικό χώρο μετά την μελλοντική ένταξη πολλών χωρών της περιοχής στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Επομένως το ελληνικό χρηματιστήριο μπορεί και πρέπει να διαδραματίσει σημαντικό ρόλο που θα αναβαθμίσει το κύρος του και θα το καθιερώσει ως σημαντικό ρυθμιστικό χρηματιστηριακό παράγοντα στην ευρύτερη περιοχή.

Οι εξελίξεις στις κεφαλαιαγορές είναι ραγδαίες και κάθε προσπάθεια εκσυγχρονισμού μιας τοπικής αγοράς πρέπει να είναι συνεχής. Ο ρυθμός προσαρμογής της προς τις προηγμένες αγορές οφείλει να είναι ταχύτερος από τις μεταβολές που σημειώνονται σε αυτές, γιατί αλλιώς μία εθνική κεφαλαιαγορά παρά την προσπάθεια που θα καταβληθεί, θα αποκλίνει αντί να συγκλίνει προς τις υπόλοιπες προηγμένες διεθνείς αγορές. Η εκσυγχρονιστική προσπάθεια του ΧΑΑ κατά τα τελευταία χρόνια επικεντρώθηκε στην προώθηση μιας σειράς μεταρρυθμίσεων και αλλαγών, οι σημαντικότερες των οποίων ήταν:

1. Η μεταβολή στην νομική μορφή του ΧΑΑ το οποίο λειτουργεί πλέον ως Ανώνυμη Εταιρία.
2. Η αποϋλοποίηση¹ των μετοχικών τίτλων
3. Η λειτουργία χρηματιστηρίου παραγώγων χρηματοοικονομικών προϊόντων (ΧΠΑ)
4. Η δημιουργία ηλεκτρονικής δευτερογενούς αγοράς τίτλων σταθερού εισοδήματος
5. Η ανάπτυξη ενός ολοκληρωμένου ηλεκτρονικού συστήματος συναλλαγών

¹ Η αποϋλοποίηση των μετοχικών τίτλων συνεπάγεται κατάργηση των φυσικών τίτλων, μεγαλύτερη ταχύτητα στην εκκαθάριση, αποτελεσματικό έλεγχο των συναλλαγών και προστασία του επενδυτή.

6. Η ενίσχυση του ρόλου της Επιτροπής Κεφαλαιαγοράς² για τη βελτίωση της διαφάνειας και του ελέγχου της αγοράς
7. Η μείωση του κόστους συναλλαγών
8. Η προβολή του ΧΑΑ, ιδιαιτέρως στο εξωτερικό

Με τα παραπάνω μέτρα και πρωτοβουλίες, το ΧΑΑ μπόρεσε να αποκτήσει, στο βαθμό που αυτό είναι δυνατό, τα βασικά χαρακτηριστικά μιας οργανωμένης αγοράς κεφαλαίου που είναι η εγκυρότητα και αποτελεσματικότητα όπως πηγάζουν μέσα από μια συντονισμένη εποπτική προσπάθεια και η διαφάνεια στην διενέργεια συναλλαγών και στην εκκαθάρισή τους.

Ακόμη, η αλλαγή στην νομική μορφή του βελτίωσε την αποτελεσματικότητά του, δεδομένου ότι μπόρεσε να αποδευτεθεί από τους περιορισμούς λειτουργίας που όριζε το Δημόσιο, να αναβαθμίσει το στελεχιακό του δυναμικό και να αναλάβει πρωτοβουλίες εκσυγχρονισμού οι οποίες υπήρξαν επιτυχείς.

Επίσης, η δημιουργία ενός ολοκληρωμένου ηλεκτρονικού συστήματος συναλλαγών επέτρεψε την ηλεκτρονική διακίνηση των τίτλων ελαχιστοποιώντας ή μηδενίζοντας τους κινδύνους και τους χρόνους παράδοσης, βελτιώνοντας έτσι και τη ρευστότητα της αγοράς.

Σημαντική όμως ήταν και η πρωτοβουλία δημιουργίας αγοράς σύναψης προθεσμιακών συμβολαίων και χρηματοοικονομικών δικαιωμάτων (Χρηματιστήριο Παραγώγων³ Αθηνών), αφού τα προϊόντα αυτά αποτελούν πλέον αναγκαίο συμπλήρωμα της αγοράς αξιογράφων, γιατί επιτρέπουν στους επενδυτές να καλύπτονται από μελλοντικούς κινδύνους.

Με τις ενέργειες αυτές η ελληνική κεφαλαιαγορά μπόρεσε να αποκτήσει τον απαραίτητο εξοπλισμό που πρέπει να έχει για να ενσωματωθεί στο διεθνές χρηματοπιστωτικό σύστημα. Θα ήταν εξαιρετικά ενδιαφέρον, επομένως, να εξετάσουμε κατά πόσο οι εξελίξεις και οι αλλαγές που έλαβαν χώρα στο ΧΑΑ κατά την τελευταία περίοδο, συνέβαλαν ή όχι στην αύξηση του βαθμού ενσωμάτωσης της εγχώριας κεφαλαιαγοράς στο διεθνές χρηματιστηριακό σύστημα.

² Η Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς είναι το νομικό πρόσωπο δημοσίου δικαίου το οποίο είναι υπεύθυνο για την ομαλή λειτουργία της χρηματιστηριακής αγοράς και την τήρηση της χρηματιστηριακής νομοθεσίας.

³ Τα παράγωγα χρηματοοικονομικά προϊόντα δημιουργούνται ως αποτέλεσμα ορισμένων ιδιαίτερων τύπων συναλλαγών που αφορούν άλλα προϊόντα και προσφέρουν αντιστάθμιση του κινδύνου. (βλέπε Hull J. (2000))

1.1 Σκοπός της εργασίας

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να εξετάσει το βαθμό εξάρτησης της ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες κεφαλαιαγορές του εξωτερικού. Αναλυτικότερα, η προσοχή μας θα επικεντρωθεί στον εντοπισμό των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ της ελληνικής αγοράς και των υπολοίπων αγορών και στην ποσοτική απεικόνιση του βαθμού με τον οποίο μεταβολές των τιμών των μετοχών στο ΧΑΑ ερμηνεύονται από τις μεταβολές των τιμών των μετοχών στα υπόλοιπα χρηματιστήρια. Με άλλα λόγια, αν οι μεταβολές των τιμών των μεγάλων ξένων αγορών προκαλούν, επηρεάζουν και «οδηγούν» τη διακύμανση των αποδόσεων του ΧΑΑ. Επίσης, με την ανάλυση αυτή θα μπορέσουμε να παράσχουμε και σημαντικά στοιχεία που αφορούν τις σχέσεις αλληλεξάρτησης μεταξύ των εξεταζομένων αγορών.

Όπως αντιλαμβανόμαστε, οι σχέσεις μεταξύ των επιμέρους αγορών κεφαλαίου και ο βαθμός συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των εγχωρίων και ξένων μετοχών είναι πολύ σημαντικά ζητήματα, δεδομένου ότι το χαρακτηριστικό της εποχής που διανύουμε είναι η παγκοσμιοποίηση των αγορών και ο έντονος ανταγωνισμός στον χρηματοπιστωτικό τομέα. Η παγκοσμιοποίηση των αγορών έχει ως άμεση συνέπεια την μετάδοση των οικονομικών κρίσεων από τη μια αγορά, σε άλλες όχι κατ' ανάγκη συνδεδεμένες με αυτήν, με αποτέλεσμα τις σύγχρονες παγκόσμιες οικονομικές κρίσεις.

Όμως οι σχέσεις μεταξύ των αγορών δεν παρουσιάζουν μόνο ερευνητικό ενδιαφέρον αλλά και επενδυτικό – πρακτικό, αφού επηρεάζουν τις αποφάσεις των επενδυτών σχετικά με τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων τους. Ένας επενδυτής, διαφοροποιώντας το χαρτοφυλάκιό του διεθνώς, μπορεί να βελτιώσει την απόδοσή του ή/και ταυτόχρονα να μειώσει τον κίνδυνο που αυτό περικλείει. Όμως αν οι αποδόσεις κάποιων αγορών κατευθύνουν και οδηγούν τις αποδόσεις κάποιων άλλων, τότε τα οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου περιορίζονται σημαντικά. Άρα το ζήτημα του βαθμού εξάρτησης της ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες ξένες αγορές, ενδιαφέρει όλους τους επενδυτές που αποσκοπούν στην αποκόμιση σημαντικών πλεονεκτημάτων μέσα από τη δημιουργία ενός διεθνούς χαρτοφυλακίου.

1.2 Διάρθρωση της εργασίας

Η εργασία διαμορφώνεται με τον εξής τρόπο:

Το κεφάλαιο 2 περιλαμβάνει όλη την προηγούμενη διεθνή και εγχώρια ερευνητική εργασία που έχει γίνει μέχρι σήμερα πάνω στο θέμα της εξάρτησης της ελληνικής κεφαλαιαγοράς και των αλληλεξαρτήσεων μεταξύ αγορών και παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα και τα συμπεράσματα που προέκυψαν. Στο τέλος του κεφαλαίου, τα αποτελέσματα και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε σε κάθε ερευνητική προσπάθεια, συνοψίζονται σε έναν τελικό πίνακα.

Στην συνέχεια, στο κεφάλαιο 3 γίνεται η παρουσίαση των δεδομένων και περιγράφεται η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί για την εμπειρική διερεύνηση του βαθμού εξάρτησης.

Το κεφάλαιο 4 περιέχει την ανάλυση των εμπειρικών αποτελεσμάτων που προέκυψαν μέσα από την εφαρμογή των ποσοτικών μεθόδων, τα οποία ερμηνεύονται στη βάση των πραγματικών χρηματιστηριακών δεδομένων και συγκρίνονται με τα αποτελέσματα σχετικών προηγούμενων ερευνητικών εργασιών και τα συμπεράσματα αυτών.

Τέλος, στο κεφάλαιο 5 διατυπώνονται τα συμπεράσματα της παρούσας εργασίας.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΤΙΚΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 Προηγούμενες ερευνητικές εργασίες

Η διερεύνηση του βαθμού εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες κεφαλαιαγορές του εξωτερικού, φαίνεται πως δεν έχει απασχολήσει πάρα πολύ την επιστημονική κοινότητα και ιδιαίτερα την ελληνική. Οι μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί πάνω σε αυτό το ζήτημα είναι πολύ λίγες και σε καμία περίπτωση δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι αποσαφηνίζουν το τοπίο σχετικά με το συγκεκριμένο θέμα.

Μια τέτοια μελέτη θα μπορούσε να ενταχθεί στα πλαίσια μιας ερευνητικής προσπάθειας η οποία στοχεύει στην ανακάλυψη αιτιωδών σχέσεων και αλληλεξαρτήσεων μεταξύ διαφόρων χρηματιστηριακών αγορών. Για το λόγο αυτό πιστεύουμε ότι η αναφορά σε τέτοιες ερευνητικές εργασίες θα είναι ιδιαίτερα διαφωτιστική σχετικά με τον τρόπο με τον οποίο ένα τέτοιο θέμα προσεγγίζεται και των μεθόδων που μπορούν να βρουν εφαρμογή σε μια τέτοια προσπάθεια. Πιστεύουμε ότι οι αναφορές πάνω σε προηγούμενες μελέτες που ασχολούνται με περιπτώσεις διερεύνησης αλληλεξαρτήσεων μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών, θα μας παράσχει πλούτο συμπερασμάτων και πληθώρα μεθοδολογικών προσεγγίσεων τα οποία θα χρησιμεύσουν πάρα πολύ στην παρούσα ερευνητική εργασία.

Το ζήτημα ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ των διεθνών κεφαλαιαγορών εμφανίζεται ως αντικείμενο ανάλυσης πολλών ερευνητών, ανά τον κόσμο. Από την ανάπτυξη του θεωρητικού πλαισίου που αφορούσε την νεότερη χρηματοοικονομική θεωρία (Markowitz (1952), Sharpe(1964), Lintner (1965)) έχουν πραγματοποιηθεί πάρα πολλές μελέτες οι οποίες εξετάζουν τη συνδιακύμανση μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών αρκετών μεγάλων χρηματιστηριακών αγορών και τη σημασία αυτής στην διαχείριση χαρτοφυλακίου. Πληθώρα μεθοδολογικών προσεγγίσεων χρησιμοποιήθηκαν για τον σκοπό αυτό, περιλαμβάνοντας τεχνικές πολυμεταβλητής στατιστικής ανάλυσης, όπως ανάλυση κυριών συνιστωσών (*principal component analysis*), παραγοντική ανάλυση (*factor analysis*), μέθοδοι ομαδοποίησης (*cluster analysis*), μέθοδοι φασματικής ανάλυσης (*spectral methods*) και μέθοδοι πολυμεταβλητής ανάλυσης χρονολογικών σειρών.

Από τις αρχές της δεκαετίας του '70, εμφανίζονται οι πρώτες μελέτες και καθώς προχωρούμε, αυτές πολλαπλασιάζονται, με αποτέλεσμα στις μέρες μας να έχουμε καταλήξει

σε χρήσιμα συμπεράσματα όσον αφορά το βαθμό συμπόρευσης(*comovement*) των χρηματιστηριακών αγορών. Οι έρευνες αυτές έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους, αφορούσαν διαφορετικά σύνολα υπό εξέταση αγορών ενώ στις περισσότερες των περιπτώσεων η μεθοδολογική προσέγγιση διαφοροποιούνταν σημαντικά. Για το λόγο αυτό, η αντιπαράθεσή τους και η σύγκριση των συμπερασμάτων στα οποία κατέληξαν, είναι αρκετά δύσκολη.

Οι πρώτες έρευνες (δεκαετία του '70) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ο βαθμός συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των διαφόρων αγορών είναι αρκετά χαμηλός και ότι τον σημαντικότερο ρόλο στην διαδικασία των αποδόσεων διαδραματίζουν οι εγχώριοι παράγοντες. Ως αποτέλεσμα του γεγονότος της ανεξαρτησίας των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών, ισχυροποιείται η θεωρία της διεθνούς διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου, μιας και τα οφέλη που θα προκύψουν από μια παράλληλη τοποθέτηση κεφαλαίων ενός χαρτοφυλακίου σε περισσότερες, εκτός της εγχώριας, αγορές θα είναι σημαντικά. Τέτοιες μελέτες ήταν των Granger και Morgenstern(1970), Lessard(1974), Panton, Lessing και Joy(1976) και Hilliard (1979).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι ο κύριος στόχος των περισσότερων εξ αυτών ερευνητικών προσπαθειών, ήταν να αναλύσουν και να ερμηνεύσουν τα πιθανά οφέλη από την διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα που κατέληξαν και τα οποία μιλούσαν για χαμηλή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών και πρωταγωνιστικό ρόλο των εγχωρίων παραγόντων στη διαδικασία των αποδόσεων, χρησιμοποιούνταν ως στοιχεία υποστήριξης της διεθνούς διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου σε αντίθεση με την απόλυτη διαφοροποίηση σε εθνικό επίπεδο. Ακριβώς επειδή ο στόχος τους δεν ήταν η διερεύνηση ύπαρξης αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των αγορών αλλά η διεθνής διαφοροποίηση, η προσοχή η οποία δόθηκε σχετικά με την δομή της αλληλεξάρτησης ανάμεσα στις αγορές, ήταν πολύ μικρή.

Βέβαια από την εποχή εκείνη, δεν έλειψαν και οι μελέτες που υποστήριζαν την ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των χρηματαγορών. Ο Agmon (1972) με την ερευνά του, που αφορούσε την διερεύνηση ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών των Η.Π.Α., Μ. Βρετανίας, Γερμανίας και Ιαπωνίας για την περίοδο 1961 έως 1966, με την βοήθεια μοντέλων παλινδρόμησης, παρέχει ένδειξη ύπαρξης ασθενούς αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών. Τα συμπεράσματά του επεκτείνονται και φαίνεται να υποστηρίζει ότι η ύπαρξη σημαντικών οικονομικών σχέσεων μεταξύ των χωρών αυτών, αποτελεί και τον κύριο λόγο

που οδήγησε σε αλληλεξάρτηση μεταξύ των κεφαλαιαγορών τους. Επίσης ο Ripley (1973) με την έρευνά του για ανακάλυψη συστηματικών σχέσεων στις κινήσεις 19 διεθνών αγορών την περίοδο 1960-1970, κάνοντας χρήση της παραγοντικής ανάλυσης (*factor analysis*) υποστηρίζει ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση αλλά μόνο μεταξύ εκείνων των αγορών που είναι ανοιχτές σε ξένα κεφάλαια, σε αντίθεση με τις απομονωμένες αγορές που δεν φαίνεται να συσχετίζονται με τις υπόλοιπες.

Στις δεκαετίες του '80 και '90, το ενδιαφέρον της ακαδημαϊκής κοινότητας για το συγκεκριμένο θέμα ήταν αυξημένο. Αποτέλεσμα του γεγονότος αυτού ήταν να γίνει μια πιο προσεκτική εξέταση των κινήσεων των διεθνών αγορών και να αναλυθεί σε μεγαλύτερο βάθος η δομή και ο βαθμός αλληλεξάρτησης μεταξύ τους. Για τη μελέτη του φαινομένου αυτού χρησιμοποιήθηκαν διάφορες οικονομετρικές μέθοδοι με στόχο την εξαγωγή χρήσιμων συμπερασμάτων και την κοινή αποδοχή αυτών.

Οι έρευνες της περιόδου αυτής, αρχικά ασχολήθηκαν κυρίως με τη μελέτη ύπαρξης βραχυχρόνιων σχέσεων μεταξύ των αγορών και τον τρόπο με τον οποίο οι διαφορετικές αγορές συνδέονται και απορροφούν τη διαθέσιμη πληροφόρηση. Με την ανάπτυξη της θεωρίας συνολοκλήρωσης από τους Engle και Granger (1987) μια νέα μέθοδος για τον έλεγχο των σχέσεων μεταξύ των διεθνών αγορών, ήταν διαθέσιμη. Το πλεονέκτημα της μεθόδου συνολοκλήρωσης, ήταν ότι παρείχε εκείνο το θεωρητικό πλαίσιο το οποίο επέτρεπε την ανάπτυξη μοντέλων τα οποία εξέταζαν ταυτόχρονα την ύπαρξη, τόσο βραχυχρόνιων όσο και μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ των διεθνών αγορών.

Στόχος των μελετών της εικοσαετίας αυτής, ήταν να δώσουν απαντήσεις στα εξής σημαντικά ερωτήματα:

- Σε ποιο βαθμό οι κινήσεις σε μια συγκεκριμένη αγορά, μπορούν να εξηγηθούν από τις μεταβολές σε άλλες αγορές, κυρίως ανεπτυγμένες ;
- Πόσο γρήγορα οι κινήσεις στις τιμές μιας αγοράς μεταδίδονται στις υπόλοιπες ;
- Υπάρχει κάποια αγορά της οποίας οι κινήσεις να δημιουργούν αιτιώδεις σχέσεις πριν από τις κινήσεις στις άλλες αγορές ;

Οι περισσότερες μελέτες έδειξαν ότι υπάρχει ένας σημαντικός βαθμός αλληλεξάρτησης μεταξύ των κεφαλαιαγορών, ο οποίος μάλιστα έχει αυξηθεί τα τελευταία χρόνια, γεγονός που δικαιολογείται από την προοίονα παγκοσμιοποίηση, την κατάργηση των περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων, την απάλειψη των διοικητικών ρυθμίσεων αλλά και στην τεχνολογική πρόοδο στην επεξεργασία πληροφοριών και στις τηλεπικοινωνίες.

Στην συνέχεια παρατίθενται οι πιο σημαντικές από τις έρευνες αυτές, ο χρόνος και ο τόπος διεξαγωγής τους, ο σκοπός που πραγματοποιήθηκαν, η μεθοδολογία που ακολούθηθηκε και τα συμπεράσματα στα οποία οδηγήθηκαν.

Eun and Shim (1989)

Η εργασία των *Cheol S. Eun* και *Sangdal Shim* είναι από τις πρώτες που παρέχουν ενδείξεις για την ύπαρξη σημαντικού βαθμού αλληλεξάρτησης μεταξύ των διεθνών χρηματαγορών. Εκτιμούν ένα πολυμεταβλητό VAR⁴ σύστημα προκειμένου να εντοπίσουν τα κύρια κανάλια μετάδοσης των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών εννέα χωρών (Αυστραλία, Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Ελβετία, Αγγλία και Η.Π.Α.). Χρησιμοποιούν ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών για την περίοδο Ιανουάριος 1980 έως Δεκέμβριος 1985. Ο λόγος που οδήγησε στην χρήση ημερήσιων δεδομένων, είναι ότι στοιχεία μεγαλύτερης συχνότητας (εβδομαδιαία, μηνιαία κ.α) μπορεί να αντιστοιχούν με αρκετά μεγάλα διαστήματα ικανά να αποκρύψουν παροδικές αντιδράσεις σε πληροφορίες που διαρκούν πολύ λίγες ημέρες. Ακόμη γίνεται ερμηνεία των αποτελεσμάτων με βάση τις διαφορές στην ώρα λειτουργίας των χρηματιστηρίων.

Από την εξέταση του πίνακα συσχετίσεων των αποδόσεων προκύπτει ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των γειτονικών χωρών είναι αρκετά υψηλές σε αντίθεση με τις συσχετίσεις μεταξύ μη γειτονικών χωρών οι οποίες εμφανίζονται χαμηλές. Χρησιμοποιώντας προσομοιωμένες αντιδράσεις (*simulated responses*) του εκτιμηθέντος VAR συστήματος, εντοπίζονται όλα τα κύρια κανάλια μετάδοσης των αλληλεπιδράσεων στις διεθνείς αγορές και ανακαλύπτονται οι αντιδράσεις της κάθε αγοράς από εξελίξεις (μεταβολές) στις υπόλοιπες.

Γενικότερα, θα μπορούσαμε να πούμε ότι μέσα από την εργασία αυτή ανακαλύφθηκε ένα σημαντικό σύνολο πολύπλευρων αλληλεπιδράσεων μεταξύ των υπό εξέταση αγορών. Επίσης προέκυψε ότι οι Η.Π.Α. ασκούν κυρίαρχη επιρροή στις παγκόσμιες αγορές, αφού μεταβολές στις τιμές των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης μεταδίδονται με ένα αρκετά ξεκάθαρο και γρήγορο τρόπο στις υπόλοιπες διεθνείς αγορές, γεγονός που ήταν αναμενόμενο. Αντιθέτως, καμία άλλη αγορά δεν φαίνεται να μπορεί να εξηγήσει σε σημαντικό βαθμό τις κινήσεις της αμερικανικής αγοράς.

⁴ Το VAR υπόδειγμα, είναι ένα μοντέλο στο οποίο κάθε μεταβλητή του συστήματος είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών αυτής καθώς και των τιμών των υπολοίπων ενδογενών μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις.

Επιπρόσθετα, η ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων (*impulse responses*) των χρηματιστηριακών αγορών σε εξελίξεις κάποιας άλλης αγοράς, υποστηρίζει την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών, αφού οι αντιδράσεις σε ένα σοκ (*shock*) ολοκληρώνονται το πολύ σε δυο ημέρες. Θα ήταν δύσκολο επομένως να επιτύχει κάποιος υπεραποδόσεις επενδύοντας σε μια συγκεκριμένη αγορά βασιζόμενος στις εξελίξεις σε άλλες χρηματαγορές. Προκύπτει επομένως το συμπέρασμα ότι οι δυναμικές αντιδράσεις των αγορών είναι συνεπείς με την ιδέα των πληροφοριακά αποτελεσματικών διεθνών αγορών.

Taylor and Tonks (1989)

Η μελέτη των *Taylor και Tonks* ανήκει σε εκείνη την κατηγορία εργασιών στην οποία, κάνοντας χρήση της θεωρίας συνολοκλήρωσης γίνεται προσπάθεια να εξεταστεί κατά πόσο υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών, με στόχο να επαληθευτεί εμπειρικά η θεωρία της διεθνούς διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου.

Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς χρησιμοποιώντας μεθόδους συνολοκλήρωσης προσπαθούν να διερευνήσουν την επίδραση της κατάρτησης των συναλλαγματικών περιορισμών της Αγγλίας στον βαθμό ολοκλήρωσης των διεθνών αγορών. Η έρευνά τους περιλαμβάνει μηνιαία στοιχεία από τους κυριότερους χρηματιστηριακούς δείκτες της Αγγλίας, της Δ. Γερμανίας, της Ολλανδίας, της Ιαπωνίας και των Η.Π.Α. για τις περιόδους 1973-1979 και 1979-1986. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν έδειξαν ότι μετά την κατάρτηση των συναλλαγματικών περιορισμών στην Αγγλία, η χρηματιστηριακή αγορά της Αγγλίας φαίνεται να συνολοκληρώνεται με τις υπόλοιπες χρηματιστηριακές αγορές, με μόνη εξαίρεση την αγορά των ΗΠΑ. Αυτό σημαίνει πως υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των αγορών αυτών στην οποία όμως δεν συμμετέχει η αγορά των ΗΠΑ.. Επιπρόσθετα ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger έδειξε ότι η Αγγλία «επηρεάζει κατά Granger» τις αγορές της Ολλανδίας, της Γερμανίας και της Ιαπωνίας ενώ καμία από αυτές δεν φαίνεται να ασκεί σημαντική επιρροή στην εν λόγω χρηματιστηριακή αγορά. Η αγορά των ΗΠΑ δεν παρουσιάζει ενδείξεις για ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger προς καμία κατεύθυνση, γεγονός που συμφωνεί με τα συμπεράσματά τους από την ανάλυση συνολοκλήρωσης. Αυτό σημαίνει ότι η αγορά της Νέας Υόρκης δεν επηρεάζεται αλλά ούτε και επηρεάζει, καμία από τις υπόλοιπες υπό εξέταση αγορές και συνεπώς δεν υπάρχει κάποια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτών, στην οποία να συμμετέχει και η αμερικανική αγορά. Το συμπέρασμα των δυο συγγραφέων είναι ότι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών

έχει ως αποτέλεσμα οι αγορές να εμφανίζουν σημαντικές αλληλεξαρτήσεις και κατά συνέπεια τα οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου σε Ευρωπαϊκό επίπεδο, θα είναι ασήμαντα.

P.Koch and T.Koch (1991)

Οι *Paul D. Koch* και *Timothy W. Koch* στην εργασία τους, διερευνούν τις δυναμικές διασυνδέσεις μεταξύ των ημερήσιων αποδόσεων οκτώ χρηματιστηριακών δεικτών (Ιαπωνία, Σιγκαπούρη, Αυστραλία, Χονγκ Κονγκ, Ελβετία, Δ. Γερμανία, Η. Βασίλειο και ΗΠΑ) και τον τρόπο με τον οποίο αυτές οι σχέσεις έχουν εξελιχθεί από το 1972. Χρησιμοποιούν ένα δυναμικό σύστημα εξισώσεων το οποίο εκτιμάται με σκοπό να διερευνηθεί η ύπαρξη δυναμικών αλληλεπιδράσεων μεταξύ των παραπάνω χρηματαγορών και να περιγραφούν οι αιτιώδεις σχέσεις τους. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αφορούσαν ημερήσιες τιμές δεικτών και κάλυπταν τρία διαφορετικά έτη, 1972, 1980 και 1987.

Τα αποτελέσματα της εφαρμογής των μεθόδων έδειξαν ότι υπάρχει υψηλός βαθμός αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών που ανήκουν στην ίδια γεωγραφική περιοχή, παρέχοντας στήριξη στην άποψη που έχει διατυπωθεί από πολλούς ερευνητές, ότι δηλαδή η γεωγραφική εγγύτητα συμβάλλει θετικά στην ανάπτυξη σημαντικών σχέσεων αλληλεξάρτησης. Επίσης εμφανίζεται μια σημαντική αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών σε χρονικό διάστημα 24 ωρών ενώ κάτι τέτοιο δεν φαίνεται να ισχύει για διάστημα μεγαλύτερο των 24 ωρών. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι οι επενδυτές στις διάφορες διεθνείς αγορές, λαμβάνουν υπόψη την πορεία των υπολοίπων αγορών μόνο κατά την ίδια ημέρα συναλλαγών. Αντίθετα την επομένη ημέρα οι επενδυτές ενεργούν χωρίς να βασίζονται στην πορεία των αγορών την προηγούμενη ημέρα και αυτό γιατί πιστεύουν ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές και η πορεία τους κατά την προηγούμενη ημέρα δεν καθορίζει την εξέλιξη των αγορών την επομένη. Οι αγορές είναι αποτελεσματικές και επομένως σύμφωνα με το θεώρημα του τυχαίου περιπάτου (*random walk*) η πορεία ενός δείκτη τιμών είναι τυχαία και δεν μπορεί να προβλεφθεί με βάση τις ιστορικές αποδόσεις αυτού.

Επίσης από την έρευνά τους, προκύπτει ότι η Ιαπωνική αγορά έχει αυξήσει την επιρροή της κατά την διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου και μάλιστα σε τέτοιο σημείο που να ανταγωνίζεται και την επίδραση της αγοράς των ΗΠΑ. Με τον τρόπο αυτό αναδεικνύεται η Ιαπωνική αγορά, σε σημαντικό ρυθμιστικό παράγοντα.

Cheung and Mak (1992)

Οι *Yan-Leung Cheung* και *Sui-Choi Mak* εξέτασαν την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας μεταξύ χρηματαγορών της Ασίας και του Ειρηνικού, (ΗΠΑ, Ιαπωνίας, Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρης, Μαλαισίας, Ινδονησίας, Φιλιππίνων, Νότιας Κορέας, Ταϊβάν, Ταϊλάνδης). Στην ανάλυσή τους χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία στοιχεία για τις αγορές, τα οποία κάλυπταν την περίοδο 1978-1988.

Το βασικό συμπέρασμα της ερευνητικής τους αυτής προσπάθειας ήταν ότι οι ΗΠΑ ήταν η κυρίαρχη αγορά καθώς εμφανίζεται να καθοδηγεί τις υπόλοιπες αγορές, με εξαίρεση αυτές της Κορέας, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης. Η εξήγηση η οποία δίδεται στην διαφοροποίηση των τριών αυτών χρηματαγορών από τις υπόλοιπες, είναι ότι οι αγορές αυτές είναι πιο κλειστές σχετικά με την κίνηση ξένων κεφαλαίων και έχουν αυστηρότερους κανόνες όσον αφορά την αντιμετώπιση των ξένων επενδυτών με σκοπό να προστατέψουν τα συμφέροντα των εγχώριων. Σχετικά με την επίδραση της αγοράς της Ιαπωνίας στις Ασιατικές αγορές, φαίνεται πως υπάρχει μια αρκετά σημαντική επίδραση αλλά μικρότερη από αυτή που ασκεί η χρηματαγορά των ΗΠΑ.

Malliaris and Urrutia (1992)

Οι *Malliaris* και *Urrutia* εξετάζουν τις σχέσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών πριν, κατά τη διάρκεια και μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987. Επιχειρούν δηλαδή να εξετάσουν πως και γιατί η κρίση του Οκτωβρίου 1987 «πολλαπλασιάστηκε» και επηρέασε τις διεθνείς αγορές. Οι συγγραφείς ακολούθησαν την μεθοδολογία της αιτιότητας κατά Granger και χρησιμοποίησαν ημερήσια στοιχεία (τιμές κλεισίματος) από τους κυριότερους χρηματιστηριακούς δείκτες της Αμερικής, της Ιαπωνίας, της Αγγλίας, του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης και της Αυστραλίας για την περίοδο Μάιος του 1987 έως Μάρτιος 1988, η οποία διαιρείται σε τρεις υποπεριόδους(Μάιος 1987-Σεπτέμβριος 1987, Οκτώβριος 1987 και Νοέμβριος 1987-Μάρτιος 1988).

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι δεν υπάρχουν στοιχεία που να υποστηρίζουν την ύπαρξη σχέσεων αιτιότητας πριν και μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987 ενώ παρείχαν ένδειξη για ύπαρξη αυξημένης αιτιότητας κατά την περίοδο της κρίσεως και μάλιστα αιτιότητα και προς τις δυο κατευθύνσεις. Ενδιαφέρον επίσης στοιχείο το οποίο προέκυψε από την έρευνα, είναι ότι δεν επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος της αγοράς της Νέας

Υόρκης στην κρίση. Επιπρόσθετα, η ανάλυση της ταυτόχρονης αιτιότητας υποδεικνύει ότι η κρίση ξεκίνησε ταυτόχρονα σε όλες τις αγορές.

Χαρακτηριστικό τέτοιων μελετών είναι ο σχετικά απλός τρόπος με τον οποίο επιχειρείται να διερευνηθεί η ύπαρξη αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των αγορών και για το λόγο αυτό θεωρείται πως τα συμπεράσματα αυτά έχουν αξία μόνο σε βραχυχρόνιο επίπεδο. Άλλωστε, η εξέταση της αιτιότητας μεταξύ δυο μεταβλητών, χρησιμοποιώντας τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger έχει ισχύ μόνο για βραχυχρόνιες εκτιμήσεις .

Arshanapalli and Doukas (1993)

Οι *Bala Arshanapalli* και *John Doukas* χρησιμοποίησαν την θεωρία συνολοκλήρωσης (μέθοδος των Engle & Granger) και υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος (*error correction models*), με στόχο να εξετάσουν τις δυναμικές σχέσεις και τον βαθμό συμπίεσης μεγάλων χρηματιστηριακών αγορών όπως αυτών της Αγγλίας, της Γερμανίας, των ΗΠΑ, της Γαλλίας και της Ιαπωνίας. Η μελέτη αναφέρεται στην περίοδο Ιανουάριος 1980 έως Μάιος 1990 ενώ στην συνέχεια γίνεται διαχωρισμός της συνολικής περιόδου σε δυο υποπεριόδους, πριν και μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι για την περίοδο πριν την κρίση του 1987 δεν υπήρχε αλληλεξάρτηση μεταξύ των τριών Ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων και του αντίστοιχου Αμερικάνικου, αφού δεν βρίσκουν να υπάρχει κάποια μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των παραπάνω χρηματιστηρίων. Το γεγονός αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα συμπεράσματα προηγούμενων ερευνών οι οποίες είχαν δείξει ότι υπήρχε ένας σημαντικός βαθμός αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών.

Εντούτοις, για την περίοδο μετά την κρίση του 1987 τα αποτελέσματα υποστηρίζουν ότι ο βαθμός συμπίεσης μεταξύ των διεθνών αγορών έχει αυξηθεί σημαντικά, με μόνη εξαίρεση τον δείκτη Nikkei της Ιαπωνίας. Επίσης από την ανάλυση προέκυψε ότι η χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ έχει σημαντική επίδραση στις Ευρωπαϊκές αγορές της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Αγγλίας την περίοδο πριν από την κρίση του Οκτωβρίου 1987. Όμως το αντίθετο δεν συνέβαινε αφού αφηνίδιες διαταραχές (*innovations*) σε οποιαδήποτε Ευρωπαϊκή αγορά δεν φαίνεται να ασκούν σημαντική επίδραση στην Αμερικάνικη αγορά. Ακόμη, τα αποτελέσματα δεν παρέχουν κάποια ένδειξη για ύπαρξη ισχυρών σχέσεων αλληλεπίδρασης μεταξύ της Ιαπωνικής αγοράς με τα Ευρωπαϊκά χρηματιστήρια (Γαλλίας, Γερμανίας και Αγγλίας) και το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, τις περιόδους πριν και μετά την κρίση του

Οκτωβρίου του 1987. Η διαφοροποίηση αυτή της Ιαπωνικής αγοράς, η οποία ενδεχομένως να οφείλεται και στις διαφορετικές ώρες λειτουργίας του Ιαπωνικού χρηματιστηρίου με τα υπόλοιπα χρηματιστήρια, δημιουργεί τις κατάλληλες προϋποθέσεις στο να επιτύχει κάποιος επενδυτής σημαντικά οφέλη μέσω της διεθνούς διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου.

Theodosiou (1993)

Ο *P. Theodosiou* εξέτασε την περίπτωση ανεξαρτησίας στις πρώτες και τις δεύτερες ροπές των από κοινού κατανομών των αποδόσεων του χρηματιστηρίου της Ελλάδας και του αντίστοιχου της Νέας Υόρκης. Η μεθοδολογία που χρησιμοποίησε ήταν ένα GARCH⁵ μοντέλο και τα δεδομένα του αφορούσαν εβδομαδιαίες τιμές κλεισίματος για την περίοδο 1980-1990. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι αποδόσεις του χρηματιστηρίου της Ελλάδας σχετίζονται με τις προηγούμενες αποδόσεις του Αμερικανικού χρηματιστηρίου, αλλά η μεταβλητότητα (*volatility*) στις δυο αγορές φαίνεται να μην συνδέεται.

Byers and Peel (1993)

Με την μελέτη αυτή, οι *Byers και Peel* προσπαθούν να εξετάσουν την ύπαρξη σχέσεων αλληλεπίδρασης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών των ΗΠΑ, της Αγγλίας, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και της Ολλανδίας. Η έρευνα διεξάγεται για την περίοδο 1979-1989 αλλά και για την υποπερίοδο 1979-1987 με στόχο να μελετηθεί με πιο προσεκτικό τρόπο η κρίση του Οκτωβρίου 1987.

Οι συγγραφείς αφού διαπίστωσαν ότι οι σειρές των αποδόσεων των δεικτών εμφανίζονται να είναι μη στάσιμες (*Phillips-Perron tests*), προχώρησαν στον έλεγχο για την ύπαρξη σχέσεως συνολοκληρώσης με βάση τόσο την μεθοδολογία των *Engle - Granger* (διμεταβλητό επίπεδο) όσο και με την μεθοδολογία των *Johansen-Juselious* (πολυμεταβλητό επίπεδο). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκληρώσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών γεγονός που απορρίπτει την υπόθεση της ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσεως και συνεπώς σχέσεως αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών. Τα οφέλη επομένως από μια διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου θα είναι σημαντικά.

⁵ GARCH υπόδειγμα είναι ένα υπόδειγμα στο οποίο η τρέχουσα διακύμανση των καταλοίπων είναι συνάρτηση όλων των προηγούμενων τιμών του διαταρακτικού όρου στο τετράγωνο. Χρησιμοποιείται για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας.

Blackman, Holden and Thomas (1994)

Οι *Blackman, Holden και Thomas* στην μελέτη τους αυτή επιχειρούν να εξετάσουν την ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από 17 μεγάλες χρηματαγορές για τις δυο περιόδους 1970-1979 και 1984-1989, εφαρμόζουν την θεωρία συνολοκλήρωσης με στόχο να επαληθεύσουν την άποψή τους ότι οι μεγάλες αλλαγές που έλαβαν χώρα στα τέλη της δεκαετίας του '70 και συγκεκριμένα η αποκανονικοποίηση και οι τεχνολογικές εξελίξεις στις τηλεπικοινωνίες, επέφεραν την ολοκλήρωση των αγορών.

Η εργασία τους ξεκινά με ελέγχους στασιμότητας και μετά την αποδοχή της υπόθεσης περί μη στασιμότητας των σειρών, προχωρούν σε έλεγχο συνολοκλήρωσης με βάση τη μέθοδο του Johansen. Τα αποτελέσματα της ανάλυσής τους δείχνουν ότι δεν παρατηρείται συνολοκλήρωση για την περίοδο 1970-1979 ενώ στην δεύτερη υπό εξέταση περίοδο έχει αυξηθεί ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης γεγονός που παρέχει ισχυρότερα ένδειξη περί αλληλεξάρτησης μεταξύ των δεικτών. Αυτό σημαίνει πως με το τέλος της δεκαετίας του '70 και την σταδιακή απελευθέρωση των αγορών, οι χρηματιστηριακές αγορές εμφανίζονται να είναι ολοκληρωμένες και να υπάρχει μια τάση συμπόρευσης. Πάντως, τα συμπεράσματα αυτά είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα παρόμοιων ερευνητικών εργασιών που αναφέρονται στις εν λόγω χρονικές περιόδους.

Richards (1995)

Ο *Richards* με την εργασία του αυτή αντιτάθηκε στην μέχρι τότε έρευνα που είχε γίνει σχετικά με τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Υποστηρίζει ότι οι φαινομενικές σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών, που ανακαλύφθηκαν από πολλούς ερευνητές ως τότε, οφείλονται στην χρήση των ασυμπτωτικών κρίσιμων τιμών (*asymptotic critical values*) περισσότερο από τις κρίσιμες τιμές μικρού δείγματος (*small-sample*). Πιστεύει ότι με βάση την οικονομική θεωρία, δεν είναι δυνατό να υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ αποτελεσματικών αγορών.

Αναλυτικότερα, η εργασία του ασχολείται με το ενδεχόμενο ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ 16 μεγάλων κεφαλαιαγορών και συγκεκριμένα των αγορών της Αυστραλίας, Αυστρίας, Καναδά, Γαλλίας, Δανίας, Χονγκ Κονγκ, ΗΠΑ, Ιταλίας, Ιαπωνίας, Σουηδίας, Αγγλίας, Ελβετίας, Ολλανδίας, Γερμανίας, Ισπανίας και Νορβηγίας. Χρησιμοποιεί δείκτες

συνολικών αποδόσεων (κεφαλαιακά κέρδη και μερίσματα) εκφρασμένους σε αμερικανικά δολάρια, για την περίοδο 1970-1994.

Η εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης, μετά τα αρνητικά αποτελέσματα των ελέγχων Dickey-Fuller για στασιμότητα των σειρών, οδήγησε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση στους χρηματιστηριακούς δείκτες των εν λόγω αγορών, γεγονός που συνεπάγεται ότι δεν μπορεί να υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ των χρηματαγορών αυτών. Το συμπέρασμα αυτό περί μη αλληλεξαρτήσεως, σύμφωνα με τον Richards, είναι σύμφωνο με την οικονομική θεωρία διότι αν ήταν δυνατή η πρόβλεψη της πορείας των χρηματιστηριακών δεικτών (λόγω αλληλεξαρτήσεως) τότε δεν θα ίσχυε η υπόθεση της αποτελεσματικότητας⁶ των αγορών η οποία θέλει στις αγορές που λειτουργούν αποτελεσματικά να ισχύει το θεώρημα του τυχαίου περιπάτου (*random walk theorem*) ώστε να μην να μπορεί να προβλεφθεί η επόμενη κίνησή τους με βάση τις ιστορικές αποδόσεις τους.

Ωστόσο, αν και κατά τον Richards η δυνατότητα ισχυρούς προβλέψεως των αποδόσεων των δεικτών είναι περιορισμένη, εντούτοις υπάρχει το ενδεχόμενο μιας χαμηλότερου βαθμού προβλέψεως των αποδόσεων των αγορών και της ύπαρξης μιας «winner-loser» επίδρασης πάνω στις 16 αυτές αποτελεσματικές αγορές. Επίσης υποστηρίζει ότι οι χρηματιστηριακοί δείκτες περιλαμβάνουν μια κοινή παγκόσμια συνιστώσα (*common world component*) και δυο εθνικές συνιστώσες (*country-specific components*), μια μόνιμη (*permanent*) και μια προσωρινή (*transitory*). Μάλιστα η ύπαρξη μιας μόνιμης εγχώριας συνιστώσας στους δείκτες, υπονοεί ότι θα υπάρξουν οφέλη στην διεθνή επένδυση από την μακροχρόνια μείωση του κινδύνου.

Hassan and Naka (1996)

Ο σκοπός της έρευνας των Hassan και Naka ήταν να εξετάσει τις δυναμικές σχέσεις μεταξύ των αγορών των ΗΠΑ, Αγγλίας, Γερμανίας και Ιαπωνίας. Χρησιμοποίησαν ημερήσια στοιχεία για την περίοδο 1 Απριλίου 1984 έως 31 Μαΐου 1991 και με την βοήθεια ενός Vector Error Correction Model (VECM) ανέλυσαν τις βραχυχρόνιες και μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των τεσσάρων αυτών αγορών.

⁶ Σύμφωνα με την Θεωρία της Αποτελεσματικής Αγοράς, σε μια αποτελεσματική αγορά η αξιοποίηση της διαθέσιμης πληροφόρησης δεν μπορεί να οδηγήσει σε αποδόσεις συστηματικά ανώτερες των μέσων αποδόσεων της αγοράς. Οι τιμές των μετοχών διαμορφώνονται με τυχαίο τρόπο και είναι αδύνατη η οποιαδήποτε πρόβλεψη για την μελλοντική τους εξέλιξη.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι τόσο σε μακροχρόνιο όσο και σε βραχυχρόνιο επίπεδο υπάρχει σχέση αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών. Επίσης υποστηρίζεται ότι η αγορά των ΗΠΑ επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές σε βραχυχρόνιο επίπεδο πριν και μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987 και τις οδηγεί σε νέα μακροχρόνια ισορροπία. Η ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών δείχνει ότι τα πλεονεκτήματα της διεθνούς διαφοροποίησης περιορίζονται σημαντικά λόγω ακριβώς αυτής της μακροχρόνιας σχέσεως ισορροπίας. Ωστόσο, οι μελετητές μπόρεσαν να ανακαλύψουν ότι μεταξύ των δεικτών των αγορών των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας και της Γερμανίας όπως και μεταξύ των δεικτών των αγορών της Ιαπωνίας, της Αγγλίας και της Γερμανίας δεν υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης. Άρα σε μακροχρόνιο επίπεδο είναι δυνατό να γίνει διεθνής διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου και να αποκομισθούν σημαντικά οφέλη, αν κάποιος επενδυτής διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιό του επενδύοντας κάθε φορά σε αξιόγραφα των αγορών των δυο συνόλων.

Koutmos (1996)

Ο *Gregory Koutmos* προσπάθησε με την μελέτη του αυτή να εξετάσει τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Αγγλίας, της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Ιταλίας. Χρησιμοποίησε ημερήσια δεδομένα για την περίοδο 1986-1991 και με την βοήθεια ενός πολυμεταβλητού VAR-EGARCH⁷ μοντέλου έδειξε ότι οι Ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές είναι μεταξύ τους ολοκληρωμένες με την έννοια ότι αντιδρούν όχι μόνο σε πληροφορίες και ειδήσεις που αφορούν την εγχώρια οικονομική κατάσταση αλλά και σε πληροφορίες που προέρχονται και αφορούν άλλες αγορές.

Επίσης, έδειξε ότι ένα αρνητικό γεγονός σε μια αγορά αυξάνει την μεταβλητότητα των υπολοίπων σε διπλάσιο βαθμό απ' ότι ένα θετικό γεγονός, με εξαίρεση μόνο την αγορά της Γαλλίας. Άρα οι κεφαλαιαγορές της Ευρώπης, όχι μόνο αντιδρούν σε εξελίξεις που προέρχονται από άλλες αγορές αλλά αυτό συμβαίνει εντονότερα στην περίπτωση που το γεγονός είναι αρνητικό για την μελλοντική εξέλιξη των αγορών. Με άλλα λόγια, ανακάλυψε ότι ο μηχανισμός μετάδοσης της μεταβλητότητας είναι ασύμμετρος.

Booth, Martikainen and Tse (1997)

Οι *Booth, Martikainen και Tse* εξετάζουν το ζήτημα της αλληλεπίδρασης μεταξύ των κεφαλαιαγορών τεσσάρων σκανδιναβικών χωρών (Δανίας, Νορβηγίας, Σουηδίας και

⁷ VAR-EGARCH μοντέλα ονομάζονται τα μοντέλα που επιτρέπουν στο υπόδειγμα να εμφανίζει μη γραμμική εξάρτηση στη δεσμευμένη διακύμανση και όχι στο δεσμευμένο μέσο.

Φιλανδίας). Στόχος της ερευνητικής τους αυτής προσπάθειας είναι να εξετάσουν κατά πόσο η γεωγραφική εγγύτητα και οι πολιτιστικοί δεσμοί οδηγούν σε ολοκληρωμένες αγορές, αγορές δηλαδή που αλληλοεξαρτώνται. Στην προσπάθειά τους αυτή κάνουν χρήση ενός πολυμεταβλητού EGARCH μοντέλου με στοιχεία που αναφέρονται στην περίοδο 1988-1994.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι παρόλο που οι χώρες αυτές έχουν στενή εμπορική και οικονομική σχέση, εντούτοις οι αποδόσεις καθεμίας χρηματιστηριακής αγοράς εξαρτώνται από τις δικές της παλαιότερες αποδόσεις και η συσχέτιση μεταξύ τους είναι ασθενής. Επιπρόσθετα ο μηχανισμός μετάδοσης της μεταβλητότητας (*volatility transmission*) είναι ασύμμετρος, με εξαίρεση την αγορά της Δανίας, γεγονός που σημαίνει ότι οι σκανδιναβικές αγορές είναι περισσότερο ευαίσθητες σε γεγονότα που συμβαίνουν σε άλλες αγορές, όταν τα γεγονότα αυτά είναι αρνητικά (*market retreats*), παρά όταν αυτά είναι θετικά (*market advances*). Καταλήγουν επομένως στο συμπέρασμα ότι η δημιουργία μιας κοινής σκανδιναβικής αγοράς θα ήταν η καλύτερη ενυλλακτική λύση για την επίτευξη μιας ολοκληρωμένης αγοράς.

Choudhry (1997)

Η έρευνα του Choudhry εξετάζει και αυτή το ενδεχόμενο ολοκλήρωσης των διεθνών χρηματαγορών χρησιμοποιώντας την μέθοδο της συνολοκλήρωσης. Συγκεκριμένα, με την βοήθεια εβδομαδιαίων δεδομένων για την περίοδο Ιανουάριος 1989 – Δεκέμβριος 1993, αναπτύσσεται η μεθοδολογία των Johansen-Juselious με στόχο να διερευνηθεί η ύπαρξη τυχούσας αλληλεξάρτησης μεταξύ έξι αναπτυσσόμενων αγορών της Λατινικής Αμερικής (Αργεντινής, Βραζιλίας, Χιλής, Κολομβίας, Μεξικού και Βενεζουέλας) και της αγοράς των ΗΠΑ.

Η έρευνα του Choudhry ξεκινά με την ανάπτυξη των επανυξημένων ελέγχων Dickey-Fuller ⁸ (*Augmented Dickey-Fuller tests*) για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές των χρηματιστηριακών δεικτών. Μετά την διαπίστωση ότι οι εν λόγω σειρές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα αφού περιέχουν μια στοχαστική τάση, προχωρεί στον έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μη στάσιμων αυτών σειρών, εφαρμόζοντας τη μέθοδο συνολοκλήρωσης του Johansen. Τα αποτελέσματα του ελέγχου έδειξαν ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών, με ή χωρίς την αγορά των ΗΠΑ. Το γεγονός

⁸ Οι έλεγχοι Dickey-Fuller είναι έλεγχοι στασιμότητας των χρονολογικών σειρών. Για περισσότερα βλέπε και στο κεφάλαιο 3.

αυτό σημαίνει ότι μεταξύ των εν λόγω αγορών υπήρχε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας στις δεκαετίες του '80 και '90.

Στην συνέχεια κάνοντας χρήση ενός error correction model εξετάζει τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των δεικτών και κατά πόσο κάθε μια από τις αγορές μπορεί να θεωρηθεί εξωγενής με την έννοια ότι η πορεία του δείκτη της μπορεί να προβλεφθεί μόνο από τις δικές της δυναμικές και όχι με βάση την πορεία που έχουν οι υπόλοιπες αγορές που συμμετέχουν στην μακροχρόνια σχέση. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι αγορές της Βραζιλίας και της Κολομβίας θεωρούνται εξωγενείς και η ταχύτητα προσαρμογής τους στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας είναι πολύ αργή.

Επίσης, από το error correction model προέκυψε ότι υπάρχουν σημαντικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των εξεταζομένων αγορών και για μια ακόμη φορά μέσα από αυτή την ερευνητική εργασία αναδεικνύεται ο ηγετικός ρόλος που διαδραματίζει η αγορά της Νέας Υόρκης στις διεθνείς χρηματαγορές και η αδυναμία των υπολοίπων αγορών να επηρεάσουν την μεγάλη αυτή κεφαλαιαγορά.

Elyasiasi, Perera and Puri (1998)

Οι *Elyas Elyasani, Priyal Perera και Tribhuvan N. Puri* διερευνούν για την ύπαρξη αλληλεξάρτησης και δυναμικών σχέσεων της αναδύομενης κεφαλαιαγοράς της Σρι Λάνκα με τις χρηματιστηριακές αγορές των μεγάλων εμπορικών συνεργατών της (Ταϊβάν, Σιγκαπούρη, Ιαπωνία, Ν. Κορέα, Χονγκ Κονγκ και Ινδίας) και την αγορά των ΗΠΑ. Η ραγδαία αύξηση της οικονομικής δραστηριότητας της Σρι Λάνκα και η νομοθεσία του 1989 για την απελευθέρωση των ξένων επενδύσεων στην χώρα, υπήρξαν οι λόγοι που κέντρισαν το ενδιαφέρον για μια τέτοια έρευνα.

Χρησιμοποίησαν ημερήσια στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1989 έως τον Ιούνιο του 1994 και με την βοήθεια ενός πολυμεταβλητού VAR μοντέλου κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχουν σημαντικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των εξεταζομένων αγορών και η χρηματιστηριακή αγορά της Σρι Λάνκα δεν επηρεάζεται από αυτές. Με άλλα λόγια, τόσο η γεωγραφική εγγύτητα με τις γύρω αγορές, όσο το μέγεθος και η δυναμική της αμερικανικής αγοράς φαίνεται να μην ασκούν καμία σημαντική επίδραση στην πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς της Σρι Λάνκα, αλλά αυτή να συμπεριφέρεται κυρίως μέσω των δικών της δυναμικών. Ο χαμηλός βαθμός κεφαλαιοποίησης, η έλλειψη ρευστότητας και το γεγονός ότι το εν λόγω χρηματιστήριο είναι μικρό και δεν παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον

για τους ξένους επενδυτές, μπορούν να αποτελέσουν μερικές πιθανές εξηγήσεις για την απουσία αλληλεξάρτησης.

Moschos and Xanthakis (1998)

Οι *Demetrios Moschos* και *Manolis Xanthakis* στην ερευνητική τους αυτή προσπάθεια επιχειρούν να εξετάσουν ποια είναι η επίδραση που ασκούν οι ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές στις τιμές μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Ειδικότερα, η ποσοτική ανάλυση επικεντρώνεται στο εξής ζήτημα: Σε τι βαθμό οι μεταβολές των τιμών των μετοχών στο χρηματιστήριο Αθηνών ερμηνεύονται από τις μεταβολές των τιμών των μετοχών στα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου. Για την καλύτερη εμπειρική προσέγγιση του θέματος χρησιμοποιούνται ημερήσιοι δείκτες μετοχών. Η χρησιμοποίηση ημερήσιων τιμών κρίνεται απαραίτητη λόγω του ότι μηνιαία ή εβδομαδιαία διαστήματα μπορεί να είναι αρκετά μεγάλα, ώστε να μην επιτρέπουν τον εντοπισμό αλληλεπιδράσεων που ολοκληρώνονται μέσα σε λίγες μόνο ημέρες.

Τα ημερήσια στοιχεία καλύπτουν την περίοδο από Ιανουαρίου 1990 μέχρι 19 Οκτωβρίου 1992. Με βάση τα ημερήσια αυτά στοιχεία εκτιμάται ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, δηλαδή ένα δυναμικό υπόδειγμα τριών εξισώσεων, όπου σε κάθε εξίσωση ως ερμηνευτικές μεταβλητές χρησιμοποιούνται προγενέστερες παρατηρήσεις όλων των υπολοίπων μεταβλητών καθώς και της εξαρτημένης μεταβλητής. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι οι δείκτες των τιμών μετοχών του χρηματιστηρίου Αθηνών (Γενικός δείκτης) του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (S&P 500) και του χρηματιστηρίου του Λονδίνου (FT-100).

Από την εκτίμηση του διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος προκύπτει ότι οι μεταβολές του δείκτη S&P 500 της Νέας Υόρκης συμβάλλουν στην καλύτερη πρόβλεψη των μεταβολών του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου Αθηνών. Αντίθετα ο δείκτης FT-100 του Λονδίνου δεν έχει καμία προβλεπτική ικανότητα για την μελλοντική συμπεριφορά του Γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών.

Στην συνέχεια οι συγγραφείς προχωρούν στην αποσύνθεση της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου Αθηνών σε επιμέρους παράγοντες (variance decomposition). Με βάση την ανάλυση αυτή προκύπτει ότι ένα πολύ μικρό μέρος της διακύμανσης ερμηνεύεται από διαταράξεις στα χρηματιστήρια του Λονδίνου και της Νέας Υόρκης (αθροιστικά περίπου 6%). Αντίθετα, η διακύμανση του σφάλματος

πρόβλεψης της μεταβολής του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου Αθηνών οφείλεται σχεδόν αποκλειστικά (περισσότερο από 94%) σε εσωτερικούς παράγοντες.

Janakiramanan and Lamba (1998)

Οι *Sundaram Janakiramanan* και *Asjeet Lamba* χρησιμοποιούν VAR μοντέλα για να ελέγξουν τις δυναμικές σχέσεις που υπάρχουν ανάμεσα σε 9 χρηματιστηριακές αγορές (Αυστραλία, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Νέα Ζηλανδία, Σιγκαπούρη, ΗΠΑ, Ινδονησία, Μαλαισία και Ταϊλάνδη). Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών για την περίοδο 1988-1996.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η αγορά των ΗΠΑ επηρεάζει όλες τις άλλες αγορές εκτός από αυτή της Ινδονησίας η οποία είναι μια σχετικά απομονωμένη αγορά. Αντιθέτως, καμία από τις προαναφερθείσες αγορές δεν είναι σε θέση να επηρεάσει την αμερικανική αγορά. Στην συνέχεια οι μελετητές προχώρησαν στην εκτίμηση και πάλι VAR μοντέλων αλλά αυτή την φορά χωρίς να συμπεριλάβουν στην ανάλυσή τους την αγορά των ΗΠΑ, με σκοπό να εξετάσουν το ενδεχόμενο ύπαρξης σημαντικών αλληλεπιδράσεων μεταξύ των υπολοίπων αγορών. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μια σημαντική αλληλεξάρτηση μεταξύ των εξεταζόμενων αγορών και υποδεικνύουν ότι χώρες οι οποίες χαρακτηρίζονται από γεωγραφική εγγύτητα, σημαντικές εμπορικές σχέσεις (οικονομική συνεργασία) ή έχουν εταιρίες εισηγμένες σε περισσότερα από ένα χρηματιστήρια, παρουσιάζουν σημαντική αλληλεξάρτηση και υψηλό βαθμό επίδρασης η μια πάνω στην άλλη. Μάλιστα οι αγορές που κλείνουν νωρίτερα μέσα στην ημέρα, ασκούν μεγαλύτερη επίδραση πάνω στις αγορές που κλείνουν αργότερα.

Huang, Yang and Hu (2000)

Η μελέτη των *Huang, Yang* και *Hu* αναφέρεται στο ενδεχόμενο ύπαρξης αιτιώδους σχέσεως και σχέσεως συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας και της περιοχής του «αναπτυξιακού τριγώνου» της νότια Κίνας (*South China Growth Triangle*), στο οποίο συμπεριλαμβάνονται το Χονγκ Κονγκ, η Ταϊβάν και το νότιο μέρος της Δημοκρατίας της Κίνας. Για τον σκοπό αυτό χρησιμοποίησαν δεδομένα για την περίοδο Οκτώβριος 1992 - Ιούνιος 1997 και εφάρμοσαν τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger και την μέθοδο συνολοκλήρωσης του Johansen.

Ο λόγος για τον οποίο μια τέτοια μελέτη παρουσιάζει μεγάλο ερευνητικό ενδιαφέρον είναι αφενός μεν η αυξανόμενη σημασία της περιοχής αυτής στην παγκόσμια οικονομία και αφετέρου να εξεταστεί κατά πόσο οι πολιτιστικές και γλωσσικές ομοιότητες μπορούν να οδηγήσουν σε ολοκλήρωση των αγορών και κοινή πορεία αυτών.

Λόγω της μη στασιμότητας που επέδειξαν οι σειρές των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών, οι συγγραφείς προχώρησαν στον έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των εν λόγω αγορών με στόχο να εξετάσουν αν είναι δυνατό να υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μελών του SCGT και των ΗΠΑ, μεταξύ των μελών του SCGT και της Ιαπωνίας, μεταξύ των δυο μεγάλων χρηματιστηριακών αγορών της Κίνας, δηλαδή των χρηματιστηρίων της Σαγκάης και του Σεντζεν, καθώς και μεταξύ των μελών του SCGT.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μελών του SCGT και των ΗΠΑ ή της Ιαπωνίας, ενώ παρατηρείται συνολοκλήρωση μεταξύ των χρηματιστηρίων της Σαγκάης και του Σεντζεν. Ακόμη από την ανάλυση δεν βρέθηκε να υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μελών του SCGT, γεγονός που δικαιολογείται από τους αυστηρούς περιορισμούς στην κίνηση κεφαλαίων που παρατηρείται στην περιοχή αυτή.

Η έλλειψη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μελών του SCGT και των ΗΠΑ ή της Ιαπωνίας, οδήγησε τους ερευνητές στο να προχωρήσουν στον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger και να εξετάσουν, αν υπάρχει και προς ποια κατεύθυνση, αιτιώδης σχέση μεταξύ των αγορών. Τα αποτελέσματα της εφαρμογής του Granger causality test, έδειξαν ότι οι ΗΠΑ καθοδηγούν το Χονγκ Κονγκ και την Ταϊβάν σε αντίθεση με την Ιαπωνία η οποία φαίνεται να μην επηρεάζει καμία από τις αγορές που ανήκουν στο «αναπτυξιακό τρίγωνο» της νότιας Κίνας. Συγκεκριμένα, βρέθηκε ότι μεταβολές στον δείκτη Dow Jones, ασκούν μεγαλύτερη επίδραση πάνω στους δείκτες των αγορών των μελών του SCGT σε σχέση με τις επιδράσεις που ασκούν οι μεταβολές στον δείκτη της Ιαπωνικής αγοράς. Άρα, οι μεταβολές των τιμών στην αγορά της Νέας Υόρκης μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των τιμών των δεικτών των αγορών του Χονγκ Κονγκ και της Ταϊβάν, την επομένη ημέρα. Με παρόμοιο τρόπο, μεταβολές στον δείκτη της αγοράς του Χονγκ Κονγκ επηρεάζουν τον δείκτη της Ταϊβάν για διάστημα μιας ημέρας.

Τέλος το γεγονός ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Σαγκάης και Σεντζεν, οδήγησε στην εφαρμογή ενός error correction model μέσω του οποίου προέκυψε ότι υπάρχει μια σημαντική αμφίδρομη (feedback) μακροχρόνια και

βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των αγορών, γεγονός που σημαίνει ότι οι μεταβολές στην μια αγορά μπορούν να μας οδηγήσουν σε μια ικανοποιητική πρόβλεψη για την μελλοντική πορεία (αντίδραση) της άλλης.

Chen, Firth and Rui (2000)

Στην έρευνά τους, οι *Chen, Firth και Rui* έλεγξαν τη ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ έξι μεγάλων χρηματιστηριακών αγορών της Λατινικής Αμερικής (Βραζιλία, Μεξικό, Χιλή, Αργεντινή, Κολομβία και Βενεζουέλα). Χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα από το 1995 έως το 2000 και εφάρμοσαν την μέθοδο συνολοκλήρωσης του Johansen.

Ξεκίνησαν από τους ελέγχους στασιμότητας των σειρών και αφού διαπίστωσαν ότι αυτές περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα και συνεπώς είναι μη στάσιμες, προχώρησαν στην ανάλυση συνολοκλήρωσης και την ανάπτυξη ενός Vector error correction model για να υποδειγματοποιήσουν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών.

Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους, έδειξαν ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των εν λόγω χωρών. Όμως τα ευρήματα αυτά είναι ιδιαίτερος ευαίσθητα και ευμετάβλητα. Έτσι μπόρεσαν οι ερευνητές να δείξουν ότι ενώ βρέθηκε ότι υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των εν λόγω αγορών αυτή διατηρείται μόνο μέχρι το 1999, περίοδος στην οποία ξέσπασαν μεγάλες χρηματιστηριακές κρίσεις όπως αυτές της Ασίας και της Ρωσίας το 1997 και 1998, αντίστοιχα. Αντιθέτως, από το 1999 έως το 2000 ο έλεγχος για την υπόθεση ύπαρξης σχέσεως συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών αυτών έδειξε ότι δεν παρατηρείται κανένα μη μηδενικό διάνυσμα συνολοκλήρωσεως και επομένως δεν εμφανίζεται να υπάρχει κάποια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των εν λόγω αγορών στο διάστημα αυτό.

Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι τα οφέλη από μια διαφοροποίηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή, μέσω επένδυσης σε διαφορετικές αγορές της Λατινικής Αμερικής, θα είναι περιορισμένα.

Östermark (2001)

Ο *Ralf Östermark* χρησιμοποίησε την θεωρία συνολοκλήρωσης και ένα πολυμεταβλητό VAR μοντέλο με στόχο να εξετάσει την ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ της Φιλανδικής χρηματιστηριακής αγοράς (ποσοτικοποιημένης με τέσσερις τρόπους) και της αντίστοιχης Ιαπωνικής. Συγκεκριμένα ως μέτρα για την Φιλανδική αγορά χρησιμοποιείται ο

χρηματιστηριακός δείκτης FOX, ο δείκτης παραγώγων, το Helsinki Inter Bank Offer Rate και η συναλλαγματική ισοτιμία του φιλανδικού μάρκου προς το ECU. Τα δεδομένα που χρησιμοποιεί καλύπτουν την περίοδο από Ιούλιο 1990 μέχρι τον Φεβρουάριο 1993, η οποία ήταν περίοδος μιας σημαντικής ύφεσης για την Φιλανδική οικονομία.

Οι έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας τόσο στις σειρές των δεικτών της Φιλανδίας όσο και του χρηματιστηριακού δείκτη της Ιαπωνίας, οδηγούν στο συμπέρασμα ότι αυτές χαρακτηρίζονται ως μη στάσιμες. Το γεγονός ότι οι σειρές εμφανίζονται να είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως I(1), δηλαδή καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε πρώτες διαφορές, οδηγεί τον Östermark στο να προχωρήσει στην έρευνα για ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των εν λόγω σειρών. Μέσω ενός πολυμεταβλητού VAR μοντέλου καταλήγει στο να ανιχνεύσει την ύπαρξη σχέσεως συνολοκλήρωσης μεταξύ του Ιαπωνικού δείκτη και των Φιλανδικών δεικτών.

Επίσης, κάνοντας χρήση διμεταβλητών VAR μοντέλων ανάμεσα στο δείκτη της Ιαπωνίας και των Φιλανδικών δεικτών, καταλήγει και πάλι στο συμπέρασμα ότι μεταξύ των δυο αυτών αγορών υπάρχει συνολοκλήρωση. Ακόμη, έδειξε ότι μεταβολές στην χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας έχουν επίδραση στον μηχανισμό διόρθωσης σφάλματος της αγοράς της Φιλανδίας, η οποία όμως είναι αρκετά μικρή.

Masih and Masih (2001)

Οι *Rumi Masih* και *Abul Masih* εξέτασαν την ύπαρξη αλληλεξάρτησης σε εννέα χρηματιστηριακές αγορές (ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Γερμανία, Ν. Κορέα, Σιγκαπούρη, Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν και Αυστραλία). Χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία που αφορούν την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1992 μέχρι τον Ιούνιο του 1994 και δυο πρόσφατες οικονομετρικές μεθόδους για να εξετάσουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης :

1. Ενός Vector error correction model (VECM) όπως προτάθηκε από τους Johansen – Juselius
2. Ένα level VAR μοντέλο με πιθανώς ολοκληρωμένες και συνολοκληρωμένες διαδικασίες, όπως προτάθηκε από τους Toda & Phillips (Econometrica 1993) και Toda & Yamamoto (Journal of Econometrics 1995).

Στόχος τους ήταν να ανακαλύψουν πιθανές μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες διασυνδέσεις μεταξύ των εν λόγω αγορών, μέσω των πολύπλοκων αυτών μεθόδων και να αναδείξουν την μεγάλη χρησιμότητα και ανωτερότητά τους σε αντίθεση με άλλες απλούστερες μεθόδους

προσέγγισης του ζητήματος όπως ήταν τα VAR μοντέλα τα οποία αδυνατούν να δώσουν αξιόπιστα αποτελέσματα σε μακροχρόνιο επίπεδο.

Τα αποτελέσματα της έρευνας τους δείχνουν ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ των Ασιατικών αγορών και των ανεπτυγμένων αγορών του ΟΟΣΑ⁹ και παράλληλα εμφανίζονται χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ και της Αγγλίας να παίζουν κυρίαρχο ρόλο τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια.

Τέλος ένα ενδιαφέρον στοιχείο το οποίο προκύπτει από αυτή την μελέτη, είναι ο ενισχυμένος ρόλος της Ιαπωνικής αγοράς στη καθοδήγηση των διεθνών αγορών, σε μακροχρόνιο ορίζοντα.

In, Kim, Yoon and Viney (2001)

Οι *In, Kim, Yoon και Viney* εξετάζουν τις δυναμικές αλληλεπιδράσεις, τον μηχανισμό μετάδοσης της μεταβλητότητας και τον βαθμό ολοκλήρωσης τριών ασιατικών χρηματιστηριακών αγορών και συγκεκριμένα του Χονγκ Κονγκ, της Κορέας και της Ταϊλάνδης για την περίοδο 1997-1998 χρησιμοποιώντας ένα πολυμεταβλητό VAR-EGARCH μοντέλο. Αξίζει να αναφέρουμε ότι η εξεταζόμενη περίοδος 1997-1998 είναι η περίοδος της μεγάλης Ασιατικής κρίσης και για το λόγο αυτό η εν λόγω έρευνα είχε μεγάλη σημασία.

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι η Κορέα ασκεί μια ασθενή επιρροή στις υπόλοιπες αγορές και παίζει έναν δευτερεύοντα ρόλο ως παραγωγός πληροφοριών, ενώ αντίθετα το Χονγκ Κονγκ διαδραματίζει σπουδαίο ρόλο στην μετάδοση της μεταβλητότητας στις υπόλοιπες ασιατικές αγορές αλλά και τον σημαντικότερο ρόλο ως παραγωγός πληροφοριών για την περίοδο της κρίσης.

Επίσης, τα αποτελέσματα της έρευνας παρέχουν ένδειξη για ύπαρξη ολοκλήρωσης των εν λόγω αγορών αφού κάθε αγορά αντιδρά στις εγχώριες εξελίξεις αλλά και σε διεθνείς εξελίξεις και κυρίως σε αρνητικά γεγονότα.

Ακόμη οι ερευνητές μπόρεσαν να διαπιστώσουν ότι υπάρχει ένα ανταποδοτικός, αμοιβαίος (*reciprocal*) μηχανισμός μετάδοσης της μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών του Χονγκ Κονγκ και της Κορέας, σε αντίθεση με τις αγορές της Κορέας και της Ταϊλάνδης όπου ο μηχανισμός αυτός εμφανίζεται να είναι προς τη μια κατεύθυνση (*unidirectional*) και συγκεκριμένα από την πρώτη αγορά στην δεύτερη. Αυτό σημαίνει ότι η αγορά της Κορέας επηρεάζει και καθοδηγεί την αγορά της Ταϊλάνδης.

⁹ ΟΟΣΑ: Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης

2.2 Συμπεράσματα αρθρογραφίας

Από την επισκόπηση της αρθρογραφίας, παρατηρούμε ότι η εξέταση των βαθμών συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών διεθνώς, έχει πραγματοποιηθεί από πολλούς μελετητές και μάλιστα με την χρησιμοποίηση διαφορετικών μεθοδολογικών προσεγγίσεων. Παρά τα όποια αντικρουόμενα συμπεράσματα των ερευνητών αυτών, υπάρχει συμφωνία ως προς ορισμένα βασικά σημεία:

1) Η συσχέτιση μεταξύ των τιμών των μετοχών σε μια συγκεκριμένη αγορά είναι πιο ισχυρή σε σχέση με τις τιμές μετοχών που ανήκουν σε διαφορετικές αγορές.

2) Οι εσωτερικοί παράγοντες έχουν κύριο ρόλο στη διαμόρφωση των αποδόσεων των δεικτών.

3) Η γεωγραφική εγγύτητα και οι πολιτιστικοί δεσμοί ασκούν θετική επίδραση στον βαθμό συμπόρευσης των τιμών των μετοχών που ανήκουν σε διαφορετικές αγορές.

4) Ο βαθμός συμπόρευσης έχει αυξηθεί κατά τα τελευταία χρόνια ως αποτέλεσμα ορισμένων θεσμικών εξελίξεων που συμβάλλουν στην ενίσχυση της διαφάνειας των χρηματιστηριακών συναλλαγών καθώς και πολιτικών αποφάσεων που αποσκοπούν στον συντονισμό των μακροοικονομικών πολιτικών (π.χ. Σύμφωνο Σταθερότητας) και στην ολοκλήρωση των διεθνών συναλλαγών.

5) Στις περισσότερες περιπτώσεις, οι έρευνες δείχνουν ότι οι υπό εξέταση αγορές είναι «ολοκληρωμένες» (*integrated*), με την έννοια ότι δεν αντιδρούν μόνο στις εγχώριες εξελίξεις, αλλά και σε διεθνείς μεταβολές οι οποίες είναι ικανές να επηρεάσουν σημαντικά την πορεία των εγχώριων χρηματιστηριακών αγορών.

6) Η αγορά των ΗΠΑ εμφανίζεται να επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες χρηματιστηριακές αγορές, παγκοσμίως και να κατέχει δεσπόζουσα θέση στην παγκόσμια χρηματιστηριακή σκηνή ως παράγοντας μεταβλητότητας. Αντίθετα, οι μικρές οικονομίες φαίνεται να μην μπορούν να εξηγήσουν τις κινήσεις της Αμερικανικής αγοράς ούτε να ασκήσουν σημαντική επίδραση στην μελλοντική της πορεία.

7) Οι αγορές εμφανίζονται να επηρεάζονται σε μεγαλύτερο βαθμό στην είδηση ενός αρνητικού γεγονότος που επηρεάζει την πορεία τους απ' ό,τι σε ένα θετικό γεγονός. Με άλλα λόγια ο μηχανισμός μετάδοσης των πληροφοριών είναι ασύμμετρος.

8) Οι σχέσεις αιτιότητας που ενδεχομένως να υπάρχουν μεταξύ των αγορών διαρκούν το πολύ μια ημέρα και εξαφανίζονται πέραν της μιας ημέρας. Αυτή η διαπίστωση υποδηλώνει ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές με την έννοια ότι οι ήδη πραγματοποιηθείσες αποδόσεις

ενός δείκτη και η διαθέσιμη δημοσιευθείσα πληροφόρηση, δεν παρέχουν καμία ένδειξη ή πληροφορία για την μελλοντική κίνηση του δείκτη η οποία θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί από συναλλάκτες προς προσπορισμό κερδών που υπερβαίνουν τις κανονικές αποδόσεις .

Το σημαντικότερο όσων ελέχθησαν είναι το γεγονός ότι οι αγορές εμφανίζονται να είναι ολοκληρωμένες. Βέβαια υπάρχουν αρκετές έρευνες οι οποίες δεν επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της αλληλεξάρτησης. Το συμπέρασμα όμως αυτό οφείλεται είτε σε μεθοδολογικά προβλήματα όπως η χρονική περίοδος της έρευνας είτε στο οικονομικό σύστημα των υπό εξέταση χωρών (για παράδειγμα η έλλειψη αλληλεξάρτησης μεταξύ των ευρωπαϊκών αγορών στην διάρκεια της δεκαετίας του '80, οφείλεται στην ανεξαρτησία που υπήρχε μεταξύ των εν λόγω χωρών και η οποία δικαιολογείται από την ύπαρξη περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων). Ακόμη όμως και αυτοί που δεν οδηγήθηκαν στο συμπέρασμα της ύπαρξης συνολοκλήρωσης των χρηματιστηριακών αγορών και άρα υποστήριξαν την ανυπαρξία μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ τους, συμφωνούν με την ύπαρξη βραχυχρόνιων εξαρτήσεων όπως αυτές προέκυψαν μέσα από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*).

Στον παρακάτω πίνακα (2.1) παρουσιάζονται με συνοπτικό τρόπο οι προαναφερθείσες ερευνητικές εργασίες με στόχο να δώσουμε μια πιο κατανοητή εικόνα των όσων ελέχθησαν.

Πίνακας 2.1 - Σχετικές ερευνητικές εργασίες

Εργασία	Αγορές	Περίοδος	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
Ein & Shinn (1989)	Αυστραλίας, Καναδά, Γαλλίας, Γερμανίας, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνίας, Ελβετίας, Αγγλίας, ΗΠΑ	1980-1985	VAR μοντέλο Impulse responses	Αλληλεξάρτηση αγορών Οι ΗΠΑ ασκούν κυρίαρχη επιρροή και αποτελούν τον σημαντικότερο παραγωγό πληροφοριών
Taylor & Tonks (1989)	Αγγλίας, Δ. Γερμανίας, ΗΠΑ, Ολλανδίας, Ιαπωνίας	1973-1979 1979-1986	Θεωρία συνολοκλήρωσης και αιτιότητα κατά Granger	Υπαρξη συνολοκλήρωσης της Αγγλίας με την Δ. Γερμανία, την Ιαπωνία και την Ολλανδία μετά την κατάργηση των συναλλαγματικών περιορισμών στην Αγγλία το 1979.
Koch & Koch (1991)	Αυστραλίας, Χονγκ Κονγκ, Ελβετίας Δ. Γερμανίας, Η. Βασίλειο, ΗΠΑ	1972, 1980, 1987	Δυναμικό Σύστημα Εξισώσεων	Αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών μόνο σε χρονικό διάστημα 24 ωρών. Επίσης η γεωγραφική εγγύτητα ασκεί θετική επίδραση στον βαθμό συμμόρφωσης
Cheung & Mak (1992)	ΗΠΑ, Ιαπωνίας, Χονγκ Κονγκ, Μαλαισίας, Ινδονησίας, Φιλιππίνων, Ν. Κορέας, Ταϊβαν, Ταϊλάνδης	1978-1988	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Οι ΗΠΑ καθοδηγούν τις υπόλοιπες αγορές με εξάρτηση τις αγορές της Κορέας, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης οι οποίες χαρακτηρίζονται ως «κλειστάρες» αγορές.
Malliaris & Urrutia (1992)	Αμερικής, Ιαπωνίας, Αγγλίας, Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρης, Αυστραλίας	Μάιος 1987 - Μάρτιος 1988	Αιτιότητα κατά Granger (Granger causality test)	Ανταρξία αιτιότητας μεταξύ των εν λόγω αγορών πριν και μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987 ενώ εμφανίζεται αυξημένη αιτιότητα κατά την περίοδο της κρίσεως. Δεν επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος των ΗΠΑ.
Arshamapalli & Doukas (1993)	Αγγλίας, Γερμανίας, ΗΠΑ, Γαλλίας, Ιαπωνίας	1980-1990	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Πριν την κρίση του 1987 δεν υπήρχε συμμόρφωση μεταξύ των Ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων και του Αμερικανικού σε αντίθεση με τον περίοδο μετά τον Οκτώβριο του 1987 οπότε και ο βαθμός εξάρτησης στις διεθνείς αγορές αυξήθηκε. Επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος της αγοράς των ΗΠΑ και εμφανίζεται η Ιαπωνική αγορά να μην παρουσιάζει διασυνδέσεις με τα υπόλοιπα χρηματιστήρια προσφέροντας μια ελκυστική επιλογή για διεθνή διαφοροποίηση.
Theodosiou (1993)	Ελλάδας και ΗΠΑ	1980-1990	GARCH models	Συσχετίζονται οι αποδόσεις των δυο δεκτιών αλλά η μεταβλητότητα μεταξύ των, δεν συνδέεται.
Byers & Peel (1993)	ΗΠΑ, Αγγλίας, Γερμανίας, Ιαπωνίας και Ολλανδίας	1979-1989	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Δεν υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ των 5 χρηματαγορών και κατά συνέπεια αποτυγχάνει οπωσδήποτε μακροχρόνια σχέση μεταξύ των.
Blackman, Holden &	17 χρηματαγορές	1970-1979 και 1984-1989	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Υπαρξη συνολοκλήρωσης κατά την δεύτερη υπό εξέταση περίοδο γεγονός που οδήγησε σε εξάλειψη των ωφελειών από την διεθνή

Θεωρία συνολοκλήρωσης	1970-1994	1984-1991	1986-1991	1988-1994	1989-1993	1989-1994	1990-1992	1988-1996
Thomas (1994)	Αυστραλία, Καναδά, Γαλλία, Δανία, Χονγκ Κονγκ, ΗΠΑ, Ιαπωνία, Σουηδία, Ελβετία, Ολλανδία, Νορβηγία, Ισπανία, ΗΠΑ, Αγγλία, Ιαπωνία	Αυστρία, Γερμανία, Χονγκ Κονγκ, Αγγλία, Ολλανδία, Γερμανία, Ιαπωνία	Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία	Δανία, Νορβηγία, Φινλανδία	Αργεντινή, Κολομβία, Βενεζουέλα, ΗΠΑ	Σρι Λάνκα, Σιγκαπούρη, Κορέα, Χονγκ Κονγκ, Ινδία, ΗΠΑ	Αγγλία, ΗΠΑ, Ελλάδα	Αυστραλία, Ιαπωνία, Νέας Ζηλανδία
Richards (1995)								
Hassan & Naka (1996)								
Koutmos (1996)								
Booth, Martikainen & Tse (1997)								
Choudhry (1997)								
Elyasias, Perera & Puri (1998)								
Moschos & Xanthakis (1998)								
Janakiramaman & Lamba								
Θεωρία διανομή	Ανταρξία αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών, γεγονός που οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η δυνατότητα πρόβλεψης της πορείας των χρηματιστηριακών δεικτών είναι περιορισμένη.	Τόσο βραχυρόνια όσο και μακροχρόνια, υπάρχει σχέση αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών, η οποία εμφανίζεται ολόιδια και αυξανόμενη. Επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος της αγοράς των ΗΠΑ	Αλληλεξάρτηση μεταξύ των Ευρωπαϊκών αγορών. Υπαρξη ασυμμετρίας στον μηχανισμό μετάδοσης της μεταβλητότητας (διάκριση μεταξύ αρνητικού και θετικού γεγονότος)	Ανεξαρτησία των αγορών παρά τις στενές εμπορικές και οικονομικές σχέσεις που παρουσιάζουν μεταξύ τους. Υπαρξη ασύμμετρης μεταβλητότητας (διάκριση μεταξύ αρνητικού και θετικού γεγονότος). Η δημιουργία μιας κοινής σκανδιναβικής αγοράς αποτελεί την καλύτερη εναλλακτική λύση για την επίτευξη μιας ολοκληρωμένης αγοράς.	Ολοκληρωμένες οι αγορές με ή χωρίς την παρουσία των ΗΠΑ η οποία φαίνεται να ασκεί κυρίαρχη επιρροή. Οι αγορές της Βραζιλίας και Κολομβίας είναι εξωγενείς και η ταχύτητα προσαρμογής τους στην μακροχρόνια ισορροπία είναι ιδιαίτερα αργή.	Η αγορά της Σρι Λάνκα δεν επηρεάζεται από τις υπόλοιπες αγορές.	Οι μεταβολές του δείκτη S&P 500 της Νέας Υόρκης συμβάλλουν στην καλύτερη πρόβλεψη των μεταβολών του Γενικού Δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών, ενώ ο δείκτης FT-100 δεν έχει καμία προβλεπτική ικανότητα για την μελλοντική συμπεριφορά του Γενικού Δείκτη. Οι μεταβολές του Γενικού Δείκτη οφείλονται κατά κύριο μέρος σε εγχώριους παράγοντες.	Χώρες με γεωγραφική εγγύτητα και σημαντικές οικονομικές σχέσεις εμφανίζουν σημαντική αλληλεξάρτηση και υψηλό βαθμό

(1998)	Σιγκαπούρης, Ινδονησίας, Ταϊλάνδης	ΗΠΑ, Μαλαισίας	1992-1997	Θεωρία συνολοκλήρωσης κατά Granger	συμπίεσης. Επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος της αγοράς των ΗΠΑ.
Huang, Yang & Hu (2000)	ΗΠΑ, Ιαπωνίας, South China Growth Triangle (Χόνγκ Κόνγκ, Ταϊβάν, Νότιας Κίνας)				Ανταρξία σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των αγορών του SCGT και απουσία μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των αγορών του SCGT και της Ιαπωνικής αγοράς ή της αγοράς των ΗΠΑ. Βραχυχρόνια η αγορά των ΗΠΑ καθοδηγεί τις υπόλοιπες.
Chen, Firth & Rui (2000)	Βραζιλίας, Αργεντινής, Βενεζουέλας	Μεξικού, Χύλης, Κολομβίας	1995-2000	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Υπάρχει μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των εν λόγω αγορών μέχρι το 1999 αλλά κάτι τέτοιο δεν επιβεβαιώνεται για την περίοδο 1999-2000.
Östermark (2001)	Φινλανδίας και Ιαπωνίας		1990-1993	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Ολοκληρωμένες οι αγορές. Ύπαρξη αλληλεξάρτησης
Masih & Masih (2001)	ΗΠΑ, Αγγλίας, Γερμανίας, Ν. Σιγκαπούρης, Χόνγκ Κονγκ, Ταϊβάν, Αυστραλίας	Ιαπωνίας, Κορέας, Χόνγκ Κονγκ	1992-1994	Θεωρία συνολοκλήρωσης	Ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των ασιατικών αγορών και των ήδη ανεπτυγμένων χωρών του ΟΟΣΑ. Οι αγορές των ΗΠΑ και της Αγγλίας παίζουν κυρίαρχο ρόλο τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια
In, Kim, Yoon & Viney (2001)	Χόνγκ Κονγκ, Ταϊλάνδης	Κορέας	1997-1998	Πολυμεταβλητό VAR-BGARCH μοντέλο	Ολοκλήρωση των εν λόγω αγορών(αλληλεξάρτηση). Το Χόνγκ Κονγκ διαδραματίζει κυρίαρχο ρόλο στην μετάδοση της μεταβλητότητας και παράλληλα είναι ο σημαντικότερος παραγωγός πληροφοριών για την περίοδο της Ασιατικής κρίσης.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΤΟ ΔΕΙΓΜΑ ΚΑΙ Η ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1 Το δείγμα

Όπως αναφέρθηκε και πιο πάνω, στόχος της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει τον βαθμό εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες κεφαλαιαγορές του εξωτερικού. Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί επιτρέπει παράλληλα την εξέταση ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ των εν λόγω αγορών, γεγονός που θα συμβάλλει στην απεικόνιση και καλύτερη κατανόηση του μηχανισμού μέσω του οποίου μεταδίδεται η μεταβλητότητα μεταξύ των συγκεκριμένων χρηματιστηριακών αγορών.

Συγκεκριμένα μέσα από αυτή τη μελέτη θα επιχειρήσουμε να διερευνήσουμε το βαθμό συμπόρευσης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς με τις αγορές των ΗΠΑ, της Αγγλίας, της Γερμανίας, της Ιταλίας, της Ιαπωνίας, της Ισπανίας, της Γαλλίας, της Ολλανδίας και του Βελγίου. Για τους σκοπούς της ερευνητικής αυτής προσπάθειας χρησιμοποιούνται οι ημερήσιες τιμές κλεισίματος από τους κυριότερους δείκτες της εκάστοτε χώρας.

Στον ακόλουθο πίνακα 3.1 παρατίθενται οι χρηματιστηριακοί δείκτες που θα χρησιμοποιηθούν.

Πίνακας 3.1-Χρηματιστηριακοί δείκτες

Χώρα	ΣΥΜΒΟΛΟ	Χρηματιστηριακός δείκτης
ΗΠΑ	DJ	Dow Jones Industrials
ΑΓΓΛΙΑ	FTSE	FTSE - 100
ΓΑΛΛΙΑ	CAC	France Cac 40
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	DAX	Dax 30 Performance
ΙΤΑΛΙΑ	MILAN	Milan Comit General
ΙΣΠΑΝΙΑ	MADRID	Madrid se General
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	HOL	Aex Index
ΒΕΛΓΙΟ	BEL	Bel 20
ΕΛΛΑΔΑ	GEN	Athens General
ΙΑΠΩΝΙΑ	NIKKEI	Nikkei 225

Οι λόγοι για τους οποίους επιλέχθηκαν οι συγκεκριμένες αγορές να περιληφθούν στην ανάλυσή μας είναι οι εξής:

- Οι ΗΠΑ, κατά γενική αποδοχή, διαθέτουν την ισχυρότερη χρηματιστηριακή αγορά του Πλανήτη.
- Η Ιαπωνική αγορά είναι μια από τις ισχυρότερες του κόσμου και αποτελεί τον αναμφισβήτητο ηγέτη στην περιοχή της Ασίας.
- Οι Αγγλία, Γαλλία και Γερμανία διαθέτουν τις ισχυρότερες χρηματιστηριακές αγορές στην Ευρώπη.
- Η Ιταλική και η Ισπανική αγορά είναι οι δυναμικότερες αγορές της Μεσογείου, στην οποία ανήκει και η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά.
- Το Βέλγιο και η Ολλανδία είναι δύο χώρες με δυναμικές μεν αλλά μάλλον μικρού μεγέθους οικονομίες, αντίστοιχες της ελληνικής.

Το δείγμα, επομένως, που διαμορφώνεται με τα πιο πάνω κριτήρια, περιλαμβάνει τόσο τις κατά τεκμήριο ισχυρότερες αγορές, όσο και αγορές που έχουν κοινά χαρακτηριστικά με την αγορά Αθηνών

Η μελέτη καλύπτει την χρονική περίοδο από 18/12/2000 έως 9/3/2006 και συνολικά χρησιμοποιούνται 1354 παρατηρήσεις. Στις περιπτώσεις που κάποιο χρηματιστήριο παραμένει κλειστό ο δείκτης υπολογίζεται με γραμμική παρεμβολή. Τα στοιχεία προέρχονται από τη βάση δεδομένων του Finance Yahoo και πρόκειται για ημερήσιες τιμές κλεισίματος, οι οποίες έχουν εκφραστεί σε λογαρίθμους. Ο λόγος για τον οποίο προτιμώνται οι λογαριθμικές τιμές των δεικτών από τις τιμές κλεισίματος, είναι αφενός μεν για να σταθεροποιηθεί η διακύμανση, εξασφαλίζοντας με τον τρόπο αυτό την στασιμότητα (*stationarity*) των σειρών ως προς την διακύμανση και αφετέρου για να έχουμε τιμές εκφρασμένες σε μια κοινή κλίμακα.

Επίσης η χρησιμοποίηση ημερήσιων τιμών κρίνεται απαραίτητη λόγω του ότι μηνιαία ή εβδομαδιαία διαστήματα μπορεί να είναι αρκετά μεγάλα, ώστε να μην επιτρέπουν τον εντοπισμό αλληλεπιδράσεων που ολοκληρώνονται μέσα σε λίγες μόνον ημέρες.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι ώρες λειτουργίας των χρηματιστηρίων δεν συμπίπτουν, με αποτέλεσμα είτε να μην υπάρχει πλήρης κάλυψη των ωρών λειτουργίας του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών(ΧΑΑ) είτε να υπάρχει μερική αλληλοκάλυψη με κάποια από τα υπό εξέταση ξένα χρηματιστήρια. Κατά την αξιολόγηση των αποτελεσμάτων της ανάλυσης οι διαφορές στις ώρες λειτουργίας μέσα στην ημέρα θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη. Για παράδειγμα, επειδή δεν υπάρχει ταυτόχρονη λειτουργία μεταξύ ΧΑΑ και του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και η αγορά του ΧΑΑ κλείνει πριν ανοίξει η αγορά της Νέας Υόρκης, οι τιμές του

ΧΑΑ δεν μπορούν να επηρεαστούν από τις εξελίξεις στην αγορά της Νέας Υόρκης μέσα στην ίδια ημέρα, αλλά μόνον μετά παρέλευση μιας ημέρας. Αντίθετα αφού υπάρχει πλήρης κάλυψη των ωρών λειτουργίας του ΧΑΑ από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου, στην έκταση που οι εξελίξεις στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου επηρεάζουν τις τιμές του ΧΑΑ, η επίδραση αυτή λαμβάνει χώρα κατά την ίδια ημέρα, αν το ΧΑΑ λειτουργεί αποτελεσματικά.

3.2 Η μεθοδολογία

Στο σημείο αυτό κρίνεται απαραίτητο να γίνει μια λεπτομερής παρουσίαση των μεθόδων οι οποίες θα χρησιμοποιηθούν στην ερευνητική αυτή προσπάθεια, ώστε να εξεταστεί το ζήτημα του βαθμού εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς από άλλες μεγάλες ξένες κεφαλαιαγορές και γενικότερα της ύπαρξης αλληλεπιδράσεων μεταξύ των υπό εξέταση αγορών.

Η ανάπτυξη της μελέτης μας θα κινηθεί πάνω σε δύο μεθοδολογικούς άξονες.

Αρχικά θα κάνουμε χρήση αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων τα οποία έχει επικρατήσει να αναφέρονται ως VAR μοντέλα και μέσω αυτών θα προχωρήσουμε στην ανάπτυξη του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*). Στόχος της πρώτης αυτής προσπάθειας είναι η ανακάλυψη ή επισήμανση και διατύπωση αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών.

Στην συνέχεια θα προσπαθήσουμε μέσω της θεωρίας συνολοκλήρωσης όπως αυτή αναπτύχθηκε τόσο από τους Engle-Granger όσο και από τους Johansen-Juselious, να διερευνήσουμε τις μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των εν λόγω αγορών και να κατανοήσουμε με έναν καλύτερο τρόπο την δομή του μηχανισμού μετάδοσης των πληροφοριών και άσκησης των επιρροών. Για την επίτευξη του στόχου αυτού θα κάνουμε εκτίμηση ενός Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος, γνωστού ως Error Correction Model (ECM), το οποίο θα μας επιτρέψει στη συνέχεια να προχωρήσουμε στην αποσύνθεση της διακύμανσης (*Variance Decomposition*) και την εκτίμηση των αποκαλούμενων συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων (*Impulse response functions*).

Η θεωρία της συνολοκλήρωσης έχει εφαρμοσθεί ευρύτατα κατά την τελευταία δεκαετία, σε πολλές μελέτες που αφορούν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών. Κάτι τέτοιο άλλωστε διαπιστώσαμε και στο κεφάλαιο 2 όταν έγινε παρουσίαση των προηγούμενων ερευνητικών εργασιών που είναι σχετικές με το θέμα μας. Οι λόγοι που οδήγησαν τους επιστήμονες στην ευρεία χρήση της θεωρίας συνολοκλήρωσης, είναι ότι μας

παρέχει έναν τρόπο να μελετήσουμε τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών, ιδιαίτερος αυτών που αποτυπώνουν οικονομικά μεγέθη. Έτσι μέσω αυτής της μεθόδου μπορούμε να δούμε ποιες αγορές συμμετέχουν σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και τον βαθμό με τον οποίο προσαρμόζονται (κινούνται) προς αυτή την σταθερή κατάσταση.

Επίσης, η θεωρία συνολοκλήρωσης είναι σε θέση να εφαρμοστεί και στην περίπτωση που έχουμε μη στάσιμες, αλλά ολοκληρωμένες χρονολογικές σειρές, όπως συμβαίνει συνήθως με τις οικονομικές χρονολογικές σειρές. Πλεονεκτεί, επομένως, και έναντι άλλων μεθόδων προσέγγισης του θέματος (π.χ μέθοδος παλινδρόμησης) οι οποίες αδυνατούν να δώσουν αξιόπιστα και χρήσιμα συμπεράσματα μπροστά στο πρόβλημα της μη στασιμότητας των σειρών.

Ακόμη, το γεγονός ότι στηρίζεται σε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα (*VAR μοντέλα*), δίνει την δυνατότητα να εξεταστεί και η αιτιότητα μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών και με τον τρόπο αυτό να μας πληροφορήσει για το ποια αγορά προηγείται και επηρεάζει σημαντικά τις υπόλοιπες. Σημειώνεται ότι η ανακάλυψη των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών είναι κάτι πολύ σημαντικό, διότι βοηθά σε μεγάλο βαθμό στη λήψη αποφάσεων από την πλευρά των επενδυτών ως προς τα διαμορφούμενα χαρτοφυλάκιά τους και τα επιθυμητά επίπεδα κινδύνου και απόδοσης που είναι διατεθειμένοι να δεχτούν.

Ένα σημαντικό πρόβλημα που πρέπει να αντιμετωπιστεί κατά τα πρώτα στάδια της ερευνητικής διερεύνησης, είναι η εξέταση των στατιστικών ιδιοτήτων των χρονολογικών σειρών και συγκεκριμένα η διερεύνηση της στασιμότητάς τους ή μη. Σημειώνεται, ότι η εφαρμογή κλασικών μεθόδων στατιστικού ελέγχου απαιτεί τη στασιμότητα των μεταβλητών ώστε να είναι έγκυρη η αξιολόγηση των αποτελεσμάτων που θα προκύψουν. Για την εξέταση της μη στασιμότητας θα χρησιμοποιηθούν οι έλεγχοι Dickey-Fuller και Phillips-Perron.

Στις επόμενες ενότητες παρουσίασης της μεθοδολογικής προσέγγισης θα αναφερθούμε λεπτομερέστερα στο θεωρητικό πλαίσιο το οποίο βρίσκεται πίσω από όλες αυτές τις μεθόδους, με απώτερο στόχο να αντιληφθούμε με καλύτερο τρόπο τη διαδικασία που θα ακολουθηθεί και να κατανοήσουμε τα συμπεράσματα που θα προκύψουν μέσα από αυτή.

3.2.1 Έλεγχοι στασιμότητας

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση μιας παλινδρόμησης ανάμεσα σε δυο ή περισσότερες μεταβλητές αξιολογούνται με βάση τα συνήθη στατιστικά κριτήρια, R^2 (συντελεστής

προσδιορισμού) και t ή F tests. Η αξιολόγηση όμως αυτή είναι έγκυρη μόνο αν οι μεταβλητές είναι στάσιμες.

Τα κύρια χαρακτηριστικά μιας στάσιμης χρονολογικής σειράς είναι ότι:

1. έχει σταθερή διακύμανση
2. οι τυχαίες αναταράξεις τις οποίες δέχεται, είναι παροδικές
3. τείνει να κινείται γύρω από ένα σταθερό μέσο ή μια γραμμική τάσης

Αντίθετα, όταν μια συγκεκριμένη χρονολογική σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές, δηλαδή έχει μια μοναδιαία ρίζα, χαρακτηρίζεται από διακύμανση που είναι συνάρτηση του χρόνου και τείνει προς το άπειρο όταν ο χρόνος τείνει στο άπειρο, με παροδικούς κλυδωνισμούς και έντονες μετατοπίσεις.

Αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, οι ελαχίστων τετραγώνων εκτιμητές δεν είναι συνεπείς (εκτός αν οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες), με αποτέλεσμα ο στατιστικός έλεγχος να μην είναι έγκυρος. Έτσι όταν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, τα στατιστικά αποτελέσματα μπορεί να φαίνονται πολύ ικανοποιητικά, δηλαδή υψηλή τιμή του συντελεστή προσδιορισμού και σημαντικές τιμές του t test, αλλά να μην έχουν καμία οικονομική σημασία. Με άλλα λόγια, η παρατηρούμενη στατιστικά σημαντική σχέση οφείλεται στην ασυνέπεια των εκτιμητών και δεν συνεπάγεται αναγκαστικά και την ύπαρξη πραγματικής αιτιώδους σχέσεως ανάμεσα στις μεταβλητές. Οι Granger και Newbold χρησιμοποίησαν τον όρο φαινομενική ή νόθα παλινδρόμηση (*spurious regression*) για να περιγράψουν αυτό το αποτέλεσμα το οποίο είναι σύνηθες όταν χρησιμοποιούνται στοιχεία χρονολογικών σειρών.

Ένας τρόπος που χρησιμοποιείται ευρύτατα στην ανάλυση χρονολογικών σειρών, για να γίνει έλεγχος στασιμότητας, είναι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (*unit root tests*). Τέτοιο έλεγχοι είναι οι έλεγχοι Dickey – Fuller και οι έλεγχοι Phillips – Perron τους οποίους θα χρησιμοποιήσουμε και στην ανάλυσή μας.

3.2.1.1 Έλεγχοι Dickey – Fuller

Αν υποθέσουμε ότι μια δεδομένη οικονομική χρονολογική σειρά $\{Y_t\}$ μπορεί να περιγραφεί με ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξεως δηλαδή με ένα $AR(1)$, τότε θα πρέπει να γράψουμε το εξής:

$$Y_t = aY_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

Για να είναι η σειρά στάσιμη θα πρέπει $-1 < \alpha < 1$. Αν $\alpha = 1$ η σειρά θα είναι μη στάσιμη, αλλά γίνεται στάσιμη αν πάρουμε πρώτες διαφορές. Οπότε, για να ελέγξουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, κάνουμε έλεγχο της μηδενικής υποθέσεως, $H_0: \alpha = 1$.

Αν στην παραπάνω σχέση (3.1) αφαιρέσουμε και από τα δυο μέλη το Y_{t-1} θα προκύψει η ακόλουθη ισοδύναμη μορφή:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (3.2)$$

όπου $\gamma = \alpha - 1$ και ο έλεγχος της μηδενικής υποθέσεως $H_0: \alpha = 1$ γίνεται τώρα έλεγχος της υποθέσεως μηδέν, $H_0: \gamma = 0$.

Οι Dickey – Fuller θεώρησαν τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις οι οποίες μπορούν να χρησιμοποιηθούν ώστε να ελεγχθεί η παρουσία μοναδιαίας ρίζας ή μη:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \gamma Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_2 t + e_t \end{aligned}$$

Η διαφορά μεταξύ των τριών αυτών παλινδρομήσεων επικεντρώνεται στην παρουσία των προσδιοριστικών όρων α_0 και $\alpha_2 t$. Η πρώτη μορφή εξειδίκευσης είναι ένα υπόδειγμα το οποίο όπως είδαμε και παραπάνω (σχέση 3.2), προκύπτει μέσα από το υπόδειγμα απλού τυχαίου περιπάτου¹¹ (*random walk*), η δεύτερη μορφή περιέχει και σταθερό όρο (α_0) και η τρίτη μορφή παλινδρόμησης περιέχει και σταθερό όρο και γραμμική χρονική τάση (t). Με άλλα λόγια η μεταβλητή t παριστάνει το χρόνο και παίρνει τιμές 1, 2, 3, ...

Η παράμετρος η οποία έχει το μεγαλύτερο ενδιαφέρον σε όλες τις παλινδρομήσεις είναι ο συντελεστής γ . Αν το $\gamma = 0$ τότε η σειρά $\{y_t\}$ περιέχει μια μοναδιαία ρίζα και επομένως είναι μη στάσιμη. Ο έλεγχος είναι μονόπλευρος, δηλαδή η εναλλακτική υπόθεση είναι: $H_0: \gamma < 0$ αφού δεν μας ενδιαφέρει η περίπτωση $\gamma > 0$ γιατί απόρριψη της μηδέν υποθέσεως και αποδοχή της εναλλακτικής, σίγουρα συνεπάγεται απόρριψη της υποθέσεως $\gamma > 0$.

Ο απλούστερος τρόπος για να ελεγχθεί η παραπάνω υπόθεση είναι να εκτιμηθεί το υπόδειγμα (όποιο από τα τρία εναλλακτικά υποδείγματα χρησιμοποιείται) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και στην συνέχεια να γίνει ο συνήθης έλεγχος με την κατανομή t . Το πρόβλημα το οποίο ανακύπτει είναι ότι ο έλεγχος αυτός δεν είναι έγκυρος αν ισχύει η μηδέν υπόθεση $H_0: \alpha = 1$, γιατί η κατανομή t ή F σε αυτή την περίπτωση, δεν συμπίπτει με την γνωστή κατανομή t ή F κάτω από την υπόθεση μηδέν. Αυτό σημαίνει ότι οι κρίσιμες τιμές

¹⁰ Όπου $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

¹¹ Η стоχαστική διαδικασία μιας χρονολογικής σειράς χαρακτηρίζεται σαν τυχαίος περίπατος εάν $Y_t = Y_{t-1} + e_t$

της t ή F δεν είναι κατάλληλες για τον έγκυρο έλεγχο της παραπάνω υποθέσεως. Επίσης, ο ελαχίστων τετραγώνων εκτιμητής γ , δεν έχει τις επιθυμητές ιδιότητες αφού εμφανίζεται να είναι μεροληπτικός και ασυνεπής. Οι Dickey – Fuller έδειξαν ότι η κατανομή κάτω από την μηδενική υπόθεση είναι μη κανονική και κάνοντας χρήση μεθόδων Monte Carlo προσομοίωσης, βρήκαν ότι οι κρίσιμες τιμές για $\gamma=0$ εξαρτώνται από την μορφή της παλινδρόμησης (αν δηλαδή περιέχει τάση ή και σταθερό όρο ή τίποτα από αυτά) και το μέγεθος του δείγματος.

Έτσι κατασκεύασαν πίνακες στους οποίους δίνονται οι κρίσιμες τιμές για συγκεκριμένα επίπεδα σημαντικότητας και μέγεθος δείγματος που να αντιστοιχούν στα τρία διαφορετικά υποδείγματα που αναφέρθησαν παραπάνω.

3.2.1.2 Επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller (Augmented Dickey – Fuller test)

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας μπορεί να γίνει όχι μόνο μέσω ενός αυτοπαλινδρομου υποδείγματος πρώτης τάξεως αλλά και με την χρήση αυτοπαλινδρομου υποδείγματος μεγαλύτερης τάξεως από πρώτης. Αν θεωρήσουμε ότι μια χρονολογική σειρά περιγράφεται ικανοποιητικά μέσω ενός αυτοπαλινδρομου υποδείγματος p -τάξεως, $AR(p)$ τότε θα γράφεται στην ακόλουθη μορφή:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_{p-1} Y_{t-p+1} + a_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.3)$$

Αν προσθέσουμε και αφαιρέσουμε τον όρο $a_p Y_{t-p+1}$ στο προηγούμενο υπόδειγμα(σχέση 3.3), τότε θα προκύψει η ακόλουθη ισοδύναμη σχέση:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+1} - a_p \Delta Y_{t-p+1} + e_t$$

Στην συνέχεια αν προσθαφαιρέσουμε την ποσότητα $(a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+2}$ θα πάρουμε τα ακόλουθα:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+2} - (a_{p-1} + a_p) \Delta Y_{t-p+2} - a_p \Delta Y_{t-p+1} + e_t$$

Συνεχίζοντας αυτή την διαδικασία των προσθαφαιρέσεων, θα προκύψει η εξής τροποποιημένη μορφή:

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + e_t \quad (3.4)$$

όπου $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$ και $\beta_i = -\sum_{j=i}^p \alpha_j$.

Και στην περίπτωση αυτή, ο συντελεστής που παρουσιάζει το μεγαλύτερο ενδιαφέρον είναι ο συντελεστής γ . Αν $\gamma=0$ τότε η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα και επομένως είναι μη στάσιμη. Ο έλεγχος στασιμότητας της σειράς ισοδυναμεί με έλεγχο της υπόθεσης μηδέν, $H_0:\gamma=0$ έναντι της εναλλακτικής $H_1:\gamma<0$. Για τον έλεγχο της παραπάνω υποθέσεως εκτιμάται με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων το υπόδειγμα στην τροποποιημένη μορφή του και χρησιμοποιούνται οι κρίσιμες τιμές των Dickey – Fuller (τ) οι οποίες διαφοροποιούνται ανάλογα με την εξειδίκευση του υποδείγματος¹², αν δηλαδή περιέχει σταθερό όρο ή τάση ή και τα δύο (και σταθερό όρο και τάση).

Αν $t < \tau$ τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η σειρά μας είναι μη στάσιμη, δηλαδή γίνεται δεκτό ότι η σειρά είναι στάσιμη.

Είναι προφανές ότι για να γίνει ο παραπάνω έλεγχος, πρέπει να είναι γνωστή η τάξη (p) της αυτοπαλινδρομης διαδικασίας η οποία βεβαίως δεν είναι γνωστή εκ των προτέρων. Στην πράξη, αυτό που γίνεται είναι να προσθέτουμε τόσες χρονικές υστερήσεις της Y_t ώστε τα κατάλοιπα που προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων στην παλινδρόμηση (3.4) να μην αυτοσυσχετίζονται.

3.2.1.3 Έλεγχοι Phillips – Perron

Οι έλεγχοι Dickey – Fuller υποθέτουν ότι τα σφάλματα δεν αυτοσυσχετίζονται και έχουν σταθερή διακύμανση. Χρησιμοποιώντας αυτή την μεθοδολογική προσέγγιση πρέπει να εξασφαλίσουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι (τα σφάλματα) είναι ασυσχέτιστοι και εμφανίζουν σταθερή διακύμανση. Οι Phillips – Perron γενικεύουν την προσέγγιση των Dickey – Fuller χωρίς τις αυστηρές προϋποθέσεις για την κατανομή των διαταρακτικών όρων.

Για να κατανοήσουμε την διαδικασία των ελέγχων αυτών, ας θεωρήσουμε τις ακόλουθες εξισώσεις παλινδρόμησης:

$$Y_t = a^* \cdot 0 + a^* \cdot 1 Y_{t-1} + \mu_t$$

και

$$Y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 Y_{t-1} + \tilde{a}_2 (t - T/2) + \mu_t$$

¹² Τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας εξαρτώνται άμεσα από την εξειδίκευση του υποδείγματος. Αν δηλαδή θα περιλαμβάνει σταθερό όρο ή/και χρονική τάση ως παλινδρομητές. Μια διαδικασία εξακρίβωσης των παραπάνω είναι να χρησιμοποιηθούν τα πληροφοριακά κριτήρια Akaike και Schwarz και να επιλεγεί εκείνο το μοντέλο που ελαχιστοποιεί τα κριτήρια αυτά. Εναλλακτικά, θα μπορούσαμε να ξεκινήσουμε από την πλέον γενική μορφή του υποδείγματος (να περιέχει δηλαδή και σταθερό όρο και γραμμική χρονική τάση) και να ελέγξουμε την σημαντικότητα της τάσης σε αρχική φάση και αν αυτή είναι σημαντική να την κρατήσουμε στο υπόδειγμα διαφορετικά να εξαιρεθεί και να επανεκτιμηθεί το υπόδειγμα χωρίς αυτήν ελέγχοντας αυτή την φορά την σημαντικότητα της σταθεράς. Έτσι θα καταλήξουμε στο να εξακριβώσουμε τους προσδιοριστικούς όρους που μπορεί να υπεισέρχονται στην εξίσωση ελέγχου. Περισσότερες πληροφορίες υπάρχουν και στην σελίδα 68.

όπου $T =$ ο αριθμός των παρατηρήσεων

Ο διαταρακτικός όρος μ_t είναι τέτοιος ώστε $E(\mu_t) = 0$, δηλαδή έχει μέση τιμή μηδέν αλλά δεν υπάρχει κανένας άλλος περιορισμός. Δηλαδή, σε αντίθεση με τους Dickey – Fuller που υποθέτουν ότι οι διαταρακτικοί όροι ή με άλλα λόγια τα σφάλματα, είναι συσχετιστοι, οι Phillips – Perron επιτρέπουν οι διαταρακτικοί όροι να είναι ασθενώς εξαρτημένοι και ετερογενώς καταναμημένοι. Χρησιμοποιούν επομένως λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις σε σχέση με τους Dickey – Fuller.

Οι Phillips – Perron κάτω από αυτές τις υποθέσεις, μας παρέχουν μια σειρά από στατιστικούς ελέγχους οι οποίοι μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο των υποθέσεων που αφορούν τους συντελεστές a^* , και \tilde{a}_1 , κάτω από την υπόθεση ότι τα δεδομένα έχουν παραχθεί από την σχέση (3.5):

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.5)$$

Οι στατιστικές που ανέπτυξαν οι Phillips – Perron είναι τροποποιημένες στατιστικές t , αυτών που ανέπτυξαν οι Dickey – Fuller, οι κρίσιμες τιμές των οποίων είναι ακριβώς ίδιες με αυτές των Dickey – Fuller. Οι μαθηματικές εκφράσεις των στατιστικών Phillips – Perron, που μπορούν να παρασταθούν με $Z(t)$, είναι αρκετά περίπλοκες και για το λόγο αυτό αποφεύγεται η αναλυτική παρουσίασή τους. Γενικά όμως υπάρχουν οι ακόλουθες στατιστικές ελέγχου:

$Z(ta^*)$: που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της υπόθεσης $a^* = 1$

$Z(t\tilde{a}_1)$: που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της υποθέσεως $\tilde{a}_1 = 1$

$Z(t\tilde{a}_2)$: που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της υποθέσεως $\tilde{a}_2 = 0$

$Z(t\phi_3)$: που χρησιμοποιείται για τον από κοινού έλεγχο $\tilde{a}_1 = 1$ και $\tilde{a}_2 = 0$

Αν η απόλυτη τιμή $Z(t)$ υπερβαίνει την κρίσιμη τιμή τ για δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και γίνεται δεκτό ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και επομένως η σειρά είναι στάσιμη.

Τα προβλήματα τα οποία κατά καιρούς έχουν αναφερθεί σχετικά με τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας εστιάζονται στην χαμηλή ισχύ των ελέγχων και στην εξειδίκευση του υποδείγματος με την έννοια του ποιοι παλινδρομητές από αυτούς που αναφέρθησαν (τάση, σταθερός όρος) θα περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα που θεωρείται ότι αναπαριστά την «generating process» της σειράς. Ωστόσο δεν παύει οι έλεγχοι αυτοί να χρησιμοποιούνται

ευρύτητα και να περιλαμβάνονται σε κάθε σοβαρή επιστημονική μελέτη η οποία εμπλέκει χρονολογικές σειρές.

3.2.2 Εισαγωγή στα υποδείγματα αυτοπαλινδρόμου διανύσματος (*Vector Autoregressive Models*)

Η διανυσματική αυτοπαλινδρόμηση (VAR), συνήθως χρησιμοποιείται για την διενέργεια βραχυχρόνιων προβλέψεων, για ένα σύνολο ενδογενών μεταβλητών. Σε ένα αυτοπαλινδρόμο διάνυσμα, κάθε ενδογενής μεταβλητή του συστήματος είναι εκφρασμένη ως συνάρτηση του εαυτού της με χρονικές υστερήσεις p περιόδων και των p παρελθουσών τιμών όλων των υπολοίπων ενδογενών μεταβλητών του συστήματος.

Η μαθηματική αναπαράσταση του VAR μοντέλου είναι:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

όπου Y_t είναι ένα k διάνυσμα ενδογενών μεταβλητών, A_1, A_2, \dots, A_p είναι πίνακες με στοιχεία προς εκτίμηση και ε_t είναι το διάνυσμα των καταλοίπων¹³ τα οποία μπορεί να συσχετίζονται στην ίδια χρονική περίοδο, αλλά υποθέτουμε ότι δεν αυτοσυσχετίζονται (δηλαδή δεν συσχετίζονται με τις δικές τους τιμές με χρονικές υστερήσεις). Επίσης, πλέον των υποθέσεων που αφορούν τους διαταρακτικούς όρους (τα σφάλματα), θα πρέπει να ικανοποιείται και η υπόθεση της στασιμότητας. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα Y_t έχει σταθερό μέσο και σταθερές συνδιακυμάνσεις, δηλαδή οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ του Y_t και του Y_{t+s} δεν εξαρτώνται από το t αλλά μόνο από το s για $s=0,1,2,\dots$ (δηλαδή είναι ανεξάρτητες του χρόνου t και συνάρτηση μόνο της μετατόπισης s).

Όταν ισχύουν όλες οι παραπάνω υποθέσεις οι συντελεστές μπορούν να εκτιμηθούν με εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε κάθε εξίσωση χωριστά. Οι εκτιμητές που προκύπτουν είναι συνεπείς και ασυμπτωτικά προσεγγίζουν την κανονική κατανομή.

Θα πρέπει να επισημανθεί ότι η διατύπωση ενός υποδείγματος VAR στερείται θεωρητικής βάσεως, είναι «μη θεωρητική» (*atheoretical*) με την έννοια ότι δεν υπάρχει ρητή διατύπωση διαρθρωτικών εξισώσεων που να προκύπτουν από την οικονομική θεωρία.

¹³ Στην αγγλική ορολογία των υποδειγμάτων VAR οι διαταρακτικοί όροι ή αλλιώς τα κατάλοιπα ε αναφέρονται ως innovations.

3.2.3 Αιτιότητα κατά Granger

Στην κλασική, παραδοσιακή, προσέγγιση των υποδειγμάτων ταυτόχρονων εξισώσεων, οι αιτιώδεις σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές είναι δεδομένες a priori. Δηλαδή δεν υπόκεινται σε στατιστικό έλεγχο. Η προσέγγιση αυτή έχει γίνει αντικείμενο κριτικής τα τελευταία χρόνια με αποτέλεσμα την ανάπτυξη διάφορων μεθόδων ή προσεγγίσεων για τον έλεγχο της αιτιότητας (*causality*).

Μια στατιστική σχέση, όσο δυνατή και αν είναι, δεν μπορεί να προσδιορίσει την αιτιώδη συνάφεια ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Έτσι αν και η ανάλυση παλινδρόμησης είναι ανάλυση της εξάρτησης ανάμεσα σε δυο ή περισσότερες μεταβλητές, εντούτοις, δεν συνεπάγεται αιτιότητα. Σε ένα οικονομετρικό μοντέλο η αιτιότητα, δηλαδή η σχέση αιτίας – αιτιατού είναι δεδομένη a priori.

Αν ένα γεγονός Α λαμβάνει χώρα μετά από ένα άλλο γεγονός Β, τότε γνωρίζουμε ότι το Α δεν είναι το αίτιο του Β. Αν όμως το Α λαμβάνει χώρα πριν από το Β, δεν έπεται ότι το Α προκαλεί το Β. Στην πραγματικότητα, παρατηρούμε τις μεταβλητές Υ και Χ, για παράδειγμα ΑΕΠ¹⁴ και προσφορά χρήματος αντίστοιχα, ως χρονολογικές σειρές και θέλουμε να δούμε αν μεταβολές στο Υ προηγούνται ή έπονται ή είναι σύγχρονες των μεταβολών της Χ. Η διαπίστωση της προηγούμενης (*precedence*) ή προβάδισμα είναι ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας, γνωστής ως αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality*).

3.2.3.1 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*)

Ένας έλεγχος της αιτιότητας είναι αυτός που πρότεινε ο Granger (1969) και στον οποίο εισάγουμε στην εξίσωση της μιας μεταβλητής, χρονικές υστερήσεις της άλλης μεταβλητής. Έτσι αν για παράδειγμα, επιθυμούμε τον έλεγχο της αιτιότητας μεταξύ δυο χρονολογικών σειρών Y_t και X_t , που η καθεμιά, για παράδειγμα, αναφέρεται στις αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη, τότε θα έχουμε τα ακόλουθα δυο υποδείγματα:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (3.6)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + e_t \quad (3.7)$$

όπου m είναι το μήκος της υστερήσεως.

¹⁴ ΑΕΠ: Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν

Στο πρώτο υπόδειγμα (3.6), υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της Y είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της καθώς και των προηγούμενων τιμών της X , δηλαδή ότι οι τρέχουσες τιμές του χρηματιστηριακού δείκτη καθορίζονται από τις τιμές στις οποίες αυτός έκλεισε τις προηγούμενες ημέρες μέχρι διάστημα m ημερών και ταυτόχρονα από τις τιμές που εμφάνισε ο άλλος χρηματιστηριακός δείκτης στο ίδιο χρονικό διάστημα. Με το ίδιο σκεπτικό, στο δεύτερο υπόδειγμα (3.7) υποθέτουμε παρόμοια συμπεριφορά για τον άλλο χρηματιστηριακό δείκτη, δηλαδή ότι οι τρέχουσες τιμές του σχετίζονται με τις προηγούμενες τιμές του καθώς και τις προηγούμενες τιμές του δείκτη Y . Επίσης υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και e_t δεν συσχετίζονται.

Στο παραπάνω μοντέλο δυο εξισώσεων με m χρονικές υστερήσεις, η $\{x_t\}$ δεν «επηρεάζει κατά Granger» την $\{y_t\}$ αν και μόνο αν, όλοι οι συντελεστές της $\{x_t\}$ δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Αναλυτικότερα, για τα παραπάνω υποδείγματα (3.6) και (3.7) διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις αιτιότητας:

1) Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί στο υπόδειγμα (3.6), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν στο υπόδειγμα (3.7), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την X προς την Y .

2) Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την Y προς την X .

3) Αν τόσο οι συντελεστές των Y όσο και οι συντελεστές των X είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δυο παλινδρομήσεις, τότε σε αυτή την περίπτωση υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δυο κατευθύνσεις.

4) Αν ούτε οι συντελεστές των Y ούτε οι συντελεστές των X είναι σημαντικοί και στις δυο παλινδρομήσεις, τότε η περίπτωση αυτή υποδηλώνει ανεξαρτησία.

Οι παραπάνω έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger γίνονται με χρήση της στατιστικής F . Έτσι αρχικά εκτιμούμε το πρώτο υπόδειγμα (3.6) χωρίς περιορισμό και ακολούθως υπό τον περιορισμό ότι $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$. Στην συνέχεια υπολογίζουμε την στατιστική F :

$$F = \frac{(\sum u^2_r - \sum u^2_u) / m}{\sum u^2_u / (T - k)}$$

όπου $\sum u^2_u =$ άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων στην παλινδρόμηση χωρίς περιορισμό

$\sum u^2_r =$ άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων στην αντίστοιχη παλινδρόμηση με περιορισμό, όταν δηλαδή δεν περιλαμβάνονται οι m όροι X_{1-r}

$T =$ το μέγεθος του δείγματος

$k =$ ο αριθμός των παραμέτρων στη παλινδρόμηση χωρίς περιορισμό

Με τον προηγούμενο τρόπο ουσιαστικά ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$ έναντι της εναλλακτικής υποθέσεως ότι τουλάχιστον ένας συντελεστής είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός.

Αν $F > F_{\text{κρίσιμη}}$ τότε έπεται ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το X στο Y , ή με άλλα λόγια ο χρηματιστηριακός δείκτης X φαίνεται να καθορίζει και να επιδρά πάνω στον χρηματιστηριακό δείκτη Y .

Με αντίστοιχο τρόπο ελέγχουμε αν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το Y προς το X επιβάλλοντας στο δεύτερο υπόδειγμα (3.7) τον περιορισμό $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_m = 0$ και υπολογίζοντας και πάλι την στατιστική F :

$$F = \frac{(\sum u^2_r - \sum u^2_u) / m}{\sum u^2_u / (T - k)}$$

Αν μέσω της στατιστικής F απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_m = 0$ τότε έπεται ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το Y στο X .

Οπότε θα καταλήξουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δυο κατευθύνσεις.

Τα συμπεράσματα σχετικά με την κατεύθυνση της αιτιότητας διαφοροποιούνται ανάλογα με τα αποτελέσματα των ελέγχων με την στατιστική F .

Για την ανάπτυξη του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger απαιτείται οι μεταβλητές μας να είναι στάσιμες. Αν κάτι τέτοιο δεν επαληθεύεται μέσα από τη χρήση των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας, τότε θα πρέπει να πάρουμε πρώτες διαφορές ή πιο σωστά τόσες διαφορές πάνω στην αρχική μας σειρά ώστε να καταστεί αυτή στάσιμη.

Θα πρέπει επίσης να επισημανθεί ότι το μήκος της υστερήσεως (m) δηλαδή ο αριθμός των μεταβλητών με υστέρηση που περιλαμβάνονται στην παλινδρόμηση, μπορεί να επηρεάσει την κατεύθυνση της κατά Granger αιτιότητας.

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, θεωρείται από πολλούς αναλυτές ότι είναι σε θέση να παρέχει σημαντικά (αξιόπιστα) συμπεράσματα σχετικά με τις αιτιάσεις σχέσεις μεταξύ

μεταβλητών, μόνο σε βραχυχρόνιο επίπεδο. Αντίθετα, λόγω της απλότητας που τον χαρακτηρίζει σχετικά με την υποδειματοποίηση που γίνεται για την ανάπτυξη του ελέγχου αυτού, σε μακροχρόνιο ορίζοντα αδυνατεί να προσδιορίσει τις πραγματικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών. Άλλωστε, μόνο το γεγονός ότι στηρίζεται σε ένα VAR υπόδειγμα ενισχύει την άποψη αυτή, δεδομένου ότι όλοι γνωρίζουμε πως τα αυτοπαλινδρόμα διανύσματα (VAR) είναι χρήσιμα μόνο για την διενέργεια βραχυχρόνιων προβλέψεων. Ο λόγος αυτός είναι που μας υποχρεώνει να προχωρήσουμε και στην εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης και στην ανάπτυξη υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος με στόχο να εξετάσουμε το συγκεκριμένο ζήτημα και σε μακροχρόνιο επίπεδο.

3.2.4 Η θεωρία συνολοκλήρωσης

Όπως αναφέρθηκε και πιο πάνω, όταν τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, δεν προέρχονται από στάσιμες χρονολογικές σειρές, τότε εμφανίζεται το πρόβλημα της φαινομενικής ή νόθας παλινδρόμησης με συνέπεια τα αποτελέσματα που θα προκύψουν από την εκτίμηση ενός τέτοιου μοντέλου να έχουν περιορισμένη αξία και πιθανότητα να μας οδηγήουν σε εσφαλμένα συμπεράσματα σχετικά με την σχέση που υπάρχει μεταξύ των υπό εξέταση χρονολογικών σειρών. Είδαμε επίσης πως το πρόβλημα της μη στασιμότητας στις εξεταζόμενες χρονοσειρές, είναι δυνατό να αντιμετωπιστεί αν χρησιμοποιήσουμε τις πρώτες διαφορές και όχι τα επίπεδα αυτής.

Πολλές φορές όμως, αυτό που ενδιαφέρει τους οικονομολόγους είναι οι μακροχρόνιες σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές και αυτό αφορά τα επίπεδα αυτών και όχι τις διαφορές τους. Επίσης έχει διαπιστωθεί ότι η αντιμετώπιση της μη στασιμότητας με την λήψη διαφορών, ενδέχεται να επιφέρει απώλεια πληροφορίας. Το πρόβλημα αυτό της αδυναμίας χρησιμοποίησης των διαφορών και της ακατάλληλότητας των επιπέδων, όταν αυτές είναι ολοκληρωμένες, μπόρεσε να παρακαμφθεί μέσα από την θεωρία συνολοκλήρωσης όπως αναπτύχθηκε από τους Engle και Granger(1987).

Οι Engle και Granger έδειξαν ότι αν δυο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d^{15} και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός των δυο αυτών σειρών που είναι στάσιμος, τότε οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες.

Αναλυτικότερα, θα μπορούσαμε να πούμε τα εξής:

¹⁵ Όταν μια μη στάσιμη σειρά μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας αριθμό διαφορών ίσο με d , τότε αυτή καλείται ολοκληρωμένη d τάξεως και παριστάνεται ως $I(d)$.

Έστω ότι έχουμε τις χρονολογικές σειρές $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$ οι οποίες θα βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας οικονομικής ισορροπίας όταν ισχύει :

$$\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0 \quad (3.8)$$

Αν θεωρήσουμε τα διανύσματα $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ και $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ τότε η παραπάνω σχέση (3.8) γράφεται:

$$\beta X_t = 0$$

Περαιτέρω, η σχέση $e_t = \beta X_t$ παριστάνει το σφάλμα ανισορροπίας (*equilibrium error*), δηλαδή την απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία.

Οι μεταβλητές $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$ θα καλούνται συνολοκληρωμένες και θα συμβολίζονται ως $X_t \sim CI(d, b)$ αν:

1. όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , δηλαδή μη στάσιμες οι οποίες καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε διαφορές d τάξεως.

2. υπάρχει διάνυσμα $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ έτσι που ο γραμμικός συνδυασμός $\beta' X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ είναι ολοκληρωμένος τάξεως $(d-b)$ όπου $b > 0$.

Το διάνυσμα β καλείται διάνυσμα συνολοκλήρωσης (*cointegrating vector*).

Όταν ο αριθμός των μεταβλητών είναι μόνο δυο, τότε το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι μοναδικό, ενώ όταν το διάνυσμα X_t περιλαμβάνει περισσότερα από δυο στοιχεία, όταν δηλαδή υπάρχουν περισσότερες από δυο μεταβλητές, τότε το διάνυσμα συνολοκλήρωσης μπορεί να μην είναι και συνήθως δεν είναι, μοναδικό. Γενικά όταν το διάνυσμα X_t περιλαμβάνει n στοιχεία τότε μπορεί να υπάρχουν μέχρι $n-1$ γραμμικώς ανεξάρτητα διανύσματα συνολοκλήρωσης, ο αριθμός των οποίων καλείται τάξη συνολοκλήρωσης του X_t .

Επίσης, η συνολοκλήρωση αναφέρεται σε ένα γραμμικό συνδυασμό των ολοκληρωμένων μεταβλητών και όχι σε μη γραμμικούς συνδυασμούς που είναι πολύ πιθανό να υπάρχουν.

Ακόμη, η θεωρία συνολοκλήρωσης συνήθως αφορά χρονολογικές σειρές που είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, δηλαδή μη στάσιμες στα επίπεδα και στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Αυτό γιατί οι περισσότερες οικονομικές χρονοσειρές εμφανίζουν αυτή την συμπεριφορά.

Τέλος, θα πρέπει να πούμε πως ενώ η ύπαρξη μιας μοναδικής μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα σε περισσότερες από δυο $I(1)$ μεταβλητές (δηλαδή ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως) συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, το αντίστροφο δεν ισχύει αναγκαστικά.

Στην συνέχεια θα παρουσιάσουμε τους ελέγχους οι οποίοι έχουν αναπτυχθεί για την ανακάλυψη των σχέσεων συνολοκλήρωσης που είναι πιθανό να υπάρχουν μεταξύ ενός συνόλου μεταβλητών.

3.2.4.1 Έλεγχος για συνολοκλήρωση – Η μέθοδος των Engle-Granger

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε τις μεταβλητές Y, X_1, X_2, \dots, X_k και ισχύει η ακόλουθη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας: $Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_k X_{kt}$ η οποία ονομάζεται και παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης ή στατική παλινδρόμηση.

Αν όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, $I(1)$, τότε θα είναι συνολοκληρωμένες αν ο γραμμικός συνδυασμός: $u_t = Y_t - a_0 - a_1 X_{1t} - a_2 X_{2t} - \dots - a_k X_{kt}$ είναι $I(0)$, δηλαδή είναι στάσιμος. Άρα ο έλεγχος για την συνολοκλήρωση των μεταβλητών θα είναι ένας έλεγχος για το αν τα κατάλοιπα που προέκυψαν από την εκτίμηση της παραπάνω στατικής παλινδρόμησης, είναι στάσιμη σειρά.

Αν υποθέσουμε ότι τα κατάλοιπα είναι $AR(1)$, δηλαδή περιγράφονται από την σχέση:

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (3.9)$$

τότε αν $\rho=1$ τα κατάλοιπα δεν θα είναι στάσιμη σειρά, ενώ αν $-1 < \rho < 1$ θα είναι.

Αν αφαιρέσουμε στη σχέση (3.9) την ποσότητα u_{t-1} και από τις δυο πλευρές θα έχουμε:

$$\Delta u_t = \rho_1 u_{t-1} + e_t \quad (3.10)$$

όπου $\rho_1 = \rho - 1$ και συνεπώς ο έλεγχος στασιμότητας της σειράς των καταλοίπων, δηλαδή ο έλεγχος της μηδενικής υποθέσεως $H_0: \rho=1$, γίνεται τώρα έλεγχος της υποθέσεως $H_0: \rho_1=0$. Για τον έλεγχο αυτό, συγκρίνουμε την στατιστική t που υπολογίζεται με βάση τα αποτελέσματα της εφαρμογής της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων στην παλινδρόμηση (3.10), με τις κρίσιμες τιμές (τ) των Dickey-Fuller αλλά όπως έχουν τροποποιηθεί από τους Engle-Granger. Αν $t < \tau_\rho$ τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά των καταλοίπων δεν είναι στάσιμη κατα συνέπεια οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες. Άρα προκύπτει ότι οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες.

Αν η αυτοπαλινδρομη διαδικασία την οποία εμείς θεωρούμε ότι περιγράφει τα δεδομένα μας, είναι μεγαλύτερης τάξεως, έστω AR(p), τότε εφαρμόζεται ο επανυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller. Δηλαδή το ρ_1 εκτιμάται από την σχέση:

$$\Delta u_t = \rho_1 u_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_{1i} \Delta u_{t-i} + e_t \quad (3.11)$$

Αν και η μέθοδος των Engle-Granger είναι σχετικά απλή, εντούτοις έχει σοβαρές ελλείψεις. Η εκτίμηση της παλινδρόμησης μακροχρόνιας ισορροπίας απαιτεί όπως ο ερευνητής τοποθετήσει μια μεταβλητή στο αριστερό μέλος και χρησιμοποιήσει τις άλλες ως παλινδρομητές(ερμηνευτικές μεταβλητές). Για παράδειγμα, στην περίπτωση που έχουμε δυο μεταβλητές, είναι πιθανό να εφαρμόσουμε τον έλεγχο για συνολοκλήρωση των Engle-Granger χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα μιας εκ των δυο ακόλουθων παλινδρομήσεων:

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11} z_t + e_{1t}$$

ή

$$z_t = \beta_{20} + \beta_{21} y_t + e_{2t}$$

Δεν γνωρίζουμε δηλαδή ποια είναι η πραγματική μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών(ποια η εξαρτημένη και ποια η ανεξάρτητη μεταβλητή) και κατά συνέπεια δεν ξέρουμε ποια σειρά καταλοίπων θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε στον έλεγχο. Είναι πιθανό η πρώτη εξίσωση παλινδρόμησης να μας υποδεικνύει ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται ενώ με την δεύτερη εξίσωση παλινδρόμησης να καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

Σύμφωνα με την ασυμπτωτική θεωρία γνωρίζουμε ότι καθώς το μέγεθος του δείγματος αυξάνει(γίνεται πολύ μεγάλο), ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα(έλεγχος στασιμότητας) στην σειρά $\{e_{1t}\}$ ισοδυναμεί με τον έλεγχο στασιμότητας στην σειρά των καταλοίπων $\{e_{2t}\}$ και επομένως δεν υπάρχει κανένα πρόβλημα για το ποια από τις δυο παραπάνω εξισώσεις παλινδρόμησης θα πρέπει να εκτιμήσουμε. Όμως πολλές φορές το μέγεθος του δείγματος που είναι διαθέσιμο από οικονομικές χρονολογικές σειρές είναι πολύ μικρό και συνεπώς θα αντιμετωπίζουμε το παραπάνω πρόβλημα επιλογής της κατάλληλης μακροχρόνιας σχέσεως που θα πρέπει να εκτιμηθεί. Και αντιλαμβανόμαστε ότι το πρόβλημα θα είναι ακόμη πιο έντονο στην περίπτωση που έχουμε να εξετάσουμε συνολοκλήρωση μεταξύ τριών ή περισσότερων μεταβλητών.

Άλλο πρόβλημα που προκύπτει κατά την εφαρμογή του παραπάνω ελέγχου, είναι ότι η όλη διαδικασία του ελέγχου βασίζεται σε ένα εκτιμητή δυο βημάτων. Στο πρώτο στάδιο

εκτιμούμε την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης και παίρνουμε την σειρά των καταλοίπων $\{e_t\}$ και στο δεύτερο χρησιμοποιώντας αυτά τα κατάλοιπα εκτιμούμε το υπόδειγμα $\Delta e_t = a_1 e_{t-1} + \dots$. Επομένως ο συντελεστής a_1 δίνεται εκτιμώντας μια παλινδρόμηση στην οποία χρησιμοποιούνται τα κατάλοιπα από μια άλλη παλινδρόμηση. Συνεπώς, κάθε σφάλμα το οποίο έγινε από τον μελετητή στο πρώτο βήμα, μεταφέρεται και στο δεύτερο.

Για την αποφυγή αυτών των προβλημάτων έχουν προταθεί πολλές εναλλακτικές μέθοδοι για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης. Μια εξ αυτών είναι των Johansen-Juselious (1990). Η μέθοδος αυτή είναι μέθοδος μέγιστης πιθανοφάνειας η οποία είναι σε θέση να εκτιμά και να ελέγχει για την παρουσία πολλών διανυσμάτων συνολοκλήρωσης.

3.2.4.2 Έλεγχος για συνολοκλήρωση – Η μέθοδος των Johansen-Juselious

Έστω ότι έχουμε το παρακάτω αυτοπαλινδρόμο διάνυσμα p τάξεως, $\text{VAR}(p)$:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + KC_t + e_t \quad (3.12)$$

όπου X_t είναι ένα $(n \times 1)$ διάνυσμα $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ μεταβλητών οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, $I(1)$, e_t είναι ένα διάνυσμα καταλοίπων διαστάσεως n , με $e_t \sim iidN(0, \Sigma_e)$ δηλαδή τα κατάλοιπα είναι κανονικά και ανεξάρτητα κατανεμημένα με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση και C_t είναι ένα διάνυσμα $d \times 1$ στο οποίο εμπεριέχονται d προσδιοριστικοί όροι όπως σταθερά, γραμμική τάση και ψευδομεταβλητές. Επίσης τα A_1, A_2, \dots, A_p και K είναι πίνακες με συντελεστές οι οποίοι είναι προς εκτίμηση.

Το VAR μοντέλο (3.12) μπορεί να γραφεί στην παρακάτω χρήσιμη μορφή με την βοήθεια του "Lag Operator" L και ορίζοντας $\Delta = 1 - L$:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Pi_j \Delta X_{t-j} + KC_t + e_t \quad (3.13)$$

$$\text{όπου } \Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I \quad \text{και} \quad \Pi_j = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Ο σημαντικότερος όρος στην παραπάνω σχέση, είναι ο πίνακας Π ο οποίος περιέχει όλες τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών. Το σημείο κλειδί στην ανάπτυξη της μεθόδου είναι η τάξη του πίνακα Π η οποία ισούται με το πλήθος των ανεξάρτητων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (*cointegrating vectors*).

Πιο συγκεκριμένα:

- Αν η τάξη του πίνακα Π είναι ίση με μηδέν, τότε ο πίνακας είναι ο μηδενικός πίνακας και η παραπάνω σχέση είναι ένα συνηθισμένο VAR μοντέλο σε πρώτες διαφορές. Αυτό υποδηλώνει ότι δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών και συνεπώς οι σειρές δεν συνολοκληρώνονται.
- Αν η τάξη του πίνακα Π είναι ίση με n (μέγιστη τάξη) τότε το υπόδειγμα είναι στάσιμο.
- Στις ενδιάμεσες περιπτώσεις, αν η τάξη του πίνακα είναι ίση με 1, δηλαδή $\text{rank}(\Pi)=1$, τότε υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, ενώ στις άλλες δυνατές τάξεις ($1 < \text{rank}(\Pi) < n$) υπάρχουν περισσότερα του ενός διανύσματα συνολοκλήρωσης.

Ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μπορεί να βρεθεί ελέγχοντας την σημαντικότητα των χαρακτηριστικών ριζών του πίνακα Π . Όπως γνωρίζουμε, η τάξη ενός πίνακα ισούται με τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών που είναι διάφορες του μηδενός. Υποθέτουμε ότι έχουμε τον πίνακα Π και έχουμε διατάξει σε φθίνουσα σειρά τις n χαρακτηριστικές ρίζες ως εξής $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. Αν οι μεταβλητές του διανύσματος X_t δεν συνολοκληρώνονται, τότε η τάξη του πίνακα Π είναι ίση με μηδέν και όλες οι χαρακτηριστικές ρίζες αυτού θα είναι ίσες με μηδέν.

Αφού $\ln(1) = 0$, κάθε μια από τις εκφράσεις $\ln(1 - \lambda_i)$ θα ισούται με το μηδέν αν οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται. Με παρόμοιο σκεπτικό, αν η τάξη του πίνακα Π είναι μονάδα, τότε $0 < \lambda_1 < 1$ και η πρώτη έκφραση $\ln(1 - \lambda_1)$ θα είναι αρνητική ενώ όλες οι υπόλοιπες $\ln(1 - \lambda_2) = \ln(1 - \lambda_3) = \dots = \ln(1 - \lambda_n) = 0$ αφού οι υπόλοιπες χαρακτηριστικές ρίζες θα είναι μηδενικές.

Στην πράξη εμείς μόνο εκτιμήσεις του πίνακα Π και των χαρακτηριστικών ριζών, μπορούμε να έχουμε. Ένας έλεγχος για τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας τις ακόλουθες δύο στατιστικές ελέγχου:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3.14)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3.15)$$

όπου: λ_i = οι εκτιμηθείσες τιμές για τις χαρακτηριστικές ρίζες (*eigenvalues*) όπως προκύπτουν από την εκτίμηση του πίνακα Π και T ο αριθμός των παρατηρήσεων.

Η πρώτη στατιστική (3.14) ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι μικρότερος ή ίσος από r έναντι μιας γενικής εναλλακτικής υπόθεσης ($r > r_1$). Από την παραπάνω ανάλυση είναι ξεκάθαρο ότι η στατιστική $\lambda_{r_{max}} = 0$ όταν όλες οι $\lambda_i = 0$. Όσο περισσότερο απέχουν οι εκτιμημένες τιμές των χαρακτηριστικών ριζών από το 0, τόσο περισσότερο αρνητική τιμή θα έχουν τα $\ln(1 - \lambda_i)$ και συνεπώς τόσο μεγαλύτερη η τιμή της στατιστικής.

Η δεύτερη στατιστική (3.15) ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι r έναντι της εναλλακτικής υποθέσεως ότι ο αριθμός αυτός είναι $r+1$. Αν η εκτιμηθείσα τιμή της χαρακτηριστικής ρίζας είναι κοντά στο μηδέν, τότε η $\lambda_{r_{max}}$ θα είναι μικρή.

Επειδή το στατιστικό $\lambda_{r_{max}}$ λαμβάνει υπόψη όλες τις $n-r$ από τις μικρότερες ιδιοτιμές, τείνει να έχει μεγαλύτερη ισχύ από το $\lambda_{r_{max}}$ όταν τα λ_i είναι διατεταγμένα συμμετρικά. Από την άλλη το $\lambda_{r_{max}}$ δίνει καλύτερα αποτελέσματα όταν τα λ_i είναι είτε μικρά είτε μεγάλα.

Από την ανάλυση που προηγήθηκε καταλαβαίνουμε ότι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά τους Johansen-Juselious βασίζεται στην εκτίμηση της τάξεως του πίνακα Π , η οποία ταυτίζεται και με τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Αν για παράδειγμα βρεθεί ότι η τάξη του πίνακα Π είναι k τότε υπάρχουν k διανύσματα συνολοκλήρωσης ανάμεσα στα στοιχεία του διανύσματος X_t .

Σημαντικό επίσης είναι ότι ο πίνακας Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δυο πινάκων A και B . Το γεγονός αυτό δίνει την δυνατότητα να επιβάλλουμε και να ελέγξουμε διάφορους περιορισμούς πάνω στο κάθε διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Έτσι ο πίνακας Π γράφεται:

$$\Pi = AB' \quad (3.16)$$

Κάθε στήλη του πίνακα B είναι και ένα από τα διανύσματα συνολοκλήρωσης και το κάθε στοιχείο αυτού ελέγχεται και μας ενημερώνει για το αν συμμετέχει ή όχι η αντίστοιχη μεταβλητή στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Τα στοιχεία του πίνακα A ονομάζονται παράμετροι προσαρμογής (*adjustment parameters*) και δείχνουν αν προσαρμόζεται η αντίστοιχη μεταβλητή στην σχέση συνολοκλήρωσης και ταυτόχρονα την ταχύτητα προσαρμογής της. Αν ο πίνακας Π γραφεί κατά αυτόν τον τρόπο (σχέση 3.16), τότε το αρχικό VAR μοντέλο (3.13) γίνεται:

$$\Delta X_t = AB' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3.17)$$

Για παράδειγμα, αν υποθέσουμε ότι η τάξη του πίνακα Π είναι $r=2$, τότε υπάρχουν δυο σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των στοιχείων του διανύσματος X_t , τα οποία έστω ότι είναι $n=10$ (δηλαδή ελέγγω για την ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ 10 μεταβλητών). Τότε ο πίνακας Π γράφεται:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & a_{12} \\ \alpha_{21} & a_{22} \\ \alpha_{31} & a_{32} \\ \alpha_{41} & a_{42} \\ \alpha_{51} & a_{52} \\ \alpha_{61} & a_{62} \\ \alpha_{71} & a_{72} \\ \alpha_{81} & a_{82} \\ \alpha_{91} & a_{92} \\ \alpha_{101} & a_{102} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} & \beta_{19} & \beta_{110} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} & \beta_{27} & \beta_{28} & \beta_{29} & \beta_{210} \end{bmatrix}$$

Τα στοιχεία του πίνακα A παρέχουν ένδειξη για εξωγένεια, δηλαδή αν για παράδειγμα η πρώτη γραμμή του πίνακα είναι μηδενική, τότε η πρώτη μεταβλητή (όπως έχουν οριστεί) είναι ασθενώς εξωγενής¹⁶. Επίσης τα στοιχεία του πίνακα B θα μας ενημερώσουν για το αν μια συγκεκριμένη μεταβλητή συμμετέχει στις σχέσεις ισορροπίας. Αν για παράδειγμα το $\beta_{11} = 0$ τότε η πρώτη μεταβλητή δεν συμμετέχει στην πρώτη σχέση ισορροπίας, ενώ αν και $\beta_{21} = 0$ τότε δεν συμμετέχει ούτε και στην δεύτερη σχέση ισορροπίας (συνολοκλήρωσης).

Αναφέραμε στην αρχή της παρουσίασης της μεθόδου, ότι στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμά μας περιλαμβάνεται και το διάνυσμα C_t το οποίο περιέχει ως στοιχεία όλους του προσδιοριστικούς όρους (*deterministic terms*) που πιθανώς να εμπεριέχονται και οι οποίοι περιγράφουν είτε τα δεδομένα είτε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης.

¹⁶ Η ανακάλυψη ασθενούς εξωγενείας για μια μεταβλητή, σημαίνει ότι αυτή δεν μπορεί να προβλεφθεί με βάση τη σχέση συνολοκλήρωσης.

Ο Johansen κατά την ανάπτυξη της μεθοδολογίας αυτής για τον έλεγχο ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ ενός συνόλου μεταβλητών, θεώρησε πέντε περιπτώσεις που προκύπτουν θέτοντας περιορισμούς στους προσδιοριστικούς όρους.

1^η Περίπτωση: Τα δεδομένα δεν περιέχουν προσδιοριστικούς όρους και οι σχέσεις συνολοκλήρωσης δεν έχουν σταθερά ή τάση.

$$H_2(r): \Pi X_{t-1} + KC_t = AB' X_{t-1}$$

2^η Περίπτωση: Ο σταθερός όρος περιορίζεται να υπάρχει μόνο στις σχέσεις συνολοκλήρωσης, ενώ το VAR μοντέλο που θεωρείται ότι περιγράφει τη διαδικασία παραγωγής των δεδομένων, δεν περιέχει προσδιοριστικούς όρους.

$$H_1^*(r): \Pi X_{t-1} + KC_t = A(B' X_{t-1} + \rho_0)$$

3^η Περίπτωση: Επιτρέπει την ύπαρξη γραμμικών τάσεων στα δεδομένα (στο VAR μοντέλο) αλλά όχι στις σχέσεις συνολοκλήρωσης, οι οποίες έχουν μόνο σταθερό όρο.

$$H_1(r): \Pi X_{t-1} + KC_t = A(B' X_{t-1} + \rho_0) + a_1 \gamma_0$$

4^η Περίπτωση: Τόσο τα δεδομένα όσο και οι σχέσεις συνολοκλήρωσης περιέχουν σταθερό όρο και γραμμική τάση (όχι όμως και τετραγωνική τάση)

$$H^*(r): \Pi X_{t-1} + KC_t = A(B' X_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + a_1 \gamma_0$$

5^η Περίπτωση: Επιτρέπει στα δεδομένα να υπάρχει τετραγωνική και γραμμική τάση ενώ στις σχέσεις συνολοκλήρωσης υπάρχει μόνο γραμμική τάση και σταθερό όρο.

$$H(r): \Pi X_{t-1} + KC_t = A(B' X_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + a_1 (\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

Στην πράξη οι περιπτώσεις 1 και 5 σπάνια χρησιμοποιούνται. Η περίπτωση 1 χρησιμοποιείται μόνο αν γνωρίζουμε ότι όλες οι σειρές έχουν μηδενικό μέσο, ενώ η δεύτερη περίπτωση όταν οι σειρές εμφανίζονται να έχουν τάση. Επίσης στην περίπτωση που έχουμε σειρές που εμφανίζουν τάση και υποψιαζόμαστε ότι η τάση αυτή είναι στοχαστική θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε την τρίτη περίπτωση, ενώ αν πιστεύουμε ότι οι σειρές είναι στάσιμες ως προς την τάση χρησιμοποιούμε την τέταρτη.

3.2.5 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος και συνολοκλήρωση

Η μεγάλη χρησιμότητα της θεωρίας συνολοκλήρωσης είναι ότι μας παρέχει τη δυνατότητα ανάπτυξης Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφάλματος (*Error Correction Models*). Συγκεκριμένα, η διατύπωση τέτοιων υποδειγμάτων βασίζεται ή προϋποθέτει την ύπαρξη κάποιας σχέσεως ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές. Αυτό σημαίνει, ότι οι μεταβλητές

είναι συνολοκληρωμένες. Οι Engle και Granger (1987) απέδειξαν ότι αν δυο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισοροπίας όπως και η μακροχρόνια σχέση ισοροπίας μπορεί πάντοτε να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος. Το αποτέλεσμα αυτό είναι γνωστό ως θεώρημα αντιπροσωπεύσεως του Granger (*Granger representation theorem*).

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες, που είναι και το αντικείμενο της ανάλυσής μας, μπορεί βραχυχρόνια να απομακρύνονται αλλά σε μακροχρόνιο επίπεδο έχουν την τάση να κινούνται σε μια σχέση ισοροπίας. Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος είναι σε θέση να μας πληροφορήσει για το πώς εξαρτάται η τιμή ενός δείκτη από τις μεταβολές των υπολοίπων υπό εξέταση δεικτών και ταυτόχρονα να μας ενημερώσει για το σφάλμα ανισοροπίας της βραχυχρόνιας περιόδου και τον τρόπο ή την ταχύτητα με την οποία ο κάθε δείκτης διορθώνεται ώστε να καταλήξουμε πάλι στην μακροχρόνια σχέση ισοροπίας.

3.2.5.1 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (*Error Correction Model*)

Έστω ότι έχουμε δυο μεταβλητές για τις οποίες ισχύει η ακόλουθη μακροχρόνια σχέση ισοροπίας:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t \quad (3.18)$$

Σύμφωνα με την παραπάνω προσδιοριστική(ακριβή) σχέση (3.18), φαίνεται ότι μακροχρόνια δεν υπάρχουν αποκλίσεις οι οποίες θα ήταν δυνατό να παρίστανται από κάποιο διαταρακτικό όρο(όρο σφάλματος). Όμως αφού οι μεταβλητές δεν βρίσκονται πάντοτε σε κατάσταση ισοροπίας, αυτό που στην πραγματικότητα παρατηρούμε είναι μια σχέση ανισοροπίας όπως για παράδειγμα η ακόλουθη:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + e_t \quad (3.19)$$

Η παραπάνω σχέση (3.19) μπορεί να επαναπαραμετροποιηθεί και να διατυπωθεί ως εξής:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \gamma_1)(Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}) + e_t \quad (3.20)$$

όπου $a_0 = \frac{\beta_0}{1 - \gamma_1}$ και $a_1 = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \gamma_1}$

Σε αυτή την μορφή (3.20) της σχέσεως ανισοροπίας, φαίνεται καθαρά ότι οι μεταβολές της Y εξαρτώνται από τις μεταβολές της X και από το λάθος ανισοροπίας της προηγούμενης περιόδου που παριστάνει ο όρος $Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}$. Η τιμή της Y διορθώνεται για το λάθος ανισοροπίας της προηγούμενης περιόδου και για αυτό το λόγο λέγονται και τα υποδείγματα

της μορφής αυτής. Υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος. Η διόρθωση είναι μερική αφού το μέγεθος της εξαρτάται από το συντελεστή γ_1 για τον οποίον υποθέτουμε ότι είναι μεγαλύτερος από το μηδέν αλλά μικρότερος από την μονάδα.

Το σφάλμα ανισορροπίας θα μπορούσε να αναφέρεται όχι μόνο στην προηγούμενη περίοδο αλλά και σε μεγαλύτερο μήκος χρονικών υστερήσεων.

Η εκτίμηση ενός τέτοιου υποδείγματος γίνεται με την μέθοδο των Engle και Granger. Αυτοί πρότειναν μια διαδικασία με δυο στάδια. Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (3.18) και υπολογίζονται τα κατάλοιπα $u_t = Y_t - a_0 - a_1 X_t$. Σε δεύτερο στάδιο, τα πραγματικά λάθη ανισορροπίας στο υποείγμα διόρθωσης σφάλματος (δηλαδή ο όρος $Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}$) αντικαθίστανται από τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε το υπόδειγμα (3.20) γίνεται:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \gamma_1) u_{t-1} + e_t \quad (3.21)$$

Στο παραπάνω υπόδειγμα (3.21), όλες οι σειρές είναι στάσιμες αφού οι σειρές Y_t και X_t είναι συνολοκληρωμένες. Επομένως οι βραχυχρόνιες παράμετροι β_1 και γ_1 μπορούν να εκτιμηθούν με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Έτσι μπορούμε να εκτιμήσουμε το σφάλμα ανισορροπίας $(1 - \gamma_1)$ και την βραχυχρόνια επίδραση της X_t στην Y_t .

Στην περίπτωση που η μακροχρόνια σχέση αναφέρεται σε περισσότερες από δυο μεταβλητές, όπως στην περίπτωσή μας, μπορεί να υπάρχουν περισσότερα από ένα, διανύσματα συνολοκλήρωσης. Αν κάτι τέτοιο συμβαίνει τότε η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος δεν είναι δυνατή με την μέθοδο των Engle και Granger. Ο λόγος είναι ότι η OLS εκτίμηση της στατικής παλινδρομήσεως $Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_k X_{kt}$ δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι είναι συνεπής εκτίμηση οποιουδήποτε διανύσματος συνολοκλήρωσης. Δεν γνωρίζουμε δηλαδή, σε ποια μακροχρόνια σχέση αναφέρονται τα OLS κατάλοιπα.

Τότε το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος, ονομάζεται Vector Error Correction Model (VECM) και για την εκτίμησή του χρησιμοποιείται η μέθοδος του Johansen. Αυτή είναι μια μέθοδος μέγιστης πιθανοφάνειας και οδηγεί σε εκτίμηση όλων των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (όπως είδαμε και παραπάνω).

3.2.5.2 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος (*Vector Error Correction Model (VECM)*)

Το VECM είναι ένα VAR μοντέλο στο οποίο έχουν επιβληθεί κάποιοι περιορισμοί και χρησιμοποιείται για χρονολογικές σειρές οι οποίες είναι μη στάσιμες αλλά ξέρουμε ότι συνολοκληρώνονται.

Ο Johansen, όπως δείξαμε παραπάνω, με την μέθοδο συνολοκλήρωσης μπόρεσε να προσδιορίσει το πλήθος των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών και να προβεί σε εκτιμήσεις των σχέσεων αυτών. Τα προηγούμενα, ήταν δυνατά μέσα από ένα VECM στο οποίο κατέληξε μέσα από διαδοχικές προσθαιρέσεις και το οποίο ήταν:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + KC_t + e_t \quad (3.22)$$

Αν αγνοήσουμε το διάνυσμα των προσδιοριστικών όρων, C_t , τότε η σχέση (3.22) γράφεται στην ακόλουθη μορφή:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3.23)$$

Το υπόδειγμα (3.23) είναι ένα διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος το οποίο παριστάνει ταυτόχρονα τις βραχυχρόνιες επιδράσεις των μεταβλητών μέσω των όρων ΔX_{t-i} και την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με τον όρο X_{t-1} . Ο πίνακας Π , ο οποίος είναι αυτός που μας πληροφορεί με την τάξη του, για το πλήθος των σχέσεων συνολοκλήρωσης, είναι και αυτός που παριστάνει με τα στοιχεία του τα σφάλματα ανισορροπίας.

Για την καλύτερη κατανόηση αυτού του υποδείγματος, θα κάνουμε ένα παράδειγμα. Έστω ότι έχουμε 4 μεταβλητές X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} και X_{4t} οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, αλλά συνολοκληρώνονται. Δεδομένου ότι έχουμε 4 σειρές, θα υπάρχουν το πολύ 3 διανύσματα συνολοκλήρωσης. Ας θεωρήσουμε πως ο έλεγχος συνολοκλήρωσης έδειξε ότι υπάρχουν 2 σχέσεις συνολοκλήρωσης πράγμα που σημαίνει ότι ο πίνακας B θα έχει 2 στήλες. Επίσης θεωρούμε ότι το VAR μοντέλο το οποίο αντιπροσωπεύει καλύτερα τις σειρές, είναι τάξεως 2, δηλαδή ένα VAR (2), όπως προέκυψε μέσα από το κριτήριο SBC. Τότε το VECM που θα προκύψει θα είναι:

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} \\ \Delta X_{3,t} \\ \Delta X_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \beta_{03} \\ \beta_{04} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} \alpha_{12} \\ \alpha_{21} \alpha_{22} \\ \alpha_{31} \alpha_{32} \\ \alpha_{41} \alpha_{42} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_{11} \beta_{12} \beta_{13} \beta_{14} \\ \beta_{21} \beta_{22} \beta_{23} \beta_{24} \\ \beta_{31} \beta_{32} \beta_{33} \beta_{34} \\ \beta_{41} \beta_{42} \beta_{43} \beta_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \\ X_{3,t-1} \\ X_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} \pi_{12} \pi_{13} \pi_{14} \\ \pi_{21} \pi_{22} \pi_{23} \pi_{24} \\ \pi_{31} \pi_{32} \pi_{33} \pi_{34} \\ \pi_{41} \pi_{42} \pi_{43} \pi_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{1,t-1} \\ \Delta X_{2,t-1} \\ \Delta X_{3,t-1} \\ \Delta X_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix}$$

Σε απλούστερη μορφή, μετά από τις πράξεις πινάκων γράφεται:

$$\Delta X_{1t} = \beta_{01} + \alpha_{11} (\beta_{11} X_{1,t-1} + \beta_{12} X_{2,t-1} + \beta_{13} X_{3,t-1} + \beta_{14} X_{4,t-1}) + \alpha_{12} (\beta_{21} X_{1,t-1} + \beta_{22} X_{2,t-1} + \beta_{23} X_{3,t-1} + \beta_{24} X_{4,t-1}) + \pi_{11} \Delta X_{1,t-1} + \pi_{12} \Delta X_{2,t-1} + \pi_{13} \Delta X_{3,t-1} + \pi_{14} \Delta X_{4,t-1} + e_{1t}$$

$$\Delta X_{2t} = \beta_{02} + \alpha_{21} (\beta_{11} X_{1,t-1} + \beta_{12} X_{2,t-1} + \beta_{13} X_{3,t-1} + \beta_{14} X_{4,t-1}) + \alpha_{22} (\beta_{21} X_{1,t-1} + \beta_{22} X_{2,t-1} + \beta_{23} X_{3,t-1} + \beta_{24} X_{4,t-1}) + \pi_{21} \Delta X_{1,t-1} + \pi_{22} \Delta X_{2,t-1} + \pi_{23} \Delta X_{3,t-1} + \pi_{24} \Delta X_{4,t-1} + e_{2t}$$

$$\Delta X_{3t} = \beta_{03} + \alpha_{31} (\beta_{11} X_{1,t-1} + \beta_{12} X_{2,t-1} + \beta_{13} X_{3,t-1} + \beta_{14} X_{4,t-1}) + \alpha_{32} (\beta_{21} X_{1,t-1} + \beta_{22} X_{2,t-1} + \beta_{23} X_{3,t-1} + \beta_{24} X_{4,t-1}) + \pi_{31} \Delta X_{1,t-1} + \pi_{32} \Delta X_{2,t-1} + \pi_{33} \Delta X_{3,t-1} + \pi_{34} \Delta X_{4,t-1} + e_{3t}$$

$$\Delta X_{4t} = \beta_{04} + \alpha_{41} (\beta_{11} X_{1,t-1} + \beta_{12} X_{2,t-1} + \beta_{13} X_{3,t-1} + \beta_{14} X_{4,t-1}) + \alpha_{42} (\beta_{21} X_{1,t-1} + \beta_{22} X_{2,t-1} + \beta_{23} X_{3,t-1} + \beta_{24} X_{4,t-1}) + \pi_{41} \Delta X_{1,t-1} + \pi_{42} \Delta X_{2,t-1} + \pi_{43} \Delta X_{3,t-1} + \pi_{44} \Delta X_{4,t-1} + e_{4t}$$

Οι παραπάνω τέσσερις εξισώσεις στην ουσία είναι τέσσερα απλά αυτοπαλίνδρομα διανύσματα τα οποία στα πλαίσια ενός VECM μας δίνουν εκτιμήσεις για τις βραχυχρόνιες επιδράσεις και τις σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας. Η μορφή στην οποία έχουν γραφεί οι εξισώσεις είναι ιδιαίτερος διαφωτιστική για την ανακάλυψη των σχέσεων. Για παράδειγμα, στην πρώτη εξίσωση οι συντελεστές π_{1i} παριστάνουν τις βραχυχρόνιες επιδράσεις καθεμιάς μεταβλητής πάνω στην X_1 . Επίσης, οι συντελεστές β θα μας δώσουν εκτιμήσεις για τις μακροχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών και δεδομένου ότι υποθέσαμε ότι ανακαλύφθηκαν 2 σχέσεις ισορροπίας θα πρέπει να υπάρχουν δυο τέτοια υποδείγματα που θα ενσωματωθούν στο ECM για να αναπαραστήσουν τις δυο υποτιθέμενες σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας. Τον σημαντικότερο ρόλο τον παίζουν οι συντελεστές α_{11} και α_{12} , δεδομένου ότι αν αυτοί αποδειχθούν ότι είναι στατιστικά σημαντικοί τότε και η αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών θα είναι σημαντική και θα ασκεί επίδραση στην διαμόρφωση των τιμών της X_1 σε μακροχρόνιο επίπεδο. Περισσότερες λεπτομέρειες για την ανακάλυψη των σχέσεων αιτιότητας δίνονται στην ανάλυση και ερμηνεία των αποτελεσμάτων.

3.2.6 Λογισμός των καταλοίπων (*Innovation accounting*)

Ο λογισμός των καταλοίπων αποτελεί ένα χρήσιμο εργαλείο για την εξέταση των σχέσεων μεταξύ οικονομικών μεταβλητών. Διακρίνεται στην διαδικασία ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response analysis*) και στην αποσύνθεση της διακύμανσης (*variance decomposition*). Εκείνο που καθιστά τον λογισμό των καταλοίπων ιδιαίτερα σημαντικό για την ανάλυση των αλληλεπιδράσεων μεταξύ οικονομικών μεταβλητών, είναι ότι παρέχει μια ποσοτική απεικόνιση των σχέσεων και των αλληλεπιδράσεων μεταξύ τους, σε αντίθεση με την ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger, όπως αυτή προκύπτει τόσο μέσα από το απλό VAR μοντέλο όσο και με βάση την θεωρία συνολοκλήρωσης, η οποία αποτελεί περισσότερο μια ποιοτική προσέγγιση του ζητήματος των σχέσεων.

3.2.6.1 Ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response analysis*)

Όπως ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα $AR(p)$, μπορεί να γραφεί ως ένα υπόδειγμα κινητού μέσου $MA(\infty)$, έτσι και ένα αυτοπαλίνδρομο διάνυσμα $VAR(p)$ γράφεται ως ένα διάνυσμα κινητού μέσου (VMA). Ας υποθέσουμε ότι έχουμε δυο χρονολογικές σειρές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ οι οποίες συνιστούν το ακόλουθο διμεταβλητό δυναμικό υπόδειγμα:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (3.24)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (3.25)$$

στο οποίο υποθέτουμε ότι οι σειρές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ είναι στάσιμες και τα σφάλματα $\varepsilon_{y,t}$ και $\varepsilon_{z,t}$ είναι λευκός θόρυβος (*white noise*) με σταθερές τυπικές αποκλίσεις σ_y και σ_z , αντιστοίχως, τα οποία δεν αυτοσυσχετίζονται. Η δομή του υποδείγματος αυτού ενσωματώνει ανάδραση (*feedback*), δεδομένου ότι επιτρέπει στις σειρές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ να επιδρούν ταυτόχρονα η μια στην άλλη.

Χρησιμοποιώντας άλγεβρα πινάκων, μπορούμε να γράψουμε το παραπάνω σύστημα (σχέσεις 3.24 και 3.25) στην ακόλουθη μορφή:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{z,t} \end{bmatrix}$$

ή

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{όπου } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Πολλαπλασιάζοντας με τον αντίστροφο του πίνακα B, τον B^{-1} παίρνουμε την ακόλουθη μορφή :

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.26)$$

$$A_0 = B^{-1} \Gamma_0$$

$$\text{όπου } A_1 = B^{-1} \Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

Αν ορίσουμε ως a_{i0} το i στοιχείο του διανύσματος A_0 , ως a_{ij} το στοιχείο που βρίσκεται στην i γραμμή και την j στήλη του πίνακα A_1 και e_{it} το i στοιχείο του διανύσματος e_t , τότε μπορούμε να ξαναγράψουμε την σχέση (3.26) στην ακόλουθη ισοδύναμη μορφή:

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.27a)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.27b)$$

Οι όροι σφάλματος e_{1t} και e_{2t} αποτελούν συνθέσεις των δυο αρχικών όρων σφάλματος ε_{1t} και ε_{2t} . Αφού $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$, τότε μπορούμε να υπολογίσουμε τα e_{1t} και e_{2t} ως ακολούθως:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{1t} - b_{12} \varepsilon_{2t}) / (1 - b_{12} b_{21}) \quad (3.28)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{2t} - b_{21} \varepsilon_{1t}) / (1 - b_{12} b_{21}) \quad (3.29)$$

Επίσης οι παραπάνω σχέσεις (3.27a) και (3.27b) γράφονται σε μορφή πινάκων ως εξής:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

και χρησιμοποιώντας τη σχέση $x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i}$ ¹⁷ που προκύπτει μέσα από ένα αυτοπαλινδρόμο διάνυσμα, γίνεται:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

Η παραπάνω σχέση (3.31) εκφράζει τα y_t και z_t σε όρους των σειρών $\{e_{1t}\}$ και $\{e_{2t}\}$. Ωστόσο θα ήταν πιο χρήσιμο να γραφούν σε όρους των σειρών $\{\varepsilon_{1t}\}$ και $\{\varepsilon_{2t}\}$. Από τις σχέσεις (3.28) και 3.29) το διάνυσμα των σφαλμάτων γράφεται ως :

¹⁷ Βλέπε απόδειξη στο παράρτημα

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = [1/(1-b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1} \\ \varepsilon_{z1} \end{bmatrix} \quad (3.32)$$

Οπότε οι σχέσεις (3.31) και (3.32) μπορούν να συνδυαστούν στην ακόλουθη μορφή:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + [1/(1-b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1} \\ \varepsilon_{z1} \end{bmatrix} \quad (3.33)$$

Μπορούμε να απλοποιήσουμε την παραπάνω μορφή (3.33) ορίζοντας έναν 2×2 πίνακα ϕ , με στοιχεία $\phi_{jk}(i)$:

$$\phi_i = [A_i' / (1-b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Οπότε στην περίπτωση μας που έχουμε ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα με δυο μεταβλητές, η αναπαράσταση αυτού σε μορφή κινητού μέσου θα είναι:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{z,t-i} \end{bmatrix}$$

ή πιο απλά,

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.34)$$

Η παραπάνω αναπαράσταση του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (σχέση 3.34), μέσα από ένα υπόδειγμα κινητού μέσου είναι ιδιαίτερος χρήσιμη για να εξετάσουμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των σειρών $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$. Οι συντελεστές του ϕ_i μπορούν να χρησιμοποιηθούν ώστε να εξετάσουμε την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια τυχαία, αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές, η οποία διαταραχή παρίσταται μέσα από κάποια σοκ (*shocks*) στα ε_{y1} και ε_{z1} . Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων ε_{y1} και ε_{z1} , δηλαδή μισή, μια, δυο κλπ τυπικές αποκλίσεις. Για παράδειγμα, ο συντελεστής $\phi_{12}^{(0)}$ είναι η στιγμιαία επίδραση της μεταβολής κατά μια μονάδα τυπικής απόκλισης του ε_{z1} , πάνω στο y_1 . Με το ίδιο σκεπτικό, τα στοιχεία $\phi_{11}^{(1)}$ και $\phi_{12}^{(1)}$ είναι η επίδραση που ασκεί στην τρέχουσα τιμή του y_t , οι μεταβολές κατά μια μονάδα τυπικών αποκλίσεων στα $\varepsilon_{y,t-1}$ και $\varepsilon_{z,t-1}$, αντιστοίχως. Όμως η μεταβολή αυτή στους διαταρακτικούς όρους (τα *shocks*) δεν θα επηρεάσουν μόνο την y , αλλά και την z , αφού η y , επηρεάζει την z , όπως φαίνεται μέσα από την διατύπωση του αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (σχέση 3.25). Επίσης, τα στοιχεία $\phi_{11}^{(1)}$ και $\phi_{12}^{(1)}$ θα μπορούσαμε να πούμε ότι

αναπαριστούν τις επιδράσεις που ασκούν οι μεταβολές κατά μια μονάδα τυπικής απόκλισης των ε_{1t} και ε_{2t} , πάνω στην τιμή του y_{t+1} .

Οι συντελεστές $\phi_{11}(i), \phi_{12}(i), \phi_{21}(i), \phi_{22}(i)$ καλούνται συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων.

Η συνάρτηση λοιπόν, αιφνιδίων αντιδράσεων περιγράφει τις επιπτώσεις στις μεταβλητές του συστήματος, για ένα αριθμό μελλοντικών περιόδων, από μια αιφνίδια μεταβολή (shock) σε κάποια από τις ενδογενείς μεταβλητές.

3.2.6.2 Αποσύνθεση της διακύμανσης (Variance decomposition)

Ας θεωρήσουμε και πάλι την σχέση :

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$$

Αν θελήσουμε να προβλέψουμε τις τιμές που θα έχει το x_t μετά από n περιόδους μπροστά, τότε αυτές θα δίνονται από την σχέση:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

και το σφάλμα πρόβλεψης n - περιόδων, $x_{t+n} - E_t x_{t+n}$ θα είναι:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

Αν επικεντρωθούμε στην σειρά $\{y_t\}$ του διανύσματος x_t , τότε θα μπορούμε να πούμε ότι το σφάλμα πρόβλεψης στο n -βήμα είναι:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{y_{t+n}} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{y_{t+n-1}} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{y_{t+1}} + \phi_{12}(0)\varepsilon_{z_{t+n}} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{z_{t+n-1}} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{z_{t+1}}$$

Αν συμβολίσουμε τη διακύμανση του σφάλματος της πρόβλεψης y_{t+n} , ως $\sigma_y(n)^2$ τότε θα έχουμε:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]$$

Είναι δυνατό να αποσυνθέσουμε τη διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης και να βρούμε το μέρος της διακύμανσης $\sigma_y(n)^2$ που οφείλεται στις σειρές $\{\varepsilon_{y_t}\}$ και $\{\varepsilon_{z_t}\}$. Οι αναλογίες αυτές θα είναι:

$$\frac{\sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

και

$$\frac{\sigma^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

Η αποσύνθεση της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης μας πληροφορεί για την επίδραση της διακύμανσης μιας συγκεκριμένης μεταβλητής στη διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής κάποιας άλλης μεταβλητής του συστήματος. Παρέχει επομένως ουσιαστική ένδειξη για το πόσο ισχυρή είναι η επίδραση κάθε μιας μεταβλητής. Σύμφωνα με την μέθοδο αυτή, το μη ερμηνευόμενο μέρος κάθε μιας από τις μεταβλητές, δηλαδή το σφάλμα της κάθε μεταβλητής υπόκειται μεμονωμένα σε μια διαταραχή (*shock*) και μελετάται η επίδραση της διαταραχής αυτής στις επιμέρους μεταβλητές του συστήματος. Αν για παράδειγμα ένα σοκ στο σφάλμα της μεταβλητής z_t , δηλαδή στο ε_{zt} , δεν συμβάλλει καθόλου στην ερμηνεία της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της $\{y_t\}$ σε όλες τις περιόδους πρόβλεψης, τότε μπορούμε να πούμε ότι η σειρά $\{y_t\}$ είναι εξωγενής και δεν επηρεάζεται από την $\{z_t\}$.

Με άλλα λόγια με την αποσύνθεση της διακύμανσης βρίσκουμε τι ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής των τιμών μιας χρονολογικής σειράς, ερμηνεύεται από μια διαταραχή σε κάποια άλλη μεταβλητή του συστήματος.

Για την εφαρμογή τόσο της μεθόδου αποσύνθεσης της διακύμανσης όσο και των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων, απαιτείται μετασχηματισμός του συστήματος σε τέτοια μορφή που τα σφάλματα να είναι ορθογώνια. Με τον τρόπο αυτό επιτυγχάνεται ταυτοποίηση των επιδράσεων των επιμέρους διαταραχών στις μεταβλητές. Για τον ορθογώνιο αυτό μετασχηματισμό μπορεί να χρησιμοποιηθεί η αποσύνθεση κατά Choleski που είναι η πιο συνηθισμένη και στηρίζεται στην υπόθεση ότι το σύστημα των διαρθρωτικών εξισώσεων από τις οποίες προκύπτει το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι περιοδικό.

Στο παράδειγμά μας, με βάση την αποσύνθεση κατά Choleski, ορίζουμε το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα έτσι ώστε οι ταυτόχρονες τιμές της y_t να μην έχουν ταυτόχρονη επίδραση πάνω στην z_t . Αυτός ο περιορισμός αναπαρίσταται στο αρχικό αυτοπαλίνδρομο διάνυσμα (3.25) επιβάλλοντας $b_{21} = 0$. Αυτό σημαίνει ότι από την σχέση (3.32) θα παίρναμε:

$$e_{1t} = \varepsilon_{y1} - b_{12}\varepsilon_{z1} \quad (3.35)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{z1} \quad (3.36)$$

Επομένως, από την σχέση (3.36) προκύπτει ότι όλα τα παρατηρηθέντα σφάλματα $\{e_{2i}\}$ αποδίδονται στις διαταραχές των e_{2i} . Η αποσύνθεση αυτή ορίζει το σύστημα με τέτοιο τρόπο ώστε ένα σοκ στο σφάλμα e_{2i} να μη έχει άμεση επίδραση στις τιμές της σειράς $\{z_i\}$. Υπάρχουν όμως έμμεσες επιδράσεις που πηγάζουν από τις τιμές της y_i με χρονικές υστερήσεις, οι οποίες επιδρούν στην ταυτόχρονη τιμή της z_i . Επίσης, ένα σοκ στο σφάλμα e_{2i} επιδρά άμεσα στα e_{1i} και e_{2i} , σε αντίθεση με μια διαταραχή στο σφάλμα e_{1i} η οποία δεν επηρεάζει το e_{2i} . Συνεπώς, η z_i προηγείται της y_i .

Εκείνο που επιτυγχάνεται μέσα από τον μετασχηματισμό αυτό είναι τα κατάλοιπα να είναι ασυσχέτιστα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στον παρόν κεφάλαιο, τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την ερευνητική αυτή προσπάθεια θα αναλυθούν λεπτομερώς με στόχο την εξαγωγή χρήσιμων συμπερασμάτων σχετικών με την συμπεριφορά της εγχώριας κεφαλαιαγοράς και τη διατύπωση προτάσεων που αφορούν τις επενδυτικές επιλογές στην προσπάθεια διαμόρφωσης αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

Σε πρώτο στάδιο γίνεται μια απλή περιγραφική εξέταση των δεδομένων, υπολογίζονται οι συσχετίσεις και οι σταυροειδείς συσχετίσεις μεταξύ των τιμών των δεικτών και καταλήγουμε σε κάποια πρώιμα συμπεράσματα.

Στην συνέχεια, προχωρούμε σε μια αρκετά αναλυτική παρουσίαση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν από την ανάπτυξη των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας, μιας και όπως αναφέρθηκε παραπάνω, οι έλεγχοι αυτοί είναι απαραίτητοι σε μελέτες στις οποίες εμπλέκονται οικονομικές χρονολογικές σειρές.

Ακόμη, εφαρμόζεται ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger και παρουσιάζονται τα αποτελέσματα αυτού σχετικά με τις αιτώδεις σχέσεις μεταξύ των εμπλεκόμενων χρηματιστηριακών δεικτών.

Αφού ολοκληρωθεί και η ανάπτυξη του ελέγχου αιτιότητας, προχωρούμε στην εφαρμογή της θεωρίας συνολοκλήρωσης με δυο τρόπους. Σε πρώτη φάση αναπτύσσουμε την εν λόγω μέθοδο στη βάση της μεθοδολογικής προσέγγισης των Engle και Granger, δηλαδή σε διμεταβλητό επίπεδο και στην συνέχεια προχωρούμε στην εφαρμογή της μεθόδου των Johansen-Juselius όπου εξετάζονται οι σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας που ενδεχομένως να υπάρχουν μεταξύ του συνόλου των αγορών και η οποία θα μας οδηγήσει στην εκτίμηση ενός VECM ικανού να αποτυπώσει τη μακροχρόνια και βραχυχρόνια συμπεριφορά των υπό εξέταση δεικτών. Μέσα από την εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης, τόσο σε διμεταβλητό όσο και σε πολυμεταβλητό επίπεδο θα μπορέσουμε να εξετάσουμε και πάλι τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των δεικτών και να καταλήξουμε σε συμπεράσματα σχετικά με τις αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των αγορών που περιλαμβάνονται στην ανάλυσή μας.

Τέλος, προχωρούμε στην αποσύνθεση της διακύμανσης (*variance decomposition*) του σφάλματος πρόβλεψης και στην εκτίμηση των λεγομένων συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response functions*). Με άλλα λόγια κάνουμε τον λογισμό των καταλοίπων (*innovation accounting*), όπως έχουν συνηθίσει να λέγονται οι προηγούμενες δυο δραστηριότητες.

4.1 Περιγραφή των κατανομών των αποδόσεων των δεικτών

Θα μπορούσαμε να δώσουμε σε πρώτο στάδιο κάποια περιγραφικά στοιχεία που αφορούν τις ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών των υπό εξέταση αγορών, όπου οι ημερήσιες αποδόσεις υπολογίζονται ως εξής: $r_{it} = \frac{P_{it} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$ όπου με r_{it} συμβολίζεται η ημερήσια απόδοση του δείκτη της i χώρας την t ημέρα, P_{it} η τιμή κλεισίματος του δείκτη της i χώρας την t ημέρα και $P_{i,t-1}$ η τιμή κλεισίματος του ίδιου δείκτη την προηγούμενη διαθέσιμη ημέρα. Τέτοια περιγραφικά στοιχεία παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα 4.1.

Όπως φαίνεται στον εν λόγω πίνακα, την περίοδο 2000-2006 η μέση ημερήσια απόδοση των περισσότερων αγορών ήταν θετική με εξαίρεση τις χρηματιστηριακές αγορές της Γαλλίας(CAC), της Αγγλίας(FTSE) και της Ολλανδίας(HOL). Την μεγαλύτερη θετική μέση ημερήσια απόδοση εμφανίζεται να την είχε η αγορά της Ισπανίας.

Επίσης, για την ίδια περίοδο την μεγαλύτερη τυπική απόκλιση εμφανίζει το χρηματιστήριο της Γερμανίας και την μικρότερη, το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Το γεγονός ότι ο συνολικός κίνδυνος¹⁸ (συστηματικός και μη συστηματικός) εκφράζεται με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων γύρω από την μέση τιμή, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο τον μεγαλύτερο κίνδυνο παρουσιάζει η χρηματιστηριακή αγορά της Γερμανίας δεδομένου ότι η τυπική της απόκλιση ανέρχεται σε 0,016781 μονάδες.

Αναφορικά με την Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά εκείνο που έχουμε να επισημάνουμε είναι ότι εμφανίζει μια αρκετά υψηλή και ικανοποιητική μέση ημερήσια απόδοση, συγκριτικά με τις αποδόσεις των υπολοίπων αγορών, η οποία ανέρχεται στο 0,0162% και παράλληλα η τυπική απόκλιση των αποδόσεων θεωρείται αρκετά χαμηλή

¹⁸ Ο κίνδυνος που συναρτάται με μια επένδυση μπορεί να χωριστεί σε δυο μέρη:

1. Εκείνο που πηγάζει από την γενικότερη κατάσταση της αγοράς και είναι γνωστός ως συστηματικός κίνδυνος.
2. Εκείνο που οφείλεται στις ειδικές συνθήκες της κάθε επιχείρησης και είναι γνωστό ως ειδικός ή μη συστηματικός κίνδυνος. Ως μέτρο μέτρησης του συνολικού κινδύνου που εμπεριέχει μια επένδυση, καταλληλότερη κρίνεται η τυπική απόκλιση. Βλέπε και στο παράρτημα.

(0,011832) γεγονός που αντανακλά την χαμηλή μεταβλητότητα στις ημερήσιες αποδόσεις, που παρουσίασε το Ελληνικό χρηματιστήριο την εν λόγω περίοδο.

Το Ελληνικό χρηματιστήριο συνέχισε να κινείται στα ίδια επίπεδα με αυτά της ύφεσης που επήλθε μετά τον Σεπτέμβριο του 1999. Ο Γενικός δείκτης ακολουθώντας μια συνεχή καθοδική πορεία έφτασε τον Μάρτιο του 2003 σε πολύ χαμηλά επίπεδα (περίπου στις 1500 μονάδες). Την υποπερίοδο αυτή (1999-2003), τόσο οι εγχώριοι μεμονωμένοι επενδυτές όσο και οι θεσμικοί, δεν φάνηκαν διατεθειμένοι να επενδύσουν σε μετοχές που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο. Παρότι η Ελληνική οικονομία παρουσίαζε ικανοποιητικά ποσοστά ανάπτυξης το ΧΑΑ δεν ακολούθησε αυτή την ανοδική πορεία. Σημαντικό γεγονός αποτέλεσε η μείωση της ρευστότητας που παρατηρήθηκε όλο αυτό το διάστημα, στις χρηματιστηριακές συναλλαγές. Μετά την κρίση του 1999 μειώθηκαν τα επενδύσιμα κεφάλαια και οι επενδυτές ρευστοποίησαν μεγάλο μέρος των τίτλων τους. Το αρνητικό αυτό κλίμα απέτρεψε την εισροή ξένων και εγχώριων κεφαλαίων. Όλα τα παραπάνω γεγονότα κατέστησαν πολύ δύσκολη την ανατροπή του δυσμενούς αυτού κλίματος στην Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Όμως, από το Μάρτιο του 2003 η αγορά βρέθηκε σε έντονα ανοδικό κλίμα κάτι που φάνηκε και από τον αυξημένο όγκο συναλλαγών. Η ελληνική αγορά έφτασε στο σημείο να χαρακτηρίζεται από πολλούς αναλυτές ως ώριμη αγορά η οποία μπορεί να ακολουθεί και να κινείται όπως και οι υπόλοιπες αγορές. Σε αυτή την εξέλιξη συνέβαλλαν, το νέο θεσμικό πλαίσιο που προωθήθηκε από τις χρηματιστηριακές αρχές και αύξησε την αξιοπιστία, η υιοθέτηση των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων και η βελτιωμένη εταιρική διακυβέρνηση.

Για τις υπόλοιπες χρηματιστηριακές αγορές το κλίμα δεν ήταν ευνοϊκό για την επίτευξη ικανοποιητικών αποδόσεων και για το λόγο αυτό οι μέσες αποδόσεις των περισσότερων δεικτών είναι χαμηλές. Ο πόλεμος στο Ιράκ, οι υψηλές τιμές του πετρελαίου, οι συνεχείς αυξήσεις των Αμερικανικών επιτοκίων και η στασιμότητα η οποία χαρακτήρισε την παγκόσμια οικονομία μετά το 2001, είναι μερικοί από τους λόγους που δεν ευνοήθηκαν οι αγορές την περίοδο αυτή (ή τουλάχιστον στο μεγαλύτερο μέρος της) και δεν μπόρεσαν να επιτύχουν υψηλές αποδόσεις. Πάντως το γεγονός ότι όλες οι αγορές από κοινού εμφανίζουν χαμηλές μέσες αποδόσεις ίσως να υποδηλώνει ότι τείνουν να κινούνται μαζί, να συμπορεύονται και να αντιδρούν με τον ίδιο περίπου τρόπο στις μεταβολές του παγκόσμιου οικονομικού περιβάλλοντος.

Οι πίνακες 4.2 και 4.3, που εμφανίζονται πιο κάτω, αναφέρονται στον υπολογισμό των συσχετίσεων των αποδόσεων των δεικτών (*correlation matrix*) καθώς και των σταυροειδών συσχετίσεων (*cross-correlations*)¹⁹.

Είναι φανερό ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των αγορών ήταν θετικές και αρκετά υψηλές, γεγονός το οποίο μας παρέχει μια πρώτη ένδειξη για ύπαρξη αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των εν λόγω αγορών και ταυτόχρονα για υψηλό βαθμό συμπόρευσης. Η μεγαλύτερη συσχέτιση παρατηρείται μεταξύ των αγορών της Ολλανδίας και της Γαλλίας με συντελεστή που ξεπερνά το 92%. Αντίθετα τον μικρότερο βαθμό συσχέτισης εμφανίζεται να τον έχουν οι αγορές της Νέας Υόρκης και της Ιαπωνίας και ο οποίος μόλις που αγγίζει το 12%. Γενικότερα όμως θα μπορούσαμε να πούμε πως η χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας παρουσιάζει τις μικρότερες συσχετίσεις με τις υπόλοιπες χρηματαγορές και οι οποίες βρίσκονται περίπου στο 20%. Το γεγονός αυτό είναι αναμενόμενο και δικαιολογημένο αν αναλογιστεί κανείς την αντίθετη πορεία που ακολούθησε η Ιαπωνική αγορά τα τελευταία χρόνια.

Επίσης, υψηλές συσχετίσεις εμφανίζονται μεταξύ των αγορών Γαλλίας – Γερμανίας, Βελγίου - Γαλλίας, Γαλλίας – Αγγλίας, Βελγίου-Ολλανδίας, Γαλλίας-Ισπανίας, Γαλλίας – Ιταλίας και Γερμανίας – Ολλανδίας. Θα μπορούσαμε να πούμε πως το χρηματιστήριο της Γαλλίας είναι αυτό το οποίο φαίνεται να διατηρεί τις καλύτερες διασυνδέσεις με τα περισσότερα χρηματιστήρια της Ευρώπης και με τον τρόπο αυτό να επηρεάζει και να επηρεάζεται από την πορεία τους.

Η Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά εμφανίζει χαμηλά επίπεδα συσχέτισης με τις υπόλοιπες αγορές, τα οποία κυμαίνονται στο 40% με μεγαλύτερη συσχέτιση αυτή με την αγορά της Ολλανδίας. Η μικρότερη συσχέτιση παρουσιάζεται μεταξύ του Γενικού δείκτη και του δείκτη Nikkei 225 της Ιαπωνίας.

Από την ανάλυση του πίνακα των συσχετίσεων προκύπτει το συμπέρασμα ότι ο βαθμός αλληλεξάρτησης μεταξύ των υπό εξέταση αγορών φαίνεται να είναι αρκετά υψηλός και οι αγορές τείνουν να κινούνται προς μια κοινή κατεύθυνση αντιδρώντας με παρόμοιο περίπου τρόπο στην αναγγελία σημαντικών πληροφοριών που επηρεάζουν την πορεία των δεικτών.

Ο πίνακας 4.3 περιέχει τις σταυροειδείς συσχετίσεις (*cross-correlations*) και θα αποδειχθεί αρκετά χρήσιμος στην προσπάθειά μας να διαπιστώσουμε τον βαθμό αλληλεξάρτησης των αγορών και την έκταση στην οποία η Ελληνική κεφαλαιαγορά

¹⁹ Βλέπε στο παράρτημα για περισσότερες πληροφορίες.

επηρεάζεται και ακολουθεί τις κινήσεις των υπολοίπων αγορών. Επίσης, ο πίνακας αυτός είναι σε θέση να μας δώσει σημαντικές πληροφορίες για την πορεία των δεικτών λαμβάνοντας υπόψη τις διαφορετικές ώρες λειτουργίας των χρηματιστηρίων.

Οι σταυροειδείς συσχετίσεις έχουν υπολογιστεί για μήκος χρονικών υστερήσεων μόλις μιας ημέρας καθώς οι τιμές τους για μεγαλύτερο διάστημα υστερήσεων είναι μικρές και στατιστικά ασήμαντες. Για την κατανόηση και ερμηνεία των τιμών που έχουν οι σταυροειδείς συσχετίσεις θα αναλύσουμε μια περίπτωση από αυτές που εμπεριέχει ο παρακάτω πίνακας. Αν πάρουμε το ζευγάρι DAX και DJ και το εξετάσουμε θα έχουμε να πούμε τα εξής:

1. Αν ο δείκτης DAX πάρει σήμερα (ημέρα 0) μια συγκεκριμένη τιμή τότε ο βαθμός συσχέτισης αυτής της τιμής με την τιμή που θα πάρει ο δείκτης DJ την επομένη ημέρα(ημέρα1) είναι ίσος με 0,0022 (θετικός και πολύ μικρός). Αυτό σημαίνει ότι η τιμή που έχει πάρει ο δείκτης DAX δεν επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό την τιμή του DJ την επομένη ημέρα.

2. Αντίθετα, αν ο δείκτης DAX πάρει σήμερα μια τιμή (ημέρα 0) και ο δείκτης DJ έχει πάρει την προηγούμενη μέρα μια άλλη τιμή (ημέρα(-1)), τότε ο βαθμός συσχέτισης μεταξύ των τιμών των δυο δεικτών είναι ίσος με 0,1325 (θετικός και αρκετά μεγάλος). Η τιμή αυτή συνεπάγεται ότι η τιμή του δείκτη DJ επηρεάζει την μελλοντική πορεία του δείκτη DAX σε σημαντικό βαθμό καθώς και την κατεύθυνση της πορείας αυτής.

Από την εξέταση του πίνακα που περιέχει τις σταυροειδείς συσχετίσεις μπορούμε να εξάγουμε τα εξής χρήσιμα συμπεράσματα:

1. Η πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς της Νέας Υόρκης (DJ) επηρεάζει και καθορίζει την πορεία όλων των υπολοίπων αγορών μιας και όπως φαίνεται και στον πίνακα 4.3 οι cross-correlations μεταξύ του δείκτη DJ και των δεικτών των υπολοίπων αγορών είναι ιδιαίτερα υψηλές και κυμαίνονται περίπου στο 25%. Αυτό σημαίνει πως η τιμή που έχει πάρει ο δείκτης DJ είναι σε θέση να επηρεάσει τις τιμές των υπολοίπων δεικτών όπως αυτές θα διαμορφωθούν την επομένη ημέρα. Άρα ο ρόλος που διαδραματίζει η αγορά της Νέας Υόρκης στο παγκόσμιο χρηματιστηριακό σκηνικό είναι πολύ σημαντικός και καθοριστικός για την πορεία όλων των αγορών.

2. Η Ιαπωνική αγορά, η δεύτερη σε μέγεθος ξένη αγορά, ενώ δεν είναι σε θέση να επηρεάσει σε μεγάλο βαθμό τις υπόλοιπες αγορές, εντούτοις επηρεάζεται αρκετά από αυτές. Αν παρατηρήσουμε την τελευταία στήλη του πίνακα 4.3, θα δούμε ότι ο δείκτης Nikkei 225 εμφανίζει υψηλές σταυροειδείς συσχετίσεις με σχεδόν όλες τις αγορές, με εξαίρεση ίσως την

Ελληνική και την Βελγική αγορά οι οποίες επιδρούν σε μικρότερο βαθμό. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι η πορεία της αγοράς της Ιαπωνίας καθορίζεται σε σημαντικό βαθμό από τις κινήσεις των υπολοίπων αγορών την προηγούμενη ημέρα.

3. Η Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά φαίνεται να μην είναι σε θέση να επηρεάσει τις τιμές των υπολοίπων δεικτών για την επομένη ημέρα, αλλά επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τις κινήσεις που παρουσίασαν οι δείκτες DJ της Νέας Υόρκης και DAX της Γερμανίας, την προηγούμενη ημέρα. Οι υπόλοιπες αγορές δεν φαίνεται να συσχετίζονται σε μεγάλο βαθμό με την τιμή που θα πάρει ο Γενικός δείκτης την επομένη χρονική περίοδο.

Αν τώρα συνδυάσουμε τα αποτελέσματα που εμφανίζονται στους παρακάτω δύο πίνακες (4.2 και 4.3) θα καταλήξουμε στα εξής χρήσιμα συμπεράσματα:

1. Δεδομένου ότι οι περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές της Ευρώπης (από αυτές που περιλαμβάνονται στην ανάλυσή μας) έχουν ένα χρονικό διάστημα λειτουργίας, κοινό με την αγορά της Νέας Υόρκης, οι αγορές αυτές εμφανίζουν υψηλό βαθμό συσχέτισης με την εν λόγω αγορά (περίπου 45% έως 60%) ενώ οι σταυροειδείς συσχετίσεις αυτών είναι χαμηλότερες (γύρω στο 25%). Αυτό ερμηνεύεται ως εξής: Αφού υπάρχει κοινό χρονικό διάστημα λειτουργίας των αγορών αυτών με την αγορά της Νέας Υόρκης, οι εν λόγω χρηματιστηριακές αγορές επηρεάζονται από τις εξελίξεις στην αγορά της Νέας Υόρκης κατά την ίδια ημέρα που αυτές συμβαίνουν (στο κοινό διάστημα λειτουργίας τους) και για το λόγο αυτό οι συσχετίσεις εμφανίζονται αυξημένες. Έτσι, αφού η πληροφόρηση σχετικά με τις εξελίξεις στην αγορά της Νέας Υόρκης έχει απορροφηθεί μέσα από τα διεθνή δίκτυα πληροφοριών κατά την ίδια ημέρα που αυτές συμβαίνουν, την επομένη ημέρα οι συσχετίσεις των αποδόσεων των Ευρωπαϊκών δεικτών με τις αποδόσεις του δείκτη DJ την προηγούμενη θα είναι μικρές. Για το λόγο αυτό και οι σταυροειδείς συσχετίσεις είναι χαμηλές.

2. Αντίθετα με τα όσα συμβαίνουν στις άλλες Ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές, η Ελληνική αγορά δεν έχει κοινές ώρες λειτουργίας με το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Άρα οποιαδήποτε επίδραση υπάρχει από τον δείκτη DJ στον Γενικό δείκτη, αυτή θα λαμβάνει χώρα την επομένη ημέρα. Για το λόγο αυτό και ο βαθμός συσχέτισης των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη με τις αποδόσεις του δείκτη DJ είναι πολύ μικρός (0,2353), συγκριτικά με τις άλλες Ευρωπαϊκές αγορές. Θα περίμενε λοιπόν κάποιος, η όποια επίδραση ασκείται από την αγορά της Νέας Υόρκης στο χρηματιστήριο Αθηνών, να εμφανίζεται την επομένη ημέρα και συνεπώς η σταυροειδής συσχέτιση μεταξύ του Γενικού δείκτη και του δείκτη DJ (για διάστημα μιας ημέρας) να είναι αρκετά υψηλή, ή τουλάχιστον υψηλότερη της συσχέτισης

που υπάρχει κατά την ίδια ημέρα (Πίνακας 4.2). Όμως προς έκπληξη όλων μας, οι συσχετίσεις αυτές είναι περίπου ίδιες. Συγκεκριμένα, ο βαθμός συσχέτισης μεταξύ των δυο αυτών αγορών είναι 0,2353 και η σταυροειδής συσχέτιση ίση με 0,2301. Το γεγονός αυτό εξηγείται ως εξής: Η Ελληνική αγορά δεν φαίνεται να λαμβάνει σε μεγάλο βαθμό υπόψη της, τις εξελίξεις και την πορεία της αγοράς της Νέας Υόρκης που έλαβαν χώρα κατά την προηγούμενη ημέρα. Και αυτό γιατί οι Έλληνες επενδυτές θεωρούν ότι η αμερικανική αγορά είναι μια αποτελεσματική αγορά (*efficient market*) γεγονός που συνεπάγεται ότι, το τι συνέβη την προηγούμενη ημέρα στην συγκεκριμένη αγορά δεν προκαθορίζει τίποτα σχετικά με την πορεία της την επομένη. Αφού είναι αποτελεσματική, θα ισχύει το θεώρημα του τυχαίου περιπάτου (*random walk theorem*) και η αγορά θα κινείται τυχαία χωρίς κανείς να μπορεί να προβλέψει την μελλοντική της πορεία με βάση τις ιστορικές αποδόσεις της και την διαθέσιμη πληροφόρηση. Για το λόγο αυτό, της τυχαίας συμπεριφοράς της αγοράς της Νέας Υόρκης, η Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν φαίνεται να την λαμβάνει υπόψη της σε μεγάλη έκταση, την επομένη ημέρα.

Από την πρώτη εξέταση των δεδομένων προκύπτει ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών και μάλιστα ο βαθμός αυτής αναμένεται να είναι αρκετά υψηλός. Επίσης, όσον αφορά την Ελληνική αγορά, όπως έδειξε η ανάλυση των δεδομένων, θα πρέπει να περιμένουμε σημαντική επίδραση στην πορεία της από τις υπόλοιπες αγορές και κυρίως τις μεγάλες κεφαλαιαγορές. Τα αποτελέσματα αυτά τα οποία αποτελούν μόνο ενδείξεις, περιμένουμε να δούμε αν θα επαληθευτούν από την ανάλυση που θα ακολουθήσει τόσο με βάση τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*) όσο και με την βοήθεια της μεθόδου συνολοκλήρωσης, τα οποία εξάλλου αποτελούν και τα βασικά αντικείμενα της ανάλυσής μας.

Πίνακας 4.2 Πίνακας Συσχετίσεων

	BEL	CAC	DAX	DJ	FTSE	GEN	HOL	MADRID	MILAN	NIKKEI
BEL	1	0.830150	0.726982	0.457317	0.759172	0.375032	0.861638	0.734090	0.744976	0.202653
CAC	0.830150	1	0.854066	0.495664	0.858851	0.394791	0.926560	0.861904	0.878620	0.237165
DAX	0.726982	0.854066	1	0.600458	0.752124	0.398430	0.826573	0.779085	0.804706	0.207081
DJ	0.457317	0.495664	0.600458	1	0.451907	0.235376	0.479693	0.464006	0.474455	0.127431
FTSE	0.759172	0.858851	0.752124	0.451907	1	0.383141	0.850954	0.767371	0.780987	0.229307
GEN	0.375032	0.394791	0.398430	0.235376	0.383141	1	0.426616	0.384265	0.370978	0.224747
HOL	0.861638	0.926560	0.826573	0.479693	0.850954	0.426616	1	0.823185	0.829365	0.241106
MADRID	0.734090	0.861904	0.779085	0.464006	0.767371	0.384265	0.823185	1	0.817792	0.231388
MILAN	0.744976	0.878620	0.804706	0.474455	0.780987	0.370978	0.829365	0.817792	1	0.211681
NIKKEI	0.202653	0.237165	0.207081	0.127431	0.229307	0.224747	0.241106	0.231388	0.211681	1

Πίνακας 4.3 Πίνακας στατιστικών συσχετίσεων (Cross – correlations)

	BEL(G-I)	CAC(G-I)	DAX(G-I)	DJ(G-I)	FTSE(G-I)	GEN(G-I)	HOL(G-I)	MADRID(G-I)	MILAN(G-I)	NIKKEI(G-I)
BEL	-	0,0193	-0,0188	-0,0131	0,0301	0,0809	0,0397	0,0131	0,0503	0,1957
CAC	0,0702	-	-0,0448	-0,0214	-0,0009	0,0645	0,0137	-0,0114	0,0259	0,2823
DAX	0,1428	0,0770	-	0,0022	0,0739	0,1143	0,0956	0,0655	0,0731	0,3124
DJ	0,2821	0,2684	0,1325	-	0,2744	0,2301	0,2870	0,2235	0,2019	0,3179
FTSE	0,0597	-0,0048	-0,0389	-0,0157	-	0,0359	-0,0057	-0,0030	0,0255	0,2362
GEN	0,0576	0,0487	0,0040	-0,0187	-0,0003	-	0,0099	0,0333	0,0710	0,1203
HOL	0,0752	-0,0104	-0,0450	-0,0337	-0,0214	0,0534	-	-0,0015	0,0266	0,2482
MADRID	0,0598	-0,0104	-0,0274	-0,0104	-0,0040	0,0621	0,0036	-	0,0248	0,2555
MILAN	0,0767	-0,0110	-0,0418	-0,0120	-0,0125	0,0865	0,0140	-0,0026	-	0,2882
NIKKEI	0,0098	0,0040	0,0079	-0,0199	0,0004	-0,0203	0,0018	-0,0202	0,03	-

4.2 Έλεγχος της στασιμότητας των σειρών

Η διερεύνηση της στασιμότητας ή μη των χρονολογικών σειρών, αποτελεί ένα πρακτικό πρόβλημα που πρέπει να αντιμετωπιστεί κατά τα πρώτα στάδια της εμπειρικής διερεύνησης.

Ο έλεγχος της αιτιότητας κατά Granger, ο οποίος στηρίζεται κατά βάση σε αυτοπαλινδρόμα διανύσματα, απαιτεί οι εξεταζόμενες ως προς τις αιτιώδεις σχέσεις τους, χρονολογικές σειρές να είναι στάσιμες, διαφορετικά θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε τις πρώτες διαφορές αυτών και όχι τα επίπεδά τους, αν λαμβάνοντας πρώτες διαφορές οι εν λόγω σειρές καθίστανται στάσιμες.

Επίσης, η εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης απαιτεί οι χρονολογικές σειρές που εμπλέκονται στο αντικείμενο της ανάλυσης, να είναι μη στάσιμες στα επίπεδα αυτών ενώ καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε πρώτες διαφορές. Αυτό σημαίνει ότι οι σειρές θα περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Επίσης, θα πρέπει να δούμε αν όλες οι σειρές των δεικτών είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξεως και συγκεκριμένα πρώτης τάξεως, διαφορετικά αν κάποια εξ αυτών είναι για παράδειγμα ολοκληρωμένη δευτέρας τάξεως, $I(2)$, τότε δεν θα μπορούσαμε να εφαρμόσουμε την συγκεκριμένη μεθοδολογία.

Για όλα όσα προαναφέρθηκαν, κρίνεται σκόπιμο να εφαρμόσουμε τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας και να εξετάσουμε τις στατιστικές ιδιότητες των σειρών. Για τον έλεγχο της μη στασιμότητας των σειρών, θα χρησιμοποιηθούν οι έλεγχοι των Dickey – Fuller (συγκεκριμένα ο επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller) και οι έλεγχοι Phillips – Perron, στους λογαρίθμους των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών.

4.2.1 Επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller (Augmented Dickey – Fuller test)

Όπως αναφέρθηκε και κατά την περιγραφή των ελέγχων Dickey – Fuller, υπάρχουν τρία διαφορετικά υποδείγματα τα οποία μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς. Συγκεκριμένα, υπάρχει το υπόδειγμα που περιέχει μόνο σταθερό όρο και το αυτοπαλινδρομικό μέρος, το εναλλακτικό αυτού υπόδειγμα που περιέχει εκτός του σταθερού όρου και όρο γραμμικής χρονικής τάσης, ενώ είναι δυνατή και η περίπτωση υποδείγματος που δεν εμπεριέχει κανένα προσδιοριστικό όρο, δηλαδή σταθερό όρο ή γραμμική τάση. Το ερώτημα είναι ποιο από τα τρία αυτά εναλλακτικά υποδείγματα μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε κάποια περίπτωση ελέγχου στασιμότητας. Άλλωστε, η αδυναμία αυτή, κατάλληλης εξειδίκευσης του υποδείγματος πάνω στο οποίο θα βασιστεί ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, αποτελεί και ένα από βασικά προβλήματα των ελέγχων αυτών.

Στην πράξη εκείνο που συνηθίζεται, είναι να ξεκινούμε με το λιγότερο περιοριστικό υπόδειγμα και εξετάζοντας διαδοχικά τη στατιστική σημαντικότητα των προσδιοριστικών όρων αυτού, να καταλήγουμε σε ένα αποδεκτό υπόδειγμα για την εφαρμογή του ελέγχου. Συγκεκριμένα, ξεκινούμε με το υπόδειγμα που περιέχει και σταθερό όρο και γραμμική τάση και εξετάζουμε σε πρώτη φάση την στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της γραμμικής τάσης. Αν αυτός είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός, τότε σταματούμε εκεί και το κατάλληλο υπόδειγμα θα είναι αυτό που θα περιέχει και σταθερό όρο και τάση. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι ακόμα και αν ο σταθερός όρος είναι στατιστικά μη σημαντικός, από την στιγμή που η τάση είναι σημαντική, θα τον κρατήσουμε στο υπόδειγμά μας. Αν όμως, ο συντελεστής της γραμμικής τάσης είναι μη στατιστικά σημαντικός, τότε θα πρέπει να τον εξαιρέσουμε από το υπόδειγμά μας και να το επανεκτιμήσουμε έχοντας αυτή την φορά μόνο το σταθερό όρο ως προσδιοριστικό όρο σε αυτό. Αν στο επανεκτιμηθέν υπόδειγμα προκύψει πως ο σταθερός όρος είναι ασήμαντος, στατιστικά, τότε τον αφαιρούμε και καταλήγουμε στο απλό υπόδειγμα το οποίο δεν περιέχει κανένα προσδιοριστικό όρο. Διαφορετικά, το αποδεκτό υπόδειγμα θα είναι αυτό που θα εμπεριέχει και σταθερό όρο.

Αφού ολοκληρώσουμε τις διαδικασίες που αφορούν την κατάλληλη εξειδίκευση του υποδείγματος, θα πρέπει ακολούθως να ασχοληθούμε με τον ορισμό της τάξεως της αυτοπαλίνδρομης διαδικασίας. Εκείνο που στην πράξη γίνεται, είναι να προστίθενται τόσες χρονικές υστερήσεις της Y_t ώστε τα κατάλοιπα που θα προκύψουν από την εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων στο υπόδειγμα με τον συγκεκριμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων, να μην αυτοσυσχετίζονται. Για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων χρησιμοποιούμε τον έλεγχο Breusch – Godfrey ο οποίος ανήκει στην κατηγορία των LM ελέγχων (*Lagrange Multiplier Tests*) και μπορεί να γίνει με την κατανομή X^2 ή με την κατανομή F.

Στους παρακάτω πίνακες 4.4 και 4.5 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey – Fuller (*ADF test*) πάνω στα αρχικά επίπεδα των σειρών (*levels*) και ακολούθως στις πρώτες διαφορές αυτών (*first differences*).

Πίνακας 4.4 : ADF test στα επίπεδα των σειρών ($\ln P_t$)

$\ln P_t$ levels	Lag length p	ADF statistic	LM test X^2 statistic	p-value	Deterministic terms
Βέλγιο ($\ln bel$)	1	-1,2227	0,1169	0,7323	Trend & intercept
Γαλλία ($\ln cac$)	0	-0,3420	0,3089	0,5783	None
Γερμανία ($\ln dax$)	0	-0,22028	1,43212	0,2316	None
ΗΠΑ ($\ln dj$)	0	-2,13262	2,37079	0,1238	Intercept
Αγγλία ($\ln ftse$)	0	-0,28781	2,92836	0,0872	None
Ελλάδα ($\ln gen$)	1	-1,51679	0,00473	0,8278	Trend & intercept
Ολλανδία ($\ln hol$)	0	-2,08331	0,04483	0,8323	Intercept
Ισπανία ($\ln madrid$)	0	-1,36013	0,32534	0,5685	Trend & intercept
Ιταλία ($\ln milano$)	0	-1,61630	0,17528	0,6755	Trend & intercept
Ιαπωνία ($\ln nikkei$)	0	-1,76237	0,00516	0,9427	Trend & intercept

Πίνακας 4.5 : ADF test στις πρώτες διαφορές των σειρών ($\ln P_t$)

$\ln P_t$ first differences	Lag length p	ADF statistic	LM test X^2 statistic	p-value	Deterministic terms
Βέλγιο $D \ln bel$	0	-32,6421	0,14630	0,7021	None
Γαλλία $D \ln cac$	0	-37,4012	1,01777	0,3132	Trend & intercept
Γερμανία $D \ln dax$	0	-38,0509	2,35521	0,1251	Trend & intercept
ΗΠΑ $D \ln dj$	0	-38,4511	1,27091	0,2597	None
Αγγλία $D \ln ftse$	0	-38,3619	0,00351	0,9527	None
Ελλάδα $D \ln gen$	0	-33,7612	0,04025	0,8410	Trend & intercept
Ολλανδία $D \ln hol$	0	-36,9762	2,45483	0,1173	None
Ισπανία $D \ln madrid$	1	-26,4226	0,66545	0,4147	None
Ιταλία $D \ln milano$	0	-63,3735	3,62447	0,0571	Trend & intercept
Ιαπωνία $D \ln nikkei$	0	-36,7089	1,07989	0,2989	Trend & intercept

Οι κρίσιμες τιμές του MacKinnon (1996) για απόρριψη της H_0 : η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα, διαφοροποιούνται ανάλογα με την εξειδίκευση του υποδείγματος και είναι:

Υπόδειγμα	1% level	5% level	10% level
Trend & intercept	-3,964852	-3,413140	-3,128583
Intercept	-3,434980	-2,863472	-2,567848
None	-2,566675	-1,941058	-1,616542

Οι έλεγχοι των Dickey – Fuller για την μη στασιμότητα των σειρών, έδειξαν ότι οι χρονολογικές σειρές όλων των δεικτών είναι μη στάσιμες στα επίπεδα (*levels*). Αντίθετα, προέκυψε ότι οι πρώτες διαφορές (*first differences*) των λογαριθμικών τιμών των δεικτών είναι στάσιμες. Αυτό σημαίνει ότι οι σειρές μας είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, $I(1)$, και περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα.

4.2.2 Έλεγχος Phillips – Perron

Οι έλεγχοι Phillips – Perron είναι και αυτοί έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας, αλλά παρουσιάζουν λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις σε σχέση με τους ελέγχους Dickey – Fuller. Αποτελούν επομένως έναν εναλλακτικό τρόπο ελέγχου της υποθέσεως μη στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς.

Στους παρακάτω πίνακες 4.6 και 4.7, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων Phillips – Perron τόσο στα αρχικά επίπεδα των σειρών των λογαρίθμων, όσο και σε πρώτες διαφορές αυτών.

Πίνακας 4.6: Phillips – Perron test στα επίπεδα των σειρών ($\ln P_t$)

$\ln P_t$ levels	Bandwidth	PP test statistic	Deterministic terms
Βέλγιο (lnbel)	20	- 0,974519	Trend & intercept
Γαλλία (lncac)	23	- 0,384666	None
Γερμανία (ln dax)	9	- 0,227267	None
ΗΠΑ (ln dj)	6	- 2,029892	Intercept
Αγγλία (lnftse)	13	- 0,324389	None
Ελλάδα (lngen)	9	- 1,640686	Trend & intercept
Ολλανδία (lnhol)	17	- 2,056956	Intercept
Ισπανία (lnmadrid)	1	- 1,348277	Trend & intercept
Ιταλία (lnmilano)	7	- 1,644775	Trend & intercept
Ιαπωνία (lnnikkei)	5	- 1,714128	Trend & intercept

Πίνακας 4.7: Phillips – Perron test στις πρώτες διαφορές των σειρών (InP₁)

InP ₁ first differences	Bandwidth	PP test statistic	Deterministic terms
Βέλγιο Dlnbel	22	- 32,41849	None
Γαλλία Dlnca	25	- 38,12335	Trend & intercept
Γερμανία Dln dax	11	- 38,11547	Trend & intercept
ΗΠΑ Dln dj	7	- 38,50221	None
Αγγλία Dlnftse	12	- 38,67738	None
Ελλάδα Dln gen	7	- 33,91756	Trend & intercept
Ολλανδία Dln hol	18	- 37,05449	None
Ισπανία Dln madrid	1	- 37,29343	None
Ιταλία Dln milano	6	- 36,38112	Trend & intercept
Ιαπωνία Dln nikkei	3	- 36,71778	Trend & intercept

1. Η επιλογή του Bandwidth για τον έλεγχο Phillips-Perron έγινε με βάση το Newey-West lag criterion.

2. Οι κρίσιμες τιμές του MacKinnon (1996) για απόρριψη της H₀: η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα, διαφοροποιούνται ανάλογα με την εξειδίκευση του υποδείγματος και είναι:

Υπόδειγμα	1% level	5% level	10% level
Trend & intercept	- 3,964852	- 3,413140	- 3,128583
Intercept	- 3,434980	- 2,863472	- 2,567848
None	- 2,566675	- 1,941058	- 1,616542

Οι έλεγχοι Phillips-Perron μας οδηγούν στα ίδια συμπεράσματα με αυτά που προέκυψαν από την εφαρμογή των μεθόδων Dickey-Fuller, σχετικά με την στασιμότητα των σειρών. Συγκεκριμένα, οι έλεγχοι έδειξαν ότι οι υπό εξέταση σειρές είναι μη στάσιμες στα επίπεδά τους, ενώ αν πάρουμε πρώτες διαφορές στις αρχικές σειρές, τότε αυτές καθίστανται στάσιμες. Είναι με άλλα λόγια ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως I(1) και περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα.

Το γεγονός ότι οι σειρές των χρηματιστηριακών δεικτών είναι μη στάσιμες στα επίπεδα και καθίστανται στάσιμες όταν λάβουμε τις πρώτες διαφορές αυτών, μας επιτρέπει να προχωρήσουμε στην ανάπτυξη και εφαρμογή της θεωρίας συνολοκλήρωσης.

4.3 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (Granger causality test)

Όπως αναφέρθηκε και κατά την περιγραφή του ελέγχου, η αιτιότητα κατά Granger έχει ως στόχο την ανακάλυψη των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ οικονομικών χρονολογικών σειρών. Ο έλεγχος αυτός στηρίζεται σε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα (VAR), τα οποία περιλαμβάνουν

ως ερμηνευτικές μεταβλητές χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής και χρονικές υστερήσεις της υπό εξέταση ανεξάρτητης.

Η εκτίμηση όμως του αυτοπαλίνδρομου διανυσματικού υποδείγματος (*VAR*), απαιτεί την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών που εμπεριέχονται στο υπόδειγμα, ο οποίος είναι άγνωστος. Η θεωρία δεν παρέχει λύση ως προς το πρακτικό αυτό πρόβλημα. Η χρησιμοποίηση μεγάλου αριθμού χρονικών υστερήσεων(κ) δεν είναι πάντοτε η καλύτερη λύση, καθώς είναι πολύ πιθανό να οδηγήσει σε εκτιμήσεις συντελεστών που είναι στατιστικά ασήμαντοι, δηλαδή στερούνται ακρίβειας. Στην πράξη, για την επιλογή αυτή χρησιμοποιούνται διάφορα εναλλακτικά κριτήρια.

Στην περίπτωση μας, για τον προσδιορισμό του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στο προς εκτίμηση *VAR* υπόδειγμα χρησιμοποιήθηκαν τα πληροφοριακά κριτήρια του Schwarz(*SC*),1978 και των Hannan-Quinn(*HQ*),1979 . Αμφότερα τα κριτήρια οδήγησαν στην επιλογή του $k=1$, δηλαδή σε αυτοπαλίνδρομα σχήματα με 1 χρονική υστέρηση. Άλλωστε στην περίπτωση των χρηματιστηριακών δεικτών φαίνεται λογικό να ασκεί επίδραση στην τιμή ενός δείκτη, μόνο η τιμή του κατά την προηγούμενη ημέρα και όχι για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα.

Επίσης, για την εφαρμογή του συγκεκριμένου ελέγχου αιτιότητας θα πρέπει οι μεταβλητές μας να είναι στάσιμες. Όμως, όπως αναφέραμε στην προηγούμενη παράγραφο, οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας έδειξαν ότι οι σειρές μας είναι μη στάσιμες στα επίπεδα, αλλά καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε πρώτες διαφορές. Επομένως, για την ανάπτυξη του ελέγχου, θα χρησιμοποιήσουμε τις πρώτες διαφορές σε λογαρίθμους των τιμών των δεικτών και όχι τα επίπεδα αυτών.

Για την καλύτερη κατανόηση των αποτελεσμάτων του ελέγχου θα αναλύσουμε μια περίπτωση ζεύγους δεικτών. Αν για παράδειγμα υποθέσουμε ότι θέλουμε να εξετάσουμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των αγορών της Ελλάδος(*GEN*) και των ΗΠΑ(*DJ*) τότε θα πρέπει σε πρώτο στάδιο να εκτιμήσουμε τα ακόλουθα δυο *VAR*(1) υποδείγματα:

$$\begin{aligned} D(LNGEN)_t &= c_1 + a_1 D(LNGEN)_{t-1} + b_1 D(LNDJ)_{t-1} + u_{1t} \\ D(LNDJ)_t &= c_2 + \gamma_1 D(LNDJ)_{t-1} + \delta_1 D(LNGEN)_{t-1} + u_{2t} \end{aligned}$$

Εκτιμούμε τα δύο παραπάνω υποδείγματα με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και παίρνουμε:

Sample(adjusted): 3 1353		
Included observations: 1351 after adjusting		
endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	D(LNGEN)	D(LNDJ)
D(LNGEN(-1))	0.037614	-0.006680
	(0.02726)	(0.02606)
	[1.37958]	[-0.25640]
D(LNDJ(-1))	0.238956	-0.043660
	(0.02930)	(0.02800)
	[8.15524]	[-1.55924]
C	9.76E-05	2.82E-05
	(0.00031)	(0.00030)
	[0.31138]	[0.09426]

Για να ελέγξουμε την αιτιότητα κατά Granger εξετάζουμε σε πρώτη φάση αν δεν υπάρχει αιτιότητα από τον δείκτη DJ στο δείκτη GEN. Αυτό γίνεται μέσω του ελέγχου της μηδενικής υποθέσεως:

$H_0: b_1=0$ (δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη DJ στο δείκτη GEN)

$H_1: b_1 \neq 0$

Το p-value του ελέγχου είναι ίσο με μηδέν (p-value=0) και συνεπώς απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής b_1 είναι στατιστικά ασήμαντος. Επομένως αποδεικνύεται ότι υπάρχει «αιτιότητα κατά Granger» από τον δείκτη DJ στο δείκτη GEN.

Αντίστοιχα, εξετάζουμε αν υπάρχει αιτιότητα από τον δείκτη GEN στο δείκτη DJ, μέσω της εξέτασης της υπόθεσης μηδέν:

$H_0: \delta_1=0$ (δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη GEN στο δείκτη DJ)

$H_1: \delta_1 \neq 0$

Το p-value=0,7977 > $\alpha=0,05$ γεγονός που σημαίνει ότι πρέπει να δεχτώ την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής του δείκτη GEN είναι στατιστικά ασήμαντος. Άρα δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη GEN στο δείκτη DJ.

Καταλήγουμε, επομένως, στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη DJ (αγορά των ΗΠΑ) στο δείκτη GEN (αγορά της Ελλάδας), αλλά δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη GEN στο δείκτη DJ.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι στην προκειμένη περίπτωση που έχουμε να εκτιμήσουμε VAR(1) μοντέλα, ο έλεγχος αιτιότητας είναι σχετικά απλός και μπορεί να γίνει τόσο με την βοήθεια της στατιστικής t όσο και με χρήση της στατιστικής F. Στην περίπτωση όμως που

έχουμε να εξετάσουμε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα μεγαλύτερας τάξεως από πρώτης, ο έλεγχος αιτιότητας γίνεται αποκλειστικά με χρήση της στατιστικής F, αφού θα έχουμε να ελέγξουμε μηδενικές υποθέσεις από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών όλων των χρονικών υστερήσεων της ανεξάρτητης, στο υπόδειγμα, μεταβλητής.

Στον παρακάτω πίνακα 4.8 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger για όλα τα δυνατά ζεύγη χρηματιστηριακών δεικτών.

Πίνακας 4.8 :Pairwise Granger causality tests

Sample: 1 1354			
Lags: 1			
<i>Null Hypothesis:</i>	<i>Obs</i>	<i>F-Statistic</i>	<i>p-value</i>
CAC does not Granger Cause BEL	1351	3.14729	0.07628
BEL does not Granger Cause CAC		4.15486	0.04171*
DAX does not Granger Cause BEL	1351	10.0885	0.00153*
BEL does not Granger Cause DAX		0.11294	0.73687
GEN does not Granger Cause BEL	1351	0.36801	0.54419
BEL does not Granger Cause GEN		4.01387	0.04533*
FTSE does not Granger Cause BEL	1351	2.71331	0.09975
BEL does not Granger Cause FTSE		14.0545	0.00019*
DJ does not Granger Cause BEL	1351	98.0642	0.00000*
BEL does not Granger Cause DJ		0.13512	0.71324
HOL does not Granger Cause BEL	1351	3.35500	0.06722
BEL does not Granger Cause HOL		10.8354	0.00102*
MADRID does not Granger Cause BEL	1351	1.84922	0.17410
BEL does not Granger Cause MADRID		1.64601	0.19972
MILANO does not Granger Cause BEL	1351	0.32554	0.56839
BEL does not Granger Cause MILANO		4.84165	0.02795*
NIKKEI does not Granger Cause BEL	1351	0.24312	0.62204
BEL does not Granger Cause NIKKEI		56.7537	9.0E-14*
DAX does not Granger Cause CAC	1351	42.2049	1.2E-10*
CAC does not Granger Cause DAX		1.20594	0.27233
GEN does not Granger Cause CAC	1351	5.01910	0.02523*
CAC does not Granger Cause GEN		1.62996	0.20193
FTSE does not Granger Cause CAC	1351	0.35421	0.55184
CAC does not Granger Cause FTSE		8.34226	0.00394*
DJ does not Granger Cause CAC	1351	153.141	0.00000*
CAC does not Granger Cause DJ		0.00664	0.93505
HOL does not Granger Cause CAC	1351	0.08618	0.76913
CAC does not Granger Cause HOL		4.08523	0.04346*
MADRID does not Granger Cause CAC	1351	0.02909	0.86460
CAC does not Granger Cause MADRID		0.01162	0.91417
MILANO does not Granger Cause CAC	1351	0.03582	0.84992
CAC does not Granger Cause MILANO		1.07869	0.29918

NIKKEI does not Granger Cause CAC	1351	0.11011	0.74007
CAC does not Granger Cause NIKKEI		125.031	0.00000*
GEN does not Granger Cause DAX	1351	0.52558	0.46860
DAX does not Granger Cause GEN		10.4506	0.00126*
FTSE does not Granger Cause DAX	1351	0.53870	0.46310
DAX does not Granger Cause FTSE		39.2382	5.0E-10*
DJ does not Granger Cause DAX	1351	52.2420	8.2E-13*
DAX does not Granger Cause DJ		1.97741	0.15989
HOL does not Granger Cause DAX	1351	1.19236	0.27505
DAX does not Granger Cause HOL		46.1553	1.6E-11*
MADRID does not Granger Cause DAX	1351	0.00118	0.97262
DAX does not Granger Cause MADRID		21.0496	4.9E-06*
MILANO does not Granger Cause DAX	1351	0.74689	0.38762
DAX does not Granger Cause MILANO		15.0038	0.00011*
NIKKEI does not Granger Cause DAX	1351	0.32684	0.56762
DAX does not Granger Cause NIKKEI		153.076	0.00000*
FTSE does not Granger Cause GEN	1351	0.01086	0.91702
GEN does not Granger Cause FTSE		0.55994	0.45441
DJ does not Granger Cause GEN	1351	66.5079	7.9E-16*
GEN does not Granger Cause DJ		0.06574	0.79768
HOL does not Granger Cause GEN	1351	0.47762	0.48962
GEN does not Granger Cause HOL		0.30134	0.58314
MADRID does not Granger Cause GEN	1351	1.30918	0.25275
GEN does not Granger Cause MADRID		2.50544	0.11369
MILANO does not Granger Cause GEN	1351	5.01514	0.02529*
GEN does not Granger Cause MILANO		7.13413	0.00765*
NIKKEI does not Granger Cause GEN	1351	2.27953	0.13133
GEN does not Granger Cause NIKKEI		20.6314	6.1E-06*
DJ does not Granger Cause FTSE	1351	168.195	0.00000*
FTSE does not Granger Cause DJ		0.06252	0.80260
HOL does not Granger Cause FTSE	1351	1.71152	0.19101
FTSE does not Granger Cause HOL		0.00203	0.96407
MADRID does not Granger Cause FTSE	1351	3.54478	0.05995
FTSE does not Granger Cause MADRID		0.24429	0.62121
MILANO does not Granger Cause FTSE	1351	2.17332	0.14066
FTSE does not Granger Cause MILANO		0.75620	0.38467
NIKKEI does not Granger Cause FTSE	1351	0.18452	0.66758
FTSE does not Granger Cause NIKKEI		84.9956	0.00000*
HOL does not Granger Cause DJ	1351	0.19592	0.65811
DJ does not Granger Cause HOL		167.383	0.00000*
MADRID does not Granger Cause DJ	1351	0.21714	0.64130
DJ does not Granger Cause MADRID		98.6404	0.00000*
MILANO does not Granger Cause DJ	1351	0.20097	0.65401
DJ does not Granger Cause MILANO		71.1619	0.00000*
NIKKEI does not Granger Cause DJ	1351	0.26771	0.60496

DJ does not Granger Cause NIKKEI		154.617	0.00000*
MADRID does not Granger Cause HOL	1351	0.44939	0.50274
HOL does not Granger Cause MADRID		0.50949	0.47548
MILANO does not Granger Cause HOL	1351	1.85549	0.17337
HOL does not Granger Cause MILANO		0.93721	0.33317
NIKKEI does not Granger Cause HOL	1351	0.01764	0.89437
HOL does not Granger Cause NIKKEI		94.7170	0.00000*
MILANO does not Granger Cause MADRID	1351	0.40541	0.52442
MADRID does not Granger Cause MILANO		0.76623	0.38154
NIKKEI does not Granger Cause MADRID	1351	0.36650	0.54502
MADRID does not Granger Cause NIKKEI		99.5606	0.00000*
NIKKEI does not Granger Cause MILANO	1351	1.09787	0.29492
MILANO does not Granger Cause NIKKEI		129.875	0.00000*

** υποδηλώνει απόρριψη της μηδενικής υποθέσεως σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και συνεπώς ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των εν λόγω δεικτών προς την κατεύθυνση που η μηδενική υπόθεση ορίζει.*

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν μέσα από την εφαρμογή του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger, στους εμπλεκόμενους στην ανάλυσή μας, χρηματιστηριακούς δείκτες μπορούν να συνοψισθούν στα κάτωθι τέσσερα βασικά σημεία:

1. Η χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης φαίνεται ότι διαδραματίζει το σημαντικότερο ρόλο στην παγκόσμια χρηματιστηριακή σκηνή μιας και τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης DJ «επιρεάζει κατά Granger» τους δείκτες όλων των υπό εξέταση χρηματιστηριακών αγορών. Είναι σε θέση δηλαδή, η αγορά της Νέας Υόρκης να επιρεάζει και να καθορίζει ως ένα βαθμό (άγνωστο όμως) την πορεία των υπολοίπων αγορών και κατ' επέκταση τις παγκόσμιες οικονομικές εξελίξεις.

2. Η χρηματιστηριακή αγορά της Αγγλίας θα μπορούσε να θεωρηθεί ως εξωγενής αγορά, τουλάχιστον μεταξύ των Ευρωπαϊκών αγορών, αφού αδυνατεί να «επιρεάσει κατά Granger» οποιαδήποτε από τις αγορές αυτές. Αντιθέτως, εμφανίζεται να λαμβάνει υπόψη της, τις κινήσεις άλλων χρηματιστηριακών αγορών όπως αυτών της Γερμανίας, της Νέας Υόρκης, της Γαλλίας και του Βελγίου.

3. Σχετικά με την Ελληνική κεφαλαιαγορά, η οποία αποτελεί και το αντικείμενο της ανάλυσής μας, θα μπορούσαμε να πούμε ότι εμφανίζεται να λαμβάνει σημαντικά υπόψη της την πορεία των υπολοίπων αγορών αφού τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν ότι «επιρεάζεται κατά Granger» από τις κινήσεις των αγορών της Γερμανίας, του Βελγίου, της Νέας Υόρκης και της Ιταλίας. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν πολλά «ανοικτά κανάλια» όπως λέγονται, τα οποία επιτρέπουν την διάχυση της πληροφόρησης σχετικά με τα

δρώμενα στις παγκόσμιες αγορές και συνεπώς την αυτόματη προσαρμογή και της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς στις εξελίξεις αυτές.

Επίσης, φαίνεται να υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ της αγοράς της Ελλάδος και αυτών της Γαλλίας, της Ιταλίας και της Ιαπωνίας. Συγκεκριμένα, οι έλεγχοι έδειξαν ότι η ελληνική κεφαλαιαγορά ασκεί επίδραση στις προαναφερθείσες αγορές. Βέβαια, θα πρέπει να πούμε ότι το βασικό μειονέκτημα της μεθόδου αυτής είναι ότι μας παρέχει μόνο ποιοτικές πληροφορίες για την κατεύθυνση των σχέσεων μεταξύ των αγορών (αν μια αγορά επηρεάζει κάποια άλλη) και αδυνατεί να μας παράσχει ποσοτικές πληροφορίες που θα αφορούσαν τον βαθμό και την έκταση αυτής της επίδρασης. Διότι μπορεί να ανακαλύψαμε ότι υπάρχει, για παράδειγμα, αιτιώδης σχέση μεταξύ των αγορών της Ελλάδος και του Βελγίου και να φαίνεται ότι η αγορά του Βελγίου επηρεάζει την ελληνική κεφαλαιαγορά, εντούτοις όμως ο βαθμός της επίδρασης αυτής μπορεί να είναι πολύ μικρός.

4. Σε ότι αφορά τις σχέσεις μεταξύ των υπολοίπων αγορών έχουμε να επισημάνουμε τον σημαντικό ρόλο που διαδραματίζει η αγορά της Γερμανίας στον Ευρωπαϊκό τουλάχιστον χώρο, μιας και φαίνεται να επιδρά σε όλες τις Ευρωπαϊκές αγορές που περιλαμβάνονται στην ανάλυσή μας. Επίσης σημαντικός φαίνεται να είναι και ο ρόλος της στην διαμόρφωση της πορείας του δείκτη Nikkei 225 της Ιαπωνίας. Ακόμη, δεν θα πρέπει να υποτιμηθεί και ο ρόλος των αγορών της Γαλλίας και του Βελγίου, ο οποίος φαίνεται να είναι καθοριστικός στην προσπάθεια συμπόρευσης των αγορών.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger, μας οδήγησαν σε χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με τις σχέσεις μεταξύ των υπό εξέταση αγορών και ξεκαθάρισαν ως ένα βαθμό το τοπίο που αφορά τις αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των αγορών και τη θέση της Ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς μέσα σε αυτό.

Όμως, το γεγονός ότι η ανάλυση που προηγήθηκε και οι έλεγχοι που αναπτύχθηκαν, στηρίζονται σε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα (*VAR models*) δημιουργεί ένα σημαντικό ζήτημα. Όπως αναφέραμε και σε προηγούμενο κεφάλαιο, τα αυτοπαλίνδρομα διανυσματικά υποδείγματα είναι κατάλληλα για την διενέργεια βραχυχρόνιων προβλέψεων, ενώ αδυνατούν να παράσχουν αξιόπιστα και ικανοποιητικά αποτελέσματα σε μακροχρόνιο επίπεδο. Συνεπώς, το γεγονός ότι ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger στηρίζεται σε αυτά τα υποδείγματα, σημαίνει ότι και τα αποτελέσματα που θα προκύψουν μέσω αυτού, θα είναι ικανά να αποτυπώσουν τις πραγματικές σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών μόνο σε βραχυχρόνιο επίπεδο.

Για το λόγο αυτό και δεδομένου ότι θα ήταν εξαιρετικά ενδιαφέρον να εξετάσουμε τις σχέσεις μεταξύ των δεικτών τόσο σε βραχυχρόνιο όσο και σε μακροχρόνιο ορίζοντα, επιλέγεται να προχωρήσουμε στην εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης και στην ανάπτυξη των λεγομένων Vector Error Correction Models, τα οποία είναι σε θέση να δώσουν απάντηση στο συγκεκριμένο ενδιαφέρον ζήτημα.

4.4 Αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης

Σε αυτή την ενότητα του κεφαλαίου ανάλυσης των ερευνητικών αποτελεσμάτων, θα γίνει παρουσίαση των στοιχείων που προέκυψαν μέσα από την εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης και ταυτόχρονα θα εξαχθούν ενδιαφέροντα και χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με τον βαθμό και την κατεύθυνση της αλληλεξάρτησης μεταξύ των εξεταζομένων, στην εργασία αυτή, αγορών.

Θα πρέπει να σημειώσουμε ότι η θεωρία συνολοκλήρωσης εφαρμόζεται με την βοήθεια και των δύο μεθόδων που αναπτύχθηκαν και παρατίθενται στο προηγούμενο κεφάλαιο 3.

Αναλυτικότερα, σε πρώτο στάδιο προχωρούμε στην εφαρμογή της μεθόδου των Engle – Granger, της γνωστής και ως δισταδιακής μεθόδου εξέτασης συνολοκλήρωσης. Με την μεθοδολογική αυτή προσέγγιση στοχεύουμε στην ανακάλυψη σχέσεων συνολοκλήρωσης και μακροχρόνιας ισορροπίας σε διμεταβλητό επίπεδο. Εξετάζουμε δηλαδή το ενδεχόμενο ανά δύο οι αγορές, να βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας, σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Αν κάτι τέτοιο λαμβάνει χώρα, τότε μπορούμε στη βάση του θεωρήματος αντιπροσωπεύσεως του Granger να αποτυπώσουμε τη μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας, ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (*Error Correction Model*). Στην συνέχεια μέσω του υποδείγματος αυτού θα μπορέσουμε να εξετάσουμε τις αιτιώδεις σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και να κάνουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, στον οποίο όμως τώρα θα λαμβάνονται υπόψη και οι μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των αγορών και όχι μόνο οι βραχυχρόνιες, όπως συνέβαινε στην ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger που προηγήθηκε(επίσης διμεταβλητή).

Σε δεύτερο στάδιο, επιχειρούμε να εξετάσουμε το ενδεχόμενο οι εξεταζόμενες αγορές να ισορροπούν σε κάποιο επίπεδο από κοινού, μακροχρόνια. Με άλλα λόγια γίνεται προσπάθεια να διαπιστωθεί μήπως όλες οι χρηματιστηριακές αγορές που περιλαμβάνονται στην ανάλυσή μας, παρουσιάζουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας γεγονός που ερμηνεύεται ως στοιχείο ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ αυτών. Μάλιστα, όσες περισσότερες σχέσεις

συνολοκλήρωσης και κατ' επέκταση μακροχρόνιες σχέσεις ανακαλυφθούν μεταξύ όλων των αγορών, τόσο μεγαλύτερος είναι και ο βαθμός αλληλεξάρτησής τους. Ο τρόπος μέσω του οποίου είναι δυνατή η μελέτη τέτοιου είδους από κοινού σχέσεων, είναι η θεωρία συνολοκλήρωσης όπως αναπτύχθηκε από τους Johansen - Juselius. Και στην περίπτωση αυτή, θα προχωρήσουμε στην ανάπτυξη ενός Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος (*Error Correction Model*) και στον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger.

Ευελπιστούμε, η ανάπτυξη της θεωρίας συνολοκλήρωσης τόσο σε διμεταβλητό (μέθοδος των Engle - Granger) όσο και σε πολυμεταβλητό επίπεδο (μέθοδος Johansen - Juselius), να μπορέσει να συμβάλει στην ανίχνευση όλων εκείνων των «καναλιών» είτε άμεσων είτε έμμεσων, μέσω των οποίων δημιουργούνται οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών. Αν κάτι τέτοιο επιτευχθεί, τότε θα είμαστε σε θέση να γνωρίζουμε με ξεκάθαρο τρόπο τόσο το βαθμό και την έκταση της εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς, όσο και την κατεύθυνση της αλληλεξάρτησης μεταξύ των υπολοίπων διεθνών αγορών που εμπλέκονται στην ανάλυσή μας.

4.4.1 Αποτελέσματα της μεθόδου των Engle - Granger

Αν και η μέθοδος των Engle - Granger αναπτύχθηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο (κεφάλαιο 3), ωστόσο ένας τρόπος για να κατανοήσουμε καλύτερα την διαδικασία ελέγχου συνολοκλήρωσης, είναι να ξεκινήσουμε με ένα απλό παράδειγμα εφαρμογής της μεθόδου. Μέσα από αυτό θα αναλύσουμε τα βήματα που ακολουθούνται στην διαδικασία ελέγχου για ύπαρξη συνολοκλήρωσης, θα αναπτύξουμε ένα υποθετικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος και θα καταλήξουμε στον τροποποιημένο έλεγχο αιτιότητας κατά Granger.

Ας υποθέσουμε ότι έχουμε δυο χρονολογικές σειρές - έστω τις y_t και z_t - που αναφέρονται στις λογαριθμικές τιμές κλεισίματος δυο χρηματιστηριακών δεικτών, οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως (δηλαδή μη στάσιμες στα επίπεδα, αλλά στάσιμες στις πρώτες διαφορές) και επιθυμούμε να εξετάσουμε αν υπάρχει σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτών. Τα βήματα του ελέγχου των Engle - Granger συνίστανται στα εξής:

ΒΗΜΑ 1: Εξετάζουμε την τάξη ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών.

Θα πρέπει να αναφερθεί ότι η συνολοκλήρωση μεταξύ των σειρών, απαιτεί οι μεταβλητές να είναι της ίδιας τάξεως ολοκλήρωσης, δηλαδή και οι δυο σειρές να είναι ολοκληρωμένες πρώτης, δευτέρας τάξεως κ.τ.λ.. Έτσι αναπτύσσονται οι έλεγχοι Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller ή και Phillips-Perron και ανακαλύπτεται ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών σε

κάθε μια από τις χρονολογικές σειρές. Αν οι σειρές είναι στάσιμες, τότε δεν εφαρμόζουμε την μέθοδο συνολοκλήρωσης. Αν είναι ολοκληρωμένες διαφορετικής τάξεως τότε είναι πολύ πιθανό να μην συνολοκληρώνονται, ενώ στην περίπτωση που είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξεως τότε προχωρούμε στον έλεγχο συνολοκλήρωσης.

ΒΗΜΑ 2: Εκτιμούμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Αν τα αποτελέσματα του βήματος 1, δείξουν ότι οι y_t και z_t είναι $I(1)$, δηλαδή ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, το επόμενο βήμα είναι να εκτιμήσουμε την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (4.1)$$

Για να εξετάσουμε αν οι σειρές συνολοκληρώνονται, θα πρέπει να επικεντρωθούμε στα χαρακτηριστικά της σειράς των καταλοίπων που θα προκύψουν από αυτή την εξίσωση. Αν η σειρά των καταλοίπων $\{e_t\}$, είναι στάσιμη τότε οι σειρές y_t και z_t θα συνολοκληρώνονται. Στην πράξη δεν γνωρίζουμε την σειρά των πραγματικών σφαλμάτων $\{e_t\}$, που θα προκύψει από την παραπάνω παλινδρόμηση και για το λόγο αυτό χρησιμοποιούμε τα εκτιμηθέντα κατάλοιπα $\{\hat{e}_t\}$. Για να ελέγξουμε, αν η σειρά των καταλοίπων είναι στάσιμη εφαρμόζουμε τον γνωστό έλεγχο στασιμότητας των Dickey-Fuller. Θεωρούμε δηλαδή την ακόλουθη αυτοπαλινδρόμηση των καταλοίπων:

$$\Delta e_t = a_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Αν δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση $|a_1| = 0$, τότε δεν θα μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση ότι οι σειρές δεν συνολοκληρώνονται. Με άλλα λόγια αν η σειρά των καταλοίπων βρεθεί ότι έχει τα χαρακτηριστικά μιας στάσιμης σειράς, τότε οι δυο χρονολογικές σειρές y_t και z_t θα συνολοκληρώνονται.

ΒΗΜΑ 3: Εκτίμηση του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος.

Αν οι σειρές συνολοκληρώνονται (αν η μηδενική υπόθεση για μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης, απορρίπτεται), τότε τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση ισορροπίας μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος, το οποίο θα έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta z_{t-i} + \theta_1 (y_{t-1} - kz_{t-1}) + u_{1t} \quad (4.3)$$

$$\Delta z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta z_{t-i} + \theta_2 (y_{t-1} - kz_{t-1}) + u_{2t} \quad (4.4)$$

Οι Engle και Granger πρότειναν έναν έξυπνο τρόπο για την εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος. Σκέφτηκαν ότι τα εκτιμηθέντα κατάλοιπα $\{e_{t-1}\}$ αντιπροσωπεύουν την απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία, την περίοδο $(t-1)$. Επομένως, είναι λογικό να χρησιμοποιήσουμε αυτά, ως μέσο αναπαράστασης της έκφρασης $y_{t-1} - kz_{t-1}$ στις εξισώσεις. Αν κάτι τέτοιο συμβεί, τότε το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος θα λάβει την ακόλουθη μορφή:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta z_{t-i} + \theta_1 e_{t-1} + u_{1t} \quad (4.5)$$

$$\Delta z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta z_{t-i} + \theta_2 e_{t-1} + u_{2t} \quad (4.6)$$

Από την εκτίμηση των παραπάνω αυτοπαλινδρομων υποδειγμάτων με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, μπορούμε να οδηγηθούμε σε χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με τις σχέσεις μεταξύ των εν λόγω δυο χρονολογικών σειρών.

Ο Granger(1988) έδειξε ότι στα πλαίσια ενός Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος(ECM), η αιτιότητα προέρχεται μέσα από δυο «πηγές». Η μια πηγή είναι μέσω των χρονικών υστερήσεων των διαφορών, η οποία αποτυπώνει τις βραχυχρόνιες επιδράσεις της μιας χρονολογικής σειράς πάνω στην άλλη και η άλλη μέσω του όρου διόρθωσης σφάλματος(*error correction term*), e_{t-1} , ο οποίος αντιπροσωπεύει τις αποκλίσεις από την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των χρονολογικών σειρών και τον ρυθμό με τον οποίο διορθώνεται το σφάλμα ανισορροπίας. Επομένως, για να μην υπάρχει αιτιότητα κατά Granger θα πρέπει και οι δυο «πηγές» να είναι «κλειστές»(μη σημαντικές). Αν έστω μια εκ των δυο πηγών είναι «ανοιχτή», τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger μεταξύ των εξεταζομένων χρονολογικών σειρών.

Έτσι, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, στην περίπτωση αυτή συνίσταται στα εξής:

1. Στο πρώτο αυτοπαλινδρομο σχήμα (4.5): Για να μην υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη z προς τον δείκτη y , θα πρέπει τα $\beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$ και $\theta_1 = 0$, στατιστικά. Με άλλα λόγια κάνοντας χρήση ενός F- test, ελέγχεται η μηδενική υπόθεση H_0 :

$\beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$ και με την βοήθεια της στατιστικής t , εξετάζεται η στατιστική σημαντικότητα του όρου θ_1 , δηλαδή του συντελεστή του όρου διόρθωσης σφάλματος (e_{t-1}). Αν βρεθεί ότι η από κοινού στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών του δείκτη z είναι μηδενική και ταυτόχρονα ο όρος διόρθωσης σφάλματος είναι ασήμαντος, τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη z προς τον δείκτη y . Όμως, αν τουλάχιστον ένας από τους προαναφερθέντες ελέγχους δείξει το αντίθετο, τότε θα πρέπει να θεωρήσουμε ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον δείκτη z προς τον δείκτη y .

2. Στο δεύτερο αυτοπαλίνδρομο σχήμα (4.6): Με το ίδιο σκεπτικό, για να μην υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το δείκτη y προς το δείκτη z , θα πρέπει τα $\gamma_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$ και $\theta_2 = 0$, στατιστικά. Και πάλι δηλαδή ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των όρων των διαφορών του δείκτη y , $H_0: \gamma_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$ με την βοήθεια της στατιστικής F , και ταυτόχρονα εξετάζουμε την στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή του όρου διόρθωσης σφάλματος, $H_0: \theta_2 = 0$ μέσω της στατιστικής t .

Ο λόγος για τον οποίο ο όρος διόρθωσης σφάλματος (e_{t-1}) θεωρείται ότι αποτελεί πηγή αιτιότητας, είναι ότι προκύπτει από την σχέση $e_{t-1} = y_{t-1} - ky_{t-1}$. Συνεπώς περιέχει μέσα του την z η οποία επιδρά εμμέσως στην διαμόρφωση των τιμών της y . Για να μην έχουμε αιτιότητα από τον δείκτη z προς τον δείκτη y , θα πρέπει αναγκαστικά να θεωρήσουμε ότι και η επίδραση του όρου e_{t-1} είναι ασήμαντη.

Ακολουθώντας τα βήματα της μεθοδολογίας των Engle και Granger για την περίπτωση των χρηματιστηριακών δεικτών που εμπλέκονται στην παρούσα ανάλυση, καταλήξαμε στα παρακάτω αποτελέσματα. Στους πίνακες που ακολουθούν, εξετάζουμε τις αλληλεπιδράσεις και τις αιτιώδεις σχέσεις μεταξύ των αγορών σε διμεταβλητό επίπεδο, ξεκινώντας από τον έλεγχο συνολοκλήρωσης μεταξύ τους (ανά δυο) και προχωρώντας στη συνέχεια στην εκτίμηση του Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος και στην ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger.

ΕΛΛΑΔΑ – ΗΠΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-2,893738	0,0037	None	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on GEN	$H_0: \beta_1 = 0$	31,4658	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0837	DJ επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on DJ	$H_0: \gamma_1 = 0$	0,3278	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0591	GEN δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

*Η κρίσιμη τιμή της $F_{2,1345,0.05}=3$

Για την καλύτερη κατανόηση των αποτελεσμάτων που παρατίθενται στον παραπάνω πίνακα, θα εξηγήσουμε αναλυτικά τον τρόπο με τον οποίο καταλήξαμε σε αυτά.

Αρχικά ξεκινούμε με τον έλεγχο για συνολοκλήρωση. Αφού εκτιμήσαμε την σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας $\ln GEN = \beta_0 + \beta_1 \ln DJ + e_t$, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, στη συνέχεια δημιουργήσαμε την σειρά των καταλοίπων που προκύπτουν από αυτήν, δηλαδή την σειρά των $\{e_t\}$. Για να ελέγξουμε την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών $\{\ln GEN\}$ και $\{\ln DJ\}$, εξετάσαμε την στασιμότητα της σειράς $\{e_t\}$ μέσω του επαυξημένου ελέγχου των Dickey – Fuller. Από τον έλεγχο προέκυψε ότι πρέπει να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι η σειρά μας έχει μοναδιαία ρίζα(είναι δηλαδή μη στάσιμη) αφού $p\text{-value}=0,0037 < \alpha=0,05$. Συνεπώς η σειρά των καταλοίπων είναι στάσιμη και οι μεταβλητές $\ln GEN$ και $\ln DJ$ συνολοκληρώνονται.

Στην συνέχεια προχωρήσαμε στην εκτίμηση του Υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος για $p=2$, δηλαδή με 2 χρονικές υστερήσεις. Στην πρώτη περίπτωση εξετάσαμε την επίδραση του δείκτη DJ πάνω στον δείκτη GEN, ενώ στην δεύτερη το αντίστροφο. Προέκυψαν τα ακόλουθα εκτιμηθέντα υποδείγματα:

$$\Delta(\ln GEN)_t = 9,52E(-05) + 0,233774\Delta(\ln DJ)_{t-1} - 0,001628\Delta(\ln DJ)_{t-2} + 0,037230\Delta(\ln GEN)_{t-1} + 0,009689\Delta(\ln GEN)_{t-2} - 0,004479e_{t-1}$$

$$\Delta(\ln DJ)_t = 4,83E(-05) - 0,038514\Delta(\ln DJ)_{t-1} - 0,010582\Delta(\ln DJ)_{t-2} - 0,008952\Delta(\ln GEN)_{t-1} + 0,019497\Delta(\ln GEN)_{t-2} + 0,004660e_{t-1}$$

Για να ελέγξουμε την αιτιότητα κατά Granger από το δείκτη DJ στο δείκτη GEN, θα καταφύγουμε στο πρώτο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα και θα ελέγξουμε τις εξής δυο μηδενικές υποθέσεις:

1. $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ (οι συντελεστές των όρων των διαφορών του δείκτη DJ είναι στατιστικά μη σημαντικοί)

H_1 : ένας τουλάχιστον συντελεστής είναι διάφορος του μηδενός

Χρησιμοποιούμε την στατιστική F και έχουμε:

$$F = \frac{(\sum u_r^2 - \sum u_v^2) / m}{\sum u_u^2 / (T - k)} = \frac{(0,186676 - 0,178332) / 2}{0,178332 / 1345} = 31,4658 > 3 = F_{2,1345,0,05}$$

Αφού η τιμή της στατιστικής $F > F_{\text{κρισιμη}}$, τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και καταλήγουμε ότι οι συντελεστές του δείκτη DJ είναι στατιστικά σημαντικοί, από κοινού. Αυτό μεταφράζεται ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές του δείκτη DJ επηρεάζουν σημαντικά την πορεία του δείκτη GEN.

2. $H_0: \theta_1 = 0$

$H_1: \theta_1 \neq 0$

Για τον έλεγχο της σημαντικότητας του συντελεστή του όρου διόρθωσης σφάλματος, θα κάνουμε χρήση της στατιστικής t, το γνωστό t-test. Το p-value του ελέγχου ισούται με $0,0837 > \alpha = 0,05$. Επομένως, πρέπει να δεχθούμε την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής θ_1 είναι μη στατιστικά σημαντικός.

Εφόσον, από τους ελέγχους προέκυψε ότι μια πηγή αιτιότητας είναι ανοιχτή (αυτή των βραχυχρόνιων επιδράσεων) τότε θα πρέπει να δεχθούμε ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το δείκτη DJ στο δείκτη GEN.

Στο δεύτερο υπόδειγμα μπορούμε να εξετάσουμε την αιτιότητα από το δείκτη GEN προς το δείκτη DJ. Από την ανάπτυξη του ελέγχου από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών των όρων των διαφορών του δείκτη GEN, δηλαδή της εξέτασης της μηδενικής υποθέσεως, $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ προέκυψε ότι αφού η τιμή της υπολογισθείσας στατιστικής

$$F = \frac{(0,162134 - 0,162055) / 2}{0,162055 / 1345} = 0,3278 < 3 = F_{2,1345,0,05}$$

τότε θα πρέπει να δεχτούμε την

υπόθεση μηδέν ότι δηλαδή οι βραχυχρόνιες μεταβολές του δείκτη GEN δεν ασκούν καμία επίδραση πάνω στον δείκτη DJ, γεγονός που φαίνεται λογικό αφού μια μικρή αγορά όπως η Ελληνική δεν μπορεί να επηρεάσει την μεγάλη αγορά της Νέας Υόρκης.

Επίσης από την εξέταση της στατιστικής σημαντικότητας του όρου θ_2 προέκυψε ότι ο όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός αφού $p\text{-value}=0,0591 > \alpha=0,05$. Άρα καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας δεν είναι σε θέση να «επηρεάσει κατά Granger» την αγορά της Νέας Υόρκης, αφού καμία πηγή αιτιότητας δεν φαίνεται να είναι ενεργή.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης για τις υπόλοιπες περιπτώσεις - ζεύγη - χρηματιστηριακών δεικτών παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες.

ΕΛΛΑΔΑ - ΑΓΓΛΙΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	-	0,0001	Trend &	Συνολοκληρώνονται
		5,140196		Intercept	
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on GEN	$H_0: \beta_1 = 0$	0,5777	$H_0: \theta_1 = 0$	0,7830	FTSE δεν επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	0,5304	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0176	GEN επηρεάζει κατά Granger τον FTSE

ΕΛΛΑΔΑ - ΓΕΡΜΑΝΙΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	-4,67925	0,0008	Trend &	Συνολοκληρώνονται
				Intercept	
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on GEN	$H_0: \beta_1 = 0$	5,6825	$H_0: \theta_1 = 0$	0,3772	DAX επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on DAX	$H_0: \gamma_1 = 0$	0,984	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0149	GEN επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΕΛΛΑΔΑ – ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 3,80030	0,0001	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
ΝΙΚΚΕΙ on GEN	$H_0: \beta_i = 0$	1,7117	$H_0: \theta_1 = 0$	0,4194	ΝΙΚΚΕΙ δεν επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on ΝΙΚΚΕΙ	$H_0: \gamma_i = 0$	8,75094	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0010	GEN επηρεάζει κατά Granger τον ΝΙΚΚΕΙ

ΕΛΛΑΔΑ – ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 4,7772	0,0005	Trend & intercept	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
CAC on GEN	$H_0: \beta_i = 0$	1,19325	$H_0: \theta_1 = 0$	0,3038	CAC δεν επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on CAC	$H_0: \gamma_i = 0$	2,0134	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0104	GEN επηρεάζει κατά Granger το CAC

ΕΛΛΑΔΑ – ΙΣΠΑΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 4,34597	0,0000	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on GEN	$H_0: \beta_i = 0$	0,5364	$H_0: \theta_1 = 0$	0,000	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on MADRID	$H_0: \gamma_i = 0$	1,04552	$H_0: \theta_2 = 0$	0,8847	GEN δεν επηρεάζει κατά Granger τον MADRID

ΕΛΛΑΔΑ – ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 4,5933	0,0011	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MILANO on GEN	$H_0: \beta_1 = 0$	2,6387	$H_0: \theta_1 = 0$	0,8068	MILANO δεν επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on MILANO	$H_0: \gamma_1 = 0$	3,64	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0059	GEN επηρεάζει κατά Granger τον MILANO

ΕΛΛΑΔΑ – ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 2,772270	0,2079	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΕΛΛΑΔΑ – ΒΕΛΓΙΟ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	- 3,89538	0,0001	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
BEL on GEN	$H_0: \beta_1 = 0$	1,664464	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0272	BEL επηρεάζει κατά Granger τον GEN
GEN on BEL	$H_0: \gamma_1 = 0$	0,137071	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0280	GEN επηρεάζει κατά Granger τον BEL

ΗΠΑ - ΑΓΓΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	3	- 2,2523	0,0235	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on FTSE	$H_0: \beta_i = 0$	93,048	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0881	DJ επηρεάζει κατά Granger τον FTSE
FTSE on DJ	$H_0: \gamma_i = 0$	0,82046	$H_0: \theta_2 = 0$	0,4574	FTSE δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	- 2,1258	0,0323	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on DAX	$H_0: \beta_i = 0$	29,425	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0236	DJ επηρεάζει κατά Granger τον DAX
DAX on DJ	$H_0: \gamma_i = 0$	2,5246	$H_0: \theta_2 = 0$	0,9836	DAX δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	- 2,8464	0,0043	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on ΝΙΚΚΕΙ	$H_0: \beta_i = 0$	72,4469	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0091	DJ επηρεάζει κατά Granger τον ΝΙΚΚΕΙ
ΝΙΚΚΕΙ on DJ	$H_0: \gamma_i = 0$	0,72111	$H_0: \theta_2 = 0$	0,3175	ΝΙΚΚΕΙ δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	-2,734302	0,2228	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΗΠΑ - ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	-2,7759	0,0054	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on MILANO	$H_0: \beta_1 = 0$	47,418	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0628	DJ επηρεάζει κατά Granger τον MILANO
MILANO on DJ	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,7976	$H_0: \theta_2 = 0$	0,2761	MILANO δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΟΜΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	3	-2,0617	0,0377	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on HOL	$H_0: \beta_1 = 0$	98,8654	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0190	DJ επηρεάζει κατά Granger τον HOL
HOL on DJ	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,67236	$H_0: \theta_2 = 0$	0,3725	HOL δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΒΕΛΓΙΟ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	- 2,92330	0,0034	None	Συνοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on BEL	$H_0: \beta_1 = 0$	48,785	$H_0: \theta_1 = 0$	0,1192	DJ επηρεάζει κατά Granger τον BEL
BEL on DJ	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,017	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0962	BEL δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΗΠΑ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	3	- 2,30892	0,0203	None	Συνοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DJ on CAC	$H_0: \beta_1 = 0$	86,064	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0279	DJ επηρεάζει κατά Granger τον CAC
CAC on DJ	$H_0: \gamma_1 = 0$	2,6247	$H_0: \theta_2 = 0$	0,8295	CAC δεν επηρεάζει κατά Granger τον DJ

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΑΓΓΛΙΑ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	- 4,2526	0,0000	None	Συνοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on FTSE	$H_0: \beta_1 = 0$	20,099	$H_0: \theta_1 = 0$	0,6492	DAX επηρεάζει κατά Granger τον FTSE
FTSE on DAX	$H_0: \gamma_1 = 0$	0,9554	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0001	FTSE επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-3,78804	0,0174	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on ΝΙΚΚΕΙ	$H_0: \beta_i = 0$	77,37159	$H_0: \theta_1 = 0$	0,2810	DAX επηρεάζει κατά Granger τον ΝΙΚΚΕΙ
ΝΙΚΚΕΙ on DAX	$H_0: \gamma_i = 0$	0,0160316	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1034	ΝΙΚΚΕΙ δεν επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	-4,01714	0,0001	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on CAC	$H_0: \beta_i = 0$	20,8953	$H_0: \theta_1 = 0$	0,6951	DAX επηρεάζει κατά Granger τον CAC
CAC on DAX	$H_0: \gamma_i = 0$	1,44	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0691	CAC δεν επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-2,15480	0,0301	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on MADRID	$H_0: \beta_i = 0$	10,54169	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0430	DAX επηρεάζει κατά Granger τον MADRID
MADRID on DAX	$H_0: \gamma_i = 0$	1,20995	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0105	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	- 2,1126	0,0333	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on BEL	$H_0: \beta_i = 0$	5,63679	$H_0: \theta_1 = 0$	0,3692	DAX επηρεάζει κατά Granger τον BEL
BEL on DAX	$H_0: \gamma_i = 0$	1,13	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0481	BEL επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	2	- 2,858696	0,1766	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	- 3,4174	0,0494	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
DAX on HOL	$H_0: \beta_i = 0$	22,4280	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0181	DAX επηρεάζει κατά Granger τον HOL
HOL on DAX	$H_0: \gamma_i = 0$	1,5596	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0594	HOL δεν επηρεάζει κατά Granger τον DAX

ΑΓΓΛΙΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-3,48543	0,0413	Trend & Intercept	Συνοκλήρωνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on NIKKEI	$H_0: \beta_1 = 0$	41,96145	$H_0: \theta_1 = 0$	0,1073	FTSE επηρεάζει κατά Granger τον NIKKEI
NIKKEI on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	3,12166	$H_0: \theta_2 = 0$	0,2334	NIKKEI επηρεάζει κατά Granger τον FTSE

ΑΓΓΛΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	3	-2,3328	0,019	None	Συνοκλήρωνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on BEL	$H_0: \beta_1 = 0$	1,4262	$H_0: \theta_1 = 0$	0,6066	FTSE δεν επηρεάζει κατά Granger τον BEL
BEL on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	8,463	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0468	BEL επηρεάζει κατά Granger το FTSE

ΑΓΓΛΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ

Έλεγχος συνοκλήρωσης

Κατάλοπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-4,1757	0,0049	Trend & Intercept	Συνοκλήρωνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on MADRID	$H_0: \beta_1 = 0$	0,4873	$H_0: \theta_1 = 0$	0,3559	FTSE δεν επηρεάζει κατά Granger τον MADRID
MADRID on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	2,0415	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0937	MADRID δεν επηρεάζει κατά Granger τον FTSE

ΑΓΓΛΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	- 4,203943	0,0045	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on MILANO	$H_0: \beta_1 = 0$	1,40868	$H_0: \theta_1 = 0$	0,8624	FTSE δεν επηρεάζει κατά Granger τον MILANO
MILANO on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,158	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1130	MILANO δεν επηρεάζει κατά Granger τον FTSE

ΑΓΓΛΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	- 3,68940	0,0233	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on HOL	$H_0: \beta_1 = 0$	0,1611159	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0019	FTSE επηρεάζει κατά Granger τον HOL
HOL on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	2,15619	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0166	HOL επηρεάζει κατά Granger το FTSE

ΑΓΓΛΙΑ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	- 5,079551	0,0001	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
FTSE on CAC	$H_0: \beta_1 = 0$	0,01847	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0019	FTSE επηρεάζει τον CAC
CAC on FTSE	$H_0: \gamma_1 = 0$	4,6829	$H_0: \theta_2 = 0$	0,3642	CAC επηρεάζει τον FTSE

ΙΣΠΑΝΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	- 3,326849	0,0009	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on MILANO	$H_0: \beta_1 = 0$	2,9626	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0025	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον MILANO
MILANO on MADRID	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,5661	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1626	MILANO δεν επηρεάζει κατά Granger τον MADRID

ΙΣΠΑΝΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	- 2,2867	0,0215	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on BEL	$H_0: \beta_1 = 0$	1,1265	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0063	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον BEL
BEL on MADRID	$H_0: \gamma_1 = 0$	1,782	$H_0: \theta_2 = 0$	0,2325	BEL δεν επηρεάζει κατά Granger τη MADRID

ΙΑΠΩΝΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	- 2,817997	0,1909	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΙΣΠΑΝΙΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	- 3,3656	0,0008	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on ΝΙΚΚΕΙ	$H_0: \beta_i = 0$	46,8982	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0002	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον ΝΙΚΚΕΙ
ΝΙΚΚΕΙ on MADRID	$H_0: \gamma_i = 0$	1,685	$H_0: \theta_2 = 0$	0,2409	ΝΙΚΚΕΙ δεν επηρεάζει κατά Granger τον MADRID

ΙΣΠΑΝΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	- 2,21559	0,0258	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on HOL	$H_0: \beta_i = 0$	0,33886	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0163	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον HOL
HOL on MADRID	$H_0: \gamma_i = 0$	0,526178	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0233	HOL επηρεάζει κατά Granger τον MADRID

ΙΣΠΑΝΙΑ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	- 2,712326	0,0065	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MADRID on CAC	$H_0: \beta_i = 0$	0,133615	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0086	MADRID επηρεάζει κατά Granger τον CAC
CAC on MADRID	$H_0: \gamma_i = 0$	0,00372	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0659	CAC δεν επηρεάζει κατά Granger τον MADRID

ΒΕΛΓΙΟ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	-2,023312	0,0413	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
BEL on HOL	$H_0: \beta_i = 0$	5,025	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0247	BEL επηρεάζει κατά Granger τονHOL
HOL on BEL	$H_0: \gamma_i = 0$	1,74216	$H_0: \theta_2 = 0$	0,0368	HOL επηρεάζει κατά Granger το BEL

ΒΕΛΓΙΟ - ΙΤΑΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	-3,1910	0,0014	None	Συνολοκληρώνονται
<i>Error Correction Model και Granger causality test</i>					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
BEL on MILANO	$H_0: \beta_i = 0$	4,06636	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0382	BEL επηρεάζει κατά Granger το MILANO
MILANO on BEL	$H_0: \gamma_i = 0$	2,09055	$H_0: \theta_2 = 0$	0,9806	MILANO δεν επηρεάζει κατά Granger το BEL

ΒΕΛΓΙΟ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	0	-3,149434	0,0954	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΒΕΛΓΙΟ - ΙΑΠΩΝΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	-3,55712	0,0004	None	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
BEL on NIKKEI	$H_0: \beta_i = 0$	27,57084	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0078	BEL επηρεάζει κατά Granger τον NIKKEI
NIKKEI on BEL	$H_0: \gamma_i = 0$	3,5747	$H_0: \theta_2 = 0$	0,2668	NIKKEI επηρεάζει κατά Granger το BEL

ΙΤΑΛΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	1	-2,69221	0,24	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΙΤΑΛΙΑ - ΓΑΛΛΙΑ

Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	p	statistic		terms	
	0	-3,7140	0,0217	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται

Error Correction Model και Granger causality test

Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MILANO on CAC	$H_0: \beta_i = 0$	1,01366	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0185	MILANO επηρεάζει κατά Granger τον CAC
CAC on MILANO	$H_0: \gamma_i = 0$	1,11390	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1140	CAC δεν επηρεάζει κατά Granger το MILANO

ΙΤΑΛΙΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	-2,9096	0,0036	None	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
MILANO on NIKKEI	$H_0: \beta_i = 0$	64,9975	$H_0: \theta_1 = 0$	0,0421	MILANO επηρεάζει κατά Granger τον NIKKEI
NIKKEI on MILANO	$H_0: \gamma_i = 0$	0,8646	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1508	NIKKEI δεν επηρεάζει κατά Granger το MILANO

ΓΑΛΛΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	-2,700795	0,2364	Trend & Intercept	Δεν συνολοκληρώνονται

ΓΑΛΛΙΑ - ΙΑΠΩΝΙΑ					
Έλεγχος συνολοκλήρωσης					
Κατάλοιπα	Lag length	ADF	p-value	Deterministic	Conclusion
	ρ	statistic		terms	
	1	-3,6314	0,0276	Trend & Intercept	Συνολοκληρώνονται
Error Correction Model και Granger causality test					
Περίπτωση	Null hypothesis	F-statistic	Null hypothesis	t-test (p-value)	Causality(Αιτιότητα)
CAC on NIKKEI	$H_0: \beta_i = 0$	64,6226	$H_0: \theta_1 = 0$	0,2934	CAC επηρεάζει κατά Granger τον NIKKEI
NIKKEI on CAC	$H_0: \gamma_i = 0$	2,2057	$H_0: \theta_2 = 0$	0,1189	NIKKEI δεν επηρεάζει κατά Granger το CAC

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν μέσα από την ανάλυση που προηγήθηκε μπορούν να συνοψισθούν στα εξής σημεία:

1. Τα στοιχεία επιβεβαιώνουν τον ηγετικό ρόλο της χρηματιστηριακής αγοράς της Νέας Υόρκης στο παγκόσμιο χρηματιστηριακό σκηνικό. Όπως προέκυψε μέσα από την έρευνα,

αγορά της Νέας Υόρκης(ΗΠΑ) είναι σε θέση να επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές ενώ ταυτόχρονα καμία εξ αυτών δεν είναι δυνατό να την επηρεάσει. Το γεγονός αυτό αναδεικνύει την αμερικανική αγορά σε σημαντικό ρυθμιστικό, χρηματοοικονομικό παράγοντα παγκοσμίου επιρροής ο οποίος είναι σε θέση να διαμορφώνει με την πορεία του και την εξέλιξή του, τις αποδόσεις των υπολοίπων διεθνών αγορών.

2. Η χρηματιστηριακή αγορά της Γερμανίας φαίνεται να διαδραματίζει πολύ σημαντικό ρόλο στα πλαίσια της Ευρωπαϊκής Ένωσης αφού επηρεάζει όλες τις Ευρωπαϊκές αγορές και δεν επηρεάζεται από αυτές. Μάλιστα, συγκρινόμενη η επίδραση του Γερμανικού δείκτη με αυτήν του Αγγλικού θα μπορούσαμε να πούμε ότι ο πρώτος υπερέχει σημαντικά του δεύτερου τόσο στον βαθμό της επίδρασης όσο και στην κατεύθυνση. Αυτό σημαίνει ότι η αγορά της Γερμανίας φαίνεται να επηρεάζει και περισσότερες Ευρωπαϊκές αγορές σε σχέση με αυτές που είναι σε θέση να επιδρά η Αγγλική αγορά, ενώ ταυτόχρονα δεν επηρεάζεται από καμία εξ αυτών σε αντίθεση βέβαια με τον Αγγλικό δείκτη που εμφανίζεται να δέχεται επιδράσεις από διάφορες αγορές όπως της Γαλλίας, της Ολλανδίας κ.α. Την διαφοροποίηση αυτή μεταξύ των δυο δεικτών σχετικά με την έκταση της επιρροής τους, θα μπορούσαμε να την αποδώσουμε στο γεγονός ότι η Γερμανική οικονομία εμφανίζεται να είναι η μεγαλύτερη και ισχυρότερη οικονομία μέσα στην Ευρωπαϊκή Ένωση και συνεπώς οποιαδήποτε μεταβολή των εγχωρίων Γερμανικών παραγόντων που επηρεάζει τον Γερμανικό δείκτη, να έχει σημαντικό αντίκτυπο και στις υπόλοιπες ευρωπαϊκές αγορές.

3. Η Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά εμφανίζεται να επηρεάζεται από τις μεταβολές του Αμερικανικού, του Γερμανικού, του Ισπανικού και του Βελγικού δείκτη. Αντίθετα, οι επιδράσεις της αγοράς της Αγγλίας φαίνεται να είναι ασήμαντες και κάτι τέτοιο ισχύει και για τις υπόλοιπες υπό εξέταση αγορές. Το στοιχείο της αδυναμίας της Αγγλικής αγοράς να επηρεάσει τον Γενικό Δείκτη έρχεται να επιβεβαιώσει τόσο τα συμπεράσματα που προέκυψαν από την ανάλυση αιτιότητας κατά Granger χωρίς τις μακροχρόνιες επιδράσεις(βλέπε προηγούμενη ενότητα) όσο και τα στοιχεία που προέκυψαν μέσα από την εργασία των Moschos & Xanthakis(1992) που μιλούσαν για επίδραση μόνο του αμερικανικού δείκτη S&P-500 και όχι του δείκτη FTSE-100(Αγγλίας) πάνω στον Γενικό.

4. Για τις υπόλοιπες αγορές παρατηρούμε ότι υπάρχουν σημαντικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ τους, άλλοτε σε μεγάλο και άλλοτε σε μικρό βαθμό. Ενδιαφέρουσα είναι η συμπεριφορά του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης, το οποίο φαίνεται να παίζει έναν σημαντικό ρόλο στα μικρά από άποψη κεφαλαιοποίησης, χρηματιστήρια. Δηλαδή, είναι σε θέση να

επηρεάζει χρηματιστήρια όπως του Μιλάνο, του Βελγίου, των Παρισίων, της Ελλάδας. Επίσης, η αγορά της Ιαπωνίας εμφανίζεται αδύναμη να επηρεάσει τις υπόλοιπες αγορές αλλά φαίνεται να τις λαμβάνει σοβαρά υπόψη της.

5. Η χρήση της θεωρίας συνολοκλήρωσης στην ανάλυση των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών, υπήρξε πολύ αποδοτική αφού μπόρεσε να ανιχνεύσει επιπλέον πηγές αιτιότητας μεταξύ των αγορών και να μας οδηγήσει στην ανακάλυψη περισσότερων σχέσεων αλληλεπίδρασης. Μπορέσαμε με άλλα λόγια να βρούμε περισσότερες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών, γεγονός που ενισχύει την άποψη που διατυπώθηκε από την απλή περιγραφική εξέταση των δεδομένων, ότι δηλαδή οι αγορές φαίνεται να τείνουν να κινούνται μαζί, να συμπορεύονται και να αντιδρούν τόσο σε εγχώρια γεγονότα, όσο και σε μεταβολές που λαμβάνουν χώρα στο διεθνές οικονομικό και επιχειρηματικό περιβάλλον.

4.4.2 Αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselious

Όπως αναφέραμε και κατά την ανάπτυξη της μεθοδολογίας, η μέθοδος της συνολοκλήρωσης επιβάλλει οι εμπλεκόμενες χρονολογικές σειρές να είναι μη στάσιμες στα επίπεδα ενώ να καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε πρώτες διαφορές. Στην περίπτωση μας είδαμε ότι οι σειρές που αναφέρονται στους χρηματιστηριακούς δείκτες, είναι μη στάσιμες και καθίστανται στάσιμες όταν πάρουμε τις πρώτες διαφορές αυτών. Είναι δηλαδή ολοκληρωμένες της ίδιας τάξεως και συγκεκριμένα πρώτης τάξεως και συνεπώς επιτρέπεται να εφαρμόσουμε την μέθοδο συνολοκλήρωσης.

Η διαδικασία εφαρμογής της συγκεκριμένης μεθόδου ξεκινά με την εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος οποιασδήποτε τάξεως. Μετά την εκτίμηση αυτού, προχωρούμε στην επιλογή του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών που εμπεριέχονται στο υπόδειγμά μας. Η θεωρία δεν παρέχει λύση σε αυτό το πρόβλημα, ωστόσο έχουν αναπτυχθεί διάφορα κριτήρια τα οποία μας υποδεικνύουν τον κατάλληλο αριθμό υστερήσεων. Τέτοια είναι τα πληροφοριακά κριτήρια του Akaike (*Akaike information criterion*), του Schwarz (*SBC*), των Hannan-Quinn και το LR (*Log Likelihood ratio*). Τα προαναφερθέντα κριτήρια επιλογής του κατάλληλου υποδείγματος, βασίζονται κυρίως στην εκτίμηση της διακύμανσης του λευκού θορύβου, όπως αυτή υπολογίζεται μέσω της μεγιστοποίησης της συνάρτησης πιθανοφάνειας. Στην περίπτωση μας, θα χρησιμοποιήσουμε τα κριτήρια του Schwarz (*SBC*) και των Hannan-Quinn (*HQ*) τα οποία υποδεικνύουν ότι ο άριστος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι ίσος με 2. Συνεπώς το κατάλληλο αυτοπαλίνδρομο

διάνυσμα (VAR) που θα πρέπει να εκτιμηθεί, είναι αυτό που θα περιέχει τις μεταβλητές με 2 χρονικές υστερήσεις, δηλαδή το VAR(2). Η επιλογή του άριστου αριθμού χρονικών υστερήσεων όπως προέκυψε μέσα από τα πληροφοριακά κριτήρια, φαίνεται πως συνάδει και με τον αναμενόμενο-λογικό αριθμό υστερήσεων που θα υποδείκνυε και η χρηματιστηριακή πρακτική, δεδομένου ότι έχουμε να ασχοληθούμε με χρηματιστηριακούς δείκτες, οι τιμές των οποίων μπορούν να επηρεάζονται από τις εξελίξεις που λαμβάνουν χώρα σε άλλες αγορές, το πολύ δύο ημέρες πριν. Για μεγαλύτερο διάστημα χρονικών υστερήσεων οι αλληλεπιδράσεις που θα εντοπιστούν θα είναι ασήμαντες ή και μηδενικές δεδομένου ότι αυτές ολοκληρώνονται μέσα σε λίγες μόνο ημέρες ή και ώρες. Στον παρακάτω πίνακα (4.10) εμφανίζονται τα αποτελέσματα των δυο κριτηρίων για μέγιστο αριθμό χρονικών υστερήσεων ίσο με 5.

Πίνακας 4.10 Αποτελέσματα των κριτηρίων SBC και HQ

Lag	SBC	HQ
0	-32.73420	-32.75840
1	-68.15143	-68.41762
2	-68.24159*	-68.74978*
3	-67.90009	-68.65027
4	-67.53540	-68.52758
5	-67.12728	-68.36145

**indicates lag order selected by the criterion*

Καταλληλότερο θα είναι το υπόδειγμα εκείνο που έχει την μικρότερη τιμή του πληροφοριακού κριτηρίου, δηλαδή το VAR(2).

4.4.2.1 Αποτελέσματα ελέγχων συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης (*Cointegration test*) των Johansen-Juselious, προϋποθέτει την ανακάλυψη των προσδιοριστικών όρων που εμφανίζονται στα δεδομένα και που ενδεχομένως θα περιλαμβάνονται και στις σχέσεις συνολοκλήρωσης (*Cointegrating equations*). Συγκεκριμένα, αν τα δεδομένα μας παρουσιάζουν γραμμική τάση τότε αυτή θα πρέπει να λαμβάνεται υπόψη στον έλεγχο συνολοκλήρωσης διότι θα επηρεάσει το αποτέλεσμα του ελέγχου. Όπως αναφέραμε και στην περιγραφή της μεθόδου συνολοκλήρωσης, διακρίνουμε πέντε διαφορετικά υποδείγματα τα οποία εφαρμόζονται ανάλογα με την εκάστοτε περίπτωση δεδομένων.

Στην ανάλυσή μας περιλαμβάνονται χρονολογικές σειρές που αφορούν τιμές χρηματιστηριακών δεικτών. Από μια απλή παρατήρηση των διαγραμμάτων των σειρών μας (βλέπε παράρτημα), διαπιστώνεται ότι αυτές εμφανίζουν τάση. Η απλή όμως γραφική ανακάλυψη της τάσης δεν μπορεί από μόνη της να μας οδηγήσει στην επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Για το λόγο αυτό προχωρούμε στην εκτίμηση της τάσης με μεθόδους παλινδρόμησης.

Η μεθοδολογία που ακολουθείται είναι αρκετά απλή και με πολύ ικανοποιητικά αποτελέσματα. Θεωρούμε το ακόλουθο υπόδειγμα (4.7):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + e_t \quad (4.7)$$

όπου $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ είναι ο όρος σφάλματος και η ανεξάρτητη μεταβλητή t παριστάνει το χρόνο (παίρνει τιμές 1,2,3,...). Εκτιμούμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων το συγκεκριμένο υπόδειγμα και στην συνέχεια προχωρούμε σε έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή β_1 . Εξετάζουμε δηλαδή την μηδενική υπόθεση $H_0: \beta_1=0$ με την βοήθεια της στατιστικής t . Αν βρεθεί ότι ο συντελεστής β_1 είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός, τότε αυτό σημαίνει ότι στα δεδομένα υπάρχει γραμμική τάση.

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση τέτοιων υποδειγμάτων και τον έλεγχο της σημαντικότητας των συντελεστών των όρων του χρόνου t , για την περίπτωσή μας, έδειξαν τα εξής:

Πίνακας 4.11

Έλεγχοι ύπαρξης τάσης στα δεδομένα			
Μεταβλητή	t-statistic	p-value	Conclusion
Inftse	-3,368879	0,0008	Linear Trend
Inbel	12,71889	0,000	Linear Trend
Incac	7,004748	0,000	Linear Trend
Indax	-6,134227	0,000	Linear Trend
Indj	11,82204	0,000	Linear Trend
Ingen	12,34207	0,000	Linear Trend
Inhol	-21,43885	0,000	Linear Trend
Inmadrid	24,90657	0,000	Linear Trend
Inmilano	2,408638	0,0161	Linear Trend
Innikkei	9,521378	0,000	Linear Trend

Από τα αποτελέσματα των ελέγχων ύπαρξης τάσης στα δεδομένα είναι εμφανές ότι αυτά χαρακτηρίζονται από γραμμική τάση και συνεπώς θα πρέπει κατά τον έλεγχο συνολοκλήρωσης να θεωρήσουμε εκείνο το υπόδειγμα το οποίο υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς στην σχέση συνολοκλήρωσης και γραμμικής τάσης στα δεδομένα (Υπόδειγμα 3).

Τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης τόσο με τη στατιστική λ -trace όσο και με τη στατιστική λ -max παρατίθενται στους παρακάτω πίνακες (4.12) και (4.13).

Πίνακας 4.12 Αποτελέσματα με τη στατιστική λ -trace

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	λ -Trace Statistic	5% Critical value	1% Critical value
$r=0$ $r>0$	0.051621	262.2237*	233.13	247.18
$r\leq 1$ $r>1$	0.042667	190.6719	192.89	204.95
$r\leq 2$ $r>2$	0.024847	131.8063	156.00	168.36
$r\leq 3$ $r>3$	0.018600	97.8387	124.24	133.57
$r\leq 4$ $r>4$	0.015471	72.4927	94.15	103.18
$r\leq 5$ $r>5$	0.011982	51.4430	68.52	76.07
$r\leq 6$ $r>6$	0.010633	35.1695	47.21	54.46
$r\leq 7$ $r>7$	0.008952	20.7384	29.68	35.65
$r\leq 8$ $r>8$	0.006105	8.59819	15.41	20.04
$r\leq 9$ $r>9$	0.000245	0.33065	3.76	6.65

Trace test indicates 1 cointegrating equation at both 5% and 1% levels

Οι εκτιμηθείσες τιμές για τις χαρακτηριστικές ρίζες του πίνακα Π εμφανίζονται στην στήλη eigenvalue και οι τιμές της στατιστικής λ -trace για τις διάφορες μηδενικές υποθέσεις περιέχονται στην ομώνυμη στήλη. Οι δυο τελευταίες στήλες περιέχουν τις κρίσιμες τιμές σε επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% αντίστοιχα.

Το στατιστικό λ -trace δείχνει ότι υπάρχει μία (1) σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Αντίθετα, η στατιστική λ -max υποδεικνύει ότι υπάρχουν δυο (2) σχέσεις συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και μία (1) σχέση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης με βάση τη στατιστική λ -max εμφανίζονται στον παρακάτω πίνακα (4.13).

Πίνακας 4.13 Αποτελέσματα με τη στατιστική λ -max

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	λ -max statistic	5% Critical value	1% Critical value
r=0 r=1	0.051621	71.55180*	62.81	69.09
r=1 r=2	0.042667	58.86561*	57.12	62.80
r=2 r=3	0.024847	33.96760	51.42	57.69
r=3 r=4	0.018600	25.34601	45.28	51.57
r=4 r=5	0.015471	21.04970	39.37	45.10
r=5 r=6	0.011982	16.27355	33.46	38.77
r=6 r=7	0.010633	14.43104	27.07	32.24
r=7 r=8	0.008952	12.14027	20.97	25.52
r=8 r=9	0.006105	8.267548	14.07	18.63
r=9 r=10	0.000245	0.330652	3.76	6.65

*Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation at the 5% level

* Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation at the 1% level

Το ζήτημα που ανακύπτει στην περίπτωση αυτή, είναι ποιο από τα δύο στατιστικά θα πρέπει να λάβουμε υπόψη μας και κατ'επέκταση πόσες σχέσεις συνολοκλήρωσης θα πρέπει να θεωρήσουμε ότι υπάρχουν μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών. Λύση στο συγκεκριμένο ζήτημα δεν δύναται να μας δώσει η θεωρία καθώς οι δυο αυτές στατιστικές, λ -trace και λ -max, χρησιμοποιούνται εναλλακτικά η μια της άλλης. Δηλαδή και οι δύο στατιστικές ελέγχου είναι σωστές, ασχέτως αν καταλήγουν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα ως προς τον αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης. Όμως θα μπορούσαμε να κάνουμε μια επιλογή μεταξύ των δυο στατιστικών με βάση το εξής σκεπτικό.

Με την στατιστική ελέγχου λ -trace ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι μικρότερος ή ίσος από r , έναντι μιας γενικής εναλλακτικής υποθέσεως ότι ο αριθμός αυτός είναι μεγαλύτερος του αριθμού r . Αντιθέτως, η δεύτερη στατιστική λ -max ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι μικρότερος ή ίσος από r , έναντι της εναλλακτικής ότι ο αριθμός αυτός είναι ίσος με $r+1$. Αντλαμβανόμεθα δηλαδή ότι η στατιστική λ -max είναι πιο σαφής ως προς την εναλλακτική της υπόθεση, συγκρινόμενη με την γενική εναλλακτική υπόθεση της στατιστικής λ -trace. Επομένως εκτιμούμε ότι θα πρέπει να δώσουμε μεγαλύτερη βαρύτητα στα αποτελέσματα της στατιστικής λ -max, η οποία έδειξε ότι υπάρχουν 2 σχέσεις συνολοκλήρωσης, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Επιλέγουμε λοιπόν να λάβουμε υπόψη μας τα αποτελέσματα που προέκυψαν με βάση την στατιστική λ -max, να δεχτούμε δηλαδή ότι υπάρχουν 2 σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και κατ' επέκταση 2 μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας . Ανακύπτει όμως ένα σημαντικό πρόβλημα ερμηνείας, καθώς δεν γνωρίζουμε ποια από τις δυο σχέσεις συνολοκλήρωσης αντιστοιχεί στην πραγματική υποτιθέμενη μακροχρόνια σχέση. Αυτή η δυσκολία φαίνεται ότι αποτελεί και ένα από τα βασικά μειονεκτήματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselious. Μια αντιμετώπιση του συγκεκριμένου ζητήματος είναι δυνατό να γίνει αν μπορέσουμε να βρούμε ποια από τις δυο σχέσεις συνολοκλήρωσης είναι η άριστη. Η επιλογή της άριστης σχέσεως συνολοκλήρωσης γίνεται με την βοήθεια των πληροφοριακών κριτηρίων Akaike (*Akaike information criterion*), Schwarz (*SBC*) και LR (*Log Likelihood ratio*). Αυτά τα κριτήρια θα μας δείξουν ποιο θα είναι το καταλληλότερο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (ECM) μεταξύ των δυο τέτοιων υποδειγμάτων που θα προκύψουν αν στο ένα ενσωματωθεί η πρώτη σχέση συνολοκλήρωσης και στο άλλο η δεύτερη σχέση. Και πάλι θα χρησιμοποιήσουμε το κριτήριο Schwarz (*SBC*) το οποίο δείχνει ότι η άριστη σχέση συνολοκλήρωσης είναι η πρώτη εκ των δυο προτεινόμενων σχέσεων. Τα αποτελέσματα του κριτηρίου παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα (4.14)

Πίνακας 4.14 Επιλογή της άριστης σχέσεως συνολοκλήρωσης

No of CE(s)	Schwarz information criterion
1	-68.18860*
2	-68.12543
3	-68.04380
4	-67.95580
5	-67.86460
6	-67.76988
7	-67.67378
8	-67.57599
9	-67.47533
10	-67.36880

*indicates the best CE

Μεταξύ της πρώτης και δεύτερης σχέσεως συνολοκλήρωσης την μικρότερη τιμή για το πληροφοριακό κριτήριο εμφανίζεται να την έχει η πρώτη.

Προέκυψε λοιπόν ότι θα δεχτούμε την πρώτη σχέση συνολοκλήρωσης ως την καταλληλότερη για να αναπαραστήσει την πραγματική μακροχρόνια σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών. Η σχέση συνολοκλήρωσης(μακροχρόνια σχέση) μετά την κανονικοποίηση ως προς τον Γενικό Δείκτη(GEN) της Ελλάδας έχει την ακόλουθη μορφή:

$$GEN = 5,932528BEL + 8,561568CAC + 39,07369DAX - 26,58423DJ - 109,8780FTSE + 2,544792HOL + 8,652530MADRID + 21,14580MILANO - 2,901433NIKKEI + 465,4 \quad (4.8)$$

Οι συντελεστές των μεταβλητών στο παραπάνω υπόδειγμα (4.8), παριστάνουν τα στοιχεία του πίνακα Β.

Επίσης οι συντελεστές προσαρμογής (*adjustment coefficients*), δηλαδή τα στοιχεία του πίνακα Α όπως περιγράφηκε στην ανάπτυξη της μεθοδολογίας, παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα (4.15).

Πίνακας 4.15

Δείκτης	Alpha
GEN	-0,000288
BEL	-0,000199
DAX	-0,000878
CAC	-0,000240
DJ	-0,000205
FTSE	-0,000160
HOL	-0,000449
MADRID	-0,000439
MILANO	-0,000174
NIKKEI	-0,000173

Από τον πίνακα προκύπτει ότι όλοι οι δείκτες αργούν να προσαρμοστούν στην μακροχρόνια ισορροπία μετά από κάθε απόκλισή τους από αυτήν, ενώ από αυτούς πιο γρήγορα για την αποκατάσταση της ισορροπίας κινείται ο Γερμανικός δείκτης DAX.

4.4.2.2 Επιβολή περιορισμών στις παραμέτρους α και β

Εκείνο που πρέπει να κάνουμε σε αυτό το στάδιο εφαρμογής της μεθοδολογίας, είναι να εξετάσουμε την στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων α και β. Συγκεκριμένα, αν από τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών Β, προκύψει ότι ο συντελεστής που αντιστοιχεί σε μια συγκεκριμένη αγορά, είναι μη στατιστικά σημαντικός(το αντίστοιχο

στοιχείο του πίνακα Β είναι μηδενικό), τότε αυτό σημαίνει ότι η αντίστοιχη αγορά δεν συμμετέχει στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Με ανάλογο τρόπο αν δειχθεί ότι το στοιχείο του πίνακα Α που αντιστοιχεί σε μια αγορά, είναι μηδενικό, τότε η αγορά αυτή θα πρέπει να θεωρηθεί ασθενώς εξωγενής και επομένως δεν μπορεί να προβλεφθεί, μακροχρόνια, με βάση τις υπόλοιπες αγορές. Οι έλεγχοι αυτοί γίνονται κάνοντας χρήση του LR (*log likelihood ratio*) στατιστικού, το οποίο έδωσε τα εξής αποτελέσματα

Πίνακας 4.16

Αποτελέσματα επιβολής περιορισμών στις παραμέτρους β				
Δείκτης	Null hypothesis	LR statistic	p-value	Conclusion
GEN	B(1,1)=0	0,010322	0,919077	Δεν συμμετέχει
BEL	B(1,2)=0	1,059202	0,303397	Δεν συμμετέχει
CAC	B(1,3)=0	0,212937	0,644475	Δεν συμμετέχει
DAX	B(1,4)=0	6,074945	0,013711*	Συμμετέχει
DJ	B(1,5)=0	6,571901	0,010360*	Συμμετέχει
FTSE	B(1,6)=0	12,68538	0,000369*	Συμμετέχει
HOL	B(1,7)=0	0,0051750	0,820046	Δεν συμμετέχει
MADRID	B(1,8)=0	0,351298	0,552280	Δεν συμμετέχει
MILANO	B(1,9)=0	3,269610	0,070574	Δεν συμμετέχει
NIKKEI	B(1,10)=0	0,409989	0,521975	Δεν συμμετέχει

Από τα αποτελέσματα των ελέγχων σημαντικότητας των παραμέτρων β, προκύπτει ότι στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας συμμετέχουν μόνο οι αγορές της Γερμανίας, των ΗΠΑ και της Αγγλίας. Το γεγονός αυτό υποδηλώνει ότι μόνο μεγάλες κεφαλαιαγορές είναι σε θέση να ισορροπούν μακροχρόνια σε ένα συγκεκριμένο επίπεδο, σε αντίθεση με τις μικρές κεφαλαιαγορές οι οποίες φαίνεται να αδυνατούν να προσαρμοστούν σε συνθήκες ισορροπίας τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια. Εντύπωση προκαλεί το γεγονός ότι η αγορά της Ιαπωνίας δεν συμμετέχει στην μακροχρόνια σχέση, κάτι που σημαίνει ότι η εν λόγω αγορά φαίνεται να μην ακολουθεί μακροχρόνια, όπως και βραχυχρόνια, κοινή πορεία με τις υπόλοιπες, μεγάλες τουλάχιστον, αγορές και να συμπεριφέρεται με εντελώς διαφορετικό τρόπο ακολουθώντας αντίθετη πορεία από αυτή των υπολοίπων.

Επίσης τα αποτελέσματα των ελέγχων σημαντικότητας των συντελεστών προσαρμογής, τα οποία παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα, έδειξαν ότι οι περισσότερες αγορές μπορούν να θεωρηθούν ασθενώς εξωγενής, με εξαίρεση τις αγορές της Γερμανίας και της Ισπανίας.

Αυτό σημαίνει ότι οι αγορές των οποίων οι συντελεστές προσαρμογής α είναι ασήμαντοι, στατιστικά, δεν μπορούν μακροχρόνια, να προβλεφθούν με την βοήθεια των υπολοίπων αγορών αφού δεν προσαρμόζονται στην σχέση ισορροπίας.

Πίνακας 4.17

Αποτελέσματα επιβολής περιορισμών στις παραμέτρους α				
Δείκτης	Null hypothesis	LR statistic	p-value	Conclusion
GEN	$A(1,1)=0$	1,03574	0,308814	Δεν προσαρμόζεται
BEL	$A(2,1)=0$	1,173076	0,278770	Δεν προσαρμόζεται
CAC	$A(3,1)=0$	1,088624	0,296776	Δεν προσαρμόζεται
DAX	$A(4,1)=0$	10,61125	0,001124*	Προσαρμόζεται
DJ	$A(5,1)=0$	1,097099	0,294904	Δεν προσαρμόζεται
FTSE	$A(6,1)=0$	0,797478	0,371848	Δεν προσαρμόζεται
HOL	$A(7,1)=0$	2,987593	0,083905	Δεν προσαρμόζεται
MADRID	$A(8,1)=0$	4,5558	0,032807*	Προσαρμόζεται
MILANO	$A(9,1)=0$	0,989882	0,319771	Δεν προσαρμόζεται
NIKKEI	$A(10,1)=0$	0,597381	0,439579	Δεν προσαρμόζεται

4.4.2.3 Εκτίμηση του Διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος (*Vector Error Correction Model*)

Όπως αναφέραμε και στο προηγούμενο κεφάλαιο, στόχος της μεθόδου συνολοκλήρωσης του Johansen είναι η ενσωμάτωση στα πλαίσια ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος και της μακροχρόνιας σχέσεως που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών, με αποτέλεσμα την εξαγωγή συμπερασμάτων που θα προκύπτουν τόσο από την βραχυχρόνια όσο και από την μακροχρόνια συμπεριφορά τους.

Στην εξεταζόμενη περίπτωση των δέκα χρηματιστηριακών δεικτών, καταλήξαμε ότι μεταξύ αυτών υπάρχει μια σχέση ισορροπίας σε μακροχρόνιο επίπεδο την οποία μπορούμε να την ενσωματώσουμε σε ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος και να λάβουμε απαντήσεις που αφορούν τις σχέσεις αιτιότητας και αλληλεπίδρασης μεταξύ των εν λόγω αγορών.

Αν για παράδειγμα θεωρήσουμε ως εξαρτημένη μεταβλητή το Γενικό δείκτη GEN, τότε το αντίστοιχο ECM θα έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\begin{aligned} \Delta \ln GEN_t = & c_{10} + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta \ln GEN_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln BEL_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta \ln CAC_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta \ln DAX_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_{1i} \Delta \ln DJ_{t-i} + \sum_{i=1}^m k_{1i} \Delta \ln FTSE_{t-i} + \sum_{i=1}^m \xi_{1i} \Delta \ln HOL_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^m \tau_{1i} \Delta \ln MADRID_{t-i} + \sum_{i=1}^m \zeta_{1i} \Delta \ln MILANO_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_{1i} \Delta \ln NIKKEI_{t-i} + \omega_1 ECT_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4.9)$$

$$ECT_t = GEN - 5,932528BEL - 8,561568CAC - 39,07369DAX + 26,58423DJ + \\ \text{όπου} + 109,8780FTSE - 2,544792HOL - 8,65253MADRID - 21,14580MILANO + \\ + 2,901433NIKKEI - 465,4$$

και παριστάνει το λάθος ανισορροπίας για το οποίο η τιμή του Γενικού δείκτη διορθώνεται καθημερινά κατά την τιμή του συντελεστή ω_1 .

Με ανάλογο τρόπο μπορεί να παρασταθεί το Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (ECM) για οποιαδήποτε άλλη μεταβλητή. Το σύστημα που θα προκύψει για όλες τις δυνατές περιπτώσεις μεταβλητών, θα συνιστά το VECM.

Σύμφωνα με το θεώρημα αντιπροσωπεύσεως του Granger, αν ένα σύνολο μεταβλητών είναι συνολοκληρωμένες, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσά τους, τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας πρέπει να διατυπώνεται και να εξετάζεται μέσα από ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος. Επίσης σε ένα VECM υπάρχουν δυο κανάλια αιτιότητας μέσα από τα μπορούμε να εξετάσουμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών. Για παράδειγμα στο παραπάνω υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος(4.9) όπως εκφράστηκε για την περίπτωση του Γενικού δείκτη(GEN), η αιτιότητα κατά Granger μπορεί να προέλθει μέσα από δυο πηγές. Είτε από τις βραχυχρόνιες επιδράσεις του εξεταζόμενου δείκτη, είτε μέσα από την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και την επιρροή αυτής στην διαμόρφωση των τιμών του υπό εξέταση δείκτη. Για παράδειγμα, για να πούμε ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης DJ της αγοράς της Νέας Υόρκης, «επιηρεάζει κατά Granger» τον Γενικό Δείκτη (GEN) θα πρέπει όλοι οι συντελεστές θ_{1i} του αμερικανικού δείκτη να είναι από κοινού στατιστικά σημαντικοί ή ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος ω_1 να είναι στατιστικά σημαντικός. Αρκεί λοιπόν ένα από τα δυο κανάλια αιτιότητας να είναι ανοιχτό ώστε να θεωρήσουμε ότι κάποιος δείκτης αιτιάζει κάποιον άλλον.

Ο έλεγχος της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των όρων των διαφορών, οι οποίοι παριστάνουν τις βραχυχρόνιες επιδράσεις, είναι ένας έλεγχος τύπου Wald με χρήση της στατιστικής X^2 ενώ η σημαντικότητα του συντελεστή ω_1 εξετάζεται μέσα από τη

στατιστική LR(*likelihood ratio*), τα αποτελέσματα των οποίων εμφανίζονται στον παρακάτω πίνακα (4.18).

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας 4.18: Αποτελέσματα ελέγχων αιτιότητας πάνω στο Vector Error Correction Model (VECM)

Ανεξάρτητες Μεταβλητές	D(LNGEN)	D(LNBEL)	D(LNCAC)	D(LNDAX)	D(LNDJ)	D(LNFTSE)	D(LNHOL)	D(LNMADRI)	D(LNMILAN)	D(LNNIKKE)
ECT _{t-1}	1,03574 [0,308814]	1,173076 [0,278770]	1,088624 [0,296776]	10,61125 [0,001124]*	10,97099 [0,294904]	0,797478 [0,371848]	2,987593 [0,083905]	4,5558 [0,032807]*	0,989882 [0,319771]	0,597381 [0,439579]
D(LNEGN)	-	0,368104 [0,8319]	2,92735 [0,2735]	2,3768 [0,3047]	0,195417 [0,9069]	2,587904 [0,2742]	3,028887 [0,2199]	0,32052 [0,8519]	4,119448 [0,1275]	0,145154 [0,93]
D(LNBEL)	2,5596 [0,2781]	-	1,751601 [0,4165]	0,829339 [0,6606]	1,6556 [0,4370]	7,421334* [0,0245]	4,574656 [0,1015]	1,433269 [0,4884]	1,767242 [0,4133]	9,402360* [0,0091]
D(LNCAC)	0,140122 [0,9323]	4,088267 [0,1295]	-	1,016506 [0,6015]	3,8702 [0,1444]	0,855862 [0,6519]	0,156935 [0,9245]	4,836203 [0,0891]	4,135476 [0,1265]	17,03513* [0,0002]
D(LNDAX)	1,008524 [0,6040]	7,787898* [0,0204]	11,07841* [0,0039]	-	3,8702 [0,1444]	9,742774* [0,0077]	10,34899* [0,0057]	10,58759* [0,0050]	2,386060 [0,3033]	7,740920* [0,0208]
D(LNDJ)	54,35974* [0,000]	94,9832* [0,000]	134,4913* [0,000]	58,93528* [0,000]	6,2651* [0,0436]	149,4693* [0,000]	137,6694* [0,000]	96,73755* [0,000]	74,31084* [0,000]	45,59052* [0,000]
D(LNFTSE)	5,145982 [0,0763]	2,108241 [0,3485]	0,497554 [0,7798]	4,46604 [0,1072]	2,263254 [0,3225]	-	3,659465 [0,1605]	5,409300 [0,0669]	0,458695 [0,7951]	5,559554 [0,0621]
D(LNHOL)	4,551329 [0,1027]	6,513803* [0,0385]	5,549113 [0,0624]	1,234588 [0,5394]	5,0216 [0,0812]	11,03913* [0,0040]	-	2,203970 [0,3322]	2,762560 [0,2513]	0,855421 [0,6520]
D(LNMADRID)	0,793204 [0,6726]	2,204414 [0,3321]	1,15785 [0,5605]	1,289661 [0,5248]	0,8485 [0,6545]	0,352002 [0,8386]	2,243904 [0,3265]	-	1,537923 [0,4635]	0,693679 [0,7069]
D(LNMILANO)	3,447894 [0,1784]	6,682008* [0,0354]	3,748718 [0,1535]	0,746304 [0,6886]	0,070057 [0,9656]	2,184317 [0,3355]	5,911227 [0,0520]	3,962097 [0,1379]	-	10,9509* [0,0042]
D(LNNIKKEI)	4,687731 [0,096]	8,044402* [0,0179]	5,084653 [0,0787]	0,020872 [0,9896]	1,481255 [0,4768]	6,709428* [0,0349]	6,780136* [0,0337]	5,340926 [0,0692]	1,879348 [0,3908]	-

* δείχνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

Στις αρχαίες [] δίνονται τα p-value των ελέγχων

Στον παραπάνω πίνακα 4.18 περιέχονται οι υπολογισθείσες τιμές των στατιστικών ελέγχου και τα αντίστοιχα p-value αυτών(μέσα στις αγκύλες).

Όπως αναφέραμε, ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος (*ECT*), ωι ελέγχεται ως προς την στατιστική σημαντικότητά του, κάνοντας χρήση του στατιστικού LR(*log likelihood ratio*). Έτσι στην πρώτη σειρά του πίνακα δίνονται οι τιμές του στατιστικού LR για κάθε περίπτωση υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος, δηλαδή για όλα τα δυνατά υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος στα οποία κάθε φορά θεωρούμε ως εξαρτημένη μεταβλητή και μια διαφορετική αγορά. Από τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων προκύπτει ότι μόνο οι αγορές της Γερμανίας (DAX) και της Ισπανίας (MADRID) προσαρμόζονται στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και επομένως μπορούν να προβλεφθούν με την βοήθεια των υπολοίπων αγορών. Με άλλα λόγια αυτές οι δυο αγορές αιτιάζονται μακροχρόνια από τις κινήσεις στις υπόλοιπες αγορές και επομένως μπορούμε να θεωρήσουμε ότι οι υπόλοιπες αγορές είναι σε θέση να ασκούν μακροχρόνια επίδραση σε αυτές.

Στον υπόλοιπο πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων τύπου Wald με τη χρήση της στατιστικής X^2 , τα οποία αποσκοπούν στον έλεγχο της από κοινού σημαντικότητας των συντελεστών των όρων των διαφορών των χρονικών υστερήσεων της εκάστοτε ερμηνευτικής μεταβλητής. Τα στατιστικά Wald ακολουθούν την κατανομή X^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας. Για παράδειγμα, η τιμή της στατιστικής $X^2=2,5596$ αντιστοιχεί στην περίπτωση ελέγχου της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών των όρων των διαφορών των χρονικών υστερήσεων του δείκτη BEL (Βέλγιο) στο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος το οποίο θεωρεί ως εξαρτημένη μεταβλητή την μεταβλητή που αναφέρεται στον Γενικό δείκτη (GEN). Από την τιμή του p-value του ελέγχου($0,2781 > 0,05 = \alpha$) είμαστε υποχρεωμένοι να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ (οι συντελεστές είναι δυο δεδομένου ότι έχουμε θεωρήσει ως καταλληλότερο υπόδειγμα το αυτοπαλίνδρομο δευτέρας τάξεως, VAR(2)), γεγονός που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε ότι οι βραχυχρόνιες ημερήσιες μεταβολές του δείκτη BEL δεν ασκούν σημαντική επίδραση στην διαμόρφωση των τιμών του δείκτη GEN. Με παρόμοιο τρόπο προέκυψαν και τα υπόλοιπα αποτελέσματα των ελέγχων.

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν μέσα από την ανάλυση που προηγήθηκε, εξετάζοντας την σημαντικότητα των συντελεστών των όρων που συνιστούν το εκάστοτε υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος, μπορούμε να τα παραστήσουμε με έναν πιο κατανοητό τρόπο όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα (4.19). Στόχος αυτού του τρόπου παρουσίασης είναι να γίνουν ευκολότερα αντιληπτές οι σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών

και ο τρόπος με τον οποίο επηρεάζεται η Ελληνική κεφαλαιαγορά από τις υπόλοιπες μεγάλες αγορές.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας 4.19: Αιτιότητα κατά Granger

	GEN	BEL	CAC	DAX	DJ	FTSE	HOL	MADRID	MILANO	NIKKEI
GEN	-	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει
BEL	Δεν επιηρεάζει	-	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει
CAC	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	-	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει
DAX	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	-	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει
DJ	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	-	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει
FTSE	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	-	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει
HOL	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	-	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει
MADRID	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	-	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει
MILANO	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	-	Επιηρεάζει
NIKKEI	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Επιηρεάζει	Δεν επιηρεάζει	-

Ο παραπάνω πίνακας (4.19) που περιλαμβάνει τις σχέσεις αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών, διαβάζεται με τον εξής τρόπο: οι δείκτες που βρίσκονται στην πρώτη στήλη επηρεάζουν ή μη, τους δείκτες που βρίσκονται στις επόμενες στήλες του πίνακα. Για παράδειγμα, η πρώτη γραμμή των στοιχείων του πίνακα δείχνει ότι δείκτης GEN δεν επηρεάζει τις αγορές του Βελγίου(δείκτης BEL), της Γαλλίας (δείκτης CAC), της Νέας Υόρκης(δείκτης DJ), του Λονδίνου(δείκτης FTSE), της Ολλανδίας (δείκτης HOL) , της Ιταλίας (δείκτης MILANO) , της Ιαπωνίας (δείκτης NIKKEI) και φαίνεται να επηρεάζει τις αγορές της Ισπανίας (δείκτης MADRID) και της Γερμανίας (δείκτης DAX). Με ανάλογο τρόπο διαβάζονται και τα υπόλοιπα στοιχεία του πίνακα.

Μέσα από την ανάλυση των στοιχείων του πίνακα (4.19), μπορούμε να εξάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με τον βαθμό εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις υπόλοιπες αγορές και γενικότερα τον τρόπο αλληλεξάρτησης των εξεταζομένων αγορών.

Καταρχήν, η Ελληνική κεφαλαιαγορά φαίνεται να «επηρεάζεται κατά Granger» μόνο από την αγορά της Νέας Υόρκης (δείκτης DJ) και καμία άλλη χρηματιστηριακή αγορά να μην ασκεί σημαντική επίδραση πάνω σε αυτήν. Μεγάλες αγορές, όπως αυτές της Γερμανίας και της Αγγλίας φαίνεται πως δεν ασκούν σημαντική επίδραση στην διαμόρφωση των τιμών του Γενικού δείκτη(GEN). Μέσα από την ανάπτυξη και εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης όπως προτάθηκε από τους Johansen-Juselious, φάνηκε πως υπάρχει μεταξύ των εξεταζομένων αγορών μακροχρόνια σχέση ισορροπίας γεγονός που παρέχει ένδειξη ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ τους. Ωστόσο, η Ελληνική κεφαλαιαγορά όχι μόνο δεν συμμετείχε σε αυτή την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας αλλά αδυνατούσε και να προσαρμοστεί σε αυτήν, με αποτέλεσμα να μην μπορεί να προβλεφθεί μέσα από την πορεία των υπολοίπων αγορών και να θεωρείται ως ασθενής εξωγενής. Για τους λόγους αυτούς καταλήξαμε στο αποτέλεσμα να επηρεάζεται μόνο σε βραχυχρόνιο επίπεδο και μόνο από την αγορά της Νέας Υόρκης και καμία άλλη.

Επίσης, τα αποτελέσματα της μεθόδου επιβεβαιώνουν για μια ακόμη φορά τον σημαντικό ρόλο που εμφανίζεται να διαδραματίζει η χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης(δείκτης DJ) αφού παρουσιάζεται να επηρεάζει όλες τις εξεταζόμενες χρηματιστηριακές αγορές. Κάτι τέτοιο άλλωστε προέκυψε και μέσα από την ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger τόσο με την απλή περίπτωση του αυτοπαλινδρομου σχήματος (VAR μοντέλου) , όσο και με την θεωρία συνολοκλήρωσης με την μέθοδο των Engle-Granger και το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος. Η εν λόγω αγορά αποδεικνύεται ότι ασκεί σημαντικές επιδράσεις στις διεθνείς

κεφαλαιαγορές και γεγονότα που λαμβάνουν χώρα στο παγκόσμιο επιχειρηματικό και οικονομικό περιβάλλον και τα οποία επηρεάζουν τον δείκτη DJ, αυτομάτως μεταδίδονται και στις υπόλοιπες αγορές και τις επηρεάζουν αναλόγως.

Ακόμη, ο πίνακας παρέχει σημαντικές ενδείξεις σχετικά με την κυρίαρχη Ευρωπαϊκή αγορά. Συγκεκριμένα, η αγορά της Γερμανίας εμφανίζεται να είναι η πιο ισχυρή χρηματιστηριακή αγορά η οποία είναι σε θέση να «επηρεάζει κατά Granger» σχεδόν όλες τις Ευρωπαϊκές αγορές με εξαίρεση την Ελληνική και την Ιταλική αγορά. Επίσης φαίνεται να ασκεί σημαντική επιρροή και σε πολύ μεγάλες αγορές όπως αυτές της Ιαπωνίας και της Νέας Υόρκης. Θα πρέπει να αναφέρουμε ότι είναι η πρώτη φορά στην ανάλυσή μας, που καταλήγουμε ότι η αγορά της Νέας Υόρκης επηρεάζεται από κάποια άλλη αγορά και συγκεκριμένα την Γερμανική. Μέχρι τώρα είχαμε δει την αμερικανική αγορά να επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές (όπως και στην μέθοδο αυτή) και να μην επηρεάζεται από καμία εξ αυτών. Η επίδραση που ασκεί ο δείκτης DAX πάνω στον αμερικανικό δείκτη DJ προέρχεται μέσα από τις βραχυχρόνιες μεταβολές του ενώ σε μακροχρόνιο επίπεδο αδυνατεί να τον αιτιάσει. Αντιθέτως, η αγορά της Αγγλίας φαίνεται πως επηρεάζει πολύ λίγες ευρωπαϊκές αγορές και συγκεκριμένα αυτές της Γερμανίας και της Ισπανίας. Μάλιστα, η επίδραση που ασκεί πηγάζει μέσα από την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και όχι από βραχυχρόνιες μεταβολές των τιμών αυτής. Άρα σε Ευρωπαϊκό επίπεδο θα πρέπει να αναγνωρίσουμε τον ηγετικό ρόλο που παίζει η Γερμανική αγορά, γεγονός που ήταν άλλωστε αναμενόμενο αφού η Γερμανική οικονομία είναι θεωρείται η μεγαλύτερη οικονομία στα πλαίσια της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

Επιπλέον, τα στοιχεία του πίνακα δείχνουν ότι η Ιαπωνική αγορά επηρεάζεται από αρκετές ευρωπαϊκές αγορές σαν αυτές του Βελγίου, της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Ιταλίας όπως και την αγορά της Νέας Υόρκης. Από την άλλη, πολλές αγορές φαίνεται να διαμορφώνουν τις τιμές τους επηρεαζόμενες από την αγορά της Ιαπωνίας. Τέτοιες αγορές είναι του Βελγίου, της Γερμανίας, της Αγγλίας, της Ολλανδίας και της Ισπανίας.

Συνοπτικά, θα μπορούσαμε να πούμε ότι υπάρχουν σημαντικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών οι οποίες είναι ισχυρές. Κάποιες αγορές εμφανίζονται να κυριαρχούν στον παγκόσμιο χρηματιστηριακό χάρτη και να αναδεικνύονται σε πρωταγωνιστές και ηγέτες στις εξελίξεις των διεθνών αγορών ενώ κάποιες άλλες απλώς επηρεάζονται και αντιδρούν στα διάφορα θετικά ή αρνητικά γεγονότα χρηματοοικονομικού ενδιαφέροντος. Το συμπέρασμα ότι υπάρχουν ισχυρές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών,

ήταν άλλωστε αναμενόμενο αν αναλογιστεί κανείς ότι οι οικονομίες δρουν σε ένα ολοένα και αυξανόμενο παγκοσμιοποιημένο περιβάλλον στο οποίο οι πληροφορίες μεταδίδονται με πολύ μεγάλη ταχύτητα και επηρεάζουν την πορεία των αγορών.

4.5 Λογισμός των καταλοίπων (*Innovation accounting*)

Όπως αναφέραμε και στο κεφάλαιο 3, ο λογισμός των καταλοίπων αποτελεί ένα χρήσιμο εργαλείο για την ποσοτική απεικόνιση των σχέσεων αιτιότητας και των αλληλεξαρτήσεων μεταξύ ενός συνόλου μεταβλητών. Η ανάλυση αυτή μπορεί να γίνει μέσα από δυο τρόπους: την αποσύνθεση της διακύμανσης (*Variance decomposition*) και τις συναρτήσεις αφινιδίων αντιδράσεων (*Impulse response functions*). Μέσα από αυτή την ανάλυση θα μπορέσουμε να εξακριβώσουμε τις σχέσεις αλληλεξάρτησης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών και με έναν μετρήσιμο πλέον τρόπο να δούμε το βαθμό και την έκταση αυτών των αλληλεξαρτήσεων. Επιπλέον θα μπορέσουμε να ανακαλύψουμε με έναν πιο ξεκάθαρο τρόπο την ένταση της εξάρτησης της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς η οποία ενδεχομένως να υπάρχει και τον ρόλο των εγχωρίων παραγόντων στην διαμόρφωση των τιμών του Γενικού δείκτη.

4.5.1 Αποσύνθεση ή διάσπαση της διακύμανσης (*Variance decomposition*)

Η αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών των τιμών των εξεταζομένων δεικτών σε επιμέρους παράγοντες, στηρίζεται στην ανάλυση της ανταπόκρισης των μεταβλητών σε ωθήσεις. Όπως προείπαμε, σύμφωνα με την ανάλυση αυτή, το μη ερμηνεύσιμο μέρος καθεμιάς από τις μεταβλητές (τιμές δεικτών), δηλαδή το σφάλμα της καθεμιάς μεταβλητής, υπόκειται μεμονωμένα σε μια διαταραχή και μελετάται η επίδραση της διαταραχής αυτής στις επιμέρους μεταβλητές του συστήματος. Με την μέθοδο αυτή πληροφορούμαστε για το ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής των τιμών ενός δείκτη τιμών που ερμηνεύεται από κάποια άλλη μεταβλητή του συστήματος, καθώς επίσης και για τον χρονικό ορίζοντα μέσα στον οποίο η οποιαδήποτε επίδραση ολοκληρώνεται. Παρέχει επομένως σημαντικές πληροφορίες για την σημαντικότητα της επίδρασης καθεμιάς ενδογενούς μεταβλητής, στις άλλες μεταβλητές του VAR μοντέλου.

Θα πρέπει να αναφέρουμε ότι η αποσύνθεση της διακύμανσης επηρεάζεται σε σημαντικό βαθμό από την διάταξη των μεταβλητών. Στην περίπτωση μας θα επιλέξουμε να διατάξουμε τις μεταβλητές-αγορές κατά φθίνουσα τάξη μεγέθους, δηλαδή με την ακόλουθη σειρά:

LNDJ – LNDAX – LNFTSE – LNNIKKEI – LNCAC – LNMILANO – LNMADRID – LNHOL – LNBEL – LNGEN

Η διάταξη αυτή συνεπάγεται ότι μια διατάραξη στο LNDJ επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες μεταβλητές (αγορές) και δεν επηρεάζεται από αυτές, ενώ το LNDAX επηρεάζεται μονοσήμαντα από μια διαταραχή στον δείκτη LNDJ χωρίς να τον επηρεάζει, ενώ ταυτόχρονα επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές που βρίσκονται μετά από αυτήν.

Τα αποτελέσματα της αποσύνθεσης της διακύμανσης της μεταβολής των τιμών για όλους τους δείκτες, εμφανίζονται στους παρακάτω πίνακες (4.20).

Πίνακας 4.20α

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Νέας Υόρκης (DJ)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	100.00	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	99.173	0.2524	0.0201	0.0962	0.0691	0.0004	0.0206	0.2690	0.0849	0.0132
3	98.624	0.3065	0.0203	0.1514	0.4481	0.0005	0.0282	0.2777	0.1265	0.0155
10	98.581	0.3156	0.0240	0.1571	0.4646	0.0053	0.0287	0.2778	0.1265	0.0185
20	98.581	0.3156	0.0240	0.1571	0.4646	0.0053	0.0287	0.2778	0.1265	0.0185
30	98.581	0.3156	0.0240	0.1571	0.4646	0.0053	0.0287	0.2778	0.1265	0.0185
40	98.581	0.3156	0.0240	0.1571	0.4646	0.0053	0.0287	0.2778	0.1265	0.0185

Πίνακας 4.20β

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Γερμανίας (DAX)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	39.768	60.231	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	39.808	59.926	0.1347	0.0002	0.0192	0.0015	0.0622	0.0114	0.0293	0.0058
3	39.661	59.526	0.1388	0.0008	0.2031	0.0240	0.1666	0.0697	0.0533	0.1549
10	39.596	59.517	0.1444	0.0014	0.2034	0.0350	0.1986	0.0846	0.0566	0.1615
20	39.596	59.517	0.1444	0.0014	0.2034	0.0350	0.1986	0.0846	0.0566	0.1615
30	39.596	59.517	0.1444	0.0014	0.2034	0.0350	0.1986	0.0846	0.0566	0.1615
40	39.596	59.517	0.1444	0.0014	0.2034	0.0350	0.1986	0.0846	0.0566	0.1615

Πίνακας 4.20γ

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Αγγλίας (FTSE)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	25.732	31.599	42.668	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	30.074	29.027	39.979	0.0094	0.0811	0.1191	0.0373	0.2569	0.3696	0.0451
3	29.672	28.713	39.464	0.4619	0.1102	0.1185	0.1402	0.6922	0.4310	0.1952
10	29.692	28.696	39.254	0.5127	0.1512	0.1269	0.1769	0.7342	0.4388	0.2159
20	29.692	28.696	39.254	0.5127	0.1512	0.1269	0.1769	0.7342	0.4388	0.2159
30	29.692	28.696	39.254	0.5127	0.1512	0.1269	0.1769	0.7342	0.4388	0.2159
40	29.692	28.696	39.254	0.5127	0.1512	0.1269	0.1769	0.7342	0.4388	0.2159

Πίνακας 4.20δ

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Ιαπωνίας (NIKKEI)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	2.0679	2.2250	0.2366	95.470	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	12.271	4.0280	0.2016	81.760	0.5446	0.2904	0.0015	0.3160	0.5749	0.0097
3	12.105	4.0517	0.2215	80.935	0.9231	0.6966	0.0883	0.3136	0.6471	0.0168
10	12.124	4.0574	0.2231	80.794	0.9877	0.6955	0.0966	0.3316	0.6486	0.0399
20	12.124	4.0574	0.2231	80.794	0.9877	0.6955	0.0966	0.3316	0.6486	0.0399
30	12.124	4.0574	0.2231	80.794	0.9877	0.6955	0.0966	0.3316	0.6486	0.0399
40	12.124	4.0574	0.2231	80.794	0.9877	0.6955	0.0966	0.3316	0.6486	0.0399

Πίνακας 4.20ε

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Γαλλίας (CAC)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	30.492	44.703	8.4462	0.0084	16.348	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	34.289	40.854	8.6298	0.0137	15.904	0.0418	0.0689	0.0336	0.0980	0.0663
3	33.923	40.577	8.5667	0.3546	15.739	0.1794	0.1507	0.2681	0.1156	0.1236
10	33.879	40.521	8.5233	0.4126	15.702	0.2023	0.1722	0.3197	0.1257	0.1409
20	33.879	40.521	8.5233	0.4126	15.702	0.2023	0.1722	0.3197	0.1257	0.1409
30	33.879	40.521	8.5233	0.4126	15.702	0.2023	0.1722	0.3197	0.1257	0.1409
40	33.879	40.521	8.5233	0.4126	15.702	0.2023	0.1722	0.3197	0.1257	0.1409

Πίνακας 4.20ζ

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Ιταλίας (MILANO)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	26.409	38.465	6.2347	0.0062	6.6183	22.265	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	28.991	36.684	6.4385	0.0074	6.7841	20.883	0.0060	0.0120	0.0760	0.1159
3	29.219	36.057	6.3276	0.1470	6.7615	20.677	0.2570	0.1830	0.1280	0.2414
10	29.212	36.006	6.3079	0.1644	6.8148	20.624	0.2643	0.2137	0.1322	0.2596
20	29.212	36.006	6.3079	0.1644	6.8148	20.624	0.2643	0.2137	0.1322	0.2596
30	29.212	36.006	6.3079	0.1644	6.8148	20.624	0.2643	0.2137	0.1322	0.2596
40	29.212	36.006	6.3079	0.1644	6.8148	20.624	0.2643	0.2137	0.1322	0.2596

Πίνακας 4.20η

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Ισπανίας (MADRID)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	25.429	35.169	5.9262	0.0500	6.2802	1.3832	25.761	0.0000	0.0000	0.0000
2	28.556	33.293	6.4525	0.1699	6.5902	1.2655	23.655	0.0004	0.0051	0.0106
3	28.210	33.045	6.3609	0.4008	6.7784	1.4821	23.355	0.2242	0.1283	0.0133
10	28.165	33.102	6.3367	0.4465	6.7509	1.4978	23.284	0.2559	0.1409	0.0183
20	28.165	33.102	6.3367	0.4465	6.7509	1.4978	23.284	0.2559	0.1409	0.0183
30	28.165	33.102	6.3367	0.4465	6.7509	1.4978	23.284	0.2559	0.1409	0.0183
40	28.165	33.102	6.3367	0.4465	6.7509	1.4978	23.284	0.2559	0.1409	0.0183

Πίνακας 4.20ο

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Ολλανδίας (HOL)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKE	CAC	MILAN	MADRI	HOL	BEL	GEN
1	28.605	42.116	8.8206	0.0029	6.6370	0.0095	0.1109	13.696	0.0000	0.0000
2	33.428	37.837	9.3967	0.0426	6.3504	0.0443	0.2708	12.322	0.2759	0.0303
3	33.015	37.352	9.3632	0.3853	6.2663	0.3184	0.3987	12.418	0.2751	0.2053
10	32.969	37.273	9.3423	0.4397	6.2860	0.3384	0.4206	12.423	0.2816	0.2245
20	32.969	37.273	9.3423	0.4397	6.2860	0.3384	0.4206	12.423	0.2816	0.2245
30	32.969	37.273	9.3423	0.439	6.2860	0.3384	0.4206	12.423	0.2816	0.2245
40	32.969	37.273	9.3423	0.4397	6.2860	0.3384	0.4206	12.423	0.2816	0.2245

Πίνακας 4.20κ

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών του Βελγίου (BEL)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKE	CAC	MILAN	MADRI	HOL	BEL	GEN
1	25.543	28.830	7.6360	0.0700	5.9813	0.0240	0.0470	5.2509	26.616	0.0000
2	31.200	25.987	7.5805	0.1257	5.8357	0.0217	0.1639	4.7008	24.379	0.0039
3	30.859	25.643	7.4917	0.6211	5.7749	0.3470	0.2366	4.9611	24.049	0.0150
10	30.842	25.637	7.4863	0.6519	5.7756	0.3484	0.2483	4.9768	24.004	0.0277
20	30.842	25.637	7.4863	0.6519	5.7756	0.3484	0.2483	4.9768	24.004	0.0277
30	30.842	25.637	7.4863	0.6519	5.7756	0.3484	0.2483	4.9768	24.004	0.0277
40	30.842	25.637	7.4863	0.6519	5.7756	0.3484	0.2483	4.9768	24.004	0.0277

Πίνακας 4.20στ

<i>Αποσύνθεση της διακύμανσης των μεταβολών του δείκτη τιμών της Ελλάδας (GEN)</i>										
Period	DJ	DAX	FTSE	NIKKEI	CAC	MILANO	MADRID	HOL	BEL	GEN
1	6.4339	8.2918	0.5402	0.8521	0.0024	0.0638	0.3564	1.1061	0.0005	82.352
2	11.328	7.7736	1.1033	1.0287	0.0146	0.2455	0.3525	1.0887	0.1685	76.896
3	11.296	7.8450	1.1324	1.0411	0.0186	0.2469	0.4258	1.1387	0.1719	76.682
10	11.307	7.8732	1.1332	1.0690	0.0274	0.2515	0.4275	1.1461	0.1792	76.585
20	11.307	7.8732	1.1332	1.0690	0.0274	0.2515	0.4275	1.1461	0.1792	76.585
30	11.307	7.8732	1.1332	1.0690	0.0274	0.2515	0.4275	1.1461	0.1792	76.585
40	11.307	7.8732	1.1332	1.0690	0.0274	0.2515	0.4275	1.1461	0.1792	76.585

Ας ξεκινήσουμε την ανάλυση των αποτελεσμάτων της αποσύνθεσης της διακύμανσης από την Ελληνική κεφαλαιαγορά και τον Γενικό δείκτη τιμών (GEN). Όπως φαίνεται και στον παραπάνω πίνακα των αποτελεσμάτων (4.20 στ), μια διατάραξη που έχει ως προέλευση τη Νέα Υόρκη ερμηνεύει ένα ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου Αθηνών, το οποίο ξεκινά από 6,44% περίπου την πρώτη ημέρα μετά την διαταραχή και στην συνέχεια διαμορφώνεται στο 11,3%, ανάλογα με τον αριθμό των ημερών που διαμεσολαβούν μέχρι να ολοκληρωθεί η επίδραση. Το γεγονός ότι το ποσοστό αυτό σταθεροποιείται σε πολύ μικρό χρονικό διάστημα, μόλις 2 ημερών, σημαίνει ότι η επίδραση του DJ πάνω στον Γενικό δείκτη είναι πολύ γρήγορη και σημαντική.

Από την άλλη, η αγορά της Γερμανίας φαίνεται να ερμηνεύει ένα μικρότερο ποσοστό της διακύμανσης, συγκριτικά με την Νέα Υόρκη. Μια διατάραξη που έχει ως προέλευση το χρηματιστήριο της Φραγκφούρτης συμβάλλει στην διακύμανση του δείκτη GEN κατά ένα μικρό ποσοστό που κυμαίνεται γύρω στο 8% ανάλογα με τον αριθμό των ημερών.

Επίσης, η αγορά της Αγγλίας ερμηνεύει ένα ακόμη μικρότερο ποσοστό διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολή του Γενικού δείκτη, το οποίο κυμαίνεται μεταξύ 0,5% και 1,13%. Οι υπόλοιπες αγορές εμφανίζονται να ερμηνεύουν πολύ μικρότερα ποσοστά της διακύμανσης, τα οποία κυμαίνονται μεταξύ του 0,0024% και 1,146% και τα οποία θεωρούνται πολύ μικρά και ασήμαντα.

Αντίθετα, η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης του Γενικού δείκτη ερμηνεύεται κατά το μεγαλύτερο ποσοστό της από εγχώριους παράγοντες, καθώς μια διατάραξη που έχει ως πηγή προέλευσης την εγχώρια αγορά ερμηνεύει ένα πολύ μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης που κυμαίνεται μεταξύ 82% και 76%, περίπου. Επίσης όπως φαίνεται και από τον πίνακα, οι επιδράσεις των επιμέρους διαταράξεων στην διακύμανση της μεταβολής του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου Αθηνών(ΧΑΑ), ολοκληρώνονται μέσα σε δυο ημέρες.

Από την ανάλυση αυτή προκύπτει, ότι κλυδωνισμοί που έχουν σχέση με τα συμβαίνοντα στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης έχουν σημαντική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών στο ΧΑΑ. Αντιθέτως, οι υπόλοιπες αγορές φαίνεται να μην μπορούν να επηρεάσουν με τις μεταβολές τους το ΧΑΑ, με εξαίρεση ίσως την αγορά της Γερμανίας η επίδραση της οποίας φαίνεται να ξεχωρίζει από των υπολοίπων, χωρίς όμως να παύει να θεωρείται μικρή και ενδεχομένως μη σημαντική. Απεναντίας, οι διακυμάνσεις των αποδόσεων του ΧΑΑ οφείλονται σχεδόν αποκλειστικά σε εγχώριους παράγοντες. Τα αποτελέσματα αυτά αντανakλούν τον μικρό βαθμό ενσωμάτωσης της εγχώριας κεφαλαιαγοράς στο διεθνές χρηματιστηριακό σύστημα, καθώς φαίνεται όχι μόνο να μην μπορεί να επηρεάσει άλλες αγορές αλλά και να μην επηρεάζεται από αυτές, με εξαίρεση αυτή της Νέας Υόρκης.

Όσον αφορά του υπολοίπους δείκτες τιμών, έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

1. Ο αμερικανικός δείκτης DJ, φαίνεται να μην επηρεάζεται από άλλες αγορές αφού η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής των τιμών του, ερμηνεύεται εξ ολοκλήρου από εγχώριους παράγοντες και μεταβολές που λαμβάνουν χώρα μέσα στην αμερικανική οικονομία. Το ποσοστό ερμηνείας ξεκινάει από το 100% την πρώτη ημέρα και

σταθεροποιείται στο 98%, ενώ τα ποσοστά ερμηνείας των υπολοίπων αγορών είναι πολύ μικρά και κινούνται κοντά στο 0%.

2. Η αγορά της Γερμανίας εμφανίζεται να επηρεάζεται μόνο από τον δείκτη DJ καθώς μια διαταραχή που έχει ως προέλευση την αγορά της Νέας Υόρκης ερμηνεύει ένα πολύ σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής των τιμών του δείκτη DAX, το οποίο πλησιάζει το 40% περίπου της συνολικής διακύμανσης. Επίσης και οι εγχώριοι παράγοντες παίζουν σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των τιμών του δείκτη αφού το ποσοστό ερμηνείας τους διαμορφώνεται στο 60%, περίπου. Οι υπόλοιπες αγορές φαίνεται να μην ασκούν καμία σημαντική επίδραση στην πορεία της αγοράς της Γερμανίας, ούτε ακόμη και αυτή της Αγγλίας.

3. Αναφορικά με την αγορά της Αγγλίας, έχουμε να επισημάνουμε το σημαντικό βαθμό εξάρτησής της από την αγορά της Νέας Υόρκης δεδομένου ότι μια διαταραχή που έχει ως προέλευση της αμερικανική αγορά, ερμηνεύει ένα πολύ μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής των τιμών του δείκτη FTSE, το οποίο κυμαίνεται μεταξύ του 25% και 30% περίπου της συνολικής διακύμανσης. Το ποσοστό αυτό είναι ιδιαίτερος σημαντικό αν παρατηρήσει κανείς ότι το ποσοστό της διακύμανσης που ερμηνεύεται από μια μεταβολή στους εγχώριους παράγοντες είναι περίπου 40%. Φαίνεται, δηλαδή η Αγγλική αγορά να αντιδρά με μεγάλη ένταση στην αναγγελία μιας σημαντικής μεταβολής στο δείκτη DJ. Ακόμη, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι η εν λόγω αγορά επηρεάζεται σημαντικά και από μεταβολές στον Γερμανικό δείκτη δεδομένου ότι μια διαταραχή που έχει ως προέλευση την αγορά της Γερμανίας ερμηνεύει ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής του δείκτη FTSE, το οποίο κυμαίνεται μεταξύ 31% και 28%, περίπου. Αντιθέτως, οι υπόλοιπες αγορές δεν φαίνεται να επιδρούν πάνω στον Αγγλικό δείκτη καθώς τα ποσοστά ερμηνείας τους είναι σχεδόν μηδενικά.

Φαίνεται λοιπόν, ότι η Αγγλική αγορά είναι μια διεθνοποιημένη αγορά η οποία έχει ενσωματωθεί πλήρως στο διεθνές χρηματιστηριακό σύστημα ώστε να είναι σε θέση να επηρεάζεται από τις κινήσεις στις μεγάλες κεφαλαιαγορές.

4. Στην Ιαπωνική αγορά εμφανίζονται οι εγχώριοι παράγοντες να διαδραματίζουν τον σημαντικότερο ρόλο αφού μια αιφνίδια μεταβολή αυτών ερμηνεύει ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη NIKKEI 225, το οποίο κυμαίνεται μεταξύ του 95% και 80%, περίπου ανάλογα με τον αριθμό των ημερών που διαμεσολαβούν από την διαταραχή. Από τις

ξένες αγορές μόνο η αγορά της Νέας Υόρκης παρουσιάζεται να επηρεάζει τον εν λόγω δείκτη, δεδομένου ότι μια διαταραχή στην αμερικανική αγορά ερμηνεύει ένα ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη το οποίο ξεκινά από 2% περίπου την πρώτη ημέρα και διαμορφώνεται στο 12% περίπου τις επόμενες ημέρες της διαταραχής. Η καθυστέρηση μιας ημέρας που παρατηρείται στην ολοκλήρωση της αντίδρασης του δείκτη NIKKEI 225, οφείλεται ενδεχομένως στις διαφορετικές ώρες λειτουργίας των χρηματιστηρίων. Οι υπόλοιπες μεγάλες αγορές, όπως αυτές της Αγγλίας και της Γερμανίας εμφανίζονται να ερμηνεύουν πολύ μικρά ποσοστά της διακύμανσης του εν λόγω δείκτη τα οποία είναι περίπου 0,2% και 4%, αντίστοιχα. Αν και η Γερμανική αγορά φαίνεται να υπερέχει της Αγγλικής και να ερμηνεύει ένα μεγαλύτερο ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη, εντούτοις, το ποσοστό αυτό της τάξεως του 4% θεωρείται πολύ μικρό και δεν μπορεί να στηρίξει το ενδεχόμενο η Γερμανική αγορά να επηρεάζει την Ιαπωνική.

5. Η αγορά της Γαλλίας παρουσιάζεται ως μια αρκετά διεθνοποιημένη αγορά η οποία είναι σε θέση να επηρεάζεται σε πολύ μεγάλο βαθμό από τις μεγάλες αγορές της Γερμανίας και της Νέας Υόρκης. Τα αποτελέσματα από την αποσύνθεση της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης της μεταβολής του δείκτη CAC, έδειξαν ότι η Γερμανική αγορά επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό την Γαλλική αγορά μιας και μια διαταραχή που έχει ως προέλευση τον δείκτη DAX, ερμηνεύει ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη CAC το οποίο ξεκινά από 44% και διαμορφώνεται στο 40%. Επίσης, μια διαταραχή που έχει ως προέλευση την αμερικανική αγορά ερμηνεύει το 30% με 33% της διακύμανσης του δείκτη, γεγονός που αναδεικνύει την σημαντική επιρροή του δείκτη DJ πάνω στον δείκτη CAC. Μάλιστα, τα ποσοστά ερμηνείας της διακύμανσης του δείκτη CAC από τους δείκτες DAX και DJ υπερβαίνουν και το ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης το οποίο ερμηνεύει μια διαταραχή στους εγχώριους παράγοντες της Γαλλίας, αφού αυτό διαμορφώνεται περίπου στο 16%. Τέλος, οι υπόλοιπες αγορές δεν φαίνεται να επιδρούν σημαντικά στην διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου των Παρισίων.

6. Η αγορά της Ιταλίας, επηρεάζεται από μεταβολές στις αγορές των ΗΠΑ και της Γερμανίας με τα ποσοστά ερμηνείας της διακύμανσης του εν λόγω δείκτη να διαμορφώνονται περίπου, στο 29% και 30%, αντίστοιχα. Οι εγχώριοι παράγοντες ερμηνεύουν ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη το οποίο κυμαίνεται μεταξύ του 22% και 20% και το οποίο είναι μικρότερο των αντίστοιχων ποσοστών ερμηνείας των δεικτών DJ και DAX.

7. Η Ισπανική αγορά επηρεάζεται από τις αγορές της Νέας Υόρκης και της Γερμανίας με ποσοστά ερμηνείας της διακύμανσης του δείκτη της Μαδρίτης, μετά από αιφνίδιες διαταραχές στις εν λόγω αγορές, τα οποία κυμαίνονται μεταξύ του 25% και 28% για τον αμερικανικό δείκτη και μεταξύ 35% και 33% για τον γερμανικό δείκτη. Οι αγορές του Λονδίνου και των Παρισίων ερμηνεύουν ποσοστό περίπου 6% το οποίο είναι αρκετά μικρό και δεν στοιχειοθετεί σημαντική επίδραση των παραπάνω αγορών στην Ισπανική αγορά. Οι υπόλοιπες αγορές εμφανίζονται να ασκούν μηδενική επίδραση στον δείκτη της Μαδρίτης ενώ μεταβολές που έχουν προέλευση την εγχώρια αγορά της Ισπανίας ερμηνεύουν μόλις το 23% της διακύμανσης, το οποίο είναι αρκετά μικρό αντισταθμίζοντας την εξωστρέφεια της Ισπανικής αγοράς και τον σημαντικό βαθμό ενσωμάτωσής της στο διεθνές χρηματιστηριακό σύστημα.

8. Η αγορά της Ολλανδίας επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τις αγορές των ΗΠΑ και της Γερμανίας, ενώ διακρίνεται και μια αρκετά αξιοσημείωτη επίδραση από την πλευρά της Αγγλικής αγοράς η οποία ερμηνεύει το 9% περίπου του Ολλανδικού δείκτη, ποσοστό που μπορεί να θεωρηθεί αρκετά ικανοποιητικό. Τέλος οι εγχώριοι παράγοντες ερμηνεύουν μόνο το 12% περίπου της διακύμανσης του δείκτη.

9. Επίσης, η αγορά του Βελγίου φαίνεται να επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τις αγορές των ΗΠΑ και της Γερμανίας (ποσοστά ερμηνείας της διακύμανσης 30% και 25%, αντίστοιχα) και σε μικρότερη έκταση από τις αγορές της Αγγλίας (7%), της Γαλλίας (6%) και της Ολλανδίας (5%) , επιδράσεις όμως οι οποίες μπορούν να θεωρηθούν και ασήμαντες. Ακόμη, μια διατάραξη που έχει ως πηγή προέλευσης την εγχώρια αγορά ερμηνεύει ποσοστό της διακύμανσης που κυμαίνεται μεταξύ 26% και 24% , ανάλογα με τον αριθμό των ημερών που διαμεσολαβούν.

Οι παραπάνω παραδοχές και διαπιστώσεις μας οδηγούν στα ακόλουθα γενικά συμπεράσματα σχετικά με τις επιδράσεις των δεικτών.

1. Επιβεβαιώνεται και πάλι ο κυρίαρχος ρόλος της αγοράς της Νέας Υόρκης, η οποία κινεί και επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές.

2. Αναδεικνύεται επίσης, ο σημαντικός ρόλος της Γερμανικής χρηματιστηριακής αγοράς στον Ευρωπαϊκό χώρο και η υπεροχή της απέναντι στην άλλη μεγάλη ευρωπαϊκή αγορά, αυτή της Αγγλίας.

3. Αποδεικνύεται η αδυναμία της ελληνικής κεφαλαιαγοράς να ενσωματωθεί πλήρως στο παγκόσμιο χρηματιστηριακό σύστημα.

4.5.2 Ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response analysis*)

Η ανάλυση των αιφνιδίων αντιδράσεων εξετάζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος, μια τυχαία, αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές. Μια μεταβολή στην i , για παράδειγμα, μεταβλητή του VAR υποδείγματος δεν θα επηρεάσει μόνο την συγκεκριμένη μεταβλητή, αλλά θα μεταδοθεί και σε όλες τις άλλες ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μέσα από την δυναμική μορφή του ίδιου του VAR υποδείγματος, στο οποίο οι υπόλοιπες μεταβλητές εμφανίζονται να επηρεάζουν την συγκεκριμένη μεταβλητή μέσω των χρονικών υστερήσεων αυτών (*lags*). Έτσι οι συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων, μας δείχνουν την επίδραση που θα έχει κάθε φορά μια απρόβλεπτη μεταβολή (*shock*) σε ένα από τα κατάλοιπα (*innovations*), πάνω στις τρέχουσες και τις μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Επίσης μέσα από την ανάλυση αυτή θα μπορούσαμε να διαπιστώσουμε και τον χρόνο που διαρκεί και επιδρά μια διαταραχή στην ισορροπία.

Οι συντελεστές που καθορίζουν το μέγεθος της ανταπόκρισης της εκάστοτε χρηματιστηριακής αγοράς σε διαταραχές κατά την περίοδο 0 στις επιμέρους αγορές για κάθε περίοδο, προέρχονται από τους συντελεστές του VAR υποδείγματος για τους οποίους μόνο εκτιμήσεις έχουμε. Επομένως θα υπόκεινται και αυτοί (ενοούμε τους συντελεστές της ανταπόκρισης) σε στατιστικό σφάλμα. Άρα για να αξιολογηθεί η ανταπόκριση της εκάστοτε αγοράς σε μια απρόβλεπτη μεταβολή στις υπόλοιπες, είναι χρήσιμος ο υπολογισμός ενός δίπλευρου διαστήματος εμπιστοσύνης. Το διάστημα εμπιστοσύνης υπολογίζεται εμπειρικά με τη μέθοδο Monte Carlo προσομοίωσης, λόγω της πολυπλοκότητας της συνάρτησης ανταπόκρισης σε ώθηση. Αν το δίπλευρο αυτό διάστημα εμπιστοσύνης δεν περιλαμβάνει τη μηδενική τιμή, μόνο τότε μπορούμε να ισχυριστούμε ότι η αντίστοιχη εξεταζόμενη ως προς την σημαντική της επίδραση, αγορά, έχει στατιστικά σημαντική μη μηδενική επίδραση στο σφάλμα πρόβλεψης της ερμηνευόμενης αγοράς, την αντίστοιχη περίοδο.

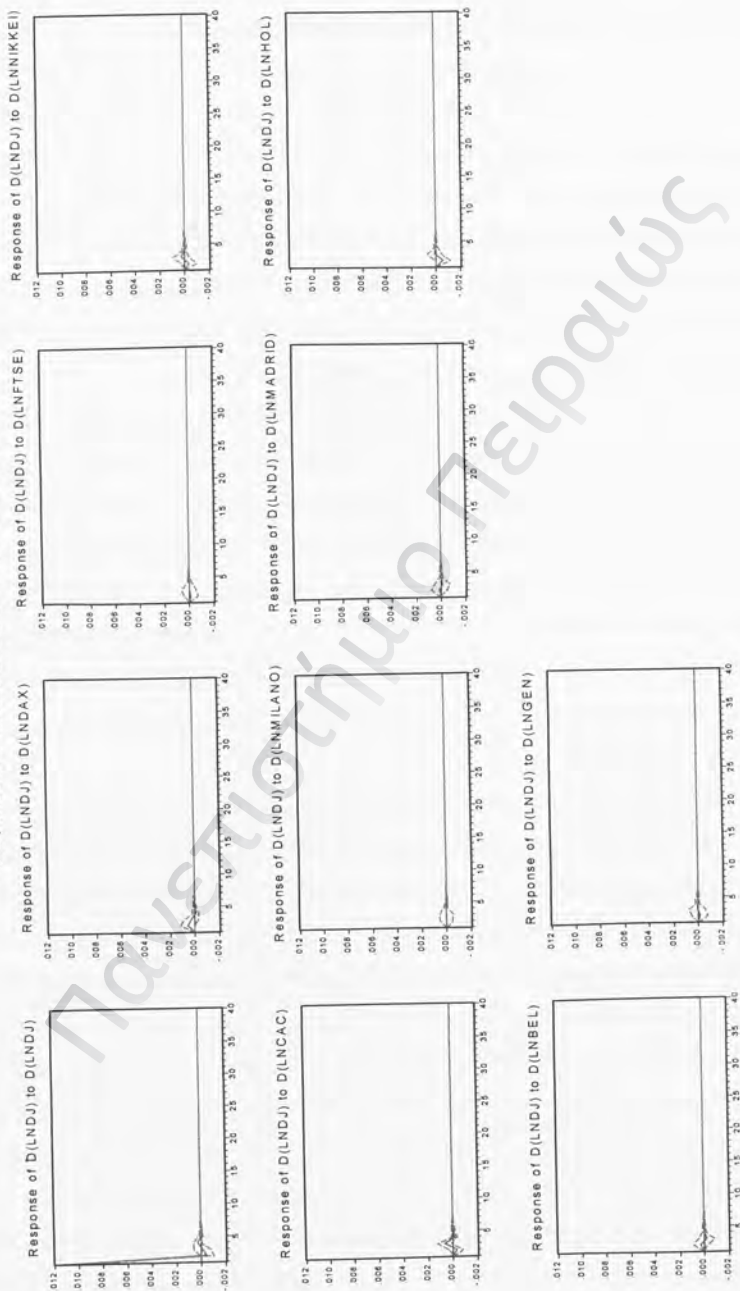
Στα παρακάτω σχήματα παριστάνονται γραφικά οι συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων και οι ανταποκρίσεις της εκάστοτε αγοράς σε απρόβλεπτες μεταβολές των επιμέρους αγορών μεγέθους μιας τυπικής απόκλισης. Επίσης, προκειμένου να διερευνηθεί η στατιστική σημαντικότητα των ανταποκρίσεων αυτών, σε κάθε διάγραμμα απεικονίζονται και τα αντίστοιχα προσεγγιστικά όρια του διαστήματος εμπιστοσύνης σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%. Ακόμη, ορίζουμε τον αριθμό των επαναλήψεων για την εφαρμογή της μεθόδου Monte Carlo προσομοίωσης, σε 100. Έχουμε επιλέξει να εμφανίζονται κάθε φορά ένα σύνολο διαγραμμάτων στο οποίο θα εξετάζεται η ανταπόκριση ή καλύτερα η αντίδραση ενός δείκτη

στις απρόσμενες μεταβολές των υπολοίπων δεικτών. Έτσι, για παράδειγμα στο πρώτο σύνολο διαγραμμάτων που ακολουθεί εμφανίζεται η αντίδραση του δείκτη τιμών της Νέας Υόρκης (DJ), στις αιφνίδιες διαταραχές σε καθεμία από τις υπόλοιπες αγορές.

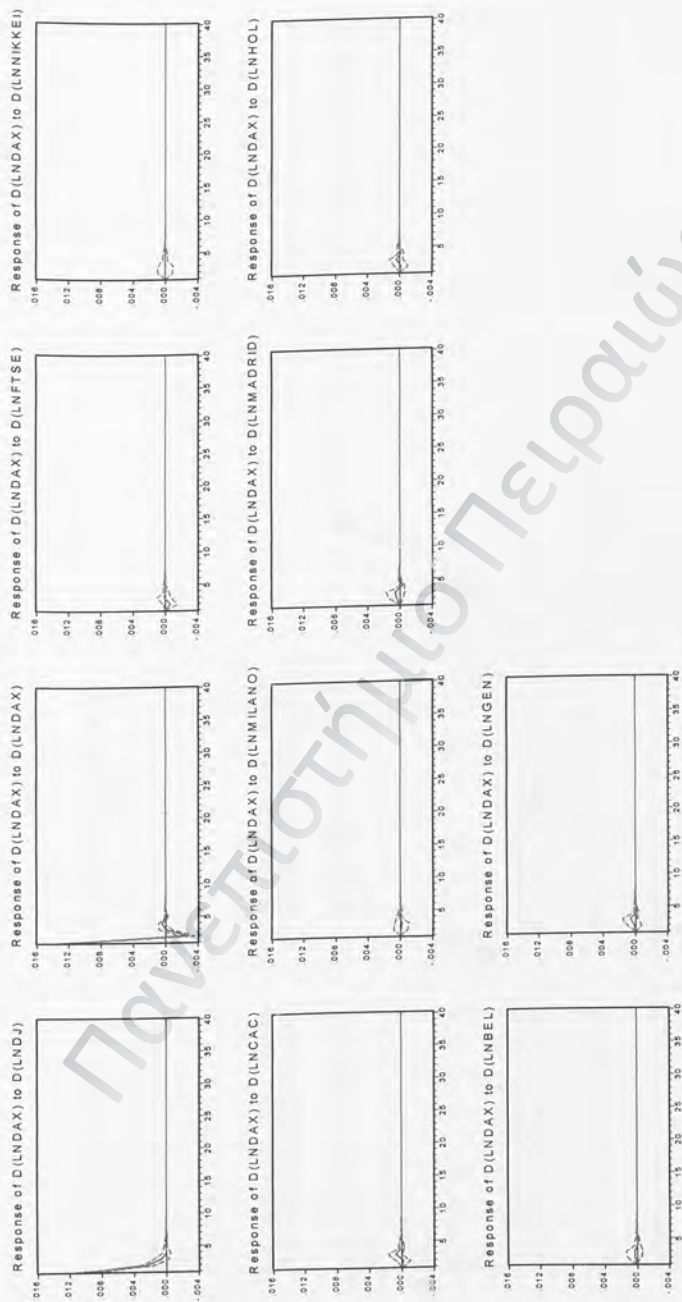
Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Ανταπόκριση του δείκτη DJ (Νέας Υόρκης) στις αφηνίδες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

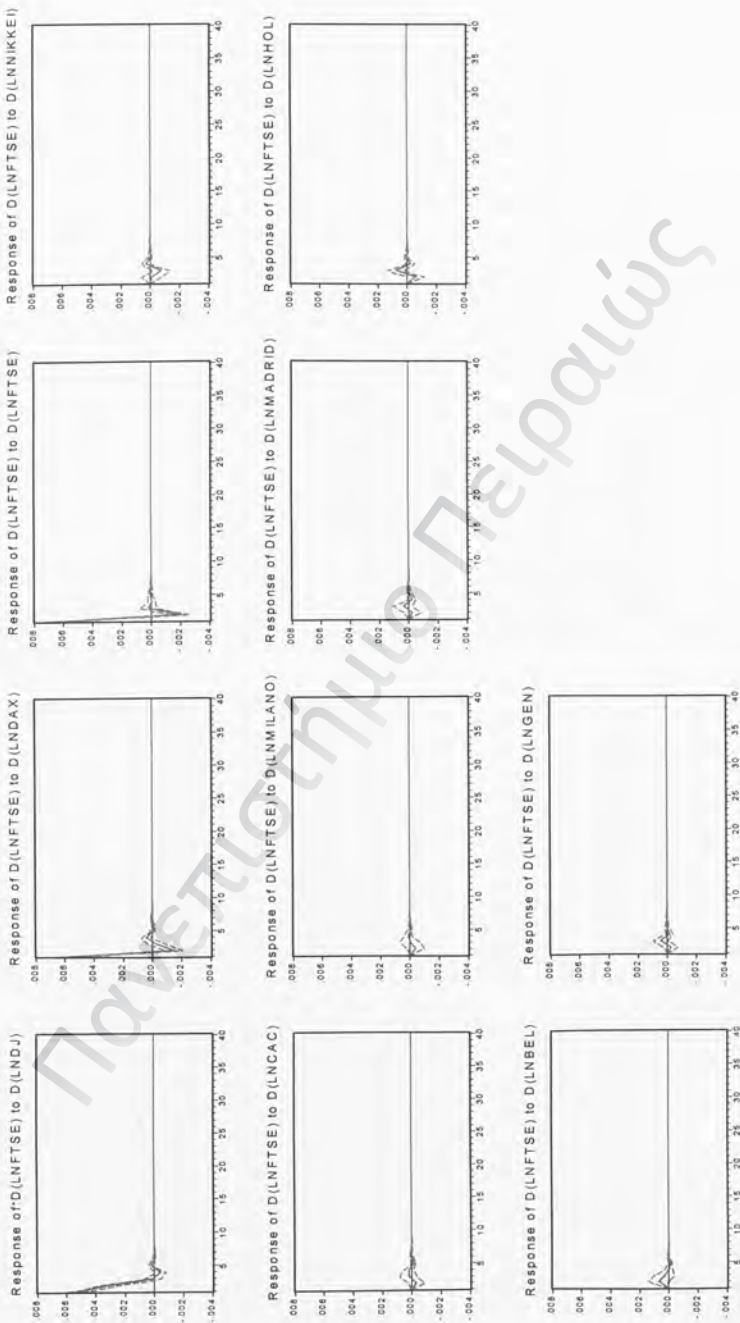


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



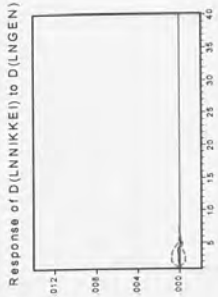
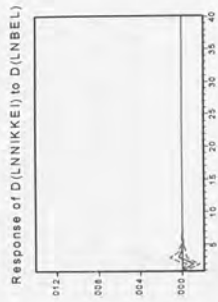
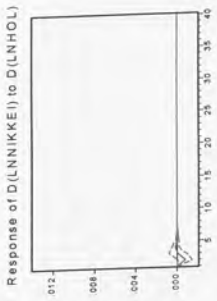
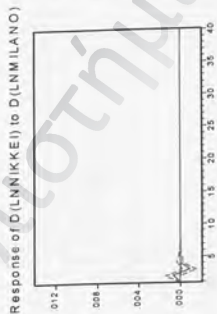
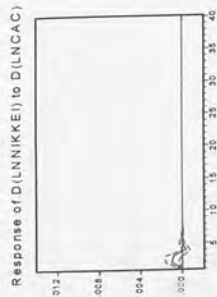
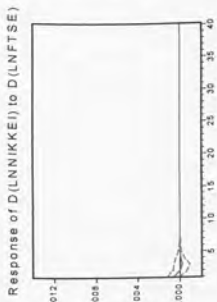
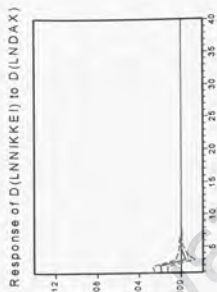
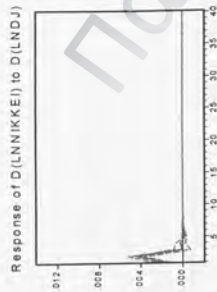
Αναπόκριση του δείκτη FTSE (Αγγλίας) στις αφηνίδες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



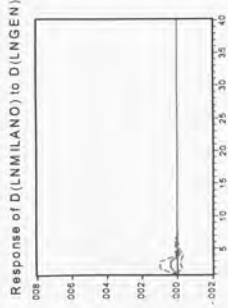
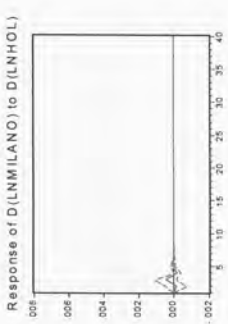
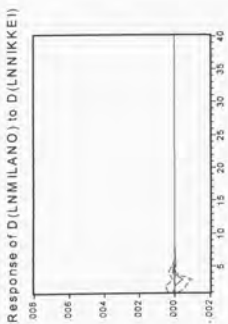
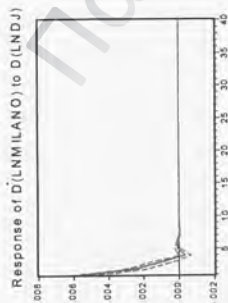
Ανταπόκριση του δείκτη NIKKEI 225 (Ιαπωνίας) στις αφηνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



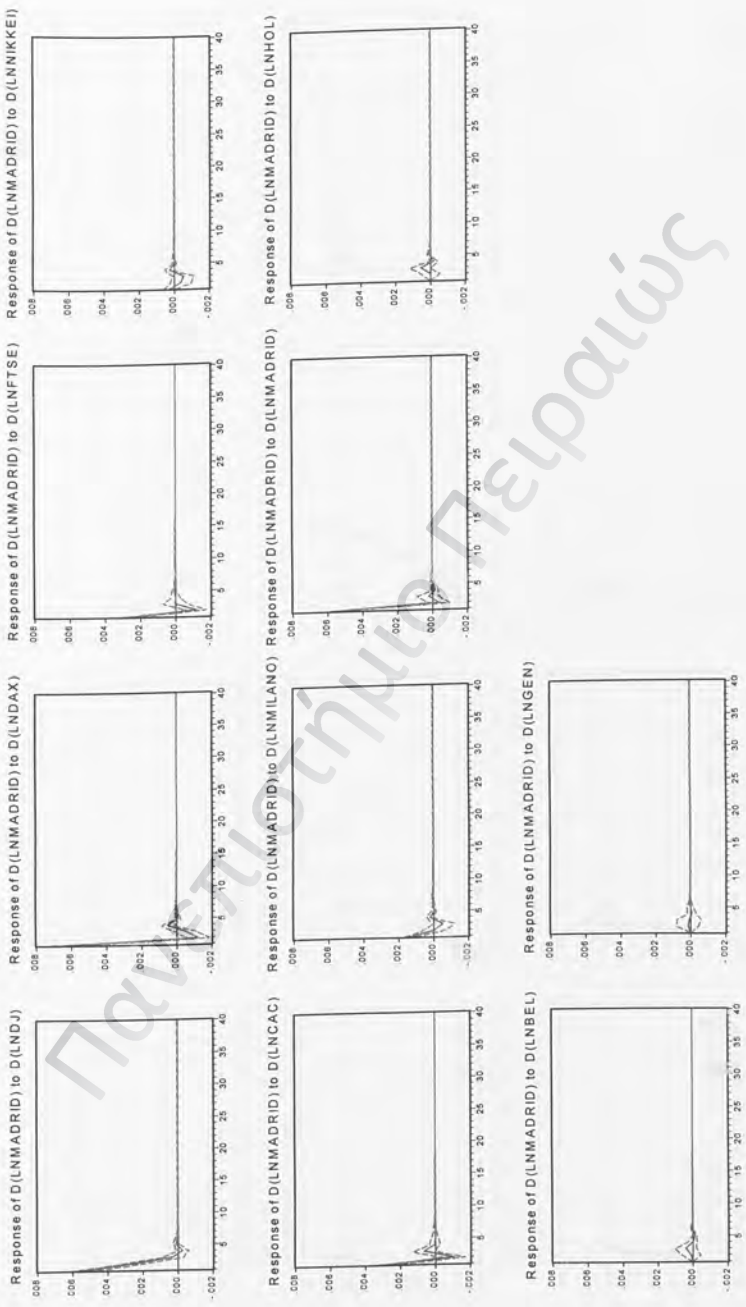
Ανταπόκριση του δείκτη MILANO (Ιταλίας) στις αιφνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



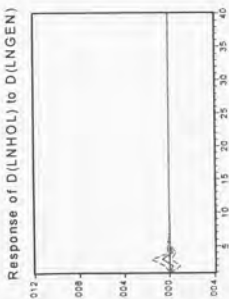
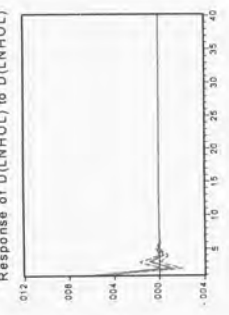
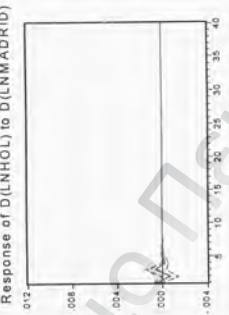
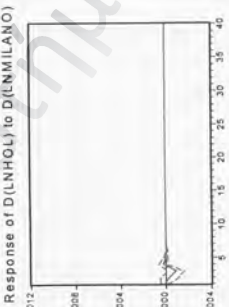
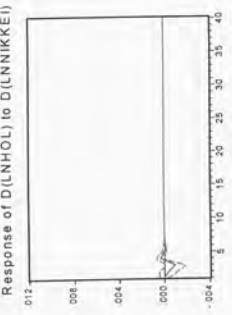
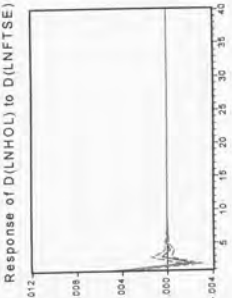
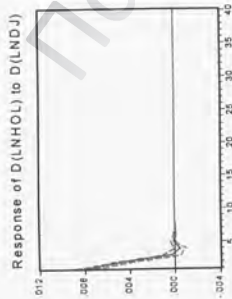
Ανταπόκριση του δείκτη MADRID (Ισπανίας) στις αιφνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



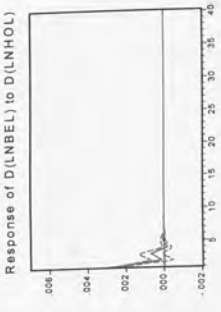
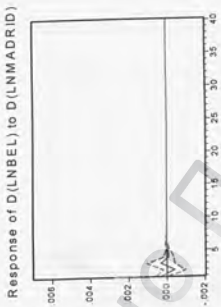
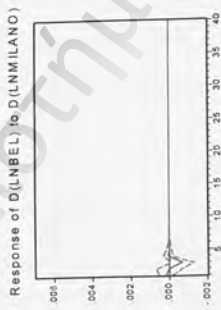
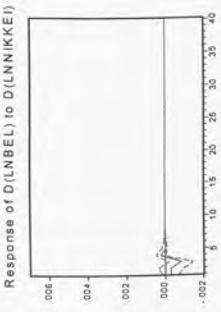
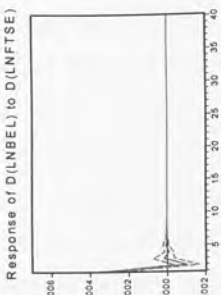
Ανταπόκριση του δείκτη HOL (Ολλανδίας) στις αιφνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



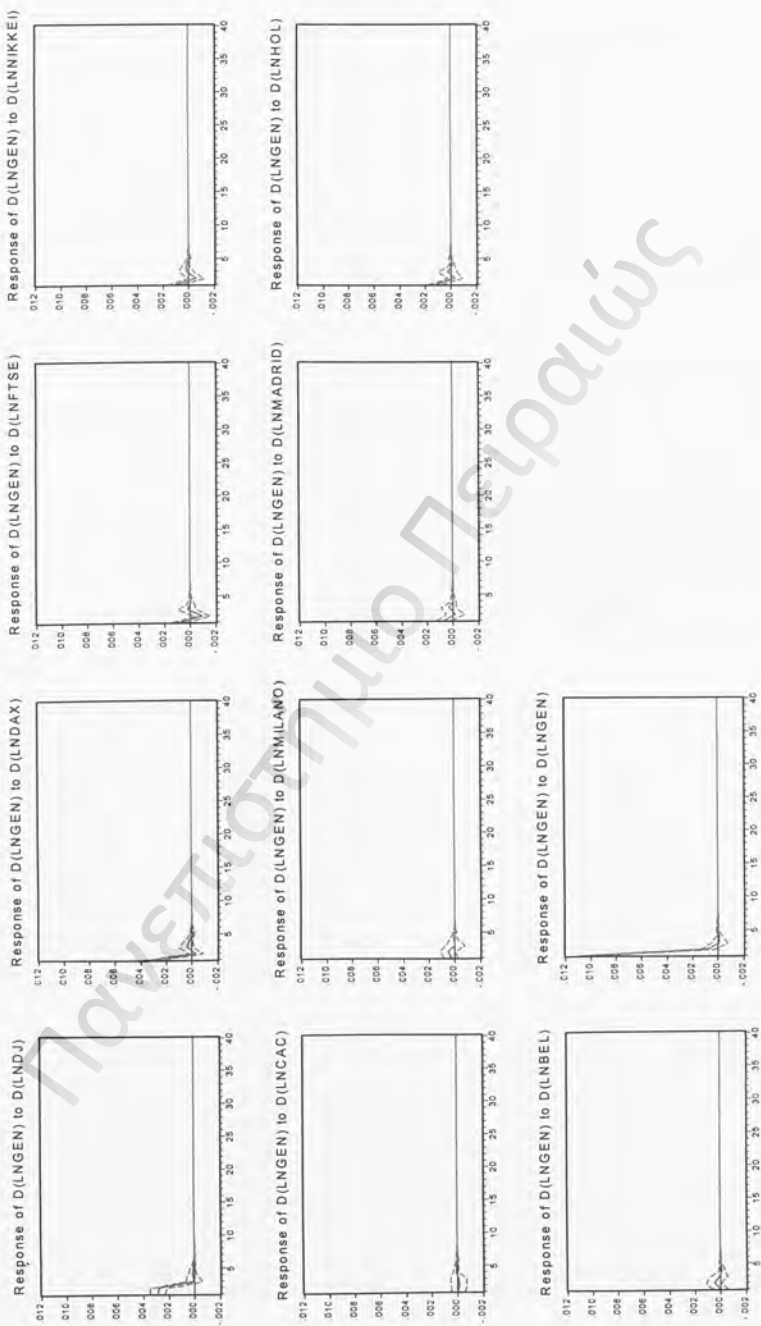
Ανταπόκριση του δείκτη BEL (Βελγίου) στις αφηνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Ανταπόκριση του δείκτη GEN (Ελλάδας) στις αφηνίδιες διαταραχές στους υπόλοιπους δείκτες

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Θα ξεκινήσουμε την ανάλυσή μας και πάλι από την Ελληνική κεφαλαιαγορά η οποία συγκεντρώνει και το μεγαλύτερο ενδιαφέρον μας.

Από το σύνολο των διαγραμμάτων που αναφέρονται στην ανταπόκριση του Γενικού δείκτη (GEN) σε αιφνίδιες μεταβολές στους υπόλοιπους δείκτες, προκύπτει ότι μια διαταραχή στον δείκτη τιμών της Νέας Υόρκης (DJ), μεγέθους μιας τυπικής απόκλισης έχει επιδράσεις στο σφάλμα πρόβλεψης του Γενικού δείκτη οι οποίες είναι σημαντικές και ολοκληρώνονται μετά από 9 ημέρες. Ωστόσο, όμως οι επιδράσεις αυτές περιέχουν μεγάλο περιθώριο σφάλματος και είναι στατιστικά σημαντικές μόνο την πρώτη ημέρα μετά την διαταραχή, αφού για τις υπόλοιπες ημέρες εμφανίζεται το διάστημα εμπιστοσύνης που έχει κατασκευαστεί, να περιέχει το μηδέν γεγονός που συνεπάγεται την μη σημαντικότητα των επιδράσεων αυτών. Άρα ουσιαστικά η επίδραση του αμερικανικού δείκτη πάνω στον Γενικό δείκτη ολοκληρώνεται μέσα σε μια ημέρα και είναι ιδιαίτερα σημαντική αφού φαίνεται να προκαλεί μεγάλη «αναταραχή» στην Ελληνική αγορά.

Επίσης, οι διαταραχές που έχουν ως πηγή προέλευσης την εγχώρια αγορά(την Ελληνική) φαίνεται πως ασκούν σημαντική επίδραση στην διαμόρφωση της τιμής του Γενικού δείκτη καθώς, όπως φαίνεται και από το σχετικό διάγραμμα, προκαλούν σημαντικές αντιδράσεις στο χρηματιστήριο της Αθήνας. Από το ίδιο διάγραμμα φαίνεται ότι οι επιδράσεις αυτές διαρκούν επτά ημέρες και μετά σβήνουν, όμως το διάστημα εμπιστοσύνης μας πληροφορεί ότι από αυτές τις επιδράσεις, στατιστικά σημαντική εμφανίζεται να είναι μόνο η επίδραση της πρώτης ημέρας. Η διαπίστωση αυτή συνάδει και με τον χαρακτήρα των χρηματιστηριακών αγορών δεδομένου ότι μια απρόσμενη μεταβολή στις εγχώριους παράγοντες(π.χ. οικονομική πολιτική, νομισματική πολιτική, επιτόκια) επιδρά σχεδόν ακαριαία στο χρηματιστήριο.

Τέλος, οι υπόλοιπες αγορές φαίνεται πως δεν προκαλούν σημαντικές αντιδράσεις στο ελληνικό χρηματιστήριο με τις μεταβολές τους, καθώς εμφανίζονται να είναι πολύ μικρές και στατιστικά ασήμαντες.

Σχετικά με τις υπόλοιπες αγορές έχουμε να πούμε τα εξής:

Η αγορά της Νέας Υόρκης εμφανίζεται να διαμορφώνεται αποκλειστικά με την επίδραση των εγχωρίων παραγόντων (των ΗΠΑ) δεδομένου ότι μια διαταραχή που έχει ως προέλευση αυτούς, προκαλεί σημαντικές επιδράσεις στον δείκτη DJ οι οποίες είναι σημαντικές μόνο την πρώτη ημέρα μετά την εκδήλωσή της. Τις υπόλοιπες ημέρες οι επιδράσεις είναι ασήμαντες αφού το αντίστοιχο διάστημα εμπιστοσύνης περιέχει την μηδενική τιμή. Αναφορικά με τις υπόλοιπες αγορές και το ενδεχόμενο να ασκούν επιδράσεις στην αμερικανική αγορά, έχουμε

να πούμε ότι δεν φαίνεται να υπάρχει αγορά που να ασκεί επίδραση στον δείκτη DJ αφού οι όποιες επιδράσεις είναι μικρές και μη στατιστικά σημαντικές. Κάτι τέτοιο άλλωστε ήταν αναμενόμενο και με βάση όσα προηγήθηκαν της ανάλυσης αυτής.

Ο Γερμανικός δείκτης DAX αντιδρά ακαριαία στις μεταβολές των εγχωρίων παραγόντων οι οποίοι ολοκληρώνουν τις σημαντικές επιδράσεις τους μέσα σε μία ημέρα. Από τις ξένες αγορές μόνο η αγορά των ΗΠΑ φαίνεται να επιδρά σημαντικά στην γερμανική αγορά καθώς οι επιδράσεις όλων των υπολοίπων αγορών είναι πολύ μικρές και δεν είναι στατιστικά διάφορες του μηδενός.

Για την αγορά του Λονδίνου προκύπτει ότι κλυδωνισμοί που έχουν σχέση με τα συμβαίνοντα στα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και της Φραγκφούρτης έχουν σημαντική επίδραση στις αποδόσεις του δείκτη FTSE. Οι διαταραχές στις αγορές αυτές απορροφώνται από το χρηματιστήριο του Λονδίνου μέσα σε μια ημέρα από την εκδήλωσή τους και στην συνέχεια «σβήνουν». Επίσης και οι εγχώριοι παράγοντες διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην πορεία της Αγγλικής αγοράς, δεδομένου ότι διαταραχές στους παράγοντες αυτούς προκαλούν άμεση αντίδραση του δείκτη FTSE και μάλιστα όπως φαίνεται και σε μεγαλύτερο βαθμό από την αντίδραση που παρουσιάζει λόγω μεταβολών στις δυο προαναφερθείσες αγορές (Νέας Υόρκης και Γερμανίας).

Επίσης, η Ιαπωνική αγορά παρουσιάζεται να αντιδρά σημαντικά σε διαταραχές που έχουν προέλευση την αγορά της Νέας Υόρκης και μάλιστα οι επιδράσεις αυτές της αμερικανικής αγοράς πάνω στον Ιαπωνικό δείκτη είναι σημαντικές για χρονικό ορίζοντα δυο ημερών σε αντίθεση με προηγούμενες περιπτώσεις αγορών που οι επιδράσεις διαρκούσαν το πολύ μια ημέρα. Η διαφοροποίηση αυτή δικαιολογείται ενδεχομένως από τη διαφορετική ώρα λειτουργίας των δυο χρηματιστηρίων και τον χρόνο που απαιτείται για να ενσωματωθεί μια διαταραχή του DJ στον δείκτη NIKKEI 225. Ακόμη, οι εγχώριοι παράγοντες εμφανίζονται και στην αγορά αυτή ιδιαίτερα σημαντικοί ενώ οι επιδράσεις των υπολοίπων αγορών είναι ασήμαντες και μπορούν να θεωρηθούν αμελητέες.

Ακόμη, οι υπόλοιπες αγορές εμφανίζονται να επηρεάζονται σημαντικά από τις διαταραχές στους δείκτες DJ, DAX και FTSE ενώ σημαντική είναι και η επίδραση των εγχωρίων παραγόντων τους, κάτι που ήταν άλλωστε αναμενόμενο.

Από την εξέταση των διαγραμμάτων που παριστάνουν τις αντιδράσεις κάθε αγοράς σε αφνίδες διαταραχές σε κάποιες άλλες αγορές και σε εγχώριους παράγοντες, θα μπορούσαμε να επιστημονομε κάποια βασικά σημεία που σχετίζονται με την υπόθεση της

αποτελεσματικότητας των αγορών. Συγκεκριμένα, παρατηρήσαμε ότι οι αντιδράσεις των αγορών ολοκληρώνονται μέσα σε μια ημέρα και στην συνέχεια «σβήνουν» με γρήγορο ρυθμό και θεωρούνται στατιστικά ασήμαντες. Εξάιρεση αποτελεί μόνο η Ιαπωνική αγορά, όπως είπαμε και προηγουμένως, της οποίας η αντίδραση σε μια αιφνίδια διαταραχή στην αγορά της Νέας Υόρκης, ολοκληρώνεται μέσα σε 2 ημέρες. Αν απομονώσουμε αυτή την ειδική περίπτωση, τότε θα μπορούσαμε να πούμε ότι σε γενικές γραμμές οι αντιδράσεις των αγορών ολοκληρώνονται σε μια ημέρα. Το γεγονός αυτό θα μπορούσε να θεωρηθεί ως ένα στοιχείο στήριξης της υπόθεσης των αποτελεσματικότητας των αγορών. Δηλαδή θα μπορούσαμε να πούμε ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές, συμπεριλαμβανομένου και της Ελληνικής. Αυτό μεταφράζεται στο εξής συμπέρασμα: Αφού οι αντιδράσεις των αγορών ολοκληρώνονται σε μια ημέρα, δεν θα υπάρχει η δυνατότητα κάποιος επενδυτής να επιτύχει υπεραποδόσεις επενδύοντας σε μια αγορά βασιζόμενος σε εξελίξεις στις υπόλοιπες αγορές. Με το ίδιο σκεπτικό αφού η αντίδραση των αγορών σε απρόβλεπτες διαταραχές στους εγχώριους παράγοντες, ολοκληρώνεται μέσα σε μια ημέρα και πάλι δεν υπάρχει δυνατότητα προσπορισμού έκτακτων κερδών από τους επενδυτές αφού η προσαρμογή της αγοράς είναι άμεση.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Κατά την διάρκεια της τελευταίας δεκαετίας έχουν γίνει σημαντικά βήματα προς την κατεύθυνση της ανάπτυξης και του εκσυγχρονισμού του Χρηματιστηρίου Αθηνών ώστε αυτό να μπορέσει να λειτουργήσει ως μοχλός ανάπτυξης της εγχώριας αγοράς κεφαλαίου. Παράλληλα, η κατάργηση των περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων, οι τεχνολογικές εξελίξεις και η βελτίωση των τηλεπικοινωνιών (κυρίως η χρήση του Internet), είχαν ως αποτέλεσμα την παγκοσμιοποίηση των αγορών και την ανάπτυξη σημαντικών σχέσεων αλληλεξάρτησης μεταξύ τους.

Η ερευνητική αυτή εργασία είχε ως στόχο την διερεύνηση του βαθμού εξάρτησης της ελληνικής κεφαλαιαγοράς από τις μεγάλες κεφαλαιαγορές του εξωτερικού και την ανακάλυψη των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των εξεταζόμενων αγορών. Συγκεκριμένα, στην έρευνα αυτή έγινε μια σημαντική προσπάθεια να εξεταστούν οι βραχυχρόνιες και οι μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Ελλάδος, της Γερμανίας, της Αγγλίας, των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας, της Ισπανίας, της Ιταλίας, του Βελγίου, της Ολλανδίας και της Γαλλίας. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες τιμές κλεισίματος από τους κυριότερους χρηματιστηριακούς δείκτες των αγορών αυτών, για την περίοδο από 18/12/2000 έως 9/3/2006.

Η μελέτη αυτή βασίστηκε στην ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger όπως αυτή προκύπτει μέσα από τρεις διαφορετικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις. Αναλυτικότερα, σε πρώτο στάδιο εκτιμούμε διμεταβλητά αυτοπαλίνδρομα διανυσματικά υποδείγματα (*VAR models*) και πάνω σε αυτά αναπτύσσουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*) με στόχο να εξετάσουμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των αγορών σε βραχυχρόνιο επίπεδο.

Στην συνέχεια εφαρμόζουμε την θεωρία συνολοκλήρωσης, κάτι που είναι επιτρεπτό δεδομένου ότι οι χρονολογικές σειρές που αφορούν τις λογαριθμικές τιμές κλεισίματος των δεικτών είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, $I(1)$, όπως προέκυψε μέσα από την εφαρμογή των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller και Phillips-Perron. Το σημαντικό πλεονέκτημα της μεθόδου αυτής είναι ότι επιτρέπει την εξέταση των σχέσεων μεταξύ των αγορών τόσο σε βραχυχρόνιο όσο και σε μακροχρόνιο επίπεδο. Πάνω σε αυτή την θεωρία έχουν αναπτυχθεί δύο μέθοδοι εφαρμογής της, τις οποίες χρησιμοποιήσαμε και στην

ανάλυσή μας. Πιο συγκεκριμένα, εφαρμόσαμε την θεωρία συνολοκλήρωσης αρχικά σε διμεταβλητό επίπεδο, δηλαδή εξετάσαμε την συνολοκλήρωση των αγορών ανά δυο (μέθοδος των Engle – Granger) και στην συνέχεια προχωρήσαμε στην ανάπτυξη της μεθόδου σε πολυμεταβλητό επίπεδο (μέθοδος των Johansen-Juselous). Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την εφαρμογή της θεωρίας συνολοκλήρωσης υπήρξαν διαφωτιστικά των σχέσεων αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών.

Επίσης, προχωρήσαμε και στην αποσύνθεση της διακύμανσης και την εκτίμηση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων με στόχο την ποσοτική απεικόνιση των σχέσεων των αγορών και τον εντοπισμό της χρονικής διάρκειας των αλληλεπιδράσεων.

Από την εμπειρική ανάλυση της συμπεριφοράς των δεικτών των εξεταζομένων αγορών προκύπτουν μια σειρά από συμπεράσματα.

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (*Granger causality test*) έδειξε ότι οι βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των κεφαλαιαγορών είναι αρκετά ισχυρές, γεγονός που υποδηλώνει ότι τα οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου θα είναι περιορισμένα. Για την ελληνική κεφαλαιαγορά προκύπτει ότι «επηρεάζεται κατά Granger» από τις αγορές των ΗΠΑ, της Γερμανίας, του Βελγίου και της Ιταλίας. Επίσης, μέσα από την ανάλυση αυτή αναδεικνύεται ο σημαντικός ρόλος που διαδραματίζει η αγορά των ΗΠΑ στο παγκόσμιο χρηματιστηριακό σύστημα ως παραγωγός πληροφοριών και μεταβλητότητας. Ακόμη, στα πλαίσια της Ευρωπαϊκής Ένωσης εμφανίζεται η Γερμανική χρηματιστηριακή αγορά ως κυρίαρχη αγορά, σε αντίθεση με την αγορά του Λονδίνου που αδυνατεί να παίξει σημαίνων ρόλο στα ευρωπαϊκά χρηματιστηριακά δρώμενα, τουλάχιστον σε βραχυχρόνιο επίπεδο.

Στην συνέχεια εφαρμόζοντας την θεωρία συνολοκλήρωσης με βάση την μέθοδο των Engle – Granger και αναπτύσσοντας υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος (*Error Correction Models*), προέκυψε ότι οι σχέσεις αλληλεπίδρασης μεταξύ των εξεταζομένων αγορών έγιναν ακόμη πιο ισχυρές και ανακαλύφθηκαν νέες σχέσεις αιτιότητας οι οποίες πηγάζουν μέσα από την μακροχρόνια σχέση των αγορών και την σχέση συνολοκλήρωσης. Αναφορικά με την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν παρουσιάστηκαν σημαντικές διαφοροποιήσεις από τα αποτελέσματα που προέκυψαν με βάση τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, μιας και πάλι η εν λόγω αγορά συνεχίζει να αιτιάζεται από τις αγορές των ΗΠΑ, της Γερμανίας και του Βελγίου. Μόνη διαφορά υπήρξε στο ότι πλέον η ελληνική αγορά φαίνεται πως επηρεάζεται και από την Ισπανική αγορά. Επίσης, η ανάλυση αυτή και πάλι επιβεβαιώνει τον ηγετικό ρόλο της αγοράς της Νέας Υόρκης σε παγκόσμιο επίπεδο και την κυριαρχία της Γερμανικής

αγοράς σε Ευρωπαϊκό επίπεδο. Η μόνη εξήγηση που μπορεί να δοθεί για την υπεροχή των αγορών αυτών και την ικανότητά τους να είναι παραγωγικοί μεταβλητότητας και πληροφοριών, είναι ότι η μεν οικονομία των ΗΠΑ είναι η μεγαλύτερη παγκόσμια οικονομία η οποία καθορίζει την πορεία όλων των οικονομιών του κόσμου και η Γερμανική οικονομία πιστεύεται ότι ίσως είναι η ισχυρότερη οικονομία στα πλαίσια της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Ακόμη, από την ανάλυση αυτή προέκυψε ότι η Αγγλική αγορά εμφανίζεται να έχει αυξήσει τις σχέσεις αιτιότητας με τις υπόλοιπες αγορές, σε σχέση με τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger. Συγκεκριμένα, παρουσιάζεται ως πηγή αιτιότητας για τις αγορές της Γερμανίας, της Ολλανδίας, της Γαλλίας και της Ιαπωνίας. Τέλος θα πρέπει να επισημάνουμε τον χαμηλό βαθμό επίδρασης προς τις υπόλοιπες αγορές που εμφανίζει η αγορά του Τόκιο.

Χρησιμοποιώντας την θεωρία συνολοκλήρωσης και εφαρμόζοντας την με βάση την μέθοδο των Johansen-Juselous, προέκυψε και πάλι σημαντικός αριθμός σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των αγορών γεγονός που συμφωνεί και με τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τις δυο προηγούμενες μεθόδους. Όμως, η ελληνική κεφαλαιαγορά εμφανίζεται να επηρεάζεται μόνο από την αγορά της Νέας Υόρκης και όχι από κάποιες άλλες αγορές όπως αυτές της Γερμανίας και του Βελγίου που έδειξαν τα αποτελέσματα από την εφαρμογή των παραπάνω μεθόδων. Για μια ακόμη φορά εμφανίζεται η αμερικανική αγορά να επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες αγορές ενώ καμία εξ αυτών να μην μπορεί να την αιτιάσει. Επίσης, η αγορά της Γερμανίας επιβεβαιώνει τον κυρίαρχο ρόλο της σε Ευρωπαϊκό επίπεδο και αναδεικνύεται σε μεγάλο ρυθμιστικό χρηματιστηριακό παράγοντα.

Η ανάλυση της αποσύνθεσης της διακύμανσης επιβεβαιώνει κατά πολύ, τα αποτελέσματα των προηγούμενων μεθόδων. Συγκεκριμένα, παρουσιάζει την αγορά των ΗΠΑ ως σημαντική συνιστώσα της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης των τιμών των δεικτών όλων των εξεταζομένων αγορών και παράλληλα εμφανίζει την αγορά της Γερμανίας να ερμηνεύει σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης σε πολλές Ευρωπαϊκές αγορές. Για την ελληνική κεφαλαιαγορά προκύπτει ότι ένα μικρό (αλλά αρκετά σημαντικό) μέρος της διακύμανσης ερμηνεύεται από διαταραχές στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (περίπου 11%) ενώ το μεγαλύτερο μέρος αυτής οφείλεται σχεδόν αποκλειστικά σε εγχώριους παράγοντες. Επίσης, ενώ σε κάποιες αγορές οι εγχώριοι παράγοντες εμφανίζονται να διαδραματίζουν τον σημαντικότερο ρόλο στην διαμόρφωση των αποδόσεων των δεκτών, σε κάποιες άλλες η συμβολή των εγχωρίων παραγόντων στην ερμηνεία τη διακύμανσης του

σφάλματος πρόβλεψης είναι μικρή, γεγονός που αντανακλά τον υψηλό βαθμό διεθνοποίησης των εν λόγω αγορών.

Σχετικά με την εκτίμηση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων εκείνο που έχουμε να επισημάνουμε είναι ότι επιβεβαιώνει τα αποτελέσματα της ανάλυσης της αποσύνθεσης της διακύμανσης και επιπλέον παρέχει ενδείξεις για την αποτελεσματικότητα των αγορών, δεδομένου ότι οι αντιδράσεις των αγορών σε αιφνίδιες διαταραχές τόσο στις υπόλοιπες αγορές όσο και σε εγχώριους παράγοντες, ολοκληρώνονται μέσα σε μια ημέρα με αποτέλεσμα να μην υπάρχει δυνατότητα να επιτύχει κάποιος επενδυτής υπερκανονικές αποδόσεις επενδύοντας σε μια αγορά βασιζόμενος σε εξελίξεις στις άλλες αγορές.

Επομένως, παρά τις μικρές διαφοροποιήσεις που μπορεί να εμφανίζονται στα συμπεράσματα που προέκυψαν μέσα από τις εναλλακτικές μεθόδους εξέτασης του ζητήματος, θα μπορούσαμε να πούμε πως υπάρχουν σημεία σύγκλισης. Αναλυτικότερα:

Η ελληνική κεφαλαιαγορά επηρεάζεται σε σημαντικό βαθμό από τις εξελίξεις στην αγορά της Νέας Υόρκης, γεγονός που το στηρίζουν όλες οι μέθοδοι προσέγγισης του ζητήματος. Επιπλέον, εμφανίζονται και οι αγορές της Γερμανίας, της Ιταλίας, της Ισπανίας και του Βελγίου να επηρεάζουν τον Γενικό δείκτη. Όμως, ο λογισμός των καταλοίπων δεν επιβεβαιώνει κάτι τέτοιο με εξαίρεση ίσως της Γερμανική αγορά, η επίδραση της οποίας υπερέχει αυτής των υπολοίπων αγορών χωρίς όμως να μπορεί να θεωρηθεί ιδιαίτερος σημαντική.

Οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών εμφανίζονται ισχυρές, κάτι που επιβεβαιώνει και τα συμπεράσματα προηγούμενων ερευνητικών εργασιών που έχουν ασχοληθεί με αυτό το θέμα.

Η αγορά των ΗΠΑ είναι ο μεγαλύτερος ρυθμιστικός παράγοντας των εξελίξεων στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές και σημαντικός φορέας αιτιότητας.

Στα πλαίσια της Ευρωπαϊκής Ένωσης η Γερμανική αγορά είναι η κυρίαρχη αγορά, με σημαντική υπεροχή έναντι της Αγγλικής.

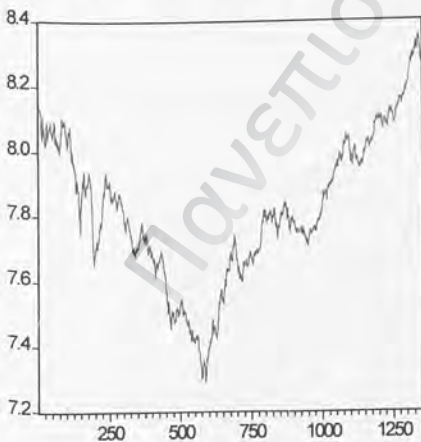
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

A. Επεξήγηση μεταβλητών

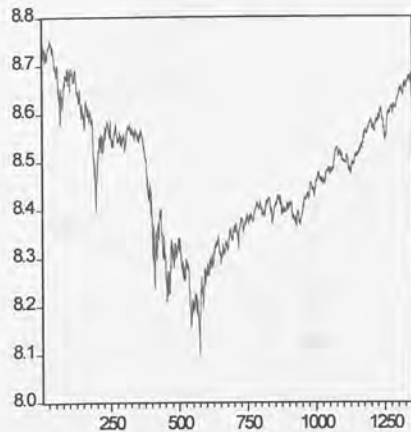
Μεταβλητή	Δείκτης
GEN	Χρηματιστηριακός δείκτης της Ελλάδας
DJ	Χρηματιστηριακός δείκτης της Νέας Υόρκης
DAX	Χρηματιστηριακός δείκτης της Γερμανίας
FTSE	Χρηματιστηριακός δείκτης της Αγγλίας
NIKKEI	Χρηματιστηριακός δείκτης της Ιαπωνίας
MADRID	Χρηματιστηριακός δείκτης της Ισπανίας
CAC	Χρηματιστηριακός δείκτης της Γαλλίας
BEL	Χρηματιστηριακός δείκτης του Βελγίου
MILANO	Χρηματιστηριακός δείκτης της Ιταλίας
HOL	Χρηματιστηριακός δείκτης της Ολλανδίας

Όταν υπάρχει το πρόθεμα LN μπροστά από κάθε μεταβλητή τότε εννοείται ο φυσικός λογάριθμος των τιμών αυτής. Επίσης, το πρόθεμα DLN υποδηλώνει τις πρώτες λογαριθμικές διαφορές των τιμών του αντίστοιχου δείκτη.

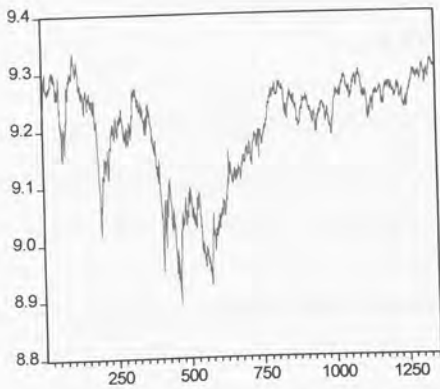
B. Γραφήματα των λογαριθμικών τιμών των δεικτών(περίοδος 18/12/2000 έως 9/3/2006)



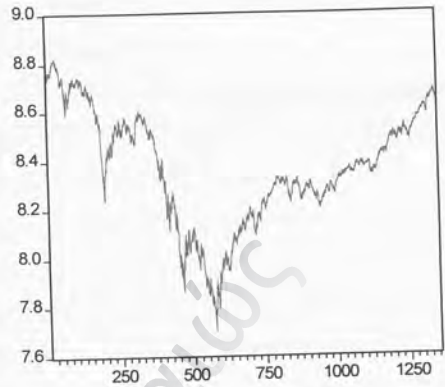
— LN GEN



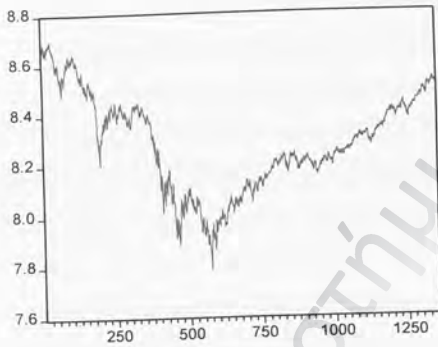
— LN FTSE



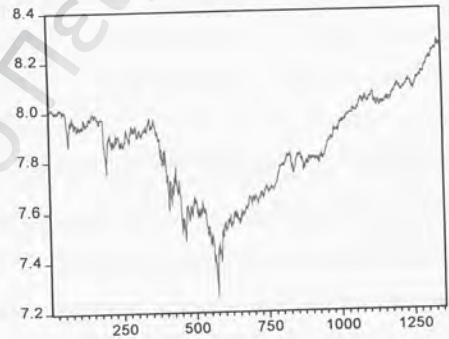
LNDJ



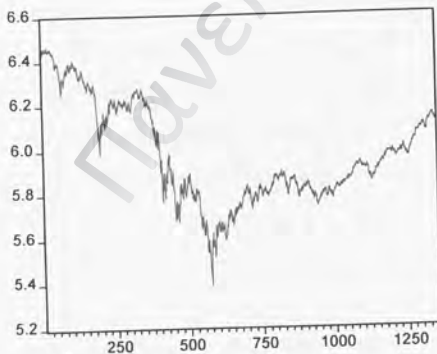
LNDAX



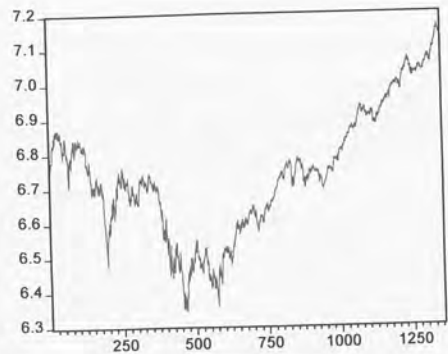
LNCAC



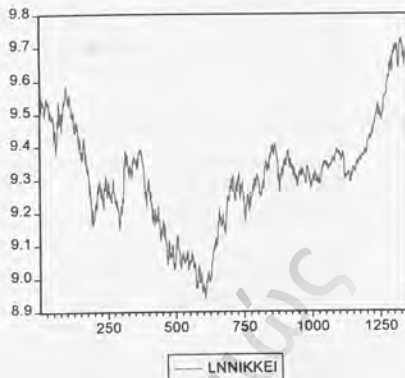
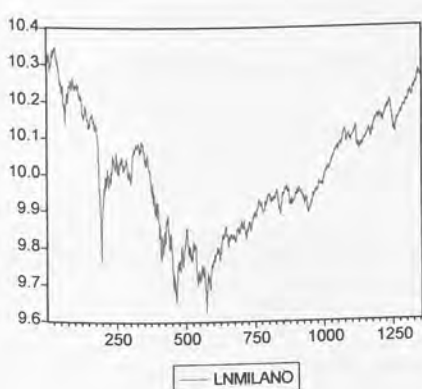
LNBEL



LNHOL



LNMADRID



Γ. Παρουσίαση των αποτελεσμάτων όπως προέκυψαν μέσα από το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews 4.0

Γ1. Τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας

1. Οι έλεγχοι Dickey-Fuller (Dickey-Fuller unit root test) στα επίπεδα των σειρών

1.1 Για την σειρά LNGEN (Λογαριθμικές τιμές του Γενικού δείκτη)

Null Hypothesis: LNGEN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.516790	0.8237
Test critical values: 1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNGEN)
Method: Least Squares
Date: 08/21/06 Time: 02:30
Sample(adjusted): 3 1353
Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNGEN(-1)	-0.002276	0.001501	-1.516790	0.1296
D(LNGEN(-1))	0.083755	0.027140	3.085999	0.0021
C	0.015981	0.011567	1.381651	0.1673
@TREND(1)	2.83E-06	8.68E-07	3.266088	0.0011
R-squared	0.016112	Mean dependent var		0.000106
Adjusted R-squared	0.013921	S.D. dependent var		0.011835
S.E. of regression	0.011753	Akaike info criterion		-6.046490

Sum squared resid	0.186060	Schwarz criterion	-6.031068
Log likelihood	4088.404	F-statistic	7.352723
Durbin-Watson stat	1.996246	Prob(F-statistic)	0.000069

1.2 Για την σειρά LNDJ(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη DJ)

Null Hypothesis: LNDJ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.132619	0.2319
Test critical values:	1% level	-3.434976	
	5% level	-2.863471	
	10% level	-2.567847	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDJ)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:33
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDJ(-1)	-0.006950	0.003259	-2.132619	0.0331
C	0.063939	0.029973	2.133259	0.0331
R-squared	0.003358	Mean dependent var		2.24E-05
Adjusted R-squared	0.002619	S.D. dependent var		0.011005
S.E. of regression	0.010991	Akaike info criterion		-6.182089
Sum squared resid	0.163069	Schwarz criterion		-6.174382
Log likelihood	4181.092	F-statistic		4.548062
Durbin-Watson stat	2.082963	Prob(F-statistic)		0.033136

1.3 Για την σειρά LNDAX(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη DAX)

Null Hypothesis: LNDAX has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.220286	0.6070
Test critical values:	1% level	-2.566674	
	5% level	-1.941058	
	10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDAX)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:34
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDAIX(-1)	-1.20E-05	5.46E-05	-0.220286	0.8257
R-squared	0.000013	Mean dependent var		-8.04E-05
Adjusted R-squared	0.000013	S.D. dependent var		0.016777
S.E. of regression	0.016777	Akaike info criterion		-5.336858
Sum squared resid	0.380270	Schwarz criterion		-5.333005
Log likelihood	3608.716	Durbin-Watson stat		2.064300

1.4 Για την σειρά LNFSE(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη FTSE)

Null Hypothesis: LNFSE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.287810	0.5823
Test critical values:		
1% level	-2.566674	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNFSE)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:36

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFTSE(-1)	-1.06E-05	3.68E-05	-0.287810	0.7735
R-squared	0.000013	Mean dependent var		-8.01E-05
Adjusted R-squared	0.000013	S.D. dependent var		0.011480
S.E. of regression	0.011480	Akaike info criterion		-6.095729
Sum squared resid	0.178040	Schwarz criterion		-6.091876
Log likelihood	4121.713	Durbin-Watson stat		2.084990

1.5 Για την σειρά LNNIKKEI(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη NIKKEI 225)

Null Hypothesis: LNNIKKEI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.762370	0.7225
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNNIKKEI)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:37

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNNIKKEI(-1)	-0.004181	0.002372	-1.762370	0.0782
C	0.037306	0.021941	1.700258	0.0893
@TREND(1)	2.53E-06	9.88E-07	2.556982	0.0107
R-squared	0.005816	Mean dependent var		7.53E-05
Adjusted R-squared	0.004342	S.D. dependent var		0.013759
S.E. of regression	0.013729	Akaike info criterion		-5.736410
Sum squared resid	0.254263	Schwarz criterion		-5.724851
Log likelihood	3880.813	F-statistic		3.945600
Durbin-Watson stat	1.991672	Prob(F-statistic)		0.019563

1.6 Για την σειρά LNMILANO(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη MILANO)

Null Hypothesis: LNMILANO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.616300	0.7864
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNMILANO)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:38

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMILANO(-1)	-0.003089	0.001911	-1.616300	0.1063
C	0.029526	0.019088	1.546885	0.1221
@TREND(1)	1.97E-06	7.85E-07	2.513460	0.0121
R-squared	0.006224	Mean dependent var		-2.82E-05
Adjusted R-squared	0.004751	S.D. dependent var		0.011274
S.E. of regression	0.011248	Akaike info criterion		-6.135122
Sum squared resid	0.170658	Schwarz criterion		-6.123562
Log likelihood	4150.342	F-statistic		4.224443
Durbin-Watson stat	1.974265	Prob(F-statistic)		0.014828

1.7 Για την σειρά LNMADRID(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη MADRID)

Null Hypothesis: LNMADRID has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.360134	0.8720
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	

10% level

-3.128581

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNMADRID)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:39

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMADRID(-1)	-0.002905	0.002136	-1.360134	0.1740
C	0.018358	0.014031	1.308343	0.1910
@TREND(1)	2.19E-06	9.77E-07	2.246483	0.0248
R-squared	0.003738	Mean dependent var		0.000274
Adjusted R-squared	0.002261	S.D. dependent var		0.011630
S.E. of regression	0.011617	Akaike info criterion		-6.070433
Sum squared resid	0.182062	Schwarz criterion		-6.058874
Log likelihood	4106.613	F-statistic		2.531020
Durbin-Watson stat	2.028466	Prob(F-statistic)		0.079956

1.8 Για την σειρά LNBEL (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη BEL)

Null Hypothesis: LNBEL has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.222783	0.9047
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNBEL)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:40

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBEL(-1)	-0.002131	0.001743	-1.222783	0.2216
D(LNBEL(-1))	0.115748	0.027066	4.276513	0.0000
C	0.015591	0.013515	1.153548	0.2489
@TREND(1)	1.95E-06	8.69E-07	2.239920	0.0253
R-squared	0.017700	Mean dependent var		0.000189
Adjusted R-squared	0.015512	S.D. dependent var		0.011857
S.E. of regression	0.011765	Akaike info criterion		-6.044413
Sum squared resid	0.186446	Schwarz criterion		-6.028991
Log likelihood	4087.001	F-statistic		8.090542
Durbin-Watson stat	2.002143	Prob(F-statistic)		0.000024

1.9 Για την σειρά LNCAC (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη CAC)

Null Hypothesis: LNCAC has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.342001	0.5620
Test critical values: 1% level	-2.566674	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCAC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:41
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCAC(-1)	-1.66E-05	4.85E-05	-0.342001	0.7324
R-squared	0.000021	Mean dependent var		-0.000120
Adjusted R-squared	0.000021	S.D. dependent var		0.014777
S.E. of regression	0.014777	Akaike info criterion		-5.590747
Sum squared resid	0.295005	Schwarz criterion		-5.586894
Log likelihood	3780.345	Durbin-Watson stat		2.029540

1.10 Για την σειρά LNHOL (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη HOL)

Null Hypothesis: LNHOL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.083309	0.2516
Test critical values: 1% level	-3.434976	
5% level	-2.863471	
10% level	-2.567847	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNHOL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:43
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNHOL(-1)	-0.004025	0.001932	-2.083309	0.0374
C	0.023784	0.011541	2.060710	0.0395
R-squared	0.003205	Mean dependent var		-0.000244
Adjusted R-squared	0.002466	S.D. dependent var		0.016090
S.E. of regression	0.016070	Akaike info criterion		-5.422265
Sum squared resid	0.348624	Schwarz criterion		-5.414559

Log likelihood	3667.451	F-statistic	4.340176
Durbin-Watson stat	2.010870	Prob(F-statistic)	0.037411

2 Έλεγχος Dickey-Fuller (Dickey-Fuller unit root test) στις πρώτες λογαριθμικές διαφορές των τιμών των δεικτών.

2.1 Για την σειρά D(LNGEN)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη GEN)

Null Hypothesis: D(LNGEN) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-33.76120	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNGEN,2)
Method: Least Squares
Date: 08/21/06 Time: 02:48
Sample(adjusted): 3 1353
Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNGEN(-1))	-0.916679	0.027152	-33.76120	0.0000
C	-0.001536	0.000643	-2.390644	0.0170
@TREND(1)	2.42E-06	8.23E-07	2.935151	0.0034
R-squared	0.458160	Mean dependent var		3.12E-05
Adjusted R-squared	0.457356	S.D. dependent var		0.015962
S.E. of regression	0.011758	Akaike info criterion		-6.046263
Sum squared resid	0.186377	Schwarz criterion		-6.034697
Log likelihood	4087.251	F-statistic		569.9095
Durbin-Watson stat	1.996517	Prob(F-statistic)		0.000000

2.2 Για την σειρά D(LNDJ)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη DJ)

Null Hypothesis: D(LNDJ) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.45109	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDJ,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:49
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDJ(-1))	-1.045353	0.027187	-38.45109	0.0000
R-squared	0.522713	Mean dependent var		2.01E-06
Adjusted R-squared	0.522713	S.D. dependent var		0.015917
S.E. of regression	0.010997	Akaike info criterion		-6.181721
Sum squared resid	0.163249	Schwarz criterion		-6.177866
Log likelihood	4176.753	Durbin-Watson stat		1.998830

2.3 Για την σειρά D(LNDAX)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη DAX)

Null Hypothesis: D(LNDAX) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.05091	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDAX,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:50
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDAX(-1))	-1.035509	0.027214	-38.05091	0.0000
C	-0.001731	0.000914	-1.893589	0.0585
@TREND(1)	2.42E-06	1.17E-06	2.066460	0.0390
R-squared	0.517861	Mean dependent var		-2.60E-06
Adjusted R-squared	0.517146	S.D. dependent var		0.024114
S.E. of regression	0.016756	Akaike info criterion		-5.337876
Sum squared resid	0.378479	Schwarz criterion		-5.326310
Log likelihood	3608.736	F-statistic		723.9381
Durbin-Watson stat	1.993124	Prob(F-statistic)		0.000000

2.4 Για την σειρά D(LNFTSE)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη FTSE)

Null Hypothesis: D(LNFTSE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.36195	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNFTSE,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:51

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNFTSE(-1))	-1.046659	0.027284	-38.36195	0.0000
R-squared	0.521553	Mean dependent var		-3.26E-05
Adjusted R-squared	0.521553	S.D. dependent var		0.016582
S.E. of regression	0.011470	Akaike info criterion		-6.097426
Sum squared resid	0.177607	Schwarz criterion		-6.093571
Log likelihood	4119.812	Durbin-Watson stat		1.990640

2.5 Για την σειρά D(LNNIKKEI)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη NIKKEI 225)

Null Hypothesis: D(LNNIKKEI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.70893	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNNIKKEI,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:53

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNNIKKEI(-1))	-0.999938	0.027240	-36.70893	0.0000
C	-0.001271	0.000749	-1.696391	0.0900
@TREND(1)	2.02E-06	9.60E-07	2.100768	0.0358
R-squared	0.499916	Mean dependent var		3.73E-05
Adjusted R-squared	0.499174	S.D. dependent var		0.019408
S.E. of regression	0.013735	Akaike info criterion		-5.735493
Sum squared resid	0.254308	Schwarz criterion		-5.723927
Log likelihood	3877.326	F-statistic		673.7726
Durbin-Watson stat	1.999466	Prob(F-statistic)		0.000000

2.6 Για την σειρά D(LNMILANO)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη MILANO)

Null Hypothesis: D(LNMILANO) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.37350	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNMILANO,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:54
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNMILANO(-1))	-0.989608	0.027207	-36.37350	0.0000
C	-0.001355	0.000614	-2.207135	0.0275
@TREND(1)	1.94E-06	7.86E-07	2.467562	0.0137
R-squared	0.495329	Mean dependent var		-7.75E-06
Adjusted R-squared	0.494580	S.D. dependent var		0.015822
S.E. of regression	0.011249	Akaike info criterion		-6.134939
Sum squared resid	0.170562	Schwarz criterion		-6.123373
Log likelihood	4147.152	F-statistic		661.5224
Durbin-Watson stat	1.991813	Prob(F-statistic)		0.000000

2.7 Για την σειρά D(LNMADRID)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη MADRID)

Null Hypothesis: D(LNMADRID) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-26.42265	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566676	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNMADRID,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:55
 Sample(adjusted): 4 1353

Included observations: 1350 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNMADRID(-1))	-1.020726	0.038631	-26.42265	0.0000
D(LNMADRID(-1),2)	0.010448	0.027117	0.385292	0.7001
R-squared	0.506846	Mean dependent var		3.04E-05
Adjusted R-squared	0.506480	S.D. dependent var		0.016501
S.E. of regression	0.011592	Akaike info criterion		-6.075484
Sum squared resid	0.181144	Schwarz criterion		-6.067769
Log likelihood	4102.952	Durbin-Watson stat		1.995379

2.8 Για την σειρά D(LNBEL)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη BEL)

Null Hypothesis: D(LNBEL) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-32.64213	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation:

Dependent Variable: D(LNBEL,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 02:56

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBEL(-1))	-0.882135	0.027024	-32.64213	0.0000
R-squared	0.441111	Mean dependent var		-2.57E-06
Adjusted R-squared	0.441111	S.D. dependent var		0.015752
S.E. of regression	0.011776	Akaike info criterion		-6.044732
Sum squared resid	0.187217	Schwarz criterion		-6.040877
Log likelihood	4084.217	Durbin-Watson stat		2.002426

2.9 Για την σειρά D(LNCAC)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη CAC)

Null Hypothesis: D(LNCAC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.40128	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCAC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:57
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCAC(-1))	-1.018269	0.027226	-37.40128	0.0000
C	-0.001605	0.000806	-1.992012	0.0466
@TREND(1)	2.18E-06	1.03E-06	2.110942	0.0350
R-squared	0.509258	Mean dependent var		-3.23E-06
Adjusted R-squared	0.508530	S.D. dependent var		0.021060
S.E. of regression	0.014764	Akaike info criterion		-5.591056
Sum squared resid	0.293824	Schwarz criterion		-5.579490
Log likelihood	3779.758	F-statistic		699.4298
Durbin-Watson stat	1.994885	Prob(F-statistic)		0.000000

2.10 Για την σειρά D(LNHOL)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη HOL)

Null Hypothesis: D(LNHOL) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.97628	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNHOL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 02:58
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNHOL(-1))	-1.006250	0.027213	-36.97628	0.0000
R-squared	0.503173	Mean dependent var		-2.88E-06
Adjusted R-squared	0.503173	S.D. dependent var		0.022834
S.E. of regression	0.016095	Akaike info criterion		-5.419924
Sum squared resid	0.349699	Schwarz criterion		-5.416069
Log likelihood	3662.159	Durbin-Watson stat		1.996738

3. Οι Έλεγχοι Phillips-Perron (Phillips-Perron unit root test) στα επίπεδα των σειρών

3.1 Για την σειρά LNGEN(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη GEN)

Null Hypothesis: LNGEN has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.640686	0.7765
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000139
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000181

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNGEN)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:02
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNGEN(-1)	-0.002354	0.001503	-1.565844	0.1176
C	0.016386	0.011587	1.414160	0.1575
@TREND(1)	3.12E-06	8.66E-07	3.603779	0.0003
R-squared	0.009682	Mean dependent var		9.20E-05
Adjusted R-squared	0.008213	S.D. dependent var		0.011843
S.E. of regression	0.011794	Akaike info criterion		-6.040226
Sum squared resid	0.187645	Schwarz criterion		-6.028667
Log likelihood	4086.193	F-statistic		6.594093
Durbin-Watson stat	1.828790	Prob(F-statistic)		0.001413

3.2 Για την σειρά LNDJ (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη DJ)

Null Hypothesis: LNDJ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.029892	0.2740
Test critical values:		
1% level	-3.434976	
5% level	-2.863471	
10% level	-2.567847	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000121
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000110

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDJ)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:04
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDJ(-1)	-0.006950	0.003259	-2.132619	0.0331
C	0.063939	0.029973	2.133259	0.0331
R-squared	0.003358	Mean dependent var		2.24E-05
Adjusted R-squared	0.002619	S.D. dependent var		0.011005
S.E. of regression	0.010991	Akaike info criterion		-6.182089
Sum squared resid	0.163069	Schwarz criterion		-6.174382
Log likelihood	4181.092	F-statistic		4.548062
Durbin-Watson stat	2.082963	Prob(F-statistic)		0.033136

3.3 Για την σειρά LNDAX(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη DAX)

Null Hypothesis: LNDAX has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.227267	0.6044
Test critical values:		
1% level	-2.566674	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000281
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000257

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNDAX)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:05
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDAX(-1)	-1.20E-05	5.46E-05	-0.220286	0.8257
R-squared	0.000013	Mean dependent var		-8.04E-05
Adjusted R-squared	0.000013	S.D. dependent var		0.016777
S.E. of regression	0.016777	Akaike info criterion		-5.336858
Sum squared resid	0.380270	Schwarz criterion		-5.333005
Log likelihood	3608.716	Durbin-Watson stat		2.064300

3.4 Για την σειρά LNFTSE(Λογαριθμικές τιμές του δείκτη FTSE)

Null Hypothesis: LNFTSE has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 13 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.324389	0.5687
Test critical values:		
1% level	-2.566674	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000132
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.93E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNFTSE)
 Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:06

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFTSE(-1)	-1.06E-05	3.68E-05	-0.287810	0.7735
R-squared	0.000013	Mean dependent var		-8.01E-05
Adjusted R-squared	0.000013	S.D. dependent var		0.011480
S.E. of regression	0.011480	Akaike info criterion		-6.095729
Sum squared resid	0.178040	Schwarz criterion		-6.091876
Log likelihood	4121.713	Durbin-Watson stat		2.084990

3.5 Για την σειρά LNNIKKEI (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ 225)

Null Hypothesis: LNNIKKEI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.714128	0.7448
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000188
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000176

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNNIKKEI)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:07

Sample(adjusted): 2 1353

Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNNIKKEI(-1)	-0.004181	0.002372	-1.762370	0.0782
C	0.037306	0.021941	1.700258	0.0893
@TREND(1)	2.53E-06	9.88E-07	2.556982	0.0107
R-squared	0.005816	Mean dependent var		7.53E-05
Adjusted R-squared	0.004342	S.D. dependent var		0.013759
S.E. of regression	0.013729	Akaike info criterion		-5.736410
Sum squared resid	0.254263	Schwarz criterion		-5.724851
Log likelihood	3880.813	F-statistic		3.945600
Durbin-Watson stat	1.991672	Prob(F-statistic)		0.019563

3.6 Για την σειρά LNMILANO (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη MILANO)

Null Hypothesis: LNMILANO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.644775	0.7748
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000126
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000134

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNMILANO)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:07
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMILANO(-1)	-0.003089	0.001911	-1.616300	0.1063
C	0.029526	0.019088	1.546885	0.1221
@TREND(1)	1.97E-06	7.85E-07	2.513460	0.0121
R-squared	0.006224	Mean dependent var		-2.82E-05
Adjusted R-squared	0.004751	S.D. dependent var		0.011274
S.E. of regression	0.011248	Akaike info criterion		-6.135122
Sum squared resid	0.170658	Schwarz criterion		-6.123562
Log likelihood	4150.342	F-statistic		4.224443
Durbin-Watson stat	1.974265	Prob(F-statistic)		0.014828

3.7 Για την σειρά LNMADRID (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη MADRID)

Null Hypothesis: LNMADRID has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.348277	0.8751
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000135
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000133

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNMADRID)
 Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:08
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN MADRID(-1)	-0.002905	0.002136	-1.360134	0.1740
C	0.018358	0.014031	1.308343	0.1910
@TREND(1)	2.19E-06	9.77E-07	2.246483	0.0248
R-squared	0.003738	Mean dependent var		0.000274
Adjusted R-squared	0.002261	S.D. dependent var		0.011630
S.E. of regression	0.011617	Akaike info criterion		-6.070433
Sum squared resid	0.182062	Schwarz criterion		-6.058874
Log likelihood	4106.613	F-statistic		2.531020
Durbin-Watson stat	2.028466	Prob(F-statistic)		0.079956

3.8 Για την σειρά LN BEL (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη BEL)

Null Hypothesis: LN BEL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 20 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.974519	0.9456
Test critical values:		
1% level	-3.964847	
5% level	-3.413138	
10% level	-3.128581	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000140
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000127

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LN BEL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:09
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN BEL(-1)	-0.001819	0.001751	-1.038925	0.2990
C	0.013084	0.013581	0.963363	0.3355
@TREND(1)	2.08E-06	8.72E-07	2.378982	0.0175
R-squared	0.004236	Mean dependent var		0.000194
Adjusted R-squared	0.002759	S.D. dependent var		0.011854
S.E. of regression	0.011838	Akaike info criterion		-6.032810
Sum squared resid	0.189042	Schwarz criterion		-6.021251
Log likelihood	4081.180	F-statistic		2.869100
Durbin-Watson stat	1.768765	Prob(F-statistic)		0.057096

3.9 Για την σειρά LN CAC (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη CAC)

Null Hypothesis: LN CAC has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 23 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.384666	0.5457
Test critical values:		
1% level	-2.566674	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000218
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000164

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCAC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:10
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCAC(-1)	-1.66E-05	4.85E-05	-0.342001	0.7324
R-squared	0.000021	Mean dependent var		-0.000120
Adjusted R-squared	0.000021	S.D. dependent var		0.014777
S.E. of regression	0.014777	Akaike info criterion		-5.590747
Sum squared resid	0.295005	Schwarz criterion		-5.586894
Log likelihood	3780.345	Durbin-Watson stat		2.029540

3.10 Για την σειρά LNHOL (Λογαριθμικές τιμές του δείκτη HOL)

Null Hypothesis: LNHOL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.056956	0.2626
Test critical values:		
1% level	-3.434976	
5% level	-2.863471	
10% level	-2.567847	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000258
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000230

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNHOL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:11
 Sample(adjusted): 2 1353
 Included observations: 1352 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNHOL(-1)	-0.004025	0.001932	-2.083309	0.0374
C	0.023784	0.011541	2.060710	0.0395
R-squared	0.003205	Mean dependent var		-0.000244

Adjusted R-squared	0.002466	S.D. dependent var	0.016090
S.E. of regression	0.016070	Akaike info criterion	-5.422265
Sum squared resid	0.348624	Schwarz criterion	-5.414559
Log likelihood	3667.451	F-statistic	4.340176
Durbin-Watson stat	2.010870	Prob(F-statistic)	0.037411

4. Έλεγχοι Phillips-Perron(Phillips-Perron unit root test) στις πρώτες λογαριθμικές διαφορές των τιμών των δεικτών.

4.1 Για την σειρά D(LNGEN)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη GEN)

Null Hypothesis: D(LNGEN) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-33.91756	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000138
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000150

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNGEN,2)
Method: Least Squares
Date: 08/21/06 Time: 03:14
Sample(adjusted): 3 1353
Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNGEN(-1))	-0.916679	0.027152	-33.76120	0.0000
C	-0.001536	0.000643	-2.390644	0.0170
@TREND(1)	2.42E-06	8.23E-07	2.935151	0.0034
R-squared	0.458160	Mean dependent var	3.12E-05	
Adjusted R-squared	0.457356	S.D. dependent var	0.015962	
S.E. of regression	0.011758	Akaike info criterion	-6.046263	
Sum squared resid	0.186377	Schwarz criterion	-6.034697	
Log likelihood	4087.251	F-statistic	569.9095	
Durbin-Watson stat	1.996517	Prob(F-statistic)	0.000000	

4.2 Για την σειρά D(LNDJ)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη DJ)

Null Hypothesis: D(LNDJ) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.50221	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000121
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000115

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNDJ,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:15

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDJ(-1))	-1.045353	0.027187	-38.45109	0.0000
R-squared	0.522713	Mean dependent var		2.01E-06
Adjusted R-squared	0.522713	S.D. dependent var		0.015917
S.E. of regression	0.010997	Akaike info criterion		-6.181721
Sum squared resid	0.163249	Schwarz criterion		-6.177866
Log likelihood	4176.753	Durbin-Watson stat		1.998830

4.3 Για την σειρά D(LNDAX)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη DAX)

Null Hypothesis: D(LNDAX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 11 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.11547	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000280
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000262

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNDAX,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:15

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDAX(-1))	-1.035509	0.027214	-38.05091	0.0000
C	-0.001731	0.000914	-1.893589	0.0585

@TREND(1)	2.42E-06	1.17E-06	2.066460	0.0390
R-squared	0.517861	Mean dependent var	-2.60E-06	
Adjusted R-squared	0.517146	S.D. dependent var	0.024114	
S.E. of regression	0.016756	Akaike info criterion	-5.337876	
Sum squared resid	0.378479	Schwarz criterion	-5.326310	
Log likelihood	3608.736	F-statistic	723.9381	
Durbin-Watson stat	1.993124	Prob(F-statistic)	0.000000	

4.4 Για την σειρά D(LNFTSE)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη FTSE)

Null Hypothesis: D(LNFTSE) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 12 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.67738	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000131
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000109

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNFTSE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:16
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNFTSE(-1))	-1.046659	0.027284	-38.36195	0.0000
R-squared	0.521553	Mean dependent var	-3.26E-05	
Adjusted R-squared	0.521553	S.D. dependent var	0.016582	
S.E. of regression	0.011470	Akaike info criterion	-6.097426	
Sum squared resid	0.177607	Schwarz criterion	-6.093571	
Log likelihood	4119.812	Durbin-Watson stat	1.990640	

4.5 Για την σειρά D(LNNIKKEI)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη NIKKEI 225)

Null Hypothesis: D(LNNIKKEI) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-36.71778	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000188
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000180

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNNIKKEI,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:17

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNNIKKEI(-1))	-0.999938	0.027240	-36.70893	0.0000
C	-0.001271	0.000749	-1.696391	0.0900
@TREND(1)	2.02E-06	9.60E-07	2.100768	0.0358
R-squared	0.499916	Mean dependent var		3.73E-05
Adjusted R-squared	0.499174	S.D. dependent var		0.019408
S.E. of regression	0.013735	Akaike info criterion		-5.735493
Sum squared resid	0.254308	Schwarz criterion		-5.723927
Log likelihood	3877.326	F-statistic		673.7726
Durbin-Watson stat	1.999466	Prob(F-statistic)		0.000000

4.6 Για την σειρά D(LNMILANO)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη MILANO)

Null Hypothesis: D(LNMILANO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-36.38112	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000126
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000130

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNMILANO,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:19

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNMILANO(-1))	-0.989608	0.027207	-36.37350	0.0000
C	-0.001355	0.000614	-2.207135	0.0275
@TREND(1)	1.94E-06	7.86E-07	2.467562	0.0137
R-squared	0.495329	Mean dependent var		-7.75E-06

Adjusted R-squared	0.494580	S.D. dependent var	0.015822
S.E. of regression	0.011249	Akaike info criterion	-6.134939
Sum squared resid	0.170562	Schwarz criterion	-6.123373
Log likelihood	4147.152	F-statistic	661.5224
Durbin-Watson stat	1.991813	Prob(F-statistic)	0.000000

4.7 Για την σειρά D(LNMADRID)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη MADRID)

Null Hypothesis: D(LNMADRID) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-37.29343	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000135
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000136

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNMADRID,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:19
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNMADRID(-1))	-1.013941	0.027187	-37.29443	0.0000
R-squared	0.507456	Mean dependent var	-1.06E-05	
Adjusted R-squared	0.507456	S.D. dependent var	0.016564	
S.E. of regression	0.011625	Akaike info criterion	-6.070635	
Sum squared resid	0.182429	Schwarz criterion	-6.066780	
Log likelihood	4101.714	Durbin-Watson stat	1.985613	

4.8 Για την σειρά D(LNBEL)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη BEL)

Null Hypothesis: D(LNBEL) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 22 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-32.41849	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000139
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000106

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNBEL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:20
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBEL(-1))	-0.882135	0.027024	-32.64213	0.0000
R-squared	0.441111	Mean dependent var		-2.57E-06
Adjusted R-squared	0.441111	S.D. dependent var		0.015752
S.E. of regression	0.011776	Akaike info criterion		-6.044732
Sum squared resid	0.187217	Schwarz criterion		-6.040877
Log likelihood	4084.217	Durbin-Watson stat		2.002426

4.9 Για την σειρά D(LNCAC)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη CAC)

Null Hypothesis: D(LNCAC) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 25 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.12335	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.964852	
5% level	-3.413140	
10% level	-3.128583	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000217
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000152

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCAC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/21/06 Time: 03:21
 Sample(adjusted): 3 1353
 Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCAC(-1))	-1.018269	0.027226	-37.40128	0.0000
C	-0.001605	0.000806	-1.992012	0.0466
@TREND(1)	2.18E-06	1.03E-06	2.110942	0.0350
R-squared	0.509258	Mean dependent var		-3.23E-06
Adjusted R-squared	0.508530	S.D. dependent var		0.021060
S.E. of regression	0.014764	Akaike info criterion		-5.591056
Sum squared resid	0.293824	Schwarz criterion		-5.579490
Log likelihood	3779.758	F-statistic		699.4298
Durbin-Watson stat	1.994885	Prob(F-statistic)		0.000000

4.10 Για την σειρά D(LNHOL)(Πρώτες διαφορές πάνω στις λογαριθμικές τιμές του δείκτη HOL)

Null Hypothesis: D(LNHOL) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 18 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-37.05449	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566675	
5% level	-1.941058	
10% level	-1.616542	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.000259
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000230

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNHOL,2)

Method: Least Squares

Date: 08/21/06 Time: 03:22

Sample(adjusted): 3 1353

Included observations: 1351 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNHOL(-1))	-1.006250	0.027213	-36.97628	0.0000
R-squared	0.503173	Mean dependent var		-2.88E-06
Adjusted R-squared	0.503173	S.D. dependent var		0.022834
S.E. of regression	0.016095	Akaike info criterion		-5.419924
Sum squared resid	0.349699	Schwarz criterion		-5.416069
Log likelihood	3662.159	Durbin-Watson stat		1.996738

Γ2. Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselious

Στο συγκεκριμένο τμήμα του παραρτήματος θα παραθέσουμε τα αποτελέσματα της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselious όπως προέκυψαν μέσα από το οικονομετρικό πακέτο Eviews 4.0.

Ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών, όπως είδαμε και κατά την ανάλυση των αποτελεσμάτων, ξεκινά με την εκτίμηση ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (VAR model), του οποίου ο κατάλληλος αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) επιλέγεται με βάση ένα σύνολο πληροφοριακών κριτηρίων (information criteria) όπως το Akaike, Schwartz το Hannan-Quinn και το LR criterion. Η επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος μεταξύ διαφόρων εκτιμηθέντων υποδειγμάτων γίνεται απλά επιλέγοντας εκείνο το υπόδειγμα στο οποίο αντιστοιχεί η μικρότερη τιμή του κριτηρίου. Στην

ανάλυση μας οι τιμές που πήραν τα διάφορα εναλλακτικά κριτήρια επιλογής του αριθμού των χρονικών υστερήσεων του μοντέλου που μας ενδιαφέρει ήταν:

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNBEL LNCAC LNDAX LNDJ LNF7SE LNGEN LNHOL LNMADRID
 LNMILANO LNNIKKEI
 Exogenous variables: C
 Date: 08/21/06 Time: 06:22
 Sample: 1 1354
 Included observations: 1345

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	22049.77	NA	2.77E-27	-32.77289	-32.73420	-32.75840
1	46228.06	47961.10	7.81E-43	-68.57705	-68.15143	-68.41762
2	46648.91	828.5454	4.85E-43	-69.05414	-68.24159*	-68.74978*
3	46779.45	255.0741	4.63E-43	-69.09956	-67.90009	-68.65027
4	46894.41	222.8980	4.53E-43	-69.12179	-67.53540	-68.52758
5	46980.15	164.9880	4.63E-43	-69.10060	-67.12728	-68.36145
6	47109.96	247.8511	4.43E-43*	-69.14493*	-66.78468	-68.26085
7	47209.81	189.1479	4.43E-43	-69.14470	-66.39753	-68.11569
8	47302.54	174.2923*	4.48E-43	-69.13389	-65.99979	-67.95995

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τα κριτήρια Schwartz και Hannan-Quinn υποδεικνύουν ότι ο κατάλληλος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι ίσος με 2.

Μετά την εκτίμηση του VAR(2) υποδείγματος γίνεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά τον Johansen με την βοήθεια των στατιστικών ελέγχου λ -trace και λ -max. Τα αποτελέσματα αυτών είναι τα εξής:

Date: 08/21/06 Time: 06:35

Sample(adjusted): 4 1353

Included observations: 1350 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNBEL LNCAC LNDAX LNDJ LNF7SE LNGEN LNHOL LNMADRID
 LNMILANO LNNIKKEI

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.051621	262.2238	233.13	247.18
At most 1	0.042667	190.6720	192.89	204.95
At most 2	0.024847	131.8064	156.00	168.36
At most 3	0.018600	97.83877	124.24	133.57
At most 4	0.015471	72.49276	94.15	103.18

At most 5	0.011982	51.44306	68.52	76.07
At most 6	0.010633	35.16950	47.21	54.46
At most 7	0.008952	20.73847	29.68	35.65
At most 8	0.006105	8.598199	15.41	20.04
At most 9	0.000245	0.330652	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.051621	71.55180	62.81	69.09
At most 1 *	0.042667	58.86561	57.12	62.80
At most 2	0.024847	33.96760	51.42	57.69
At most 3	0.018600	25.34601	45.28	51.57
At most 4	0.015471	21.04970	39.37	45.10
At most 5	0.011982	16.27355	33.46	38.77
At most 6	0.010633	14.43104	27.07	32.24
At most 7	0.008952	12.14027	20.97	25.52
At most 8	0.006105	8.267548	14.07	18.63
At most 9	0.000245	0.330652	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Αφού καταλήξαμε στην απόφαση ότι υπάρχει 1 σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, με την επιλογή της αρίστης σχέσεως συνολοκλήρωσης, μπορούμε να έχουμε στην διάθεσή μας τα στοιχεία των πινάκων Α και Β όπως αυτοί περιγράφονται κατά την ανάλυση της μεθοδολογίας. Τα στοιχεία αυτά δίνονται μέσα στο σώμα της εργασίας.

Το εκτιμηθέν Vector Error Correction Model έχει την παρακάτω αναλυτική μορφή, όπως προκύπτει με την βοήθεια του υπολογιστικού πακέτου:

Vector Error Correction Estimates

Date: 08/21/06 Time: 07:13

Sample(adjusted): 4 1353

Included observations: 1350 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegratin CointEq1

g Eq:

LNGEN(-1)	1.000000
LNBEL(-1)	5.932528 (4.73744) [1.25227]
LNCAC(-1)	8.561568 (15.3775) [0.55676]
LNDAX(-1)	39.07369 (9.76213) [4.00258]
LNDJ(-1)	-26.58423 (7.05085) [-3.77036]
LNFTSE(-1)	-109.8780 (15.2918) [-7.18543]
LNHOL(-1)	2.544792 (8.42415) [0.30208]
LNMADRID(-1)	8.652530 (7.62678)

[1.13449]

LNLMILANO(-
1)

21.14580

(9.31267)

[2.27065]

LNNIKKEI(-
1)

-2.901433

(3.83753)

[-0.75607]

C 465.3964

Error Correction:	D(LNGEN)	D(LNBEL)	D(LNCAC)	D(LNDAX)	D(LNDJ)	D(LNFTSE)	D(LNHOL)	D(LNMADRI D)	D(LNMILAN O)	D(LNNIKKEI)
CointEq1	-0.000288 (0.00016) [-1.79886]	-0.000199 (0.00016) [-1.27430]	-0.000240 (0.00019) [-1.24416]	-0.000878 (0.00023) [-3.84839]	-0.000205 (0.00015) [-1.33759]	0.000160 (0.00015) [1.07337]	-0.000449 (0.00021) [-2.14820]	-0.000439 (0.00015) [-2.84693]	-0.000174 (0.00015) [-1.15176]	-0.000173 (0.00018) [-0.97832]
D(LNGEN(- 1))	0.073665	0.006630	0.035835	0.010072	-0.012753	-0.022958	-0.028079	0.010291	0.036236	0.012565
D(LNGEN(- 2))	(0.03016) [2.44229]	(0.02949) [0.22483]	(0.03635) [0.98578]	(0.04297) [0.23442]	(0.02889) [-0.44147]	(0.02804) [-0.81889]	(0.03937) [-0.71327]	(0.02902) [0.35464]	(0.02854) [1.26975]	(0.03336) [0.37659]
D(LNGEN(- 2))	-0.022062	0.015992	0.043138	0.064298	0.000374	0.040459	0.064416	0.011906	0.042018	-0.002929
D(LNBEL(- 1))	(0.03010) [-0.73307]	(0.02942) [0.54351]	(0.03627) [1.18935]	(0.04287) [1.49984]	(0.02882) [0.01298]	(0.02797) [1.44632]	(0.03928) [1.63994]	(0.02895) [0.41122]	(0.02847) [1.47563]	(0.03329) [-0.08797]
D(LNBEL(- 1))	0.086355	0.159790	0.081568	0.056785	0.057317	0.119253	0.149692	0.017771	0.054746	-0.178802
D(LNBEL(- 2))	(0.05399) [1.59836]	(0.05279) [3.02704]	(0.06507) [1.25348]	(0.07691) [0.73830]	(0.05171) [1.10839]	(0.05019) [2.37614]	(0.07047) [2.12415]	(0.05195) [0.34211]	(0.05109) [1.107164]	(0.05973) [-2.99374]
D(LNBEL(- 2))	-0.007764	-0.014574	0.022124	0.036981	-0.037219	0.058581	0.007798	0.057938	0.036302	0.050847
D(LNBEL(- 2))	(0.05365) [-0.14472]	(0.05245) [-0.27787]	(0.06466) [0.34217]	(0.07642) [0.48392]	(0.05138) [-0.72439]	(0.04987) [1.17478]	(0.07002) [0.11137]	(0.05161) [1.12255]	(0.05076) [0.71517]	(0.05934) [0.85694]

D(LNCAC(-1))	-0.012759 (0.07702) [-0.16565]	-0.151564 (0.07530) [-2.01277]	-0.236019 (0.09283) [-2.54257]	-0.010679 (0.10972) [-0.09734]	-0.001209 (0.07377) [-0.01639]	0.031038 (0.07159) [0.43354]	-0.035456 (0.10053) [-0.35270]	-0.139964 (0.07410) [-1.88883]	-0.097374 (0.07287) [-1.33619]	0.241328 (0.08520) [2.83256]
D(LNCAC(-2))	-0.027283 (0.07628) [-0.35767]	-0.009585 (0.07458) [-0.12853]	-0.071080 (0.09193) [-0.77317]	0.105992 (0.10866) [0.97546]	0.141717 (0.07306) [1.93983]	-0.052350 (0.07090) [-0.73834]	-0.023289 (0.09956) [-0.23392]	0.059676 (0.07339) [0.81316]	-0.124509 (0.07217) [-1.72515]	0.287932 (0.08438) [3.41243]
D(LNDAX(-1))	0.042710 (0.04263) [1.00197]	0.101878 (0.04167) [2.44467]	0.129879 (0.05137) [2.52818]	-0.146775 (0.06072) [-2.41727]	0.095424 (0.04082) [2.36192]	0.079102 (0.03962) [1.99646]	0.157048 (0.05563) [2.82286]	0.079168 (0.04101) [1.93050]	0.062297 (0.04033) [1.54467]	0.080407 (0.04715) [1.70531]
D(LNDAX(-2))	0.008596 (0.04232) [0.20309]	-0.026577 (0.04138) [-0.64229]	-0.071873 (0.05101) [-1.40901]	-0.138197 (0.06029) [-2.29221]	-0.006727 (0.04054) [-0.16596]	-0.069920 (0.03934) [-1.77728]	-0.040371 (0.05524) [-0.73081]	-0.081718 (0.04072) [-2.00686]	0.016249 (0.04005) [0.40576]	-0.077791 (0.04682) [-1.66158]
D(LNDJ(-1))	0.270626 (0.03881) [7.35218]	0.347156 (0.03599) [9.64683]	0.501761 (0.04436) [11.3106]	0.393952 (0.05243) [7.51342]	-0.092266 (0.03525) [-2.61722]	0.409592 (0.03421) [11.9714]	0.554482 (0.04804) [11.5416]	0.332574 (0.03541) [9.39128]	0.280970 (0.03483) [8.06763]	0.268728 (0.04072) [6.60002]
D(LNDJ(-2))	0.044276 (0.03928) [1.12717]	0.135762 (0.03840) [3.53522]	0.239394 (0.04734) [5.05683]	0.181109 (0.05595) [3.23677]	-0.030898 (0.03762) [-0.82130]	0.187222 (0.03651) [5.12775]	0.239497 (0.05127) [4.67147]	0.187959 (0.03779) [4.97368]	0.177854 (0.03717) [4.78548]	0.004649 (0.04345) [0.10701]
D(LNFTSE(-1))	-0.134566 (0.05933) [-2.26823]	-0.079417 (0.05800) [-1.36923]	-0.040315 (0.07150) [-0.56385]	-0.113006 (0.08451) [-1.33721]	0.017762 (0.05682) [0.31261]	-0.214430 (0.05514) [-3.88851]	-0.147549 (0.07743) [-1.90554]	-0.074842 (0.05708) [-1.31125]	-0.037982 (0.05613) [-0.67665]	-0.082399 (0.06562) [-1.25562]
D(LNFTSE(-2))	-0.022594 (0.05848) [-0.38637]	-0.041616 (0.05717) [-0.72792]	-0.036700 (0.07048) [-0.52074]	-0.154570 (0.09330) [-1.85557]	-0.077762 (0.05601) [-1.38944]	-0.096118 (0.05436) [-1.76830]	-0.039521 (0.07632) [-0.51780]	-0.119845 (0.05626) [-2.13017]	-0.005342 (0.05533) [-0.09655]	-0.141884 (0.06469) [-2.19342]

D(LNHOL(-1))	-0.115770 (0.06215) [-1.86277]	-0.059924 (0.06076) [-0.98624]	-0.099736 (0.07490) [-1.33155]	-0.080580 (0.08853) [-0.91021]	-0.131648 (0.05952) [-2.21172]	-0.151387 (0.05777) [-2.62060]	-0.260415 (0.08112) [-3.21041]	-0.024629 (0.05979) [-0.41191]	-0.059361 (0.05880) [-1.00949]	-0.063079 (0.06875) [-0.91757]
D(LNHOL(-2))	0.046057 (0.06173) [0.74611]	0.131421 (0.06035) [2.17766]	0.127915 (0.07440) [1.71939]	0.043282 (0.08793) [0.49222]	0.001279 (0.05912) [0.02163]	0.093092 (0.05738) [1.62246]	0.116186 (0.08057) [1.44210]	0.080028 (0.05939) [1.34755]	0.067311 (0.05840) [1.15249]	-0.017320 (0.06828) [-0.25365]
D(LNMADRI D(-1))	-0.038368 (0.05574) [-0.68840]	-0.079505 (0.05449) [-1.45908]	-0.071987 (0.06717) [-1.07168]	0.063642 (0.07939) [0.80161]	0.035630 (0.05338) [0.66749]	-0.025707 (0.05181) [-0.49622]	-0.106946 (0.07274) [-1.47017]	-0.076107 (0.05362) [-1.41935]	-0.019988 (0.05273) [-0.37903]	-0.000696 (0.06165) [-0.01129]
D(LNMADRI D(-2))	0.029607 (0.05562) [0.53227]	0.011217 (0.05438) [0.20626]	0.003119 (0.06704) [0.04653]	0.066638 (0.07924) [0.84102]	-0.032091 (0.05327) [-0.60238]	0.015597 (0.05170) [0.30166]	0.015841 (0.07260) [0.21819]	-0.011824 (0.05351) [-0.22094]	0.061143 (0.05263) [1.16177]	0.051153 (0.06153) [0.83136]
D(LNMILAN O(-1))	0.111611 (0.06218) [1.79501]	0.023545 (0.06079) [0.38732]	-0.038215 (0.07494) [-0.50995]	-0.013058 (0.08857) [-0.14743]	0.001728 (0.05955) [0.02902]	-0.072046 (0.05780) [-1.24656]	-0.020240 (0.08115) [-0.24940]	0.018590 (0.05982) [0.31077]	-0.056730 (0.05883) [-0.96429]	0.155164 (0.06878) [2.75599]
D(LNMILAN O(-2))	-0.024871 (0.06170) [-0.40308]	-0.153115 (0.06032) [-2.53825]	-0.140300 (0.07436) [-1.88669]	-0.075274 (0.08789) [-0.85643]	0.015603 (0.05909) [0.26404]	-0.048359 (0.05735) [-0.84319]	-0.195412 (0.08053) [-2.42651]	-0.115880 (0.05936) [-1.95209]	-0.124319 (0.05838) [-2.12950]	-0.158952 (0.06825) [-2.32892]
D(LNNIKKEI (-1))	-0.051246 (0.02536) [-2.02096]	-0.018178 (0.02479) [-0.73324]	-0.006692 (0.03056) [-0.21898]	-0.001413 (0.03612) [-0.03913]	-0.025794 (0.02429) [-1.06212]	-0.001906 (0.02357) [-0.08087]	-0.017327 (0.03310) [-0.52353]	-0.032016 (0.02440) [-1.31239]	-0.003896 (0.02399) [-0.16240]	-0.082100 (0.02805) [-2.92703]
D(LNNIKKEI (-2))	0.015118 (0.02388) [0.63299]	-0.065017 (0.02335) [-2.78457]	-0.064881 (0.02878) [-2.25410]	-0.004813 (0.03402) [-0.14148]	0.011854 (0.02287) [0.51822]	-0.057458 (0.02220) [-2.58828]	-0.080458 (0.03117) [-2.58116]	-0.045718 (0.02298) [-1.98971]	-0.030941 (0.02260) [-1.36928]	-0.064567 (0.02642) [-2.44407]

C	6.12E-05 (0.00031) [0.19468]	0.000162 (0.00031) [0.52792]	-0.000167 (0.00038) [-0.43944]	-0.000178 (0.00045) [-0.39804]	3.78E-05 (0.00030) [0.12536]	-0.000155 (0.00029) [-0.53076]	-0.000310 (0.00041) [-0.75616]	0.000275 (0.00030) [0.90737]	-9.95E-05 (0.00030) [-0.33453]	0.000156 (0.00035) [0.44965]
R-squared	0.077590	0.121623	0.137626	0.065580	0.018049	0.151563	0.148862	0.108366	0.086084	0.162702
Adj. R-squared	0.063004	0.107733	0.123989	0.050804	0.002521	0.138146	0.135402	0.094267	0.071632	0.149462
Sum sq. resids	0.174428	0.166721	0.253358	0.353934	0.159997	0.150703	0.297137	0.161449	0.156149	0.213426
S.E.	0.011461	0.011205	0.013812	0.016325	0.010976	0.010653	0.014958	0.011026	0.010844	0.012677
equation	5.319371	8.756167	10.09214	4.438219	1.162370	11.29668	11.06017	7.685771	5.956575	12.28832
F-statistic	4128.452	4158.956	3876.480	3650.823	4186.744	4227.137	3768.894	4180.644	4203.175	3992.253
Log likelihood	-6.083633	-6.128824	-5.710341	-5.376034	-6.169991	-6.229832	-5.550954	-6.160953	-6.194333	-5.881856
Akaike AIC	-5.998764	-6.043955	-5.625473	-5.291166	-6.085122	-6.144963	-5.466085	-6.076085	-6.109464	-5.796988
Schwarz SC	0.000108	0.000189	-0.000104	-6.39E-05	4.55E-05	-7.19E-05	-0.000235	0.000287	-2.54E-05	0.000105
Mean dependent	0.011840	0.011862	0.014758	0.016757	0.010990	0.011475	0.016087	0.011586	0.011254	0.013746
S.D. dependent										
Determinant Residual		3.98E-43								
Covariance		46856.21								
Log Likelihood		46745.31								
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-68.91156								
Akaike Information Criteria		-68.02430								
Schwarz Criteria										

Στην συνέχεια διενεργούνται έλεγχοι για την ανακάλυψη στατιστικά σημαντικής επίδρασης καθεμιάς ανεξάρτητης μεταβλητής-δείκτη, στην εξαρτημένη μεταβλητή. Οι έλεγχοι για την σημαντικότητα των χρηματιστηριακών δεικτών γίνεται με Wald test με την βοήθεια της στατιστικής χ^2 , ενώ η σημαντικότητα του όρου διόρθωσης σφάλματος γίνεται με την βοήθεια της στατιστικής LR. Τα αποτελέσματα των ελέγχων παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες.

**VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity
Wald Tests**

Date: 08/21/06 Time: 07:22

Sample: 1 1354

Included observations: 1350

Dependent variable: D(LNGEN)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNBEL)	2.559602	2	0.2781
D(LNCAC)	0.140122	2	0.9323
D(LNDAX)	1.008524	2	0.6040
D(LNDJ)	54.35974	2	0.0000
D(LNFTSE)	5.145982	2	0.0763
D(LNHOL)	4.551329	2	0.1027
D(LNMADRI D)	0.793204	2	0.6726
D(LNMILAN O)	3.447894	2	0.1784
D(LNNIKKEI)	4.687731	2	0.0960
All	95.46724	18	0.0000

Dependent variable: D(LNBEL)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	0.368104	2	0.8319
D(LNCAC)	4.088267	2	0.1295
D(LNDAX)	7.787898	2	0.0204
D(LNDJ)	94.98320	2	0.0000
D(LNFTSE)	2.108241	2	0.3485
D(LNHOL)	6.513803	2	0.0385
D(LNMADRI D)	2.204414	2	0.3321
D(LNMILAN O)	6.682008	2	0.0354
D(LNNIKKEI)	8.044402	2	0.0179
All	159.6316	18	0.0000

Dependent variable: D(LNCAC)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	2.592735	2	0.2735
D(LNBEL)	1.751601	2	0.4165
D(LNDAX)	11.07841	2	0.0039
D(LNDJ)	134.4913	2	0.0000
D(LNFTSE)	0.497554	2	0.7798
D(LNHOL)	5.549113	2	0.0624
D(LNMADRI D)	1.157850	2	0.5605
D(LNMILAN O)	3.748718	2	0.1535
D(LNNIKKEI)	5.084653	2	0.0787
All	204.3539	18	0.0000

Dependent variable: D(LNDAX)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	2.376826	2	0.3047
D(LNBEL)	0.829339	2	0.6606
D(LNCAC)	1.016505	2	0.6015
D(LNDJ)	58.93528	2	0.0000
D(LNFTSE)	4.466664	2	0.1072
D(LNHOL)	1.234588	2	0.5394
D(LNMADRI D)	1.289661	2	0.5248
D(LNMILAN O)	0.746304	2	0.6886
D(LNNIKKEI)	0.020872	2	0.9896
All	71.92342	18	0.0000

Dependent variable: D(LNDJ)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	0.195417	2	0.9069
D(LNBEL)	1.655690	2	0.4370
D(LNCAC)	3.870200	2	0.1444
D(LNDAX)	6.265136	2	0.0436
D(LNFTSE)	2.263254	2	0.3225
D(LNHOL)	5.021604	2	0.0812
D(LNMADRI D)	0.847857	2	0.6545
D(LNMILAN O)	0.070057	2	0.9656
D(LNNIKKEI)	1.481255	2	0.4768
All	19.76738	18	0.3461

Dependent variable: D(LNFTSE)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	2.587904	2	0.2742
D(LNBEL)	7.421334	2	0.0245
D(LNCAC)	0.855862	2	0.6519
D(LNDAX)	9.742774	2	0.0077
D(LNDJ)	149.4693	2	0.0000
D(LNHOL)	11.03913	2	0.0040
D(LNMADRI D)	0.352002	2	0.8386
D(LNMILAN O)	2.184317	2	0.3355
D(LNNIKKEI)	6.709428	2	0.0349
All	233.2453	18	0.0000

Dependent variable: D(LNHOL)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	3.028887	2	0.2199
D(LNBEL)	4.574656	2	0.1015
D(LNCAC)	0.156935	2	0.9245
D(LNDAX)	10.34899	2	0.0057
D(LNDJ)	137.6694	2	0.0000
D(LNFTSE)	3.659465	2	0.1605
D(LNMADRI)	2.243904	2	0.3256

D)			
D(LNMILAN	5.911227	2	0.0520
O)			
D(LNNIKKEI)	6.780136	2	0.0337
All	223.4962	18	0.0000

Dependent variable: D(LNMADRID)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	0.320532	2	0.8519
D(LNBEL)	1.433269	2	0.4884
D(LNCAC)	4.836203	2	0.0891
D(LNDAX)	10.58759	2	0.0050
D(LNDJ)	96.73755	2	0.0000
D(LNFTSE)	5.409300	2	0.0669
D(LNHOL)	2.203970	2	0.3322
D(LNMILAN	3.962097	2	0.1379
O)			
D(LNNIKKEI)	5.340926	2	0.0692
All	148.0279	18	0.0000

Dependent variable: D(LNMILANO)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	4.119448	2	0.1275
D(LNBEL)	1.767242	2	0.4133
D(LNCAC)	4.135476	2	0.1265
D(LNDAX)	2.386060	2	0.3033
D(LNDJ)	74.31084	2	0.0000
D(LNFTSE)	0.458695	2	0.7951
D(LNHOL)	2.762560	2	0.2513
D(LNMADRI	1.537923	2	0.4635
D)			
D(LNNIKKEI)	1.879348	2	0.3908
All	118.3795	18	0.0000

Dependent variable: D(LNNIKKEI)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNGEN)	0.145154	2	0.9300
D(LNBEL)	9.402360	2	0.0091
D(LNCAC)	17.03513	2	0.0002
D(LNDAX)	7.740920	2	0.0208
D(LNDJ)	45.59052	2	0.0000
D(LNFTSE)	5.559554	2	0.0621
D(LNHOL)	0.855421	2	0.6520
D(LNMADRI	0.693679	2	0.7069
D)			
D(LNMILAN	10.95099	2	0.0042
O)			
All	248.5039	18	0.0000

Δ. Επεξηγήσεις πάνω στους στατιστικούς ελέγχους και τις στατιστικές συναρτήσεις

1. Σταυροειδείς συσχετίσεις(cross correlations)

Η σταυροειδής συσχέτιση ανάμεσα σε δυο μεταβλητές X και Y δίνεται μέσω της σχέσεως:

$$r_{xy}(l) = \frac{c_{xy}(l)}{\sqrt{c_{xx}(0)}\sqrt{c_{yy}(0)}}$$

$$\text{όπου } l = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \text{ και } c_{xy}(l) = \begin{cases} \sum_{t=1}^T ((x_t - \bar{x})(y_{t+l} - \bar{y})) / T, & |l| = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T+|l|} ((y_t - \bar{y})(x_{t-|l|} - \bar{x})) / T, & |l| = 0, -1, -2, \dots \end{cases}$$

Σε αντίθεση με τις αυτοσυσχετίσεις, οι σταυροειδείς συσχετίσεις(CCF) δεν είναι απαραίτητως συμμετρικές γύρω από το μηδέν, δηλαδή $CCF(-k) \neq CCF(k)$. Επομένως οι CCF μας παρέχουν πληροφορίες όχι μόνο για την ένταση των σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών, αλλά και για την κατεύθυνση των σχέσεων αυτών, π.χ. δείχνουν αιτιότητα. Είναι δηλαδή συμβατές με την αιτιότητα κατά Granger (Box & Jenkins, 1970).

2. Τα πληροφοριακά κριτήρια(information criteria)

Για την σύγκριση της ερμηνευτικής ικανότητας εναλλακτικών υποδειγμάτων που διαφέρουν ως προς τον αριθμό των παραμέτρων ή και το μέγεθος του δείγματος, χρησιμοποιούνται και άλλα κριτήρια πέραν του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού(\bar{R}^2). Στην ανάλυση χρονολογικών σειρών χρησιμοποιούνται ευρέως το κριτήριο πληροφοριών Akaike(Akaike information criterion) ή AIC, το Μπαϊεσιανό κριτήριο Schwartz (Schwartz Bayesian Criterion) ή SBC και το κριτήριο των Hannan-Quinn ή HQ. Τα κριτήρια αυτά ορίζονται ως εξής:

$$AIC = \ln \frac{\sum u^2}{T} + \frac{2k}{T}$$
$$SBC = \ln \frac{\sum u^2}{T} + \frac{k}{T} \ln T$$
$$HQ = \ln \frac{\sum u^2}{T} + 2 \frac{k}{T} \log(\log(T))$$

• όπου: $\sum u^2$ = το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων

T= ο αριθμός των παρατηρήσεων

k = ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμώνται

Υπενθυμίζεται ότι με βάση τα παραπάνω κριτήρια, επιλέγεται το υπόδειγμα εκείνο με τη μικρότερη τιμή και ότι και τα τρία κριτήρια μπορούν να πάρουν αρνητικές τιμές.

The sequential modified likelihood ratio(LR) test:

Το LR στατιστικό χρησιμοποιείται για την επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων στα υποδείγματα VAR και γίνεται ως εξής:

Ξεκινούμε από την μεγαλύτερη τιμή χρονικών υστερήσεων και ελέγχουμε την υπόθεση ότι οι συντελεστές στην χρονική υστέρηση 1 είναι όλοι μηδέν. Η στατιστική LR δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$LR = (T - m) \{ \log |\Omega_{t-1}| - \log |\Omega_t| \} \sim \chi_{k,1}^2$$

Συγκρίνουμε κάθε φορά το LR στατιστικό με την κρίσιμη τιμή της στατιστικής χ^2 σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ξεκινώντας από την μέγιστη χρονική υστέρηση και ελατώνοντας κάθε φορά τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων κατά 1, μέχρι να έχουμε την πρώτη απόρριψη.

3. Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση των Breusch-Godfrey(LM test)

Η στατιστική ελέγχου υπολογίζεται μέσω μιας βοηθητικής παλινδρόμησης ως ακολούθως. Αρχικά, εκτιμούμε την παλινδρόμηση $y_t = \beta X_t + e_t$ και παίρνουμε την σειρά των καταλοίπων $e = y - \beta X$. Η στατιστική ελέγχου για την τάξη p βασίζεται στην βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων:

$$e_t = X_t \gamma + \left(\sum_{s=1}^p \alpha_s e_{t-s} \right) + u_t$$

Εκτιμούμε την παραπάνω βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων και υπολογίζουμε τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 . Στην συνέχεια πολλαπλασιάζουμε την τιμή του συντελεστή προσδιορισμού με τον αριθμό των παρατηρήσεων και έτσι παίρνουμε την τιμή της στατιστικής ελέγχου LM. Δηλαδή, $LM = (T-p) \cdot R^2$ η οποία κάτω από πολύ γενικές υποθέσεις είναι ασυμπτωτικά κατανομημένη ως $\chi^2(p)$.

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου είναι ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μέχρι την χρονική υστέρηση p .

4. Η στατιστική Q των Ljung και Box

Η βασική υπόθεση στα υποδείγματα χρονολογικών σειρών είναι ότι τα σφάλματα είναι λευκός θόρυβος πράγμα που σημαίνει ότι οι όροι ε_t έχουν μηδενικό μέσο, σταθερή διακύμανση και είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους. Η υπόθεση αυτή θα πρέπει να ανταποκρίνεται και στα κατάλοιπα του υποδείγματος που έχουμε εκτιμήσει. Άρα θα πρέπει οι δειγματικές αυτοσυσχετίσεις και δειγματικές μερικές αυτοσυσχετίσεις να είναι μη στατιστικά σημαντικές, δηλαδή να βρίσκονται όλες μέσα στα όρια του διαστήματος $(-\frac{2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}})$. Επειδή κάτι τέτοιο δεν είναι δυνατό να συμβαίνει στην πράξη πάντα, υπάρχει μια στατιστική που εξετάζει την υπόθεση ότι τα σφάλματα συμπεριφέρονται ως λευκός θόρυβος σε ένα συνολικό επίπεδο. Συγκεκριμένα υπολογίζουμε τις m πρώτες αυτοσυσχετίσεις των καταλοίπων (συνήθως $m=T/4$) και ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$. Η στατιστική ελέγχου είναι η στατιστική Q:

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{T-j}$$

η οποία ακολουθεί την κατανομή χ^2 με $m-k$ βαθμούς ελευθερίας, όπου k είναι η τάξη του υποδείγματος. Συνεπώς, αν $Q < \chi^2_{m-k, \alpha}$ τότε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας α .

5. Ο έλεγχος Jarque-Bera

Είναι ο έλεγχος για την κανονικότητα των καταλοίπων και έχει την ακόλουθη μορφή:

$$JB = T \left\{ \frac{m_3^2}{6} + \frac{(m_4 - 3)^2}{24} \right\}$$

με κατανομή $\chi^2_{(2)}$.

6. Έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας με χρήση της στατιστικής likelihood ratio (LR)

Η στατιστική LR υπολογίζεται από τον εξής τύπο:

$$LR = -2(l_r - l_u)$$

όπου l_r και l_u είναι οι μεγιστοποιηθείσες τιμές των log likelihood function των παλινδρομήσεων υπό τον περιορισμό και χωρίς τον περιορισμό, αντιστοίχως. Κάτω από την μηδενική υπόθεση η στατιστική LR ακολουθεί την ασυμπτωτική κατανομή χ^2 με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των περιορισμών.

7. Ελεγχος τύπου Wald με χρήση της στατιστικής X^2

Στην περίπτωση μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης $y_i = \beta X_i + e_i$ και γραμμικών περιορισμών,

$H_0: R\beta - r = 0$, όπου R είναι ένας $q \times k$ πίνακας και r είναι ένα q -διάνυσμα, η στατιστική Wald γράφεται ως:

$$W = (Rb - r) \left(R s^2 (X'X)^{-1} R' \right)^{-1} (Rb - r)$$

και ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή $X^2_{(q)}$ κάτω από την υπόθεση μηδέν.

Όπου $s^2 = (u'u)/(N - k)$ είναι η εκτίμηση της διακύμανσης των σφαλμάτων.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

1. Γκλεζάκος Μ., “Διαχείριση Χαρτοφυλακίου Επενδύσεων”, Πανεπιστημιακές Σημειώσεις, Πειραιάς
2. Θωμαδάκης Σ. και Ξανθάκης Μ., Ένωση Ελληνικών Τραπεζών (1990), “Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου”, Εκδόσεις Α. Σάκκουλα, Αθήνα
3. Ξανάκης Α. (1998), “Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών και Προβλέψεις”, Πανεπιστημιακές Σημειώσεις, Αθήνα
4. Πετράκης Π. (2002), “Χρηματοοικονομική Διοίκηση και Τραπεζική Οικονομική, Χρηματοοικονομικό και Τραπεζικό Σύστημα”, Εκδόσεις Π. Ε. Πετράκης, Αθήνα
5. Μόσχος Δ. και Ξανθάκης Μ., Η Εγχώρια Κεφαλαιαγορά και ο Βαθμός Συμπόρευσης με τις Ανεπτυγμένες” στο Προβόπουλος Γ. (1995), “Το Ελληνικό Χρηματοπιστωτικό Σύστημα: Τάσεις και Προοπτικές”, Έκδοση του IOBE, Αθήνα
6. Μόσχος Δ., “Στόχοι και Δείκτες Νομισματικής Πολιτικής στην Ελλάδα” στο Προβόπουλος Γ. (1995), “Το Ελληνικό Χρηματοπιστωτικό Σύστημα: Τάσεις και Προοπτικές”, Έκδοση του IOBE, Αθήνα
7. Χρήστου Γ. (2003), “Εισαγωγή στην Οικονομετρία”, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα
8. Giddy I. (1996), “Παγκόσμιες Χρηματοπιστωτικές Αγορές”, Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήνα (Επιστημονική επιμέλεια: Π. Πετράκης και Κ. Βενεκές)

Ξένη

1. Agmon T. (1974), “The relations among Equity Markets in the United States, United Kingdom, Germany and Japan”, *Journal of Finance*, Vol. 27, 839-855
2. Arshanapalli B. and Doukas J. (1993), “International Stock Markets Linkages: Evidence from the pre and post October 1987 period”, *Journal of Banking and Finance*, Vol 17, 193-208
3. Blackman C.S., Holden K. and Thomas A.W. (1994), “Long Term Relationships Between International Share Prices”, *Applied Financial Economics*, Vol. 4, 297-304
4. Booth G.G., Martikainen T. and Tse Y. (1997), “Price Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, 811-823
5. Box G.E.P. and Jenkins G.M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day
6. Byers J.D. and Peel D.A. (1993), “Some Evidence on the Interdependence of National Stock Markets and the gains from International Portfolio Diversification”, *Applied Financial Economics*, Vol 3, 239-242
7. Chen G., Firth M. and Rui O.M. (2002), “Stock Market Linkages: Evidence from Latin America”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, 1113-1141
8. Cheung Y.L. and Mak S.C.(1992), “The International Transmission of Stock Market Fluctuation Between the Developed Markets and the Asian-Pacific Markets”, *Applied Financial Economics*, Vol. 2, 43-47
9. Choudhry T.(1997), “Stochastic Trends in Stock Prices: Evidence from Latin American Markets”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, 285-304

10. Dickey D.A. and Fuller W.A.(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. **74**
11. Dickey D.A. and Fuller W.A..(1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, VOL. **49**, No 4, Tables I - III.
12. Elyasani E, Perera P. and Puri N.T.(1998), "Interdependence and Dynamic Linkages Between Stock Markets of Sri Lanka and it's Trading Partners", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. **8**, 89-101
13. Enders W. (1995), "*Applied Econometric Time Series*", J. Wiley, New York
14. Engle R.F. and Granger C.(1987), "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. **66**
15. Eun S.C. and Shim S.(1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol **24**, No 2, 241-256
16. Granger C.(1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods" *Econometrica*, Vol. **37**, 429-438
17. Granger C. and O. Morgenstern (1970),"Predictability of Stock Market Prices" MA:Lexington
18. Hamilton J.D. (1994), "*Time Series Analysis*", Princeton
19. Harris R.I.D. (1995), "*Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*", Prentice Hall
20. Hassan M.K., and Naka A.(1996), "Short-run and Long-run Dynamic Linkages among International Stock Markets", *International Review of Economics and Finance*, Vol. **5**, 387-405
21. Hilliard J.(1979),"The Relationships between Equity Indices and World Exchanges", *Journal of Finance*, Vol. **34**, 103-114
22. Huang B.N., Yang C.W. and Hu J.(2000), "Causality and Cointegration of Stock Markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, 281-297
23. In F., Kim S., Yoon S.H. and Viney C.(2001), "Dynamic Interdependence and Volatility Transmission of Asia Stock Markets: Evidence from the Asian Crisis", *International Review of Financial Analysis*, Vol. **10**, 87-96
24. Janakiramanan S. and Lamba A.S.(1998), "An Empirical Examination of Linkages Between Pacific-Basin Stock Markets", *International Financial Markets Institutions and Money*, Vol. **8**, 155-173
25. Johansen S. and Juselius K.(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. **52**, 169-210
26. Johansen S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. **12**, 231-254
27. Johansen S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 1551-1580
28. Koch P.O. and Koch T.W.(1991), "Evolution in Dynamic Linkages across Daily National Stock Indexes", *Journal of international Money and Finance*, Vol. **10**, 231-251
29. Koutmos G.(1996), "Modelling the Dynamic Interdependence of Major European Stock Markets", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. **23**, 975-988

30. Lessard D. (1973), "International Portfolio Diversification: A Multivariate Analysis for a group of Latin American Countries", *Journal of Finance*, Vol. 28, 619-633
31. Lintner J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, 13-37.
32. Malliaris A.G and Urrutia J.L.(1992), "The International Crash of October 1987: Causality tests", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, 353-364
33. Markowitz H. M.(1952), "Portfolio Selection". *Journal of Finance*, Vol. 7, 77-91
34. Masih R. and Masih M.A.(2001), "Long and Short Term Dynamic Causal Transmission amongst International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance*, VOL. 20, 563-587
35. Milionis A., Moschos D. and Xanthakis M.(1998), "The influence of Foreign Markets on the Athens Stock Exchange", *Spoudai* Vol. 19, No 1, 140-156
36. Niarchos N. and Alexakis C.(1998), "Stock Market Prices, 'Causality' and Efficiency: Evidence from the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, 167-174
37. Ostermark R.(2001), "Multivariate Cointegration Analysis of the Finnish-Japanese Stock Markets", *European Journal of Operational Research*, Vol. 134, 498-507
38. Panton D. Lesseg V. and Joy O.(1976), "Comovements of International Equity Markets: A Taxonomic Approach", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 11, 415-432
39. Richards J.A.(1995), "Comevents in National Stock Market Returns: Evidence of Predictability but not Cointegration", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, 631-654
40. Sharpe W.F.(1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 19, 425-442
41. Taylor M.P and Tonks I.(1989), "The Internationalization of Stock Markets and the Abolition of U.K. Exchange Control", *The Review of Economics and Statistics*, 332-336