



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΣΜΩΝ ΚΑΙ
ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ

Σπυρίδων Χαράλαμπου Γκόνης

ΕΡΓΑΣΙΑ

Που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής
του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών
ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση

Μεταπτυχιακού Διπλώματος

Συμπληρωματικής Ειδίκευσης στη Στατιστική

Μερικής Παρακολούθησης (Part-time)

Αθήνα
Δεκέμβριος 2003







ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΑΘΗΝΩΝ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ
εισ. Τ4084
Αρ. 332-6323021
ταξ.

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΣΜΩΝ ΚΑΙ ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ

Σπυρίδων Χαράλαμπου Γκόνης



Που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής
του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών
ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση

Μεταπτυχιακού Διπλώματος

Συμπληρωματικής Ειδίκευσης στη Στατιστική
Μερικής Παρακολούθησης (Part-time)

Αθήνα
Δεκέμβριος 2003





ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ

ΑΘΗΝΩΝ

ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ

εισ. 74084

Αρ. 332633021

ταξ. ΓΕΩ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

Εργασία που υποβλήθηκε ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Συμπληρωματικής Ειδίκευσης στη Στατιστική
Μερικής Παρακολούθησης (Part-time)

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΣΜΩΝ ΚΑΙ ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ

Σπυρίδων Χαράλαμπου Γκόνης

Υπεύθυνο μέλος ΔΕΠ:

Α. Λειβαδά

Επίκουρη Καθηγήτρια



Ο Διευθυντής Μεταπτυχιακών Σπουδών

Μιχαήλ Ζαφάντζης

Αναπληρωτής Καθηγητής



ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να εκφράσω τις ευχαριστίες μου στην υπεύθυνη της παρούσας εργασίας Επίκουρο Καθηγήτρια Αλεξάνδρα Λειβαδά για την πολύτιμη βοήθειά της, τις εύστοχες παρατηρήσεις της και την σημαντική καθοδήγησή της κατά τη διάρκεια της προσπάθειας αυτής.

Επιπλέον ζητώ την κατανόησή σας για τυχόν λάθη και παραλείψεις οι οποίες θα διαπιστωθούν στην παρούσα εργασία.

ΒΙΟΓΡΑΦΙΚΟ ΣΗΜΕΙΩΜΑ

Γεννήθηκα στην Αθήνα το 1966. Τελείωσα το Λύκειο το 1984 και την επόμενη χρονιά ξεκίνησα τις σπουδές μου στο Μαθηματικό Τμήμα του Πανεπιστημίου Πατρών όπου και αποφοίτησα το 1989.

Κατά τη διάρκεια των ετών 1992-1994 εργάστηκα ως καθηγητής σε Φροντιστήριο Μέσης Εκπαίδευσης ενώ από το 1995 εργάζομαι στην Τράπεζα Αττικής ως αντικείμενο την καταναλωτική πίστη. Η τωρινή μου θέση είναι Προϊστάμενος του Γραφείου Ιδιωτών στο κατάστημα Μοναστηρακίου.

ABSTRACT

Spiros Ch.Gonis

Statistical Analysis of Bonds and Interactions between Stock Markets

December, 2003

The main objective of this study is to search through the existence of any bonds and dependences between the Stock Markets of four E.C. countries (England, Germany, France, Greece) and the U.S.A. The height of their capitalisation was the major criterion for them to be selected, with the exception of the Greek Market that was selected due to national interest. This study covers the period of time from 1995 up to 2003 and the data are in weekly base.

The study is based on the Cointegration theory as it's presented by Johansen-Juselius (1990) and through the Vector Error Correction Models (VECM) we search for a long run equilibrium path, where the stock markets would participate.

The results of this study point towards the existence of a long run relationship between the markets, where the presence both of U.S.A. and England Stock markets is determinant.



ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Σπύρος Χ. Γκόνης



Στατιστική Ανάλυση Δεσμών και Αλληλεπιδράσεων μεταξύ των χρηματιστηρίων

Δεκέμβριος, 2003

Η μελέτη αυτή έχει ως κύριο στόχο τη στατιστική διερεύνηση ύπαρξης δεσμών και επιδράσεων μεταξύ των χρηματιστηρίων πέντε χωρών, τεσσάρων Ευρωπαϊκών (Αγγλίας, Γερμανίας, Γαλλίας, Ελλάδας) και των Η.Π.Α. Η επιλογή των χωρών αυτών έγινε με βάση την κεφαλαιοποίησή τους, πλην της Ελλάδας η οποία επιλέχθηκε λόγω του ενδιαφέροντος που παρουσιάζει σε εθνικό επίπεδο. Το χρονικό διάστημα στο οποίο αναφέρεται η μελέτη καλύπτει την περίοδο 1995–2003 και τα δεδομένα εκφράζονται σε εβδομαδιαία βάση.

Η εργασία βασίζεται στην θεωρία της συνολοκλήρωσης όπου με την βοήθεια της μεθοδολογίας Johansen-Juselius και των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος (VECM), αναζητούμε την ύπαρξη κάποιας κατάστασης ισορροπίας στην οποία να συμμετέχουν οι χρηματιστηριακές αγορές σε μακροχρόνιο ορίζοντα.

Τα ευρύματα αυτής της εργασίας συνηγορούν υπέρ της ύπαρξης μίας σχέσης αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών, στην οποία κυριαρχού ρόλο διαδραματίζουν οι αγορές των Η.Π.Α. και της Αγγλίας.



ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Εισαγωγή

Σελίδα

1

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Εισαγωγικές Έννοιες

2.1. Ορισμός Χρονολογικής Σειράς	7
2.2. Χρονολογικές Σειρές και Προβλέψεις	8
2.2.1. Υποκειμενικές Μέθοδοι Πρόβλεψης	8
2.2.2. Αντικειμενικές Μέθοδοι Πρόβλεψης	8
2.2.2.1. Αιτιατά Υποδείγματα Πρόβλεψης	9
2.2.2.2. Μη Αιτιατά Υποδείγματα Πρόβλεψης	9
2.3. Στασιμότητα Χρονολογικής Σειράς	10
2.4. Διαφόριση Χρονολογικής Σειράς	11
2.5. Έλεγχος Στασιμότητας Χρονολογικής Σειράς	12
2.5.1. Έλεγχος των Dickey-Fuller (DF)	13
2.6. Ολοκλήρωση Χρονολογικής Σειράς	14
2.7. Τελεστής Υστέρησης	14

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Αυτοπαλίνδρομα διανύσματα, Υποδείγματα Διόρθωσης

Λαθών, Αιτιότητα κατά Granger, Θεωρία

Συνολοκλήρωσης, Μεθοδολογία Johansen, Ανάλυση

Διακύμανσης

17

3.1. Διανύσματα Αυτοπαλινδρομήσεων (VAR υποδείγματα)	17
3.1.1. Αποτελεσματικότητα ενός VAR υποδείγματος	19
3.2. Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Models)	20
3.3. Αιτιότητα κατά Granger	21
3.3.1. Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger	22

	<u>Σελίδα</u>
3.4. Η Έννοια της Συνολοκλήρωσης (Cointegration)	23
3.5. Μεθοδολογία Johansen	25
3.6. Ανάλυση Διακύμανσης των μεταβλητών (Variance Decomposition)	30
 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4	
Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας	33
 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5	
Στατιστική Ανάλυση δεδομένων	41
5.1. Παρουσίαση των δεδομένων	41
5.2. Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Unit root test)	46
5.3. Επιλογή υποδείγματος για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης	48
5.4. Έλεγχος για συνολοκλήρωση και ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας	54
5.5. Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger	59
5.6. Ανάλυση Διακύμανσης (Variance Decomposition)	61
 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6	
Συμπεράσματα	65
 ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ	
Παράρτημα 1	67
Επεξηγήσεις πάνω στους στατιστικούς ελέγχους	
Παράρτημα 2	73
Αναλυτική παρουσίαση στατιστικών ελέγχων	
 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	77

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

	<u>Σελίδα</u>
5.1.1. Συμβολισμός χρηματιστηριακών δεικτών	41
5.1.2. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών αγορών	44
5.1.3. Έλεγχος ύπαρξης τάσης στα δεδομένα	45
5.1.4. Συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών	45
5.2.1. Οι τιμές του ADF τεστ και οι κριτικές τιμές στα επίπεδα (levels)	46
5.2.2. Οι τιμές του ADF τεστ και οι κριτικές τιμές για τις πρώτες διαφορές	47
5.3.1. Οι τιμές για τα AIC και SC κριτήρια	49
5.3.2. Οι τιμές του LR τεστ	50
5.3.3. Διαγνωστικοί έλεγχοι	51
5.4.1. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Υπόδειγμα 2 : Υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς στη σχέση συνολοκλήρωσης	55
5.4.2. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Υπόδειγμα 3 : Υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς στη σχέση συνολοκλήρωσης και γραμμικής τάσης στα δεδομένα	55
5.4.3. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Υπόδειγμα 4 : Υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς και τάσης στη σχέση συνολοκλήρωσης και γραμμικής τάσης στα δεδομένα	56
5.4.4. Οι συντελεστές συμμετοχής στη κατάσταση ισορροπίας	57
5.4.5. Οι συντελεστές προσαρμογής στη κατάσταση ισορροπίας	57
5.4.6. Περιορισμοί στους συντελεστές συμμετοχής στη κατάσταση ισορροπίας	58
5.4.7. Περιορισμοί στους συντελεστές προσαρμογής στη κατάσταση ισορροπίας	59

Σελίδα

5.5.1. Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger	60
5.6.1. Ανάλυση Διακύμανσης του LNDOW (Variance Decomposition of LNDOW)	62
5.6.2. Ανάλυση Διακύμανσης του LNFTSE (Variance Decomposition of LNFTSE)	62
5.6.3. Ανάλυση Διακύμανσης του LNDAX (Variance Decomposition of LNDAX)	63
5.6.4. Ανάλυση Διακύμανσης του LNCAC (Variance Decomposition of LNCAC)	63
5.6.5. Ανάλυση Διακύμανσης του LNASE (Variance Decomposition of LNASE)	64

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΓΡΑΦΗΜΑΤΩΝ

Σελίδα

5.1.1. Γραφικές παραστάσεις των κινήσεων των χρηματιστηριακών δεικτών	42
5.1.2. Ενιαία γραφική παράσταση των χρηματιστηριακών δεικτών	43
5.3.1. Μοναδιαίες ρίζες των χαρακτηριστικών εξισώσεων του VAR(3) υποδείγματος	53





ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Εισαγωγή

Η εμφάνιση του φαινομένου της παγκοσμιοποίησης ήταν φυσικό να επηρεάσει τις αγορές χρήματος και κεφαλαίου. Στις αρχές της δεκαετίας του '70 το ενδιαφέρον της επιστημονικής κοινότητας στην διεθνή διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου και τα οφέλη μιας τέτοιας τακτικής.

Η εξεύρεση ενός "βέλτιστου" χαρτοφυλακίου, με μέγιστη απόδοση και ελάχιστο κίνδυνο, οδήγησε το ερευνητικό ενδιαφέρον στην μελέτη της αλληλεπίδρασης μεταξύ των χρηματαγορών διαφόρων χωρών.

Η ύπαρξη μη δυναμικών σχέσεων, μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, καθιστά την διεθνή διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου ιδιαίτερα σημαντική και επωφελή. Εάν οι αποδόσεις δεν σχετίζονται μεταξύ τους τότε η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου, σε διεθνές επίπεδο, είναι ένας τρόπος ελαχιστοποίησης του κινδύνου. Σε μία οικονομία όπου παρατηρείται σχετικά υψηλή συσχέτιση, η διεθνής διαφοροποίηση αποτελεί το μέσο για την μείωση του κινδύνου (Grubel 1968, Levy and Sarnat 1970, Solnik 1974).

Επιπλέον, με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μπορεί κανείς να βελτιώσει την απόδοσή του, επενδύοντας σε αγορές με ιδιαίτερα χαρακτηριστικά, όπως οι αναπτυσσόμενες, οι οποίες προσφέρουν υψηλότερες αποδόσεις (Errunza 1983, Errunza & Rosenberg 1982).

Μεγάλη σημασία για τα οφέλη της διαφοροποίησης φαίνεται να έχει και ο χρονικός παράγοντας στην σχέση αλληλεξάρτησης, δηλαδή αν πρόκειται για

βραχυχρόνια ή μακροχρόνια ισορροπία. Γιατί, μία στάση των επενδυτών να διατηρούν το χαρτοφυλάκιό τους, για χρονικό διάστημα μικρότερο από αυτό που θα απαιτείται για τις αγορές ώστε να βρεθούν στο καθεστώς ισορροπίας (equilibrium path), μπορεί να μην εξαντλεί τα οφέλη από την διαφοροποίηση (Richards, pp 477).

Αντίθετα, η ύπαρξη δυναμικής αλληλεπίδρασης μεταξύ των αγορών, σημαίνει και υψηλή αυτοσυσχέτιση, κάτι που θέτει υπό αμφισβήτηση την αποτελεσματικότητα της διεθνούς διαφοροποίησης.

Όπως ήταν φυσικό, η ανάπτυξη αυτής της θεωρίας οδήγησε την ερευνητική κοινότητα στην εκπόνηση μελετών και εργασιών σχετικά με την αλληλεπίδραση των χρηματιστηριακών αγορών. Οι περισσότερες έρευνες δείχνουν μία αμυδρή αλληλεξάρτηση για την δεκαετία του '70, ενώ κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του '80 οι απόψεις διίστανται για το αν αυξάνεται η αλληλεξάρτηση ή όχι. Στη συνέχεια οι μελέτες τείνουν να συγκλίνουν προς την άποψη της ύπαρξης αλληλεπίδρασης μεταξύ των αγορών ειδικά μετά την χρηματιστηριακή κρίση του 1987. Η αλληλεξάρτηση αυτή τείνει να ενισχύεται με την πάροδο του χρόνου όπως προκύπτει από τις πρόσφατες μελέτες.

Σε θεωρητικό επίπεδο υπάρχουν αρκετοί και σημαντικοί λόγοι που υποστηρίζουν την παραπάνω διαπίστωση.

- Από τις αρχές της δεκαετίας του '80 οι περισσότερες αναπτυγμένες χώρες προχωρούσαν σε σημαντικές αλλαγές στους κανόνες λειτουργίας των εθνικών τους χρηματιστηρίων με σκοπό την ελεύθερη διακίνηση αγαθών και κεφαλαίων. Η άρση διοικητικών ρυθμίσεων στην αγορά κεφαλαίου και χρήματος, η απελευθέρωση της κίνησης κεφαλαίων για επενδύσεις σε τίτλους και μετοχές, η αλλαγή στο τρόπο διαπραγμάτευσης και εμπορίας των τίτλων με εκτενή υιοθέτηση συστημάτων πληροφορικής, οι αλλαγές σε θέματα φορολόγησης των τίτλων, η απελευθέρωση των προμηθειών καθώς και η μείωση του φόρου συναλλαγών είναι μερικά από τα μέτρα που εφαρμόσθηκαν στην προσπάθεια των χωρών να ανταποκριθούν στον αυξημένο ανταγωνισμό μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών.

- Η εισαγωγή εταιριών σε περισσότερα από ένα χρηματιστήρια είναι, ίσως, και το σημαντικότερο στοιχείο που δημιουργεί τις διασυνδέσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων. Το φαινόμενο αυτό άρχισε να εμφανίζεται στο τέλος της δεκαετίας του '70 και αφορούσε κυρίως μεγάλες πολυεθνικές εταιρίες. Με την πάροδο των ετών, την ίδια πολιτική ακολούθησαν και μικρότερες εταιρίες (εφόσον βέβαια πληρούσαν τις προϋποθέσεις εισαγωγής τους) οι οποίες είχαν ως κίνητρο την επέκταση των δραστηριοτήτων τους σε μεγαλύτερες αγορές. Ο ανταγωνισμός που παρατηρείται ανάμεσα στα χρηματιστήρια στο να ελκύσουν ξένες εταιρίες καθώς και η εφαρμογή των διεθνών λογιστικών προτύπων, αναμένεται να συμβάλουν θετικά στην αύξηση του αριθμού των εταιριών που είναι εισηγμένες σε περισσότερα από ένα χρηματιστήρια.
- Οι τεχνολογικές εξελίξεις κυρίως στον τομέα των τηλεπικοινωνιών και της πληροφορικής έχουν βελτιώσει την ροή και την ταχύτητα μετάδοσης των πληροφοριών μεταξύ των αγορών. Η δυνατότητα που παρέχεται, μέσω διαδικτύου, για άμεση ενημέρωση και παρακολούθηση της διεθνούς επικαιρότητας, η μείωση του κόστους για επενδύσεις σε ξένα χρηματιστήρια καθώς και η ταχύτητα εκτέλεσης των διεθνών συναλλαγών, επιτρέπει την διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου σε διεθνές επίπεδο. Επιπλέον, γίνεται ευκολότερη και η μεταφορά των κεφαλαίων από το ένα χρηματιστήριο στο άλλο, αναζητώντας μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση βέβαια με το "ρίσκο" που είναι διατεθειμένος ο κάθε επενδυτής να αναλάβει.
- Η γεωγραφική θέση των χωρών φαίνεται να συμβάλει στην αλληλεξάρτησή τους. Έτσι οι χώρες που βρίσκονται κοντά η μία στην άλλη παρουσιάζουν και μεγαλύτερη διασύνδεση, με εξαίρεση ίσως τις ΗΠΑ που εμφανίζεται ως η κυριαρχη αγορά και επηρεάζει σχεδόν όλες τις χρηματιστηριακές αγορές ανεξάρτητα από την απόσταση.

- Η εμπορική και οικονομική συνεργασία μεταξύ των χωρών είναι ένας ακόμη σημαντικός παράγοντας στην ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των αντίστοιχων αγορών. Ένας μεγάλος αριθμός εταιριών δραστηριοποιείται σε άλλες χώρες αναζητώντας νέες αγορές και εμπορικές συνεργασίες για την καλύτερη προώθηση των προϊόντων τους. Έτσι ένα γεγονός (αιφνίδιο σοκ) που θα προκληθεί σε μία ξένη χώρα μπορεί να έχει σημαντική επίδραση στις εταιρίες αυτές, κάτι που θα αντανακλασθεί βέβαια και στην τιμή τους στα εθνικά χρηματιστήρια.
- Η αλληλεπίδραση μεταξύ των χρηματιστηρίων και των μακροοικονομικών μεγεθών, είναι ένα θέμα που έχει προκαλέσει το ενδιαφέρον της επιστημονικής κοινότητας. Τα αποτελέσματα των μελετών συγκλίνουν στην ύπαρξη σχέσης μεταξύ τους η οποία προκαλεί μία ενδυνάμωση της συσχέτισης των αγορών με τους εξής μηχανισμούς: α) όταν διεθνή γεγονότα επηρεάζουν τα μακροοικονομικά μεγέθη πολλών κρατών ταυτόχρονα και β) όταν ένα γεγονός σε μία χώρα επηρεάζει τα μακροοικονομικά μεγέθη μίας ή περισσοτέρων άλλων χωρών.
- Πολλές φορές η κοινή πορεία των χρηματιστηρίων δεν είναι δυνατόν να εξηγηθεί από κάποιον από τους παραπάνω λόγους. Σε αυτή την περίπτωση πρέπει να λάβουμε υπόψη την ψυχολογία των επενδυτών, αφού αυτοί αποτελούν και την κινητήρια δύναμη των χρηματιστηριακών αγορών. Μία έντονη πτώση σε ένα χρηματιστήριο μπορεί να οδηγήσει σε πτώση κάποιο άλλο, καθαρά για ψυχολογικούς λόγους, χωρίς να υπάρχει σοβαρός οικονομικός λόγος.

Έχοντας προσεγγίσει σε θεωρητικό επίπεδο την έννοια της αλληλεξάρτησης των χρηματιστηρίων, η παρούσα εργασία επιχειρεί να μελετήσει τους δεσμούς και τις δυναμικές αλληλεπιδράσεις που αναπτύσσονται μεταξύ των χρηματιστηρίων τεσσάρων ευρωπαϊκών χωρών (Γερμανία, Αγγλία, Γαλλία, Ελλάδα) και του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ, για την περίοδο 1995–2003.

Σκοπός μας είναι να εντοπίσουμε αν υπάρχει κάποια κατάσταση ισορροπίας στην οποία να συμμετέχουν οι μεταβλητές μας σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Με την βοήθεια ενός vector error correction model (VECM) όπως αυτό προτάθηκε από τους Johansen–Juselius (1990) και χρησιμοποιώντας την θεωρία της συνολοκλήρωσης (cointegration) θα αναζητήσουμε τόσο τις βραχυχρόνιες όσο και τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις των χρηματιστηριακών αυτών αγορών.

- Η παρούσα εργασία αποτελείται από πέντε βασικά κεφάλαια εκτός του παρόντος, της εισαγωγής.
- Στο δεύτερο κεφάλαιο παρουσιάζονται ορισμένες εισαγωγικές έννοιες για τις χρονολογικές σειρές οι οποίες είναι χρήσιμες για την κατανόηση των επόμενων σταδίων της ανάλυσής τους.
- Στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται παρουσίαση της έννοιας της συνολοκλήρωσης (cointegration) και αναπτύσσεται αναλυτικά η μεθοδολογία Johansen μέσω των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος (Vector error correction models, VECM). Επιπλέον, επιχειρείται μία σύντομη προσέγγιση των έννοιών της "ανάλυσης κατά Granger" και "ανάλυσης της μεταβλητότητας των καταλοίπων".
- Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζεται μία σύντομη ανασκόπηση της βιβλιογραφίας σχετικά με τις σχέσεις που αναπτύσσονται μεταξύ των χρηματιστηρίων.
- Το πέμπτο κεφάλαιο αποτελείται από το εμπειρικό μέρος της εργασίας όπου γίνεται η παρουσίαση των δεδομένων μας, η πιστοποίηση του βαθμού ολοκλήρωσης των σειρών μας, ο προσδιορισμός του κατάλληλου υποδείγματος και ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκληρωμένων εξισώσεων. Βασιζόμενοι στην μεθοδολογία Johansen και χρησιμοποιώντας VECM υποδείγματα αναζητούμε τις βραχυχρόνιες και μακροχρόνιες σχέσεις που αναπτύσσονται στις χρηματιστηριακές αγορές. Στη συνέχεια, βασιζόμενοι στην "αιτιότητα κατά Granger" εξετάζουμε την ύπαρξη σχέσης αίτιου κατά

αιτιατού μεταξύ των δεικτών των χρηματαγορών. Ολοκληρώνοντας το κεφάλαιο αυτό, προχωρούμε στην ανάλυση της μεταβλητότητας των καταλοίπων επιχειρώντας έτσι να δώσουμε και μία ποσοτική εκτίμηση των σχέσεων που αναπτύσσονται μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών.

- Τέλος, στο έκτο κεφάλαιο, συμπυκνώνονται τα αποτελέσματα της ερευνητικής μας προσπάθειας στα συμπεράσματα, με τα οποία κλείνει το κύριο μέρος της εργασίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Εισαγωγικές Έννοιες

2.1. Ορισμός Χρονολογικής Σειράς

Χρονολογική σειρά (time series) είναι ένα σύνολο παρατηρήσεων μιας μεταβλητής οι οποίες έχουν ληφθεί σε ίσα διαδοχικά χρονικά διαστήματα. Αν συμβολίσουμε τη μεταβλητή με Y και την χρονική στιγμή που ελήφθη η παρατήρηση με τον υποδείκτη t , τότε η ακολουθία των τιμών αυτών αποτελεί ένα δείγμα N παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς Y_t .

Δεδομένα χρονολογικών σειρών υπάρχουν στους περισσότερους κλάδους των επιστημών όπως στα οικονομικά, στην ιατρική, στις κοινωνικές επιστήμες, στην βιολογία, στην μετεωρολογία, στη μηχανική, κ.α. Ως παραδείγματα μπορούμε να αναφέρουμε τις ετήσιες δαπάνες του κράτους για θέματα Υγείας, τον αριθμό γεννήσεων (θανάτων) ανά έτος, τις μηνιαίες πωλήσεις μιας επιχείρησης, τη θερμοκρασία του περιβάλλοντος η οποία σημειώνεται σε μία συγκεκριμένη περιοχή της Αθήνας στις 14:00 μμ κάθε μέρα, κ.α.

Τα δεδομένα των χρονολογικών σειρών προέρχονται από μετρήσεις που γίνονται σε τακτά χρονικά διαστήματα και συγκεντρώνονται από στατιστικές και άλλες υπηρεσίες. Η χρονική διάταξη των τιμών μίας χρονολογικής σειράς είναι βασική λόγω της εξάρτησης που παρατηρείται συνήθως μεταξύ των διαδοχικών τιμών της. Η φύση της αλληλεξάρτησης που υπάρχει μεταξύ των παρατηρήσεων μιας σειράς είναι το αντικείμενο μελέτης και ανάλυσης του κλάδου των χρονολογικών σειρών.

2.2. Χρονολογικές Σειρές και Προβλέψεις

Αντικειμενικός σκοπός της μελέτης των χρονολογικών σειρών είναι η χρησιμοποίησή τους στη διενέργεια προβλέψεων.

Οι μέθοδοι πρόβλεψης (forecast methods) των χρονολογικών σειρών μπορούν να διαχωριστούν (Δημέλη, 2002) σε δύο κατηγορίες :

- α) υποκειμενικές ή ποιοτικές (subjective or qualitative)
- β) αντικειμενικές ή ποσοτικές (objective or quantitative).

2.2.1 Υποκειμενικές Μέθοδοι Πρόβλεψης (Ποιοτικές)

Οι υποκειμενικές προβλέψεις είναι ιδιαίτερα σημαντικές όταν δεν υπάρχουν διαθέσιμα ιστορικά στοιχεία. Πραγματοποιούνται από έμπειρους επιστήμονες αναλυτές οι οποίοι χρησιμοποιούν κυρίως την προσωπική τους εμπειρία ή κρίση παρά τις μαθηματικές-στατιστικές μεθόδους. Στηρίζονται κυρίως σε ποιοτικά δεδομένα γι' αυτό και δεν μπορούν να αναπαραχθούν από κάποιον άλλο. Η πιο γνωστή από αυτές είναι η μέθοδος των Δελφών (Delphi technique).

2.2.2 Αντικειμενικές Μέθοδοι Πρόβλεψης (Ποσοτικές)

Οι αντικειμενικές μέθοδοι πρόβλεψης κάνουν χρήση ιστορικών δεδομένων. Ο στόχος τους είναι η μελέτη παρελθόντων στοιχείων για την βαθύτερη κατανόηση της δομής των δεδομένων η οποία θα οδηγήσει στην επιλογή του καταλληλότερου μαθηματικού ή στατιστικού υποδείγματος. Έτσι, η πρόβλεψη της μεταβλητής μέσω του κατάλληλου υποδείγματος στηρίζεται σε αντικειμενικά κριτήρια και όχι στην υποκειμενική κρίση των ερευνητών-ειδικών, όπως στις προηγούμενες μεθόδους. Τα υποδείγματα αυτά πρόβλεψης διακρίνονται επίσης σε δύο μεγάλες κατηγορίες: στα **αιτιατά (casual)** και στα **μη αιτιατά (non causal)**.

2.2.2.1 Αιτιατά Υποδείγματα Πρόβλεψης (Υποδείγματα παλινδρόμησης)

Τα υποδείγματα αυτά έχουν σκοπό τον προσδιορισμό παραγόντων, οι οποίοι σχετίζονται με την μεταβλητή της οποίας οι τιμές πρόκειται να προβλεφθούν. Δηλαδή, τα αιτιώδη μοντέλα χρησιμοποιούν άλλες μεταβλητές που σχετίζονται με την υπό εξέταση μεταβλητή και με βάση αναμενόμενες μελλοντικές τιμές τους προβλέπουν τη μέση τιμή της υπό εξέταση μεταβλητής. Η κατηγορία αυτή των μοντέλων περιλαμβάνει μοντέλα ανάλυσης πολλαπλής παλινδρόμησης με μεταβλητές υστέρησης, οικονομετρικά μοντέλα, μοντέλα ανάλυσης προδρομικών δεικτών, δεικτών διάχυσης και άλλων οικονομικών βαρομέτρων.

2.2.2.2 Μη αιτιατά υποδείγματα πρόβλεψης (Υποδείγματα Χρονολογικών Σειρών)

Στα υποδείγματα αυτά, σε αντίθεση με τα υποδείγματα παλινδρόμησης, η πρόβλεψη στηρίζεται αποκλειστικά και μόνο στις προηγούμενες τιμές της ίδιας χρονολογικής σειράς που θέλουμε να προβλέψουμε. Επομένως τα υποδείγματα αυτά υποθέτουν ότι το γενικό σχήμα (pattern) της χρονολογικής εμφάνισης των τιμών της μεταβλητής που παρατηρήθηκαν στο παρελθόν θα συνεχίσει να υφίσταται και στο μέλλον.

Υπάρχουν πολλές μέθοδοι για να προβλέψει κανείς τις μελλοντικές τιμές μιας χρονολογικής σειράς με βάση τις τιμές του παρελθόντος. Αυτές ζεκινούν από πολύ απλές τεχνικές προβολής των ιστορικών τιμών στο μέλλον και μπορεί να γίνουν αρκετά πολύπλοκες με τη χρήση εξειδικευμένων μαθηματικών και στατιστικών υποδειγμάτων.

Έτσι τα υποδείγματα χρονολογικών σειρών διακρίνονται σε **καθοριστικά υποδείγματα** (deterministic models) που στηρίζονται σε απλές μαθηματικές μορφές όπως π.χ. είναι τα υποδείγματα των κινητών μέσων όρων, εκθετικών εξομαλύνσεων και τάσης, και σε **στοχαστικά υποδείγματα** (stochastic models), όπως π.χ. τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (Autoregressive models), τα υποδείγματα μορφής Box-Jenkins και τα διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα

υποδείγματα (Vector Autoregressive models) τα οποία θα αναλυθούν εκτενέστερα στο επόμενο κεφάλαιο.

Το πλεονέκτημα των υποδειγμάτων των χρονολογικών σειρών έναντι των οικονομετρικών μεθόδων είναι ότι είναι λιγότερο πολύπλοκα και συνεπώς πιο εύκολα στη διαχείρισή τους τόσο από πλευράς υπολογισμού όσο και κόστους. Αντίθετα το μειονέκτημά τους είναι ότι θεωρούν ότι αυτό που συνέβαινε στο παρελθόν θα εξακολουθήσει να συμβαίνει και στο μέλλον. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα τη μείωση της ακρίβειας των προβλέψεων ιδιαίτερα για μεγάλες περιόδους στο μέλλον. Για το λόγο αυτό οι μέθοδοι των χρονολογικών σειρών κρίνονται πιο κατάλληλες για βραχυχρόνιες κυρίως προβλέψεις, ενώ οι οικονομετρικές μέθοδοι για μακροχρόνιες προβλέψεις.

2.3. Στασιμότητα (Stationarity)

Μία στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως στάσιμη όταν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν επηρεάζονται από μία μεταβολή στην αρχή του χρόνου. Δηλαδή, οι στατιστικές ιδιότητες των N παρατηρήσεων με αρχή t ($y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+N-1}$) είναι ίδιες με τις στατιστικές ιδιότητες των N παρατηρήσεων με αρχή την περίοδο $t+k$ ($y_{t+k}, y_{t+k+1}, \dots, y_{t+k+N-1}$).

Γενικά μία χρονολογική σειρά θα είναι στάσιμη αν ο μέσος και η διακύμανσή της δεν μεταβάλλονται με το χρόνο και η συνδιακύμανση μεταξύ δύο τιμών της εξαρτάται μόνο από την απόσταση των δύο χρονικών σημείων και όχι από τον ίδιο το χρόνο.

Μία στάσιμη χρονολογική σειρά ορίζεται με μαθηματικό τρόπο ως εξής:

$$E(Y_t) = \mu_Y \quad (\text{Σταθερός μέσος})$$

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma_Y^2 \quad (\text{Σταθερή διακύμανση})$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+m}) = C_m \quad (\text{Η συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιωνδήποτε τίμων } t \text{ και } t+m \text{ είναι συνάρτηση της χρονικής υστέρησης ή προήγησης των δύο αυτών τιμών}).$$

Η τάση μιας τέτοιας χρονολογικής σειράς (Y_t) αναπαρίσταται με μία παράλληλη ευθεία ως προς τον άξονα του χρόνου (t).

Όπως αναφέρθηκε και προηγούμενα, οι δυσκολίες που αντιμετωπίζουμε στην ανάλυση χρονολογικών σειρών βρίσκονται στην επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος για να περιγράψουμε τη δεδομένη χρονολογική σειρά. Αν τα στατιστικά χαρακτηριστικά της μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη και είναι πολύ δύσκολο να την αναλύσουμε με κάποιο αλγεβρικό υπόδειγμα.

Στη περίπτωση αυτή χρησιμοποιώντας κατάλληλες τεχνικές μπορούμε να μετατρέψουμε τη μη στάσιμη σειρά σε στάσιμη και στη συνέχεια να εφαρμόσουμε τις μεθόδους ανάλυσης στάσιμων χρονολογικών σειρών που είναι απλούστερες. Για παράδειγμα, πολλές χρονολογικές σειρές μετατρέπονται εύκολα σε στάσιμες, αφαιρώντας την τάση ή παίρνοντας διαδοχικά πρώτες διαφορές στα δεδομένα στοιχεία.

2.4. Διαφόριση Χρονολογικής Σειράς

Με τον όρο διαφόριση χρονολογικής σειράς (differencing) εννοούμε την μετατροπή της αρχικής χρονολογικής σειράς σε μία άλλη χρονολογική σειρά η οποία έχει ως τιμές τις πρώτες ή μιας ανώτερης τάξης διαφορές. Ο όρος διαφορά, ο οποίος συμβολίζεται με το γράμμα Δ , ορίζεται ως εξής:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

Η παραπάνω σχέση ορίζει την διαφορά α' τάξης και είναι συνεπώς η αλγεβρική διαφορά δύο διαδοχικών τιμών της χρονολογικής σειράς.

Όμοια η δεύτερη διαφορά ορίζεται ως εξής:

$$\begin{aligned}\Delta^2 Y_t &= \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} \\ &= (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \\ &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}\end{aligned}$$

Με την ίδια λογική μπορούμε να ορίσουμε και ανώτερης τάξης διαφορές, αλλά στην πράξη χρησιμοποιούμε συνήθως διαφορές έως και δεύτερης τάξης.

Η διαδικασία λήψης διαφορών για την επίτευξη της στασιμότητας έχει καθιερωθεί να αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως **στασιμότητα διαφορών** (**difference stationarity**).

2.5. Έλεγχος στασιμότητας χρονολογικής σειράς.

Ο έλεγχος στασιμότητας μίας χρονολογικής σειράς αποτελεί το πρώτο και βασικό βήμα στην ανάλυση χρονολογικών σειρών και ιδιαίτερα στις οικονομετρικές αναλύσεις. Τα στατιστικά κριτήρια που χρησιμοποιούνται διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες.

Η πρώτη είναι περιγραφική και αφορά την εξέταση της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (correlograms). Η εκτίμηση της συνάρτησης αυτής βασίζεται στην οπτική εξέταση των αυτοσυσχετίσεων της χρονολογικής σειράς με αποτέλεσμα ο έλεγχος αυτός να θεωρείται μάλλον υποκειμενικός και ανακριβής κυρίως στις οριακές περιπτώσεις όπου η χρονολογική σειρά πλησιάζει να μην είναι στάσιμη.

Η δεύτερη κατηγορία περιλαμβάνει τους ελέγχους των Durbin-Watson και η τρίτη τους ελέγχους με το κριτήριο t που έχουν την γενική ονομασία "Dickey-Fuller" tests. Οι στατιστικές των ελέγχων αυτών παρουσιάζουν το μειονέκτημα ότι δεν ακολουθούν οποιαδήποτε τυποποιημένη κατανομή ούτε σε περασμένα ούτε σε ασυμπτωτικά δείγματα. Για το λόγο αυτό έχουν καταρτιστεί ειδικοί πίνακες μετά από σειρά πειραμάτων προσομοίωσης. Οι πιο συνήθεις έλεγχοι είναι των Dickey-Fuller (DF) και Augmented Dickey-Fuller (ADF) οι οποίοι θα χρησιμοποιηθούν και στην παρούσα μελέτη. Με τους ελέγχους αυτούς εξετάζουμε την στασιμότητα μίας χρονολογικής σειράς ή αντίστοιχα την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας¹ στη σειρά αυτή. Για το σκοπό αυτό ακολουθεί μία σύντομη περιγραφή τους.

¹ Μία σειρά θεωρείται στάσιμη όταν δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

2.5.1. Έλεγχος των Dickey-Fuller (DF)

Θεωρούμε την εξίσωση παλινδρόμησης $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Ο σκοπός του ελέγχου είναι να εξετάσει εάν $\alpha_1=1$. Οι Dickey-Fuller έγραψαν την παραπάνω εξίσωση ως εξής :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{όπου } \gamma = \alpha_1 - 1$$

ελέγχοντας έτσι ισοδύναμα την υπόθεση $\gamma=0$.

Οι Dickey-Fuller ανέπτυξαν τρεις παλινδρομήσεις για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Η διαφορά μεταξύ των τριών παλινδρομήσεων έχει σχέση με την παρουσία των ντετερμινιστικών στοιχείων α_0 και $\alpha_2 t$. Η πρώτη εξίσωση (2.1) είναι ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου (random walk), η δεύτερη (2.2) προσθέτει ένα σταθερό όρο (intercept ή drift) και η τρίτη (2.3) περιλαμβάνει και σταθερά και γραμμική τάση ως προς το χρόνο (linear time trend).

Η παράμετρος που μας ενδιαφέρει σε όλες τις εξισώσεις παλινδρόμησης είναι το γ . Αν $\gamma=0$ τότε η σειρά y_t περιέχει μοναδιαία ρίζα. Για την πραγματοποίηση του test, εκτιμάται μία ή και περισσότερες από τις παραπάνω εξισώσεις χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) έτσι ώστε να εκτιμηθεί η τιμή της παραμέτρου γ και το σχετικό τυπικό σφάλμα (standard error). Συγκρίνοντας το αποτέλεσμα του t-statistic με την αντίστοιχη τιμή που αναφέρεται στους πίνακες των Dickey-Fuller μπορεί ο ερευνητής να αποφασίσει αν θα δεχτεί η θα απορρίψει την μηδενική υπόθεση $H_0: \gamma = 0$ (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

Επειδή, όμως, δεν μπορούν όλες οι χρονοσειρές να εκπροσωπηθούν ικανοποιητικά από τα ανωτέρω αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα πρώτου βαθμού, οι Dickey-Fuller κατασκεύασαν το επαυξημένο κριτήριο (Augmented Dickey-Fuller, ADF). Το κριτήριο αυτό εφαρμόζεται για την ύπαρξη ή μη μοναδιαίας

ρίζας όταν το αρχικό υπόδειγμα περιλαμβάνει περισσότερες από μία χρονικές υστερήσεις και έχει την παρακάτω μορφή:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Και στην περίπτωση του ADF τεστ η παράμετρος που μας ενδιαφέρει είναι το γ . Αν $\gamma=0$, τότε η σειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα. Επιπλέον η διαφορά ανάμεσα στις τρεις (νέες) εξισώσεις παλινδρόμησης είναι όπως και στο DF τεστ και έχει να κάνει με την παρουσία των ντετερμινιστικών στοιχείων a_0 και $a_2 t$.

2.6. Ολοκλήρωση Χρονολογικής Σειράς

Οι έννοιες της Στασιμότητας και Ολοκλήρωσης μιας χρονολογικής σειράς είναι άμεσα συνδεδεμένες.

Ειδικότερα :

Μία σειρά λέγεται ότι είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης (Integrated of order one) και συμβολίζεται ως $I(1)$ αν μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας πρώτες διαφορές. Κατά τον ίδιο τρόπο, μία σειρά είναι ολοκληρωμένη d τάξεως, $I(d)$, αν μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας διαφορές d τάξης.

2.7. Τελεστής Υστέρησης (Lag Operator)

Στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών χρησιμοποιείται συχνά ο Τελεστής Υστέρησης ο οποίος διευκολύνει τις αλγεβρικές πράξεις. Συμβολίζεται με το γράμμα L και επιβάλλει χρονική μετατόπιση μιας περιόδου προς τα πίσω της μεταβλητής που πολλαπλασιάζει. Συχνά συμβολίζεται και με

το γράμμα B από τον όρο Backward shift operator. Ορίζεται ως εξής:

$$Ly_t = y_{t-1}$$

Όμοια ορίζεται και ο τελεστής υστέρησης δεύτερης τάξης ως εξής :

$$\begin{aligned} L^2 y_t &= L(Ly_t) \\ &= Ly_{t-1} \\ &= y_{t-2} \end{aligned}$$

Γενικά ισχύει :

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad \text{όπου } j=1,2,\dots,K$$

Η σχέση που συνδέει τις διαφορές με τον τελεστή υστέρησης είναι η εξής :

$$\begin{aligned} \Delta^2 Y_t &= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \\ &= Y_t - LY_t + L^2 Y_t \\ &= (1-L+L^2) Y_t \\ &= (1-L)^2 Y_t \end{aligned}$$

Γενικά ισχύει :

$$\Delta^d Y_t = (1-L)^d Y_t .$$

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Αυτοπαλίνδρομα διανύσματα, Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών, Αιτιότητα κατά Granger, Θεωρία Συνολοκλήρωσης, Μεθοδολογία Johansen, Ανάλυση Διακύμανσης.

Στο κεφάλαιο αυτό επιχειρείται μία σύντομη αναφορά στις πρόσφατες εξελίξεις στη θεωρία της συνολοκλήρωσης και της μεθοδολογίας Johansen που θα χρησιμοποιήσουμε, ώστε να ελέγξουμε τους δεσμούς και τις αλληλεπιδράσεις που αναπτύσσονται μεταξύ των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών των υπό εξέταση χωρών. Επιπλέον γίνεται μία συνοπτική παρουσίαση των εννοιών της "Αιτιότητας κατά Granger" και "Ανάλυσης Διακύμανσης των καταλοίπων" οι οποίες θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση των δεδομένων μας.

3.1. Διανύσματα Αυτοπαλινδρομήσεων (Υποδείγματα VAR)

Τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregressions) ή συντομότερα VAR υποδείγματα χρησιμοποιούνται σήμερα κυρίως στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων (simultaneous equation models). Τα συστήματα εξισώσεων που ήταν στην "καρδιά" της Οικονομετρίας πριν από μερικά χρόνια έχασαν το μεγάλο ενδιαφέρον των εμπειρικών ερευνητών κυρίως λόγω της μικρής προβλεπτικής τους ικανότητας και της πολυπλοκότητάς τους από πλευράς ταυτοποίησης και εκτιμητικής.

Αντίθετα, τα VAR υποδείγματα έχουν αποδειχθεί αφενός πιο αποτελεσματικά και επιτυχή για την πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσυσχετιζόμενων μεταβλητών, αφετέρου πιο εύκολα και γρήγορα στη χρήση τους. Η μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων εφαρμόσθηκε για πρώτη φορά το 1980 από τον Sims και έκτοτε χρησιμοποιείται ευρέως στις εμπειρικές μελέτες.

Το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμιά από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπολοίπων μεταβλητών του συστήματος. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών ή αλλιώς των υστερήσεων (past or lagged values) προσδιορίζεται από το σύστημα.

Θεωρούμε ένα διμεταβλητό VAR υπόδειγμα με τις (ενδογενείς) μεταβλητές X_t και Y_t . Τότε η συμπεριφορά των δύο αυτών μεταβλητών θα διέπεται από το σύστημα:

$$X_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} X_{t-1} + \alpha_{12} X_{t-2} + \beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{12} Y_{t-2} + e_{t1} \quad (3.1)$$

$$Y_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} X_{t-1} + \alpha_{22} X_{t-2} + \beta_{21} Y_{t-1} + \beta_{22} Y_{t-2} + e_{t2} \quad (3.2)$$

όπου έχουμε θεωρήσει δύο υστερήσεις για κάθε ενδογενή μεταβλητή. Αν γράψουμε το παραπάνω σύστημα σε μορφή διανυσμάτων τότε θα έχουμε:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \beta_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \beta_{12} \\ \alpha_{22} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{t1} \\ e_{t2} \end{bmatrix}$$

ή αλλιώς

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + e_t \quad (3.3)$$

όπου Z_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, δ είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων, A_i ($i=1,2$) είναι οι μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και e_t το διάνυσμα των καταλοίπων. Η εξίσωση (3.3) είναι ένα AR(2) υπόδειγμα στο διμεταβλητό διάνυσμα Z_t γι' αυτό και ονομάζεται αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα (VAR).

Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να γενικευτεί όσον αφορά τον αριθμό των υστερήσεων οπότε στη περίπτωση ενός αριθμού p υστερήσεων λαμβάνει την γενική μορφή :

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t \quad (3.4)$$

ή πιο σύντομα ως

$$Z_t = \delta + \sum_{s=1}^p A_s Z_{t-s} + e_t \quad (3.5)$$

όπου το διάνυσμα $Z_t = [Z_{1t}, \dots, Z_{pt}]'$ των ενδογενών μεταβλητών είναι τάξεως $p \times 1$ και οι μήτρες των παραμέτρων A_s τάξεως $p \times p$. Το δ είναι ένα διάνυσμα $p \times 1$ που περιέχει τις σταθερές των εξισώσεων και τέλος e_t το διάνυσμα των καταλοίπων.

3.1.1. Αποτελεσματικότητα ενός VAR υποδείγματος

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Συγκεκριμένα, υποθέτουμε ότι:

α) Το διάνυσμα των καταλοίπων e_t ενός VAR συστήματος έχει μέσο το μηδέν και ότι το κατάλοιπο κάθε εξισωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξισωσης. Με μαθηματικούς όρους, στη περίπτωση διμεταβλητού VAR υποδείγματος, θα έχουμε:

$$E(e_t) = 0 \quad (3.6)$$

$$E(e_t e_s) = \begin{cases} \Sigma_e & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad (3.7)$$

όπου

$$\Sigma_e = E(e_t e_t) = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{11}) & \text{cov}(e_{11}, e_{12}) \\ \text{cov}(e_{11}, e_{12}) & \text{var}(e_{12}) \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

Συνεπώς τα κατάλοιπα κάθε εξισωσης e_{ti} ($i=1,2,\dots,p$) είναι λευκός θόρυβος ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο.

β) Το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών Z_t είναι στάσιμο δηλαδή έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες συνδιακυμάνσεων μεταξύ Z_t και Z_{t+k} να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση κ μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο t.

Αν πληρούνται οι υποθέσεις που προαναφέρθηκαν, τότε όπως έχει δειχτεί από τον Sims και άλλους, η εκτίμηση Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squares, LS) των εξισώσεων του VAR συστήματος, δίνει συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος.

3.2. Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Models, ECM)

Στις περισσότερες εφαρμογές των VAR μοντέλων και κυρίως στον έλεγχο συνολοκλήρωσης όπως θα δούμε παρακάτω, χρησιμοποιείται ένα ισοδύναμο υπόδειγμα το οποίο είναι εκφρασμένο σε όρους πρώτων διαφορών. Το υπόδειγμα αυτό ονομάζεται ως υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και προκύπτει ως εξής:

Έστω το αρχικό VAR(2) υπόδειγμα του παραδείγματός μας σε διανυσματική μορφή :

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + e_t \quad (3.9)$$

Αφαιρούμε κατά μέλη το Z_{t-1} και παίρνουμε:

$$Z_t - Z_{t-1} = \delta - (I - A_1) Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + e_t \quad (3.10)$$

Προσθέτουμε και αφαιρούμε τον όρο $A_2 Z_{t-1}$ στο β' μέρος της εξίσωσης και παίρνουμε:

$$\Delta Z_t = \delta - (I - A_1 - A_2) Z_{t-1} - A_2 (Z_{t-1} - Z_{t-2}) + e_t \quad (3.11)$$

ή

$$\Delta Z_t = \delta + \Pi Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + e_t \quad (3.12)$$

όπου $\Pi = - (I - A_1 - A_2)$ και $\Gamma_1 = -A_2$.

Άρα η εξίσωση του VAR σε αρχικές τιμές έχει μετασχηματισθεί σε ισοδύναμη εξίσωση όπου στη θέση των αρχικών τιμών έχουμε στο αριστερό μέλος τις πρώτες διαφορές τους, ενώ στο δεξιό μέλος μία μόνο υστέρηση (ΔZ_{t-1}) και ένα νέο όρο, την υστέρηση του διανύσματος των αρχικών τιμών (Z_{t-1}).

Γενικότερα ένα VAR(p) υπόδειγμα μπορεί να λάβει τη μορφή:

$$\Delta Z_t = \delta + \Pi Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + e_t \quad (3.13)$$

όπου $\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I$ και $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ είναι συναρτήσεις των αρχικών A .

3.3. Αιτιότητα κατά Granger

Ο Granger (1969) στην προσπάθειά του να καθορίσει μία αληθινή σχέση αιτιότητας μεταξύ οικονομικών μεταβλητών, προχώρησε στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως "αιτιότητα κατά Granger" (Granger causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή X_t αιτιάζει κατά Granger μίαν άλλη Y_t , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y_t .

Όσον αφορά τον τρόπο διεξαγωγής των προβλέψεων ο Granger περιορίζεται στις αμερόληπτες προβλέψεις ελαχίστων τετραγώνων (unbiased least squares predictions) ενώ για την μέτρηση της ακρίβειας των προβλέψεων αυτών χρησιμοποιεί την διακύμανση των λαθών πρόβλεψης μίας περιόδου στο μέλλον.

Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή X_t αιτιάζει την Y_t αν η πρόβλεψη της Y_t για μία περίοδο στο μέλλον, έστω \bar{Y}_t , που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου (Mean Square Error, MSE) από την πρόβλεψη του Y_t που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά την μεταβλητή X_t . Μαθηματικά αυτό εκφράζεται ως εξής:

$$MSE(\bar{Y}_t / \bar{U}_t) < MSE(\bar{Y}_t / \bar{U}_t - \bar{X}_t)$$

όπου \bar{U}_t παριστάνει όλη την προηγούμενη πληροφόρηση για την πρόβλεψη \bar{Y}_t της Y_t και \bar{X}_t την προηγούμενη πληροφόρηση που αφορά τη μεταβλητή X_t .

3.3.1. Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger

Ο έλεγχος για την ύπαρξη αιτιότητας γίνεται με τη χρήση των VAR υποδειγμάτων. Έτσι, στο παράδειγμα του διμεταβλητού VAR υποδείγματος με τις μεταβλητές X_t και Y_t [σχέσεις (3.1)-(3.2)], θα λέμε ότι η μεταβλητή Y_t αιτιάζει την μεταβλητή X_t , αν και μόνο αν, ταυτόχρονα οι συντελεστές β_{11} και β_{12} είναι από κοινού στατιστικά σημαντικοί. Δηλαδή, για να αιτιάζει μία μεταβλητή Y_t μία άλλη X_t , θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της Y_t στην εξίσωση της X_t να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της X_t στην εξίσωση της Y_t να μην διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με το στατιστικό κριτήριο της F κατανομής και ελέγχεται η από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών.

Έτσι, στην εξίσωση (3.1), για να εξετάσουμε αν η μεταβλητή Y_t αιτιάζει την X_t , προχωρούμε στον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ έναντι της $H_1: \beta_{11} \neq 0$ και $\beta_{12} \neq 0$. Η ελεγχοσυνάρτηση F υπολογίζεται ως εξής:

$$F = \frac{(SSE^R - SSE^U) / k}{SSE^U / f} \quad (3.14)$$

όπου :

SSE^U = Άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης (3.1)
(Μη περιορισμένη εξίσωση)

SSE^R = Άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης (3.1) υπό τον περιορισμό της H_0 ότι $\beta_{11} = \beta_{12} = 0$, δηλαδή παλινδρομώντας την X_t μόνο πάνω στις υστερήσεις της X_{t-1} και X_{t-2} .
(Περιορισμένη εξίσωση)

k = αριθμός των περιορισμών (υστερήσεων)

f = βαθμούς ελευθερίας στη μη περιορισμένη εξίσωση.

Αν η τιμή της ελεγχοσυνάρτησης F είναι μεγαλύτερη από την τιμή των Πινάκων $F_{k,f}$ σ'ένα επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$ τότε η υπόθεση H_0 απορρίπτεται και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της Y_t επηρεάζουν σημαντικά την συμπεριφορά της X_t . Στη συνέχεια για να εξετάσουμε αν η μεταβλητή Y_t αιτιάζει την X_t μονόδρομα πρέπει να ελέγξουμε την αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της X_t στην εξίσωση (3.2) πάνω στην Y_t . Δηλαδή κάνουμε τον έλεγχο $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ έναντι $H_1: \alpha_{21} \neq 0$ και $\alpha_{22} \neq 0$. Αποδοχή της H_0 σημαίνει ότι η Y_t αιτιάζει μονόδρομα την X_t .

3.4. Η έννοια της συνολοκλήρωσης (cointegration).

Πολλές χρονοσειρές που προέρχονται από τον τομέα της οικονομίας περιέχουν μοναδιαία ρίζα, συνεπώς είναι μη στάσιμες. Είναι γνωστό ότι η εφαρμογή οικονομικών υποδειγμάτων σε μη στάσιμες σειρές οδηγεί σε νόθα (spurious) αποτελέσματα. Το πρόβλημα που δημιουργείται στην ερμηνεία των οικονομετρικών υποδειγμάτων με μη στάσιμες σειρές μπορεί να αποφευχθεί με την μετατροπή των χρονολογικών σειρών από μη στάσιμες σε στάσιμες. Αυτή η μετατροπή επιτυγχάνεται όταν εκφράσουμε τις χρονολογικές σειρές σε όρους διαφορών. Η διαδικασία αυτή, όμως, με τις διαδοχικές διαφορές οδηγεί συνήθως σε απώλεια πληροφοριών. Η θεωρία της συνολοκλήρωσης που αναπτύχθηκε σχετικά πρόσφατα από τον Granger (1981) δίνει μία λύση σε αυτό το πρόβλημα. Σύμφωνα με τον Granger, αν έχουμε δύο μη στάσιμες $I(1)$ μεταβλητές και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών αυτών που να είναι στάσιμος $I(0)$ τότε θα λέμε ότι οι δύο αυτές μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Αργότερα το 1987, οι Engle και Granger γενικεύοντας την έννοια της συνολοκλήρωσης, έδειξαν ότι αν δύο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες d τάξεως, είναι δηλαδή $I(d)$, και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός μεταξύ τους που να μας δίνει μία ολοκληρωμένη σειρά χαμηλότερης της αρχικής τάξης, έστω $I(d-b)$ για $b > 0$, τότε οι σειρές αυτές είναι συνολοκληρωμένες τάξης $(d-b)$ και συμβολίζονται ως $CI(d-b)$. Έτσι ο γραμμικός συνδυασμός των δύο σειρών μπορεί να είναι στάσιμος, παρόλο που καμία από τις δύο σειρές δεν είναι στάσιμη. Στην περίπτωση αυτή, ο στάσιμος γραμμικός συνδυασμός αποτελεί την εξίσωση συνολοκλήρωσης και μπορεί να ερμηνευτεί σαν μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

Αντίθετα η έλλειψη σχέσης συνολοκλήρωσης (μη στάσιμος γραμμικός συνδυασμός) οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι εξεταζόμενες μεταβλητές δεν έχουν μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους, δηλαδή η καθεμία μπορεί να κινείται αυθαίρετα σε σχέση με την άλλη.

Στην περίπτωση της συνολοκλήρωσης δύο μεταβλητών, σύμφωνα με το **Αντιπροσωπευτικό Θεώρημα του Granger** (Granger Representation Theorem), μπορεί να κατασκευαστεί ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Model, ECM), το οποίο είναι πολύ σημαντικό γιατί επιτρέπει την ταυτόχρονη μελέτη τόσο των βραχυχρόνιων όσο και των μακροχρόνιων σχέσεων.

Για να προσαρμόσουμε ακόμα περισσότερο την έννοια της συνολοκλήρωσης στο αντικείμενο της παρούσας εργασίας, υποθέτουμε ότι X_t είναι ο χρηματιστηριακός δείκτης της χώρας i και Y_t ο δείκτης της χώρας j. Αν οι δύο αυτοί δείκτες είναι συνολοκληρωμένοι, τότε σύμφωνα με Αντιπροσωπευτικό Θεώρημα του Granger υπάρχει μία παράσταση διόρθωσης σφάλματος (ECM) της ακόλουθης μορφής:

$$X_t - X_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + B_1(L) (X_t - X_{t-1}) + B_2(L) (Y_t - Y_{t-1}) + e_{1t} \quad (3.15)$$

¶

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha_2 + \alpha_3 Z_{t-1} + B_3(L) (X_t - X_{t-1}) + B_4(L) (Y_t - Y_{t-1}) + e_{2t} \quad (3.16)$$

όπου $B_1(L)$, $B_2(L)$, $B_3(L)$ και $B_4(L)$ είναι πολυώνυμα, L είναι ο τελεστής χρονικών υστερήσεων, e_{1t} και e_{2t} είναι όροι σφάλματος που κατανέμονται κανονικά και Z_{t-1} είναι η με χρονική υστέρηση τιμή του όρου του σφάλματος που προκύπτει από την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης:

$$Y_t = c + \beta X_t + Z_t \quad (3.17)$$

Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος έχει την ακόλουθη ερμηνεία:

Η μεταβολή στο χρηματιστηριακό δείκτη Y_t οφείλεται στην άμεση βραχυπρόθεσμη επίδραση της μεταβολής του χρηματιστηριακού δείκτη X_t και

στο σφάλμα της τελευταίας περιόδου Z_{t-1} , το οποίο αντιπροσωπεύει την μακροχρόνια προσαρμογή σε παρελθούσα ανισορροπία.

Στην μέχρι τώρα περιγραφείσα μέθοδος των Engle – Granger, ο έλεγχος για την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης βασίζεται στη χρήση μίας εξίσωσης κάθε φορά, ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Στην περίπτωση ύπαρξης περισσοτέρων των δύο μεταβλητών στο υπόδειγμα και ιδιαίτερα αν υφίστανται περισσότερες από μία σχέσεις συνολοκλήρωσης, η προσέγγιση με την μία εξίσωση των Engle–Granger μπορεί να οδηγήσει σε λαθαμένα και παραπλανητικά αποτελέσματα.

Το πρόβλημα αυτό έρχονται να αντιμετωπίσουν, με μία διαφορετική προσέγγιση, μέσω των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (Vector Autoregressive Models) ο Johansen (1988, 1991) και Johansen και Juselius (1990). Ο Johansen ανέπτυξε μία διαδικασία για έλεγχο της ύπαρξης συνολοκλήρωσης σε ένα σύστημα εξισώσεων, βασισμένη πάνω στην μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood method).

Η εν λόγω μεθοδολογία έχει επικρατήσει τελευταία στις εμπειρικές εφαρμογές, όπως και στην παρούσα εργασία, γι' αυτό κρίνεται σκόπιμο να αναπτυχθεί περιεκτικά.

3.5. Μεθοδολογία Johansen

Η μεθοδολογία Johansen βασίζεται κυρίως στην κατασκευή ενός διανυσματικού υποδείγματος διόρθωσης λαθών (Vector Error Correction) μέσω του οποίου γίνεται απευθείας ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια εκτιμώνται οι υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Αναλυτικότερα, η μέθοδος ξεκινάει από ένα πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξεως p , $VAR(p)$:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + BD_t + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

όπου Y_t είναι ένα διάνυσμα με n ενδογενείς μη στάσιμες $I(1)$ μεταβλητές, D_t διάνυσμα με d εξωγενείς (μη στοχαστικές) μεταβλητές που μπορεί να είναι εποχικές μεταβλητές, σταθερά, γραμμική τάση, ψευδομεταβλητές κ.α.

Τα A_1, A_2, \dots, A_p και B είναι πίνακες τάξεως $r \times r$, με συντελεστές προς εκτίμηση ενώ το ε_t είναι ένα διάνυσμα καταλοίπων (innovations) τα οποία πληρούν τις υποθέσεις $(3.6 - 3.8)$, δηλαδή είναι κανονικά και ανεξάρτητα κατανεμημένα με μηδενικό μέσο και σταθερή διακύμανση ($\varepsilon_t \sim iid[0, \sigma^2]$ Gaussian).

Στη συνέχεια κατασκευάζει ένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος VECM (Vector Error Correction Model) το οποίο έχει την παρακάτω μορφή :

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + BD_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

όπου

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{και} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad , \quad i=1, \dots, p$$

Έτσι στη VEC μορφή το στοιχείο που μας ενδιαφέρει αρχικά περισσότερο είναι ο πίνακας Π_{vv} , (πίνακας ισορροπίας) ο οποίος περιέχει όλες τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών, που στην προκειμένη περίπτωση αντιστοιχούν στους υπό μελέτη χρηματιστηριακούς δείκτες. Ο βαθμός² αυτού του πίνακα καθορίζει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (cointegration vectors) που υπάρχουν στο υπόδειγμα. Έτσι, ανάλογα με τον βαθμό του πίνακα Π , διακρίνουμε τρεις περιπτώσεις:

1. $r(\Pi)=0$. Ο βαθμός του πίνακα Π είναι ίσος με μηδέν. Τότε ο πίνακας Π είναι ο μηδενικός πίνακας και το υπόδειγμα VECM (3.19) ανάγεται σε ένα κανονικό VAR υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές ΔY_t . Συνεπώς οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται άρα δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των στοιχείων του Y_t .

² Σύμφωνα με την Γραμμική Άλγεβρα βαθμός ενός πίνακα ορίζεται ως ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων γραμμών (ή στηλών) του πίνακα αυτού. Συνεπώς για να υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός ανάμεσα στις στήλες (ή γραμμές) ενός πίνακα θα πρέπει ο βαθμός του να είναι μικρότερος από την τάξη του.

2. $r(\Pi)=n$ (πλήρης βαθμός). Ο πίνακας Π έχει τον μέγιστο βαθμό που μπορεί να πάρει. Στην περίπτωση αυτή η υπόθεση της στασιμότητας που έχει γίνει για τον όρο του σφάλματος, απαιτεί ότι και στα levels η διαδικασία (process) των Y_t να είναι στάσιμη. Συνεπώς το VEC υπόδειγμα δεν έχει νόημα, οπότε το VAR υπόδειγμα στις αρχικές τιμές είναι το ενδεικνυόμενο.
3. $r(\Pi)=k$, με $0 < k < n$. Ο βαθμός του πίνακα Π είναι μικρότερος από την τάξη του n που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών στο υπόδειγμα. Στην περίπτωση αυτή οι στήλες του πίνακα Π δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες, πράγμα που επιτρέπει την ύπαρξη δεσμών συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Επιπλέον, το κατάλληλο προς εκτίμηση υπόδειγμα είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών VEC και όχι το VAR στις διαφορές.

Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης προσδιορίζεται από τον βαθμό του πίνακα Π . Αν θεωρήσουμε ότι ο βαθμός του πίνακα Π είναι $k < n$ τότε θα έχουμε k διανύσματα συνολοκλήρωσης που είναι στάσιμα, δηλαδή κ σχέσεις συνολοκλήρωσης και ισοδύναμα $n-k$ κοινές στοχαστικές τάσεις.

Προκειμένου όμως να εξειδικεύσουμε τα διανύσματα συνολοκλήρωσης προχωρούμε σε διάσπαση του πίνακα Π σε ένα γινόμενο δύο πινάκων α και β τάξης $n \times k$ και βαθμού k ο καθένας έτσι ώστε :

$$\Pi_{n \times n} = \alpha_{n \times k} \beta'_{k \times n} \quad (3.20)$$

Επειδή για τα ε_t και ΔY_t έχει γίνει η υπόθεση ότι είναι στάσιμα για να έχει νόημα η εξίσωση (3.19) πρέπει και το ΠY_{t-1} να είναι στάσιμο. Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας την ανάλυση $\Pi = \alpha\beta'$, μπορούμε να ορίσουμε τις k στήλες του πίνακα β ως τα διανύσματα συνολοκλήρωσης, δηλαδή οι γραμμικά ανεξάρτητοι συνδυασμοί του Y_t που είναι στάσιμοι. Η β γραμμή του πίνακα α μας δείχνει πόσο σημαντική είναι η κάθε μία από τις k σχέσεις συνολοκλήρωσης για την δυναμική της ΔY_t . Τα στοιχεία του πίνακα α είναι οι ονομαζόμενοι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής όπως θα δούμε και παρακάτω.

Λαμβάνοντας υπόψη την ανάλυση του πίνακα Π , η εξίσωση (3.19) γράφεται ως εξής:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + BD_t + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Με την βοήθεια της μεθόδου Johansen προχωράμε στην εκτίμηση των α και β . Αυτό επιτυγχάνεται παλινδρομώντας τα ΔY_t και Y_{t-1} πάνω στα $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}, D_t)$ με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (LS) από όπου παίρνουμε δύο πίνακες καταλοίπων, τους οποίους συμβολίζουμε με R_{0t} και R_{1t} . Στη συνέχεια παλινδρομούμε τις LS εκτιμήσεις των καταλοίπων της πρώτης \hat{R}_{0t} σ' αυτές της δεύτερης \hat{R}_{1t} και έχουμε την "ελαττωμένη" παλινδρόμηση (reduced rank regression) :

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

Ο Johansen (1995) δείχνει ότι ο έλεγχος για τον βαθμό του πίνακα Π είναι ισοδύναμος με τον έλεγχο για τον αριθμό των κανονικών συσχετίσεων μεταξύ των R_{0t} και R_{1t} που είναι διαφορετικοί από το μηδέν. Αυτό μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας δύο στατιστικά κριτήρια :

$$\lambda\text{-trace}(\kappa) = -T \sum_{i=\kappa+1}^{\nu} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.23)$$

$$\lambda\text{-max}(\kappa, \kappa+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{\kappa+1}) \quad (3.24)$$

όπου τα $\hat{\lambda}_i$ είναι οι ιδιοτιμές (eigenvalues) του πίνακα $S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}$ σε σχέση με τον πίνακα S_{11} , διατεταγμένες σε φθίνουσα σειρά ($1 > \hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_\nu > 0$), όπου $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$, $i, j = 0, 1$, $T =$ μέγεθος του δείγματος (sample size).



Αντές τις ιδιοτιμές τις παίρνουμε λύνοντας την εξίσωση:

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0 \quad (3.25)$$

και στη συνέχεια παίρνουμε τα αντίστοιχα ιδιοδιανύσματα (eigenvectors)

$\hat{V} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_n)$ τα οποία τα κανονικοποιούμε με τον ακόλουθο τρόπο:

$\hat{V}' S_{11} \hat{V} = I$. Οι ιδιοτιμές που παίρνουμε από την (3.25) είναι εξ' ορισμού οι τετραγωνισμένες κανονικές συσχετίσεις.

Οι εκτιμήσεις των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, $\hat{\beta}$, προκύπτουν από τα κ ιδιοδιανύσματα που αντιστοιχούν στις κ μεγαλύτερες ιδιοτιμές. Η επιλογή του $\hat{\beta}$ είναι η επιλογή των κ γραμμικών συνδυασμών του Y_{t-1} οι οποίοι έχουν τη μεγαλύτερη μερική τετραγωνισμένη συσχέτιση με το στάσιμο μέρος της διαδικασίας ΔY_t . Θα μπορούσαμε να πούμε ότι η ιδιοτιμή $\hat{\lambda}_i$ μετράει πόσο δυνατή είναι η συσχέτιση μεταξύ του γραμμικού συνδυασμού $\hat{v}_i X_{t-1}$, με το στάσιμο μέρος της διαδικασίας. Αν το $\hat{v}_i X_{t-1}$ είναι μη στάσιμο αυτή η συσχέτιση τείνει στο μηδέν και ασυμπτωτικά $\hat{\lambda}_i = 0$ για $i = \kappa + 1, \dots, n$. Τέλος λαμβάνοντας υπόψη το γεγονός ότι οι στήλες του β είναι ιδιοδιανύσματα τότε κάτω από την μηδενική υπόθεση των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, η συνάρτηση μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood function) παίρνει την μορφή :

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^{\kappa} (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.26)$$

Το στατιστικό κριτήριο στην (3.23) είναι γνωστό σαν trace statistic και ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι μικρότερος ή ίσος με το κ έναντι μιας γενικής εναλλακτικής υπόθεσης.

Το στατιστικό κριτήριο στην (3.24) είναι γνωστό σαν maximum eigenvalue statistic και ελέγχει την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης κ διανυσμάτων συνολοκλήρωσης έναντι της συγκεκριμένης εναλλακτικής ύπαρξης $k+1$ διανυσμάτων.

Επειδή το λ -trace λαμβάνει υπόψη όλες τις $n-k$ από τις μικρότερες ιδιοτιμές τείνει να έχει μεγαλύτερη ισχύ από το λ -max όταν τα $\hat{\lambda}_i$, είναι κατανεμημένα συμμετρικά. Από την άλλη το λ -max τείνει να δίνει καλύτερα αποτελέσματα όταν τα $\hat{\lambda}_i$, είναι είτε μεγάλα είτε μικρά.

Στις πρακτικές εφαρμογές λαμβάνονται υπόψη και τα δύο στατιστικά μαζί με έναν έλεγχο στις ιδιοτιμές (Kasa 1992).

Γενικά, η μέθοδος που ανέπτυξε ο Johansen είναι πολύ ευέλικτη αφού μας επιτρέπει να επιβάλουμε περιορισμούς στα στοιχεία των πινάκων α και β .

Τα στοιχεία του πίνακα α μας δείχνουν αν η αντίστοιχη μεταβλητή προσαρμόζεται στη σχέση συνολοκλήρωσης και πόσο γρήγορα. Συχνά αναφέρονται ως συντελεστές της ταχύτητας προσαρμογής (speed of adjustment parameters).

Τα στοιχεία του πίνακα β μας δείχνουν αν συμμετέχει η αντίστοιχη μεταβλητή στην σχέση συνολοκλήρωσης.

3.6. Ανάλυση διακύμανσης των μεταβλητών (Variance Decomposition).

Η ανάλυση που έχει γίνει έως τώρα είναι περισσότερο ποιοτική δείχνοντάς μας αν υπάρχουν αλληλεπιδράσεις και προς ποια κατεύθυνση. Με την ανάλυση της μεταβλητότητας των καταλοίπων επιχειρούμε να δώσουμε και μία ποσοτική εκτίμηση αυτών των σχέσεων και επιδράσεων. Επειδή στην πράξη τα λάθη των εξισώσεων ενός VAR υποδείγματος δεν είναι σχεδόν ποτέ ασυσχέτιστα μεταξύ των

τους, πράγμα που σημαίνει ότι αυτά έχουν κάποιες κοινές συνιστώσες οι οποίες δεν μπορούν να αντιστοιχηθούν σε συγκεκριμένες μεταβλητές, προχωρούμε στον μετασχηματισμό τους με την μέθοδο Choleski έτσι ώστε να γίνουν ασυσχέτιστα.

Η ανάλυση των διακυμάνσεων (VDC) μας δίνει μία ποσοτική εκτίμηση των σχέσεων αιτιότητας δείχνοντας κατά πόσο μία αιφνίδια διαταραχή (σοκ) στα λάθη μίας εξίσωσης επιδρά στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Η VDC διαχωρίζει την μεταβλητότητα μίας ενδογενής μεταβλητής σε επιμέρους σοκ που προέρχονται από το VAR υπόδειγμα. Έτσι, μας δίνει πληροφορίες για τη σχετική σημασία που έχει κάθε τυχαίο σοκ (innovation) στο να επηρεάζει τις μεταβλητές στο VAR.

Τα αποτελέσματα από την χρησιμοποίηση της τεχνικής αυτής είναι αρκετά εναίσθητα στο τρόπο διάταξης των μεταβλητών του VAR υποδείγματος. Όμως σε μακροχρόνιο ορίζοντα η διαφορετικότητα των αποτελεσμάτων τείνει να εξαφανιστεί, γι' αυτό και η ανάλυση γίνεται για διάφορες χρονικές περιόδους δίνοντας περισσότερη έμφαση στα συμπεράσματα σε μεγαλύτερο ορίζοντα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Η εμφάνιση του φαινομένου της παγκοσμιοποίησης και της απελευθέρωσης των αγορών ήταν φυσικό να προκαλέσει σημαντικά το ερευνητικό ενδιαφέρον για την ύπαρξη δεσμών εξάρτησης μεταξύ των διεθνώς ενεργών χρηματαγορών.

Οι πρώτες έρευνες που ασχολήθηκαν με το θέμα της αλληλεξάρτησης των κεφαλαιαγορών διαφόρων κρατών, εμφανίστηκαν στις αρχές της δεκαετίας του 70 και προήλθαν από την επιθυμία να αναζητηθούν τα οφέλη από την μείωση του κινδύνου μέσω της διεθνούς διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου. Μεταξύ άλλων, η εργασία του Grubel (1968) ακολουθούμενη από εκείνες των Levy και Sarnat (1970), Grubel και Fadner (1971), Joy et al (1971), Lessard (1973) και Solnik (1974) δείχνουν μία αμυδρή αλληλεξάρτηση μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, γεγονός το οποίο έχει ως αποτέλεσμα τα οφέλη από την διεθνή διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου να είναι σημαντικά.

Ο Ripley (1973) στην προσπάθειά του να αναζητήσει κάποιους κοινούς παράγοντες που συμβάλουν στην αλληλεξάρτηση των αγορών, απομόνωσε τέσσερις κοινούς παράγοντες, οι οποίοι μπορούν να ερμηνεύσουν κατά το ήμισυ την παράλληλη κίνηση δεκαεννέα γενικών δεικτών τιμών μετοχών για την περίοδο 1960-1970. Μεταξύ άλλων υποστήριξε την ύπαρξη αλληλεξάρτησης αλλά μεταξύ αυτών των αγορών που είναι ανοιχτές σε ξένα κεφάλαια, σε αντίθεση με τις απομονωμένες χώρες που δεν φαίνονται να σχετίζονται με τις υπόλοιπες. Ομοίως οι Makridakis και Wheelwright (1974) και Panton et al (1976) αναγνώρισαν ανάλογους θεμελιώδεις παράγοντες που

συμβάλουν στην αλληλεξάρτηση των χρηματιστηρίων, αλλά δεν μπόρεσαν να τεκμηριώσουν την διαχρονικότητα των παραγόντων αυτών. Στη συνέχεια οι μελέτες τείνουν να συγκλίνουν προς την άποψη της ύπαρξης αλληλεπίδρασης μεταξύ των αγορών ειδικά μετά την χρηματιστηριακή κρίση του 1987. Η αλληλεξάρτηση αυτή τείνει να ενισχύεται με την πάροδο του χρόνου όπως προκύπτει από τις πρόσφατες μελέτες.

Παρακάτω επιχειρείται μία εκτενέστερη αναφορά στις σημαντικότερες μελέτες του αντικειμένου αυτού.

Η έρευνα των **Cheol S. Eun και Sangdal Shim** (1989) είναι από τις πρώτες που παρέχουν ενδείξεις για την ύπαρξη σημαντικού βαθμού αλληλεξάρτησης μεταξύ των διεθνών χρηματαγορών. Εκτιμούν ένα πολυμεταβλητό VAR σύστημα προκειμένου να διερευνήσουν τον διεθνή μηχανισμό μετάδοσης πληροφοριών στους χρηματιστηριακούς δείκτες εννέα χωρών (ΗΠΑ, Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, Ελβετία, Αυστραλία, Καναδάς, Ιαπωνία, Χονγκ Κονγκ). Χρησιμοποιούν ημερήσια δεδομένα από το 1980 έως το 1985. Επιπλέον γίνεται ερμηνεία των αποτελεσμάτων με βάση τις διαφορές στην ώρα λειτουργίας των χρηματιστηρίων. Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν ένα σημαντικό βαθμό αλληλεξάρτησης στις διεθνείς αγορές. Όπως ήταν αναμενόμενο, οι H.P.A. ασκούν κυρίαρχη επιρροή στις παγκόσμιες αγορές, ενώ καμία άλλη αγορά δεν μπορεί να εξηγήσει ικανοποιητικά τις κινήσεις της αμερικανικής αγοράς. Επιπλέον, η ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse responses) των χρηματιστηριακών αγορών σε καινοτομίες μιας άλλης αγοράς, υποστηρίζει την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών, αφού οι αντιδράσεις από ένα σοκ ολοκληρώνονται το πολύ σε δύο ημέρες. Συνεπώς, θα ήταν δύσκολο να πετύχει κανείς υψηλές αποδόσεις επενδύοντας σε μία συγκεκριμένη αγορά βασιζόμενος σε εξελίξεις σε άλλες αγορές.

Οι **Paul D.Koch και Timothy W.Koch** (1991) μελετούν τις δυναμικές διασυνδέσεις μεταξύ οκτώ εθνικών χρηματιστηριακών δεικτών (Ιαπωνία, ΗΠΑ, Αυστραλία, Γερμανία, Ελβετία, Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρη, Η. Βασίλειο). Με την βοήθεια ημερήσιων στοιχείων χρησιμοποιούν ένα δυναμικό μοντέλο συστήματος εξισώσεων για να μελετήσουν την αλληλεξάρτηση

χρηματιστηρίων για τρεις διαφορετικές χρονιές: 1972, 1980 και 1987. Τα αποτελέσματα δείχνουν μία δυναμική αλληλεξάρτηση των χρηματιστηριακών αγορών που βρίσκονται στην ίδια γεωγραφική περιοχή. Επιπλέον, παρατηρείται μία σημαντική αποτελεσματικότητα των αγορών, μιας και δεν υπάρχουν σημαντικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των δεικτών για χρονικό διάστημα άνω των 24 ωρών. Τέλος, παρατηρείται μία αυξανόμενη επιρροή της Ιαπωνικής αγοράς σε σημείο που να ανταγωνίζεται την αμερικανική.

Οι Yan-Leung Cheung και Sui-Choi Mak (1992) χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία για τις αγορές της Ασίας και του Ειρηνικού, εξέτασαν την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας μεταξύ δύο αναπτυγμένων αγορών (ΗΠΑ και Ιαπωνία) και διαφόρων άλλων αγορών όπως Σιγκαπούρη, Χονγκ Κονγκ, Μαλαισία, Ινδονησία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Ν. Κορέα, Φιλιππίνες για το χρονικό διάστημα από το 1978 έως το 1988. Από την έρευνα προέκυψε ότι η ΗΠΑ ήταν η κυρίαρχη αγορά καθώς εμφανίζεται να καθοδηγεί τις υπόλοιπες με εξαίρεση τις Κορέα, Ταϊβάν και Ταϊλάνδη. Η διαφορά των τριών αυτών αγορών από τις υπόλοιπες είναι ότι είναι πιο κλειστές και έχουν αυστηρούς κανόνες σε σχέση με τους ξένους επενδυτές για την προστασία των εγχώριων επενδυτών. Σε αντίθεση με τις ΗΠΑ, η Ιαπωνία παίζει πολύ μικρότερο ρόλο στην περιοχή.

Ο Kenneth Kasa (1992) εξετάζει ένα δείγμα από πέντε χώρες (ΗΠΑ, Γερμανία, Καναδάς, Ιαπωνία, Η. Βασίλειο) για το χρονικό διάστημα 1974 έως 1990 χρησιμοποιώντας μηνιαία και τετραμηνιαία στοιχεία (μάλιστα στα τελευταία δείχνει ότι υπάρχουν ισχυρότερες ενδείξεις για συνολοκλήρωση) τα οποία μετατρέπει σε ένα κοινό νόμισμα, το αμερικανικό δολάριο και στη συνέχεια τα αποπληθωρίζει με τον αμερικανικό δείκτη τιμών καταναλωτή CPI. Χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία Johansen και Juselius και διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα VAR(10), κατέληξε στην ύπαρξη μίας κοινής στοχαστικής τάσης η οποία όπως επισημαίνει είναι περισσότερο σημαντική στην Ιαπωνία και λιγότερο στον Καναδά. Ταυτόχρονα, προσπαθεί να εξετάσει τους παράγοντες που ωθούν σε αυτή την αλληλεξάρτηση, έτσι η ανάλυσή του προχωράει ακόμα περισσότερο, εξετάζοντας με την ίδια μέθοδο την συμπεριφορά των μερισμάτων (dividends). Γενικά τα αποτελέσματά του δείχνουν ότι οι εκτιμήσεις για κέρδη των επενδυτών από μακροχρόνια διεθνή

διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου είναι μάλλον υπερβολικές, μιας και οι χρηματαγορές παρουσιάζουν σημαντική συσχέτιση σε μακροχρόνιο ορίζοντα (ύπαρξη μίας κοινής στοχαστικής τάσης).

Στα ίδια περίπου συμπεράσματα καταλήγουν και οι Conrey et al (1993) οι οποίοι παίρνουν ως δείγμα πέντε Ευρωπαϊκές αγορές (Γαλλία, Η. Βασίλειο, Ιταλία, Γερμανία, Ολλανδία). Χρησιμοποιούν μηνιαία στοιχεία για την περίοδο από τον Μάρτιο 1975 έως τον Σεπτέμβριο 1991. Η διαπίστωση που προκύπτει είναι ότι και αυτές οι αγορές ακολουθούν μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, σε αντίθεση όμως με τον Kasa, η αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών παρουσιάζεται περισσότερο αδύναμη. Αναλυτικότερα, βρίσκουν τέσσερις στοχαστικές τάσεις (δηλαδή αριθμό συνολοκληρωμένων εξισώσεων $5-4=1$), ενώ προσθέτουν ότι η Ιταλία δεν φαίνεται να επηρεάζει αυτή την μακροχρόνια σχέση.

Μία άλλη μελέτη που αναφέρεται σε Ευρωπαϊκές αγορές είναι αυτή των Serletis και King. Το δείγμα τους αποτελείται από δέκα χώρες, χρησιμοποιούν τετραμηνιαία στοιχεία (1971-1992) τα οποία έχουν μετατρέψει σε κοινό νόμισμα (μάρκο). Χρησιμοποιούν την μεθοδολογία Johansen και Juselius με VAR(3) υποδείγματα και διαπιστώνουν την ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των ευρωπαϊκών αγορών και μάλιστα σε μεγαλύτερο βαθμό από εκείνη της προηγούμενης εργασίας. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι τα συμπεράσματά τους διίστανται σχετικά με τον αριθμό των κοινών στοχαστικών τάσεων. Τα δύο στατιστικά κριτήρια δίνουν διαφορετικό αριθμό στοχαστικών τάσεων. Όταν χρησιμοποιηθεί το λ-max προκύπτουν πέντε συνολοκληρωμένα διανύσματα δηλαδή πέντε στοχαστικές τάσεις ($10-5=5$) ενώ αν χρησιμοποιηθεί το λ-trace προκύπτουν οκτώ συνολοκληρωμένα διανύσματα δηλαδή δύο στοχαστικές τάσεις ($10-8=2$). Τέλος επισημαίνουν ότι έπρεπε να βρουν εννέα συνολοκληρωμένα διανύσματα (δηλαδή μία κοινή στοχαστική τάση) και η διαφορά αυτή ίσως να οφείλεται στην υστέρηση που παρουσιάζει η Ελλάδα στην διαδικασία απελευθέρωσης του χρηματοοικονομικού της συστήματος.

Οι **Bala Arshanapalli και John Doukas** (1993) χρησιμοποίησαν τη θεωρία της συνολοκλήρωσης για να μελετήσουν την διασύνδεση και τις δυναμικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεγαλύτερων χρηματιστηριακών αγορών (ΗΠΑ, Γερμανία, Γαλλία, Ιαπωνία, Αγγλία). Χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1980 έως το Μάιο του 1990. Τα αποτελέσματα έδειξαν μία σημαντική αλλαγή στο βαθμό αλληλεξάρτησης μετά την κρίση του 1987 με μόνη εξαίρεση την Ιαπωνία. Πιο συγκεκριμένα για την περίοδο πριν από την κρίση τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει διασύνδεση μεταξύ των τριών ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων και του αντίστοιχου των ΗΠΑ, με αποτέλεσμα η μελέτη τους να έρχεται σε σύγκρουση με αντίστοιχες προηγούμενες μελέτες που μιλούσαν για ύπαρξη διασύνδεσης.

Για την περίοδο μετά την κρίση εμφανίζεται ισχυρή σύνδεση μεταξύ των ευρωπαϊκών και του αμερικανικού χρηματιστηρίου, κάτι που είναι σύμφωνο με την πλειοψηφία των ερευνών. Επιπλέον, χρησιμοποιώντας και error correction ανάλυση έδειξαν ότι ενώ η χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ έχει σημαντική επίδραση στις ευρωπαϊκές αγορές το αντίστροφο δεν ισχύει. Τέλος, κάνοντας την ίδια διαδικασία μεταξύ του Ιαπωνικού και των ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων βρήκαν ότι δεν υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ τους.

Μία ανάλογη μελέτη έγινε από τους **M.Karib Hassan και Atsuyuki Naka** (1996) προκειμένου να εξετάσουν τις δυναμικές σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων των ΗΠΑ, Ιαπωνίας, Αγγλίας και Γερμανίας. Χρησιμοποίησαν ημερήσια στοιχεία από τον Απρίλιο του 1984 έως το Μάιο του 1991. Με τη βοήθεια ενός vector error correction μοντέλου όπως αυτό προτάθηκε από τους Johansen και Juselius, ανέλυσαν τόσο τις βραχυχρόνιες όσο και τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις ταυτόχρονα. Η βασική διαπίστωση ήταν η ύπαρξη σχέσης αλληλεπίδρασης τόσο σε μακροχρόνιο όσο και βραχυχρόνιο ορίζοντα μεταξύ των παραπάνω αγορών για όλη την περίοδο, πριν και μετά την κρίση. Επιπλέον, η χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ εμφανίζεται να έχει κυρίαρχο ρόλο έναντι των άλλων αγορών, ιδιαίτερα σε μακροχρόνιο ορίζοντα.

Ο **Gregory Koutmos** (1996) μελέτησε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Γερμανίας, Αγγλίας, Γαλλίας και Ιταλίας.

Παίρνοντας ημερήσια δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1986 έως το Δεκέμβριο του 1991 χρησιμοποίησε ένα πολυμεταβλητό VAR-EGARCH μοντέλο προκειμένου να συμπεριλάβει τυχόν ασυμμετρίες στο μηχανισμό διάδοσης της μεταβλητότητας. Τα αποτελέσματά του έδειξαν ότι οι ευρωπαϊκές αγορές είναι μεταξύ τους ολοκληρωμένες, υπό την έννοια ότι αντιδρούν όχι μόνο σε τοπικά νέα αλλά και σε νέα που προέρχονται από άλλες αγορές.

Η μελέτη των **Francis και Leachman** (1995) είχε ως αντικείμενο την διερεύνηση ύπαρξης αλληλεξάρτησης μεταξύ των αγορών των ΗΠΑ, Γερμανίας, Ιαπωνίας και Αγγλίας στο διάστημα από το 1974 έως το 1990. Τα δεδομένα ήταν μηνιαία, περιελάμβαναν και τα μερίσματα (dividends) ενώ όλοι οι δείκτες είχαν εκφρασθεί σε πραγματικά δολάρια (αποπληθωρισμένες τιμές). Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι υπάρχουν τρεις στοχαστικές τάσεις. Τις δύο από αυτές τις ερμηνεύουν ως τα εγχώρια και διεθνή στοχαστικά στοιχεία της ανάπτυξης των κερδών και των μερισμάτων ενώ την τρίτη την ερμηνεύουν ως το αποτέλεσμα των στοχαστικών επιδράσεων από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Επιπλέον, υπολογίζουν την ταχύτητα προσαρμογής κάθε σειράς στην κατάσταση ισορροπίας. Έτσι επισημαίνουν ότι η αγορά της Αγγλίας είναι περισσότερη ευαίσθητη στο σύστημα σε αντίθεση με εκείνη της Ιαπωνίας που εμφανίζεται λιγότερο ανταποκρίσιμη.

Μία ανάλογη μελέτη είναι αυτή του **Chaudhuri** (1997), ο οποίος όμως χρησιμοποιεί ως δείγμα τις χώρες της Λατινικής Αμερικής. Βασιζόμενος στην μεθοδολογία Engle και Granger καταλήγει στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των αγορών του δείγματος (Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία, Μεξικό, Βενεζουέλα). Αξιοσημείωτο στην έρευνα αυτή είναι το γεγονός ότι η Βραζιλία παρουσιάζει μία διαφορετική συμπεριφορά σε σχέση με τις άλλες Λατινικές αγορές.

Ένα χρόνο μετά, οι **Elyas Elyasiani, Priyal Perera και Tribhuvan N.Puri** (1998), χρησιμοποιώντας ένα πολυμεταβλητό VAR μοντέλο, εξετάζουν την αλληλεξάρτηση και τις δυναμικές διασυνδέσεις μεταξύ της αγοράς της Σρι Λάνκα και των κυριότερων εμπορικών συνεργατών της: ΗΠΑ και έξι Ασιατικές χώρες. Τα στοιχεία που χρησιμοποιούν είναι ημερήσια και εκτείνονται από τον

Ιανουάριο 1989 έως τον Ιούνιο 1994. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Σρι Λάνκα δεν επηρεάζεται από τις υπόλοιπες αγορές, κάτι το οποίο ήταν αναμενόμενο μιας και η εν λόγω αγορά είναι μικρή και δεν παρουσιάζει ενδιαφέρον για τους ξένους επενδυτές.

Οι Sundaram Janakiramanan και Asjeet S.Lamba, (1998), επιλέγουν μία ομάδα αναπτυγμένων αγορών (ΗΠΑ, Αυστραλία, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, N. Ζηλανδία και Σιγκαπούρη) και εξετάζουν τις δυναμικές σχέσεις με τις αναπτυσσόμενες αγορές (Ινδονησία, Μαλαισία και Ταϊλάνδη). Τα στοιχεία ήταν οι ημερήσιες αποδόσεις από το 1988 έως το 1996 και η μελέτη βασίστηκε σε VAR υπόδειγμα. Όπως ήταν αναμενόμενο τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι ΗΠΑ επηρεάζουν όλα τα χρηματιστήρια εκτός από εκείνο της Ινδονησίας που είναι σχετικά απομονωμένο. Στη συνέχεια εκτίμησαν το ίδιο σύστημα παραλείποντας την αγορά των ΗΠΑ. Έτσι βρήκαν σημαντική διασύνδεση των αγορών αυτών και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι χώρες που είναι γεωγραφικά και οικονομικά κοντά ή έχουν εταιρίες εισηγμένες σε περισσότερα από ένα χρηματιστήρια, παρουσιάζουν σημαντική αλληλεξάρτηση.

Επιλέγοντας ένα τεράστιο δείγμα αποτελούμενο από τους γενικούς δείκτες 28 χωρών από όλο τον κόσμο, οι Kristin Forbes και Roberto Rigobon (1998) προσπάθησαν να ερευνήσουν αν οι διάφορες διεθνείς κρίσεις αυξάνουν απότομα την αλληλεξάρτηση των χωρών (contagion). Η έρευνά τους επικεντρώθηκε στην κρίση του αμερικάνικου χρηματιστηρίου το 1987, την κρίση στην Λατινική Αμερική κατά την κατάρρευση του Μεξικάνικου νομίσματος το 1994 καθώς και την Ασιατική κρίση του 1997. Έτρεξαν το μοντέλο δύο φορές με την δεύτερη να έχουν μετατρέψει τα στοιχεία τους σε όρους αμερικανικού δολαρίου, χωρίς όμως να βρούνε σημαντικές διαφορές στα αποτελέσματά τους. Το βασικό συμπέρασμα της έρευνας ήταν ότι υπήρχε μία συνεχιζόμενη ισχυρή αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών η οποία δεν φαινόταν να επηρεάζεται ιδιαίτερα μετά από τις κρίσεις.

Η μελέτη της αλληλεξάρτησης μεταξύ έξι μεγάλων χρηματιστηριακών αγορών της Λατινικής Αμερικής (Βραζιλία, Μεξικό, Χιλή, Αργεντινή, Κολομβία και Βενεζουέλα), ήταν το αντικείμενο της έρευνας των Chen, Firth

και Oliver Rui (2000). Τα στοιχεία που χρησιμοποίησαν ήταν ημερήσια από το 1995 έως το 2000, ενώ επελέγη η μέθοδος της συνολοκλήρωσης όπως προτάθηκε από Johansen και Juselius. Με την βοήθεια VAR και VECM μοντέλων διαπίστωσαν ότι υπάρχει μία μακροχρόνια αλληλεξάρτηση των αγορών μέχρι το 1999. Από το 1999 έως το 2000 βρήκαν ότι η υπόθεση της συνολοκλήρωσης δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Χρησιμοποιώντας τη θεωρία της συνολοκλήρωσης και πολυμεταβλητά error correction μοντέλα των Johansen και Juselius, o Ralf Ostermark (2001) προχώρησε στην μελέτη της αλληλεξάρτησης μεταξύ των Φιλανδικών χρηματιστηριακών αγορών και της Ιαπωνικής αγοράς. Τα δεδομένα του αποτελούνται από ημερήσια στοιχεία για την περίοδο Ιούλιο του 1990 έως Φεβρουάριο του 1993. Στα αποτελέσματά του βρήκε ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ του Ιαπωνικού και των Φιλανδικών χρηματιστηρίων, ενώ από τον έλεγχο των υποθέσεων των cointegrating vectors και error correction coefficients προέκυψε ότι η Ιαπωνική αγορά είναι σχετική και όχι ασθενή εξωγενής.

Την ίδια περίοδο, οι Rumi Masih και Abul M.M.Masih (2001), διερεύνησαν την ύπαρξη δυναμικών αλληλεπιδράσεων μεταξύ εννέα χωρών (ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Γερμανία, Νότια Κορέα, Σιγκαπούρη, Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν και Αυστραλία). Χρησιμοποιούν μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1982 έως τον Ιούνιο του 1994 και δύο μεθόδους για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης: (i) ένα VECM μοντέλο των Johansen και Juselius και (ii) ένα level VAR μοντέλο με πιθανές ολοκληρωμένες και συνολοκληρωμένες διαδικασίες όπως προτάθηκε από τους Toda και Phillips (1993) και Toda και Yamamoto (1995). Έτσι δείχνουν ότι τα απλά VAR μοντέλα δεν δίνουν τόσο καλά αποτελέσματα για μακροχρόνιες περιόδους. Στα αποτελέσματα της έρευνάς τους βρίσκουν ότι υπάρχει μία δυναμική αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών και εμφανίζουν τις χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ και Αγγλίας να παίζουν κυρίαρχο ρόλο τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια. Επιπλέον, επισημαίνουν την εμφάνιση της Ιαπωνικής χρηματιστηριακής αγοράς ως μία ακόμη κυρίαρχη αγορά σε μακροχρόνιο ορίζοντα.



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Στατιστική Ανάλυση Δεδομένων

5.1. Παρουσίαση των δεδομένων μας

Η παρούσα έρευνα εξετάζει τις αλληλεπιδράσεις που παρατηρούνται μεταξύ των χρηματιστηρίων πέντε χωρών, τεσσάρων Ευρωπαϊκών (Αγγλία, Γερμανία, Γαλλία, Ελλάδα) και των ΗΠΑ. Η επιλογή των χωρών αυτών έγινε με βάση την κεφαλαιοποίησή τους εκτός της Ελλάδος όπου επιλέχθηκε λόγω του ενδιαφέροντος που παρουσιάζει σε εθνικό επίπεδο. Οι χρηματιστηριακοί δείκτες των χωρών που χρησιμοποιήθηκαν αναγράφονται αναλυτικά στο παρακάτω πίνακα (5.1.1).

Πίνακας 5.1.1 Συμβολισμός χρηματιστηριακών δεικτών		
Χώρες	Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Συμβολισμός
ΗΠΑ	DOW JONES INDUSTRIAL	DOW
ΑΓΓΛΙΑ	FTSE 100	FTSE
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	DAX 30 PERFORMANCE	DAX
ΓΑΛΛΙΑ	FRANCE CAC 40	CAC
ΕΛΛΑΣ	ATHENS SE GENERAL	ASE

Η μελέτη καλύπτει την χρονική περίοδο από 30/12/1994 έως 26/09/2003. Τα στοιχεία προέρχονται από την βάση δεδομένων DataStream International και αφορούν εβδομαδιαίες τιμές κλεισίματος. Αποτελούνται από 457 παρατηρήσεις οι οποίες έχουν εκφραστεί σε λογάριθμους.

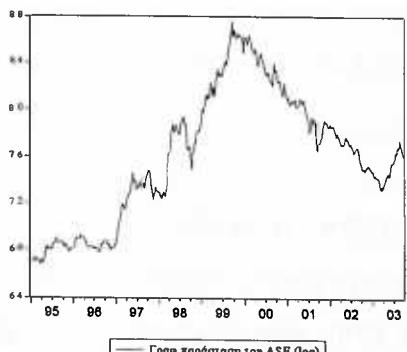
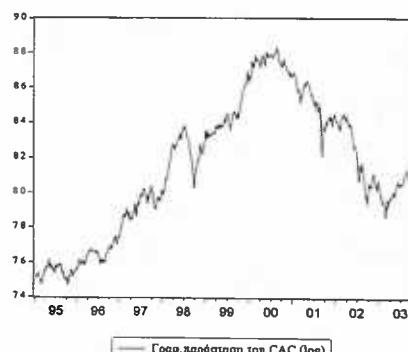
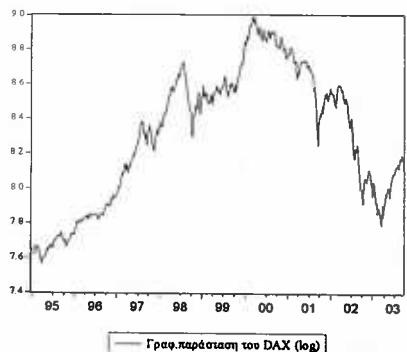
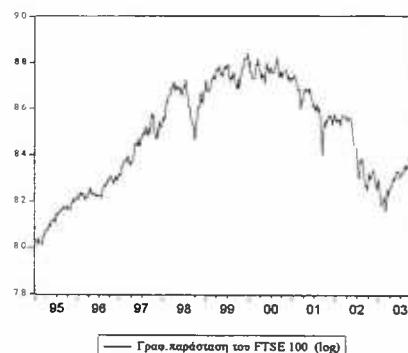
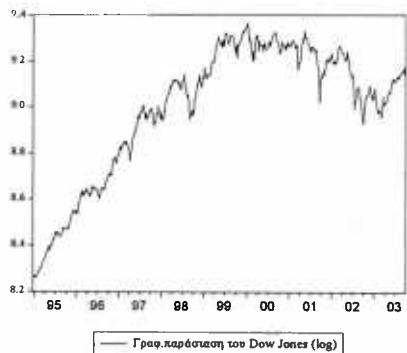
Όταν τα εθνικά χρηματιστήρια ήταν κλειστά, ο γενικός δείκτης τιμών παρέμενε ουσιαστικά ο ίδιος με εκείνον της προηγούμενης ημέρας λειτουργίας. Οι αγορές που εξετάζονται δεν λειτουργούν στην ίδια χρονική ζώνη, έχουν διαφορετικές ώρες έναρξης και λήξης των εργασιών τους καθώς και

διαφορετικές αργίες. Η επιλογή εβδομαδιαίων στοιχείων είχε ως σκοπό την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος.

Ξεκινώντας το πρακτικό κομμάτι της παρούσας μελέτης, κρίνουμε σκόπιμο να παρουσιάσουμε διαγραμματικά την διαχρονική εξέλιξη των χρηματιστηριακών δεικτών τόσο σε εθνικό όσο και διεθνές επίπεδο.

Διάγραμμα 5.1.1.

Γραφικές παραστάσεις των κινήσεων των χρηματιστηριακών δεικτών

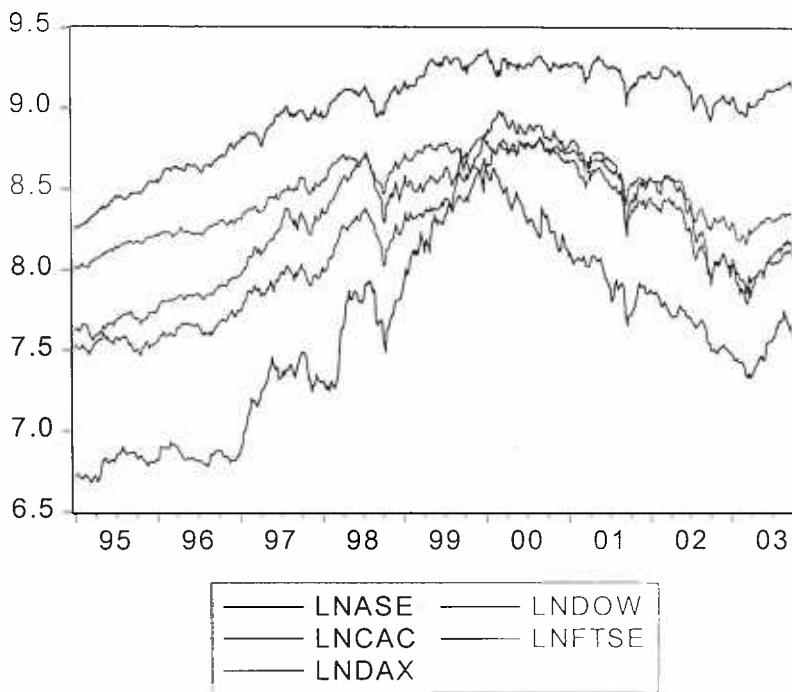


Μία πρώτη παρατήρηση των ανωτέρω διαγραμμάτων (5.1.1.) μας οδηγεί στην διαπίστωση μίας παράλληλης κίνησης η οποία εξελίσσεται, όπως είναι φυσικό, με διαφορετική ένταση σε κάθε αγορά.

Γενικότερα, παρατηρούμε μία άνοδο των χρηματιστηριακών δεικτών για την περίοδο από το 1995 έως τα τέλη του 1999 με αρχές του 2000, την οποία διαδέχεται, στη συνέχεια, μία τριετής πτώση έως το πρώτο τρίμηνο του 2003 απ'όπου και ξεκινάει μία νέα ανοδική κίνηση.

Διάγραμμα 5.1.2.

Ενιαία γραφική παράσταση των χρηματιστηριακών δεικτών.



Στο διάγραμμα (5.1.2) είναι φανερή η κοινή πορεία των ευρωπαϊκών αγορών της Γερμανίας (LNDAX), Αγγλίας (LNFTSE) και Γαλλίας (LNCAC), η οποία ακολουθεί σχεδόν την κίνηση της αγοράς των ΗΠΑ (LNDOW). Η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας (LNASE), δείχνει να ακολουθεί τις υπόλοιπες ευρωπαϊκές αγορές, παρουσιάζει όμως διαφοροποιήσεις κυρίως στην ένταση της κίνησης και όχι στην τάση της. Τέλος, αξίζει να παρατηρήσουμε τις έντονες αντιδράσεις των ευρωπαϊκών αγορών κυρίως στις καθοδικές κινήσεις της αμερικανικής αγοράς.

Θέλοντας να εξετάσουμε τις αποδόσεις (returns) των δεικτών αυτών κατά την περίοδο της μελέτης, προχωρούμε στην παρουσίαση μερικών βασικών περιγραφικών στατιστικών μέτρων (πίνακας 5.1.2).

Για κάθε αγορά υπολογίστηκαν οι αποδόσεις των δεικτών ως λογαριθμικές διαφορές :

$$r_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}, \text{ όπου } P_{i,t} \text{ η τιμή του δείκτη } i \text{ την χρονική}$$

περίοδο t και $r_{i,t}$ η απόδοση του δείκτη i την χρονική περίοδο t .

Πίνακας 5.1.2: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών αγορών.					
	DLNDOW ³	DLNFTSE	DLNDAX	DLNCAC	DLNASE
Mean	0.001946	0.000668	0.001010	0.001177	0.001830
Median	0.003798	0.002628	0.002977	0.001307	-7.12E-05
Maximum	0.080898	0.100695	0.128874	0.110344	0.222205
Minimum	-0.153845	-0.088644	-0.139190	-0.121263	-0.195425
Std.Dev.	0.024766	0.023319	0.034538	0.031195	0.042164
Skewness	-0.733721	-0.178201	-0.223144	-0.089372	0.274857
Kurtosis	6.632791	4.340461	4.370171	3.630784	7.139518
Jarque-Bera	291.6606	36.55333	39.45429	8.166931	331.3181
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.016849	0.000000
Observation	456	456	456	456	456

Στη διάρκεια σχεδόν της δεκαετίας 1995-2003 (πίνακας 5.1.2), παρατηρούμε ότι η μέση εβδομαδιαία απόδοση όλων των αγορών είναι θετική, με την μεγαλύτερη απόδοση να καταγράφει το χρηματιστήριο της Ν. Υόρκης και την μικρότερη το χρηματιστήριο της Αγγλίας. Για την ίδια περίοδο, το μεγαλύτερο κίνδυνο (βάσει της τυπικής απόκλισης) εμφανίζει το χρηματιστήριο της Ελλάδας και το μικρότερο αυτό της Αγγλίας.

³Το σύμβολο D σημαίνει ότι παίρνουμε τις πρώτες διαφορές των τιμών της μεταβλητής που ακολουθεί.

Επίσης, σύμφωνα με τον έλεγχο της κανονικότητας των αποδόσεων (Jarque-Bera), η μηδενική υπόθεση (οι αποδόσεις κατανέμονται κανονικά) απορρίπτεται σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας για όλες τις χρηματιστηριακές αγορές.

Επιχειρώντας να ερευνήσουμε την ύπαρξη τάσης στις μεταβλητές (LN) προχωρούμε στον έλεγχο της υπόθεσης αν η μέση απόδοση των διαφορών (DLN) είναι μηδέν. Έτσι παρατηρούμε ότι η μηδενική υπόθεση $\{H_0: E(\Delta x_t=0)\}$ δεν απορρίπτεται για κανένα από τους χρηματιστηριακούς δείκτες, σε επίπεδο σημαντικότητας τουλάχιστον 5% (πίνακας 5.1.3).

Πίνακας 5.1.3: Έλεγχος ύπαρξης τάσης στα δεδομένα. $H_0: E(\Delta x_t=0)$, $H_1: E(\Delta x_t \neq 0)$					
	DLNDOW	DLNFTSE	DLNDAX	DLNCAC	DLNASE
t-statistic	1.68	0.61	0.62	0.81	0.93
Probability	0.094	0.54	0.53	0.42	0.35
Observation	456	456	456	456	456

Ολοκληρώνοντας την διαγραμματική παρουσίαση των δεδομένων μας, παρουσιάζουμε τις συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των υπό εξέταση δεικτών (πίνακας 5.1.4).

Πίνακας 5.1.4: Συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών					
	DLNDOW	DLNFTSE	DLNDAX	DLNCAC	DLNASE
DLNDOW	1	0.67499	0.67144	0.6499	0.3267
DLNFTSE		1	0.7556	0.7797	0.3176
DLNDAX			1	0.8457	0.3926
DLNCAC				1	0.3607
DLNASE					1

Σύμφωνα με τα στοιχεία του παραπάνω πίνακα (5.1.4), η υψηλότερη συσχέτιση στις αποδόσεις των γενικών δεικτών, εμφανίζεται μεταξύ των αγορών της Γερμανίας και της Γαλλίας ενώ η μικρότερη μεταξύ της Ελλάδας

και της Αγγλίας. Επίσης, οι συσχετίσεις των ευρωπαϊκών αγορών τόσο μεταξύ τους (εκτός της Ελλάδας) όσο και με την αγορά των ΗΠΑ, διαμορφώνονται σε σχετικά υψηλά επίπεδα. Το αντίθετο ακριβώς συμβαίνει με την Ελλάδα όπου η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη παρουσιάζει την μικρότερη συσχέτιση με τις υπόλοιπες αγορές.

5.2. Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Unit root test).

Πριν προχωρήσουμε στον έλεγχο για συνολοκλήρωση των σειρών, πρέπει πρώτα να ελέγξουμε την στασιμότητά τους (ή ισοδύναμα την μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) έτσι ώστε να καθορίσουμε και την τάξη ολοκλήρωσής τους. Ο έλεγχος που εφαρμόζεται βασίζεται στο επαυξημένο κριτήριο Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF). Η μηδενική υπόθεση (H_0) είναι ότι οι σειρές των χρηματιστηριακών δεικτών έχουν μοναδιαία ρίζα και επομένως είναι μη στάσιμες, έναντι της εναλλακτικής (H_1) ότι δεν έχουν μοναδιαία ρίζα. Για την διεξαγωγή των ελέγχων ορίσθηκαν τέσσερις (4) υστερήσεις ενώ χρησιμοποιήθηκαν δύο υποδείγματα:

- το υπόδειγμα 1 που περιλαμβάνει σταθερά στην εξίσωση
- το υπόδειγμα 2 που περιλαμβάνει σταθερά και τάση στην εξίσωση.

Στους παρακάτω πίνακες παρατίθενται τα αποτελέσματα από τους ελέγχους για μοναδιαία ρίζα.

Πίνακας 5.2.1: Οι τιμές του ADF τεστ και οι κριτικές τιμές στα επίπεδα (levels).

ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ 1 (ΣΤΑΘΕΡΑ)	ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ⁴			ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ 2 ΣΤΑΘΕΡΑ & ΤΑΣΗ	ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ⁴		
		1%	5%	10%		1%	5%	10%
LNDOW	-2.80	-3.45	-2.87	-2.57	-1.75	-3.98	-3.42	-3.15
LNFTSE	-1.98	-3.45	-2.87	-2.57	-1.14	-3.98	-3.42	-3.15
LNDAX	-1.71	-3.45	-2.87	-2.57	-0.80	-3.98	-3.42	-3.15
LNCAC	-1.62	-3.45	-2.87	-2.57	-0.49	-3.98	-3.42	-3.15
LNASE	-1.61	-3.45	-2.87	-2.57	-0.80	-3.98	-3.42	-3.15

⁴ Οι κριτικές τιμές του Mac Kinnon για απόρριψη της (μηδενικής) υπόθεσης για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Από τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον παραπάνω πίνακα (5.2.1) παρατηρούμε ότι οι ADF τιμές, για όλους τους ελέγχους και στα δύο υποδείγματα, είναι αρνητικές και κατά απόλυτη τιμή μικρότερες των αντίστοιχων κριτικών τιμών, σε επίπεδο σημαντικότητας τουλάχιστον 5%.

Η περίπτωση της μεταβλητής LNDOW, όπου σε ε.σ. 10% η ADF τιμή είναι κατά απόλυτη τιμή οριακά μεγαλύτερη από τη κριτική τιμή, δεν δημιουργεί ιδιαίτερο προβληματισμό. Συνεπώς, η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί, πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές στα επίπεδα τιμών (levels) περιέχουν μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμες.

Σε αντίθεση με τα παραπάνω, τα αποτελέσματα του πίνακα (5.2.2) αποκαλύπτουν ότι οι πρώτες διαφορές των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα, συνεπώς είναι στάσιμες.

Πράγματι, όλες οι τιμές του ADF τεστ και στα δύο υποδείγματα είναι αρνητικές και κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές των Mac Kinnon, σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Πίνακας 5.2.2: Οι τιμές του ADF τεστ και οι κριτικές τιμές για τις πρώτες διαφορές.

ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ LN First Differences	ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ 1 (ΣΤΑΘΕΡΑ)	ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ			ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ 2 ΣΤΑΘΕΡΑ & ΤΑΣΗ	ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ		
		1%	5%	10%		1%	5%	10%
LNDOW	-10.60	-3.45	-2.87	-2.57	-10.90	-3.98	-3.42	-3.15
LNFTSE	-9.93	-3.45	-2.87	-2.57	-10.27	-3.98	-3.42	-3.15
LNDAX	-9.48	-3.45	-2.87	-2.57	-9.73	-3.98	-3.42	-3.15
LNCAC	-9.40	-3.45	-2.87	-2.57	-9.61	-3.98	-3.42	-3.15
LNASE	-8.12	-3.45	-2.87	-2.57	-8.27	-3.98	-3.42	-3.15

Συνοψίζοντας, βάσει των ADF τεστ, προκύπτει ότι οι χρονολογικές σειρές με τα εβδομαδιαία στοιχεία των υπό μελέτη χρηματιστηριακών δεικτών έχουν μοναδιαία ρίζα στα επίπεδα, οπότε είναι μη στάσιμες, ενώ οι διαφορές τους

είναι στάσιμες. Με άλλα λόγια, όλες οι παραπάνω σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1).

5.3. Επιλογή του υποδείγματος για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης.

Ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση των παραπάνω μεταβλητών, με βάση τη μεθοδολογία Johansen-Juselius, προϋποθέτει την επιλογή ενός υποδείγματος όπου ιδιαίτερη σημασία έχει ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που θα περιλαμβάνει. Σύμφωνα με προηγούμενες μελέτες [(Boswijk και Frances (1992), Kasa(1992)] ο αριθμός των υστερήσεων διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη δύναμη των τεστ. Έτσι η επιλογή ενός σχετικά μεγάλου αριθμού υστερήσεων ενδεχομένως να οδηγήσει στην αποδοχή πολλών συνολοκληρωμένων εξισώσεων, οι οποίες όμως να μην αντιστοιχούν στην πραγματικότητα. Το παραπάνω γεγονός οφείλεται στο ότι οι τιμές των τεστ δεν προσαρμόζονται προς τα κάτω, οδηγώντας έτσι σε συνεχή απόρριψη της Ho. Ο καθορισμός των υστερήσεων επιτυγχάνεται μέσω ενός VAR μοντέλου στο οποίο εφαρμόζεται μία μεγάλη ποικιλία κριτηρίων.

Στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιήσουμε τα κριτήρια⁵ των Akaike (AIC), Schwarz (SC) και LR στατιστικό προκειμένου να καθορίσουμε τον "βέλτιστο" αριθμό υστερήσεων του μοντέλου. Στη συνέχεια θα ελέγξουμε την καταλληλότητα του συγκεκριμένου μοντέλου εφαρμόζοντας διάφορους διαγνωστικούς ελέγχους⁶ όπως:

- **Serial Correlation LM** test των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη σειριακής αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης αλλά και συνολικά στο μοντέλο.
- **Ljung-Box** στατιστική για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.
- **ARCH LM** test για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας ARCH μορφής.
- **White Heteroskedasticity** test για ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων κάποιας άγνωστης μορφής
- **JB Normal** test των Jarque-Bera για κανονικότητα των καταλοίπων.

^{5,6} Τα κριτήρια και οι διαγνωστικοί έλεγχοι παρουσιάζονται λεπτομερώς στο παράρτημα I

Αρχικά εκτιμούμε ένα VAR υπόδειγμα⁷ και καταγράφουμε τις τιμές των κριτηρίων AIC και SC από μία έως τέσσερις χρονικές υστερήσεις (πίνακας 5.3.1).

Πίνακας 5.3.1: Οι τιμές για τα AIC και SC κριτήρια.				
	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ			
ΚΡΙΤΗΡΙΟ	1	2	3	4
AIC	-23.92	-23.91	-23.84	-23.74
SC	-23.64	-23.42	-23.12	-22.79

Σύμφωνα με τα AIC και SC κριτήρια, όσο πιο μικρή είναι η τιμή που λαμβάνουμε τόσο καλύτερο είναι το μοντέλο. Από το πίνακα (5.3.1) προκύπτει ότι ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων είναι 1, γιατί ελαχιστοποιεί και τα δύο κριτήρια.

Σύμφωνα με τους Pantula et all⁸, αν j είναι η υστέρηση που ελαχιστοποιεί το AIC τότε η βέλτιστη υστέρηση (L) για το τεστ Johansen-Juselius προκύπτει από την παρακάτω σχέση:

$$L = \text{MIN} (j+2, \text{MAXLAG})$$

Συνεπώς, βάσει των παραπάνω κριτηρίων, η βέλτιστη υστέρηση στο εκτιμώμενο VAR υπόδειγμα είναι 3.

Χρησιμοποιώντας το LR στατιστικό κριτήριο προχωρούμε στην επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων που περιλαμβάνει. Ξεκινάμε από το πιο περιοριστικό υπόδειγμα και αν απορριφθεί η υπόθεση πάμε στο λιγότερο περιοριστικό υπόδειγμα. Συγκεκριμένα ελέγχουμε την αρχική υπόθεση H_0 : VAR (2) (περιορισμένο μοντέλο) έναντι της εναλλακτικής H_1 : VAR (4) (πλήρες μοντέλο).

⁷ Η μορφή του VAR υποδείγματος είναι σύμφωνη με τις σχέσεις 3.1 – 3.5 του κεφαλαίου 3.

⁸ Pantula, Sastry, Graciela Gonzalez Farias, and Wayne A. Fuller, (1992). "A comparison of unit root test criteria" Oxford Bulletin of Economic and Statistics.

Η LR στατιστική συνάρτηση κάτω από την H_0 παίρνει την τιμή 25.984 και ακολουθεί την χ^2 κατανομή με δέκα βαθμούς ελευθερίας.

[$LR = -2(\ell_2 - \ell_4)$, όπου ℓ είναι η μέγιστη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας για κάθε μοντέλο].

Το παρατηρούμενο επίπεδο σημαντικότητας (p-value) παίρνει τιμή 0,0037 πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση σε κάθε λογικό επίπεδο σημαντικότητας. Συνεπώς το περιορισμένο μοντέλο VAR των δύο χρονικών υστερήσεων δεν προκρίνεται σε σχέση με το πλήρες VAR(4).

Πίνακας 5.3.2: Οι τιμές του LR test.		
	LR ελεγχοσυνάρτηση	
Υπόδειγμα	LR	DF
VAR(2)	5469.542	11
VAR(3)	5479.510	16
VAR(4)	5482.534	21

Συνεχίζουμε με τον έλεγχο των υποθέσεων :

H_0 : VAR(3) έναντι της εναλλακτικής

H_1 : VAR(4)

όπου η LR στατιστική συνάρτηση, κάτω από την H_0 , παίρνει τη τιμή 6.048 και ακολουθεί την χ^2 κατανομή με πέντε βαθμούς ελευθερίας. Το p-value ισούται με 0,3015, οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση. Συνεπώς, το VAR(3) μοντέλο κρίνεται καταλληλότερο του VAR (4).

Συνοψίζοντας, η χρήση και των τριών ανωτέρω κριτηρίων μας οδήγησε στην επιλογή ενός VAR μοντέλου με βέλτιστο αριθμό υστερήσεων ίσο με τρία. Προκειμένου να χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο αυτό για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των μεταβλητών πρέπει πρώτα να ελέγξουμε αν είναι "καλά ορισμένο".

Τα αποτελέσματα των κυριότερων διαγνωστικών ελέγχων παρουσιάζονται στο παρακάτω πίνακα (5.3.3).

Πίνακας 5.3.3 : Διαγνωστικοί έλεγχοι ⁹					
	LNDOW	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
LB Q-stat(10)¹⁰	16.994	4.7742	15.038	12.953	11.106
Probability	0.074	0.906	0.131	0.226	0.309
LM S.C (4)	6.924	5.407	4.364	1.013	2.124
Probability	0.139	0.248	0.359	0.908	0.712
LM ARCH (4)	10.165	37.349	57.072	11.149	5.265
Probability	0.070	0.000	0.000	0.062	0.384
WHITE HET	80.310	44.851	43.972	74.289	41.814
Probability	0.000	0.046	0.060	0.000	0.081
JB NORMAL	103.422	12.429	12.858	4.473	193.72
Probability	0.000	0.002	0.016	0.106	0.000
Κοινοί έλεγχοι (joint tests)					
LM S.C (4)	22.169	White Het	675.182	JB-normal	322.744
Probability	0.626	Probability	0.000	Probability	0.000

Στον έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων, τόσο με την Ljung-Box στατιστική συνάρτηση όσο και την LM ελεγχοσυνάρτηση των Breusch-Godfrey, η αρχική υπόθεση H_0 (δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα) δεν απορρίπτεται σε κανένα λογικό επίπεδο σημαντικότητας. Συνεπώς, τα κατάλοιπα που προκύπτουν για οποιαδήποτε σειρά του VAR(3) υποδείγματος είναι γραμμικά ασυσχέτιστα.

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε και για τα κατάλοιπα στο σύνολο του συστήματος (joint test) όπου βάσει της LM ελεγχοσυνάρτησης το υπόδειγμα δεν αντιμετωπίζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

⁹ Αναλυτική παρουσίαση των ελέγχων αυτών υπάρχει στο παράρτημα II.

¹⁰ Ο αριθμός που βρίσκεται μέσα στην παρένθεση δηλώνει τις χρονικές υστερήσεις που έχουν τεθεί σε κάθε μεταβλητή του συστήματος στον αντίστοιχο έλεγχο που πραγματοποιείται.

Ο έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας, μέσω της LM ελεγχοσυνάρτησης του Eagle, έδειξε ότι τα κατάλοιπα που αφορούν τις χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ, Γαλλίας και κυρίως της Ελλάδας δεν εμφανίζουν ετεροσκεδαστικότητα ARCH μορφής. Αντίθετα, στις ευρωπαϊκές αγορές της Αγγλίας και Γερμανίας η υπόθεση της ARCH μορφής ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων δεν μπορεί να απορριφθεί σε κάποιο λογικό επίπεδο σημαντικότητας.

Εξετάζοντας τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας κάποιας άγνωστης μορφής βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα των σειρών που αντιστοιχούν στις αγορές της Ελλάδας, Γερμανίας καθώς και της Αγγλίας (η περίπτωση είναι οριακή σε επίπεδο σημαντικότητας 5%) δεν εμφανίζουν ετεροσκεδαστικότητα. Όσον αφορά τα κατάλοιπα των αγορών των ΗΠΑ και Γαλλίας τα αποτελέσματα συγκλίνουν στην ύπαρξη κάποιας άγνωστης μορφής ετεροσκεδαστικότητας. Αντίστοιχα είναι και τα συμπεράσματα που προκύπτουν για τα κατάλοιπα του συστήματος (joint test).

Τέλος, όσον αφορά την κανονικότητα των καταλοίπων η αρχική υπόθεση (της κανονικότητας) φαίνεται να απορρίπτεται τόσο σε επίπεδο σειρών όσο και του συστήματος (joint test). Εξαίρεση αποτελεί η χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας όπου τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.

Συνοψίζοντας, με βάση τους παραπάνω ελέγχους, το υπόδειγμα κρίνεται αρκετά καλό αφού χαρακτηρίζεται από την απουσία αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα όλων των σειρών ενώ τα όποια προβλήματα εμφανίζονται λόγω ετεροσκεδαστικότητας ή μη κανονικότητας των καταλοίπων δεν κρίνονται ιδιαίτερα σοβαρά ώστε να θέσουν σε αμφισβήτηση την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων.¹¹ Η μέθοδος του Johansen μπορεί και συμπεριφέρεται εξίσου καλά, δίνοντας αξιόπιστα αποτελέσματα, ακόμη και σε περιπτώσεις κακού ορισμού (misspecification) του υποδείγματος (Gonzalo, 1989).

¹¹ Ο Gonzalo (1994) έδειξε ότι η μέθοδος του Johansen δεν επηρεάζεται σημαντικά από την μη κανονικότητα των καταλοίπων.

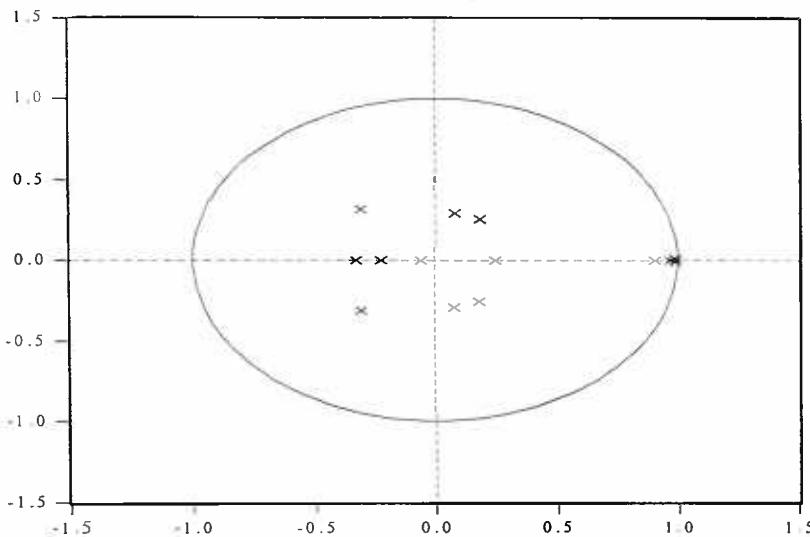
Οι Lee και Tse (1996) έδειξαν ότι η ύπαρξη υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας επηρεάζει ελάχιστα την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της μεθόδου Johansen.

Η Juselius (1999) παρατήρησε ότι είναι πολύ δύσκολο εμπειρικά τα κατάλοιπα να παρουσιάζουν κανονικότητα

Ολοκληρώνοντας τον έλεγχο για την καταλληλότητα του VAR(3) υποδείγματος προχωρούμε στον έλεγχο για την στασιμότητά του. Ο έλεγχος αυτός πραγματοποιείται με τον καθορισμό της θέσης των μοναδιαίων ριζών εντός ή εκτός του μοναδιαίου κύκλου.

Διάγραμμα 5.3.1.

Μοναδιαίες ρίζες των χαρακτηριστικών εξισώσεων
VAR(3) υποδείγματος.



Από το παραπάνω διάγραμμα (5.3.1) παρατηρούμε ότι όλες οι ρίζες¹² των χαρακτηριστικών εξισώσεων του VAR (3) υποδείγματος βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου¹³. Συνεπώς το προτεινόμενο υπόδειγμα ικανοποιεί την συνθήκη στασιμότητας.

Κλείνοντας την ενότητα της επιλογής του καταλληλότερου μοντέλου, συμπεραίνουμε ότι το προτεινόμενο VAR (3) υπόδειγμα είναι "καλά ορισμένο" αφού ικανοποιεί τόσο τις υποθέσεις που αφορούν τα κατάλοιπα των μεταβλητών του όσο και την συνθήκη στασιμότητας.

¹² Ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών δίνεται από την σχέση $k - p$, όπου k αριθμός των ενδογενών μεταβλητών και p αριθμός των υστερήσεων.

¹³ Αναλυτικά στοιχεία για την στασιμότητα του υποδείγματος υπάρχουν στο παράρτημα II.

5.4. Έλεγχος για συνολοκλήρωση και ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας.

Όπως είδαμε στην προηγούμενη ενότητα, ο έλεγχος για την ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης με την μεθοδολογία Johansen-Juselius θα βασιστεί στην χρήση ενός καλά ορισμένου VAR(3) υποδείγματος. Εναλλακτικά, επειδή κάθε VAR υπόδειγμα σε αρχικές τιμές μπορεί εύκολα να γραφεί με την μορφή πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών, ο έλεγχος για συνολοκλήρωση των μεταβλητών μπορεί να γίνει μέσω του αντίστοιχου VEC υποδείγματος στις πρώτες διαφορές.

Το τεστ συνολοκλήρωσης των Johansen-Juselius περιλαμβάνει πέντε περιπτώσεις υποδειγμάτων οι οποίες διαφοροποιούνται μεταξύ τους όσον αφορά :

- την ύπαρξη σταθεράς στην εξίσωση συνολοκλήρωσης
- την ύπαρξη γραμμικής ή δευτεροβάθμιας τάσης στην εξίσωση συνολοκλήρωσης και στα δεδομένα
- την ύπαρξη τάσης στο VAR υπόδειγμα.

Οι περιπτώσεις των υποδειγμάτων όπου δεν υπάρχει σταθερά στην εξίσωση συνολοκλήρωσης (υπόδειγμα 1) καθώς και εκείνου της ύπαρξης σταθεράς και τάσης στην CE, δευτεροβάθμιας τάσης στα δεδομένα και γραμμικής τάσης στο VAR (υπόδειγμα 5) είναι εξαιρετικά σπάνιες και απορρίπτονται σχετικά εύκολα.

Η επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος (μεταξύ των τριών) θα γίνει με τη βοήθεια του LR στατιστικού κριτηρίου (όπως προτείνει ο Johansen) βάσει του οποίου ελέγχεται το πιο περιοριστικό υπόδειγμα (υπόθεση H_0) έναντι του λιγότερου περιοριστικού υποδείγματος (υπόθεση H_1). Απόρριψη της H_0 μας οδηγεί εκ νέου στον έλεγχο του λιγότερου περιοριστικού υποδείγματος κ.ο.κ. έως ότου καταλήξουμε σε αποδοχή της H_0 .

Τα τρία υποδείγματα που περιλαμβάνονται στο τεστ του Johansen καθώς και ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης που προκύπτει από το καθένα, παρουσιάζονται στους επόμενους πίνακες.

Πίνακας 5.4.1. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης								
Υπόδειγμα 2 : υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς στη σχέση συνολοκλήρωσης								
Υποθέσεις				Υποθέσεις				
Ho	H ₁	Ιδιοτιμές	λ-Trace	5 %	Ho	H ₁		
No. Of CE(s)		στατιστικό	κριτική τιμή	No. Of CE(s)	στατιστικό	κριτική τιμή		
r=0	r>0	0.078635	76.48769*	76.07	r≤0	r=1	37.18231**	34.40
r≤1	r>1	0.040215	39.30538	53.12	r≤1	r=2	18.63498	28.14
r≤2	r>2	0.024309	20.67040	34.91	r≤2	r=3	11.17254	22.00
r≤3	r>3	0.013041	9.497863	19.96	r≤3	r=4	5.959406	15.67
r≤4	r>4	0.007764	3.538456	9.24	r≤4	r=5	3.538456	9.24

*(**) δείχνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (Ho) σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

Σύμφωνα με το υπόδειγμα 2 (πίνακας 5.4.1) τόσο η λ-trace όσο και η λ-max στατιστική δείχνουν την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Πίνακας 5.4.2. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης								
Υπόδειγμα 3 : υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς στη σχέση συνολοκλήρωσης και γραμμικής τάσης στα δεδομένα								
Υποθέσεις				Υποθέσεις				
Ho	H ₁	Ιδιοτιμές	λ-Trace	5 %	Ho	H ₁		
No. Of CE(s)		στατιστικό	κριτική τιμή	No. Of CE(s)	στατιστικό	κριτική τιμή		
r=0	r>0	0.076393	71.16877*	68.52	r≤0	r=1	36.07897**	33.46
r≤1	r>1	0.039915	35.08980	47.21	r≤1	r=2	18.49291	27.07
r≤2	r>2	0.021730	16.59689	29.68	r≤2	r=3	9.974394	20.97
r≤3	r>3	0.013009	6.622495	15.41	r≤3	r=4	5.945051	14.07
r≤4	r>4	0.001491	0.677444	3.76	r≤4	r=5	0.677444	3.76

*(**) δείχνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (Ho) σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

Στο υπόδειγμα 3 (πίνακας 5.4.2) η προσθήκη της γραμμικής τάσης στα δεδομένα δεν διαφοροποίησε τον αριθμό των συνολοκληρωμένων εξισώσεων. Έτσι και οι δύο στατιστικές συμφωνούν στην ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Πίνακας 5.4.3. Έλεγχος για τον αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης							
Υπόδειγμα 4 : υποθέτει την ύπαρξη σταθεράς και τάσης στη σχέση συνολοκλήρωσης και γραμμικής τάσης στα δεδομένα							
Υποθέσεις					Υποθέσεις		
Ho	H ₁	Ιδιοτιμές	λ-Trace	5 %	Ho	H ₁	λ-Max
No. Of CE(s)			στατιστικό	κριτική τιμή	No. Of CE(s)		στατιστικό
r=0	r>0	0.079716	98.25977*	87.31	r≤0	r=1	37.71508**
r≤1	r>1	0.068799	60.54469	62.99	r≤1	r=2	32.36137**
r≤2	r>2	0.030227	28.18332	42.44	r≤2	r=3	13.93456
r≤3	r>3	0.018860	14.24876	25.32	r≤3	r=4	8.644439
r≤4	r>4	0.012268	5.604316	12.25	r≤4	r=5	5.604316
							12.25

*(**) δείχνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (Ho) σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Η προσθήκη γραμμικής τάσης τόσο στην εξίσωση συνολοκλήρωσης όσο και στα δεδομένα (υπόδειγμα 4) είχε σαν αποτέλεσμα την "διαφωνία" των δύο στατιστικών σχετικά με τον αριθμό των συνολοκληρωμένων σχέσεων. Συγκεκριμένα η λ-trace στατιστική δείχνει την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης σε αντίθεση με την λ-max στατιστική η οποία δείχνει δύο σχέσεις στο ίδιο επίπεδο σημαντικότητας (5%).

Για να κάνουμε τον έλεγχο που προτείνει ο Johansen, για την επιλογή μεταξύ των ανωτέρω υποδειγμάτων, ξεκινάμε από το πιο περιοριστικό υπόδειγμα και αν απορριφθεί ο περιορισμός συνεχίζουμε με το λιγότερο περιοριστικό υπόδειγμα. Στην αντίθετη περίπτωση (αποδοχής Ho) σταματάει η διαδικασία και το υπόδειγμα της Ho θεωρείται ως το κατάλληλο. Συγκεκριμένα, ελέγχουμε την υπόθεση:

Ho: Υπόδειγμα (2) έναντι της

H₁: Υπόδειγμα (3)

όπου η LR στατιστική συνάρτηση, κάτω από την Ho, παίρνει τη τιμή 4.216 και ακολουθεί την χ^2 κατανομή με τέσσερις βαθμούς ελευθερίας. Το p-value ισούται με 0,377 οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση σε κανένα λογικό επίπεδο σημαντικότητας. Συνεπώς το υπόδειγμα 2 είναι το κατάλληλο.

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε αν λάβουμε υπόψη και τους ελέγχους για την ύπαρξη τάσης στα δεδομένα, που έγιναν και παρουσιάζονται στο πίνακα (5.1.3).

Σύμφωνα με τους ελέγχους αυτούς ($E(\Delta x_i=0)$) οι σειρές δεν παρουσιάζουν τάση. Έτσι, το υπόδειγμα 2 (δεν περιλαμβάνει τάση στα δεδομένα) κρίνεται ως ιδανικότερο να περιγράψει καλύτερα τις χρονοσειρές που χρησιμοποιούνται.

Συνοψίζοντας, βάσει των παραπάνω ελέγχων, καταλήγουμε στην επιλογή του υποδείγματος 2 ως το καταλληλότερο για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης μέσω της μεθοδολογίας Johansen. Έτσι, στο υπόδειγμα αυτό, θα βασιστούν οι εκτιμήσεις και τα συμπεράσματά μας.

Όπως είδαμε προηγουμένως και οι δύο στατιστικές (λ -trace και λ -max) στο υπόδειγμά μας, οδηγούν στην ύπαρξη μίας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας και συνεπώς τεσσάρων (5-1) κοινών στοχαστικών τάσεων. Μετά την κανονικοποίηση του διανύσματος συνολοκλήρωσης ως προς το δείκτη Dow Jones, η εξίσωση ισορροπίας που προκύπτει είναι η εξής:

$$\text{DOW} = -21.563 \text{ FTSE} + 16.400 \text{ DAX} - 7.671 \text{ CAC} + 3.115 \text{ ASE} + 94.255.$$

Οι συντελεστές συμμετοχής (β) των δεικτών αυτών στην κατάσταση ισορροπίας καθώς και οι αντίστοιχοι συντελεστές προσαρμογής τους (α) δίνονται στους παρακάτω πίνακες :

Πίνακας 5.4.4: Συντελεστές συμμετοχής στην κατάσταση ισορροπίας	
Δείκτης	β
DOW	1.000
FTSE	21.563
DAX	-16.400
CAC	7.671
ASE	-3.115

Πίνακας 5.4.5: Συντελεστές προσαρμογής στην κατάσταση ισορροπίας	
Δείκτης	α
DOW	0.003553
FTSE	0.001243
DAX	0.006364
CAC	0.004145
ASE	0.008675

Χρησιμοποιώντας το likelihood ratio (LR) στατιστικό που πρότεινε ο Johansen (1991) ελέγχουμε την στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών α και β (πίνακες 5.4.6 και 5.4.7) για να δούμε αν οι δείκτες των χωρών συμμετέχουν στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και πόσο γρήγορη είναι η προσαρμογή τους σε τυχόν αποκλίσεις από αυτήν.

Σύμφωνα με τα στοιχεία του πίνακα (5.4.6), σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, οι συντελεστές όλων των δεικτών, είναι στατιστικά σημαντικοί συνεπώς οι δείκτες των αντίστοιχων χωρών συμμετέχουν και συνεισφέρουν στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Πίνακας 5.4.6: Περιορισμοί στους συντελεστές συμμετοχής στην κατάσταση ισορροπίας				
Δείκτης	Null (H_0)	LR-stat	DF	Prob.
DOW	$B(1,1)=0$	3.9829	1	0.0402
FTSE	$B(1,2)=0$	18.2222	1	0.0000
DAX	$B(1,3)=0$	14.3941	1	0.0001
CAC	$B(1,4)=0$	4.4429	1	0.0350
ASE	$B(1,5)=0$	5.9452	1	0.0147

$\{(B_{i,j}), i = \text{σχέση συνολοκλήρωσης}, j = \text{χρηματιστηριακός δείκτης}, i=1, j=1,2,3,4,5\}$.

Η συμμετοχή στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας φαίνεται να διαφοροποιείται από χώρα σε χώρα. Από τα στοιχεία του πίνακα (5.4.4) μπορούμε να συμπεράνουμε ότι, σε περίπτωση ενός σοκ, καμία αγορά δεν επηρεάζεται στον ίδιο βαθμό με κάποια άλλη. Αυτό μπορεί να δικαιολογηθεί εν μέρει από το γεγονός ότι κάθε σοκ επηρεάζει διαφορετικά τις αγορές. Ακόμα και αν υποθέσουμε ότι τα σοκ επηρεάζουν στον ίδιο βαθμό τις αγορές, φαίνεται ότι η ανομοιογένεια στους δείκτες επηρεάζει την ομοιογένεια των συντελεστών στην μακροχρόνια σχέση. Η ανομοιογένεια των δεικτών συνίσταται σε δύο παράγοντες. Πρώτον, ο αριθμός των εταιρειών που συνθέτουν ένα δείκτη ποικίλει και δεύτερον οι κλάδοι που δραστηριοποιούνται αυτές οι εταιρείες επηρεάζονται διαφορετικά από τα σοκ.

Από τον έλεγχο της σημαντικότητας των συντελεστών προσαρμογής α (πίνακας 5.4.7) προκύπτει ότι μόνο ο συντελεστής του χρηματιστηριακού δείκτη της Αγγλίας δεν είναι στατιστικά σημαντικός με αποτέλεσμα ο αντίστοιχος δείκτης να μην προσαρμόζεται στις αποκλίσεις της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας.

Πίνακας 5.4.7: Περιορισμοί στους συντελεστές προσαρμογής στην κατάσταση ισορροπίας				
Δείκτης	Null (H_0)	LR-stat	DF	Prob.
DOW	$A(1,1)=0$	6.4067	1	0.0114
FTSE	$A(2,1)=0$	0.9131	1	0.3393*
DAX	$A(3,1)=0$	11.5087	1	0.0007
CAC	$A(4,1)=0$	4.9474	1	0.0261
ASE	$A(5,1)=0$	15.9095	1	0.0001

$[(A_{i,j}), i = \text{χρηματιστηριακός δείκτης}, j = \text{σχέση συνολοκλήρωσης}, i=1,2,3,4,5, j=1]$.

* Δείχνει αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Οι υπόλοιποι δείκτες, παρόλο που ανταποκρίνονται σε τυχόν απομακρύνσεις από την κατάσταση ισορροπίας (πίνακας 5.4.7), η ταχύτητα προσαρμογής τους είναι σχετικά αργή (πίνακας 5.4.5), με αποτέλεσμα τυχόν ανισορροπία να παραμείνει για μακρύ χρονικό διάστημα. Τέλος οι δείκτες της Ελλάδας και της Γερμανίας είναι αυτοί που παρουσιάζουν την μεγαλύτερη ταχύτητα προσαρμογής σε σχέση με τους άλλους.

5.5. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Συνεχίζοντας την ανάλυση των δεδομένων μας, προχωρούμε στην διερεύνηση της ύπαρξης σχέσης αίτιου και αιτιατού μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών. Σκοπός μας, είναι να προσδιορίσουμε κατά πόσο ένας δείκτης αιτιάζει έναν άλλο ή αιτιάζεται από αυτόν ή ακόμα αν είναι ανεξάρτητος από τους άλλους. Ο έλεγχος για την ύπαρξη αιτιότητας βασίζεται

στην "αιτιότητα κατά Granger" (Granger causality) και γίνεται με τη χρήση του VAR(3) υποδείγματος που ορίσαμε προηγουμένως.

Τα αποτελέσματα του ανωτέρω ελέγχου παρουσιάζονται στο παρακάτω πίνακας (5.5.1).

Πίνακας 5.5.1 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger		
Μηδενική υπόθεση (H0) :	F-stat	P-value
O LNDOW δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNFTSE	1.27151	0.28359
O LNDOW δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDAX	1.00126	0.39208
O LNDOW δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNCAC	3.34070	0.01924
O LNDOW δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNASE	3.28016	0.02087
O LNFTSE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDOW	6.23374	0.00037
O LNFTSE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDAX	5.46049	0.00108
O LNFTSE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNCAC	3.36707	0.01857
O LNFTSE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNASE	5.61094	0.00088
O LNDAX δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDOW	3.13393	0.02539
O LNDAX δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNFTSE	2.66040	0.04770
O LNDAX δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNCAC	0.56219	0.64021
O LNDAX δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNASE	4.68144	0.00313
O LNCAC δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDOW	6.47902	0.00027
O LNCAC δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNFTSE	2.68143	0.04639
O LNCAC δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDAX	2.16637	0.09127
O LNCAC δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNASE	5.91672	0.00058
O LNASE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDOW	2.47050	0.06130
O LNASE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNFTSE	0.71784	0.54171
O LNASE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNDAX	1.43998	0.23045
O LNASE δεν αιτιάζει κατά Granger τον LNCAC	2.72436	0.04383

Σύμφωνα με τα στοιχεία αυτά, οδηγούμαστε στις παρακάτω παρατηρήσεις:

- ❖ Ο χρηματιστηριακός δείκτης DOW JONES αιτιάζει τους δείκτες CAC και ASE ενώ αιτιάζεται από τους FTSE, DAX και CAC. Αυτό σημαίνει ότι οι χρονικές υστερήσεις των τιμών του DOW JONES επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά των δεικτών CAC και ASE ενώ αντίστροφα η

πληροφόρηση γύρω από τις τιμές των δεικτών FTSE, DAX και CAC βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη της κίνησης του DOW JONES.

- ❖ Ο δείκτης FTSE αιτιάζει όλους τους υπόλοιπους δείκτες και αιτιάζεται από τους DAX και CAC. Συνεπώς, οι χρονικές υστερήσεις των τιμών του, προσδιορίζουν την κίνηση των υπολοίπων δεικτών ενώ οι υστερήσεις των τιμών των DAX και CAC συνεισφέρουν στην πρόβλεψη των τιμών του.
- ❖ Ο δείκτης DAX αιτιάζει τους δείκτες των DOW JONES, FTSE και ASE ενώ αιτιάζεται μόνο από τον FTSE. Έτσι, η πληροφόρηση γύρω από τις τιμές του DAX επηρεάζει την συμπεριφορά των DOW JONES, FTSE και ASE ενώ οι χρονικές υστερήσεις του FTSE προσδιορίζουν την κίνηση του DAX.
- ❖ Ο δείκτης CAC αιτιάζει και αιτιάζεται από τους δείκτες DOW JONES, FTSE και ASE. Οι χρονικές υστερήσεις των τιμών του συνεισφέρουν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών των δεικτών DOW JONES, FTSE και ASE οι οποίοι με τη σειρά τους προσφέρουν σημαντική πληροφόρηση για την πρόβλεψη της κίνησής του.
- ❖ Τέλος, ο χρηματιστηριακός δείκτης της Ελλάδας αιτιάζει μόνο τον CAC ενώ αιτιάζεται από όλους τους δείκτες. Είναι φανερό ότι η πληροφόρηση γύρω από τις τιμές των υπολοίπων δεικτών επηρεάζει σημαντικά την συμπεριφορά του ελληνικού χρηματιστηριακού δείκτη.

5.6. Ανάλυση διακύμανσης (Variance Decomposition, VDC).

Ολοκληρώνοντας το πρακτικό μέρος της εργασίας, επιχειρούμε να δώσουμε μία ποσοτική εκτίμηση των σχέσεων και επιδράσεων που αναπτύσσονται μεταξύ των μεταβλητών. Για το σκοπό αυτό προχωρούμε στην ανάλυση της διακύμανσής τους η οποία βασίζεται στη διάσπαση κατά Choleski (Choleski decomposition).

Η σειρά διάταξης των μεταβλητών είναι: LNDOW, LNFTSE, LNDAX, LNCAC, LNASE και τα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτής παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες.

- Η μεταβλητότητα της αγοράς των ΗΠΑ (πίνακας 5.6.1) εξηγείται κατά κύριο λόγο από ενδογενή σοκ ιδιαίτερα τις πρώτες περιόδους. Σε χρονικό ορίζοντα εξαμήνου και έτους ένα μέρος της διακύμανσή της εξηγείται από την μεταβλητότητα κυρίως του γερμανικού δείκτη και δευτερευόντως του αγγλικού.

Πίνακας 5.6.1 : Variance Decomposition of LNDOW					
Period (weeks)	LNDOW	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
4	94.80819	3.331254	1.112894	0.185527	0.562141
12	89.28536	5.386671	4.882793	0.068349	0.376831
26	82.16486	7.384102	10.09206	0.039227	0.319754
52	73.18371	9.336470	15.97318	0.051312	1.455325

- Η μεταβλητότητα του αγγλικού δείκτη (πίνακας 5.6.2) εξηγείται σχεδόν κατά το ήμισυ από τα δικά του σοκ και από την μεταβλητότητα του Dow Jones. Το ποσοστό αυτό αυξάνεται υπέρ του αγγλικού δείκτη όσο μεγαλώνει ο χρονικός ορίζοντας.

Πίνακας 5.6.2 : Variance Decomposition of LNFTSE					
Period (weeks)	LNDOW	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
1	46.58003	53.41997	0.000000	0.000000	0.000000
4	43.70344	55.15458	0.570317	0.387539	0.184126
12	42.04998	56.50636	1.087362	0.165135	0.191163
26	38.62739	58.06861	1.620306	0.435330	1.248370
52	32.32800	58.99805	2.850057	2.128926	3.694961

- Σε χρονικό ορίζοντα ενός μήνα η διακύμανση του γερμανικού δείκτη (πίνακας 5.6.3) οφείλεται τόσο σε ενδογενή σοκ όσο κυρίως στη μεταβλητότητα του δείκτη Dow Jones και λιγότερο του FTSE.

Όσο αυξάνεται ο χρονικός ορίζοντας, τα ενδογενή σοκ παύουν να εξηγούν την διακύμανση του DAX και την θέση τους παίρνουν οι διακυμάνσεις του αγγλικού και αμερικανικού δείκτη.

Πίνακας 5.6.3 : Variance Decomposition of LN DAX					
Period (weeks)	LN DOW	LN FTSE	LN DAX	LN CAC	LN ASE
1	43.80432	18.06992	38.12576	0.000000	0.000000
4	42.80581	26.01916	29.33720	0.635238	1.202587
12	45.74159	35.06818	17.57931	0.663130	0.947792
26	45.30158	44.17608	9.390808	0.428779	0.702748
52	39.65090	50.99125	6.039386	0.675436	2.643025

- Η μεταβλητότητα του γαλλικού δείκτη (πίνακας 5.6.4) εξηγείται κυρίως από την μεταβλητότητα του Dow Jones και του FTSE και λιγότερο από τα ενδογενή σοκ, τα οποία όσο αυξάνεται ο χρονικός ορίζοντας τόσο λιγότερο επηρεάζουν την μεταβλητότητά του.

Πίνακας 5.6.4 : Variance Decomposition of LN CAC					
Period (weeks)	LN DOW	LN FTSE	LN DAX	LN CAC	LN ASE
1	41.70529	22.05267	13.41215	22.82989	0.000000
4	41.53096	27.45302	9.295212	21.36974	0.351066
12	44.79100	32.07443	4.817472	18.06427	0.252838
26	45.68883	36.66609	2.578653	13.23489	1.831536
52	42.17884	40.01015	4.099389	7.426505	6.285111

- Τέλος, όσον αφορά τον ελληνικό δείκτη (πίνακας 5.6.5) φαίνεται ότι ακολουθεί μία αυτόνομη κίνηση επηρεαζόμενος κυρίως από τα δικά του ενδογενή σοκ. Με την πάροδο όμως του χρόνου η μεταβλητότητα των άλλων δεικτών (κυρίως του Dow Jones και FTSE) συμβάλουν αρκετά στην εξήγηση της μεταβλητότητάς του.

Πίνακας 5.6.5 : Variance Decomposition of LNASE					
Period (weeks)	LNDOW	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
1	8.501769	2.347406	2.573326	0.370956	86.20654
4	14.96182	7.538949	3.182645	2.099658	72.21693
12	21.84678	14.23202	2.589427	2.161690	59.17008
26	24.93662	19.67982	8.526306	1.354878	45.50238
52	25.27667	23.11675	15.40699	0.836961	35.36263

Συνοψίζοντας, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν δύο κυρίαρχες αγορές, αυτές των ΗΠΑ και Αγγλίας. Η μεταβλητότητα των δύο αυτών αγορών μπορεί να εξηγήσει σε σημαντικό βαθμό την μεταβλητότητα των άλλων αγορών περιορίζοντας ταυτόχρονα το ρόλο που παίζουν τα ενδογενή σοκ στην μεταβλητότητα της αντίστοιχης αγοράς.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

Συμπεράσματα

Η παρούσα εργασία είχε ως σκοπό να ερευνήσει τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις που αναπτύσσονται μεταξύ των τιμών των γενικών δεικτών πέντε χρηματιστηριακών αγορών. Συγκεκριμένα, επιλέχθηκαν οι χρηματιστηριακοί δείκτες τεσσάρων ευρωπαϊκών χωρών (Αγγλία, Γερμανία, Γαλλία, Ελλάδα) και των ΗΠΑ, όπου χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαία στοιχεία για την περίοδο 30.12.1994 έως 26.09.2003.

Η μελέτη βασίστηκε στη θεωρία της συνολοκλήρωσης. Η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών σημαίνει ότι υπάρχει μία σχέση ισορροπίας στην οποία συγκλίνουν μακροχρόνια οι αγορές παρά τις όποιες βραχυχρόνιες αποκλίσεις τους, λόγω των κοινών στοχαστικών τάσεων.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία Johansen καταλήξαμε στην ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης και επομένως τεσσάρων κοινών στοχαστικών τάσεων. Στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας συμμετέχουν όλες οι χρηματαγορές ενώ στις αποκλίσεις από αυτήν, η χρηματιστηριακή αγορά της Αγγλίας είναι η μόνη που δεν προσαρμόζεται. Οι υπόλοιπες αγορές, αν και ανταποκρίνονται σε τυχόν απομακρύνσεις από την κατάσταση ισορροπίας, η ταχύτητα προσαρμογής τους είναι σχετικά αργή.

Η αγορά των ΗΠΑ εμφανίζεται να είναι αρκετά αυτάρκης μιας και η μεταβλητότητά της εξηγείται κατά ένα πολύ μεγάλο ποσοστό από ενδογενή σοκ και ελάχιστα από τις άλλες αγορές. Σε μικρότερο βαθμό αυτάρκειας ακολουθεί και η αγγλική αγορά η οποία επηρεάζεται κυρίως από την αμερικάνικη αγορά.

Στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας κυρίαρχο ρόλο φαίνεται ότι παίζουν αμφότερες οι αγορές των ΗΠΑ και Αγγλίας αφού η μεταβλητότητα των δύο αυτών αγορών μπορεί να εξηγήσει σε πολύ μεγάλο βαθμό την μεταβλητότητα των άλλων. Εξαίρεση, αποτελεί η αγορά της Ελλάδας η οποία εμφανίζεται ως αυτάρκης για λόγους όμως που έχουν να κάνουν κυρίως με την μικρή κεφαλαιοποίηση του ελληνικού χρηματιστηρίου και την έλλειψη σημαντικού ενδιαφέροντος από τους ξένους επενδυτές.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα αυτής της εργασίας βλέπουμε ότι οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών είναι αρκετά ισχυρές, κάτι που ήταν αναμενόμενο λόγω της ροπής των οικονομιών προς την παγκοσμιοποίηση. Το ένα χρηματιστήριο επηρεάζει το άλλο και ένα σοκ σε ένα από αυτά διαχέεται και στα υπόλοιπα. Έτσι, η αποτελεσματικότητα μίας διεθνούς διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου κρίνεται αμφίβολη και απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή και μελέτη στην επιλογή των χρηματιστηρίων και την επενδυτική στρατηγική. Αναμφισβήτητα, δεν έχουν διερευνηθεί επαρκώς όλες οι πιθανές σχέσεις αλληλεξάρτησης των υπό μελέτη χρηματιστηρίων. Επεκτάσεις της παρούσας μελέτης μπορούν να αποτελέσουν αντικείμενο μελλοντικής έρευνας. Έτσι, για παράδειγμα, μία ανάλογη ερευνητική εργασία που θα βασιζόταν σε ομοειδείς κλαδικούς δείκτες να προσέφερε ενδιαφέρουσα γνώση για την ύπαρξη αλληλεξάρτησης μεταξύ των αντίστοιχων χρηματιστηρίων.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι

Στατιστικοί Έλεγχοι – Κριτήρια.

• Akaike Info Criterion

$$AIC = 2T^{-1} (k-L).$$

όπου k : ανεξάρτητες (ενδογενείς) μεταβλητές

T : πλήθος των παρατηρήσεων

L (Log-Likelihood): η μέγιστη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας τις k εκτιμηθείσες μεταβλητές.

Το κριτήριο του Akaike είναι το θεμελιώδες κριτήριο για την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου μέσα από ένα σύνολο μοντέλων τα οποία δεν είναι φωλιασμένα (nested). Ο Akaike (1973) είναι ο πρώτος που χρησιμοποίησε την λογική της Kullback-Leibler πληροφοριακής ποσότητας. Το μοντέλο που έχει την μικρότερη τιμή στο Akaike κριτήριο θεωρείται το καλύτερο.

• Schwarz Criterion

$$SBC = 2T^{-1} [2^{-1} k \log(T) - L].$$

Ο Schwarz (1978) βασιζόμενος στο Akaike Info Criterion έφτιαξε ένα βελτιωμένο κριτήριο. Το Schwarz Criterion δεν πάσχει από το μειονέκτημα που χαρακτηρίζει το κριτήριο του Akaike, να τείνει να επιλέγει σαν καλύτερο μοντέλο αυτό με τον μεγαλύτερο αριθμό παραμέτρων. Επιπλέον, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την σύγκριση οποιωνδήποτε μοντέλων (όχι μόνο *restricted* και *unrestricted*) αρκεί να έχουν την ίδια εξαρτημένη μεταβλητή. Το μοντέλο που έχει την μικρότερη τιμή στο Schwarz κριτήριο θεωρείται το καλύτερο.

Γενικά από τα δύο κριτήρια το *SC* θεωρείται ασυμπτωτικά καλύτερο. Το *SC* επιβάλλει πάντα μεγαλύτερη "ποινή" από το *AIC* στον επιπλέον αριθμό εκτιμώμενων παραμέτρων. Με άλλα λόγια το οριακό κόστος προσθήκης μίας παραμέτρου είναι μεγαλύτερο στο *SBC* από ότι είναι στο *AIC*. Γι'αυτό το κριτήριο *SBC* οδηγεί πάντα στην επιλογή ενός υποδείγματος του οποίου ο αριθμός των παραμέτρων δεν είναι σε καμία περίπτωση μεγαλύτερος από αυτόν που επιλέχθηκε με το κριτήριο *AIC*.

• LB Q-test

Το κριτήριο αυτό αναφέρεται ως *Q* στατιστικό των Ljung-Box και ελέγχει την ύπαρξη σειριακής αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Η Ljung-Box στατιστική συνάρτηση υπολογίζεται ως εξής :

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^i \frac{r_j^2}{T-j},$$

όπου r_j : η αυτοσυσχέτιση κατά την j χρονική στιγμή

T : ο αριθμός των παρατηρήσεων

και ελέγχει την (μηδενική) υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα μέχρι και i -χρονικές υστερήσεις. Ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με i -βαθμούς ελευθερίας.

• Serial Correlation LM test

Ο έλεγχος των Breusch και Godfrey (1978) ανήκει στην οικογένεια των Lagrange Multiplier (LM) ελέγχων. Μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εύρεση σειριακής αυτοσυσχέτισης οποιασδήποτε τάξης και δεν υποθέτει ότι δεν υπάρχουν χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής σαν ερμηνευτικές μεταβλητές. Η (LM) ελεγχοσυνάρτηση των Breusch και Godfrey, ελέγχει την αρχική υπόθεση (H_0) ότι δεν υπάρχει σειριακή αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μέχρι και την i -χρονική υστέρηση, ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με

i-βαθμούς ελευθερίας και υπολογίζεται ως ο αριθμός των παρατηρήσεων επί των συντελεστή προσδιορισμού του μοντέλου.

Το μοντέλο πάνω στο οποίο βασίζεται ο υπολογισμός του LM τεστ έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή τα κατάλοιπα του μοντέλου μας και ερμηνευτικές μεταβλητές τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου και i-χρονικές υστερήσεις των καταλοίπων. Συγκεκριμένα, το στατιστικό τεστ για i-χρονικές υστερήσεις υπολογίζεται από μία βοηθητική παλινδρόμηση πάνω στα κατάλοιπα της αρχικής παλινδρόμησης $y_t = X_t \beta + \epsilon_t$, όπου β είναι οι εκτιμώμενοι συντελεστές και ϵ_t τα κατάλοιπα. Στη συνέχεια το στατιστικό για i-χρονικές υστερήσεις βασίζεται στην βοηθητική παλινδρόμηση πάνω στα κατάλοιπα $e_t = y_t - X_t \hat{\beta}$:

$$e_t = X_t \gamma + \left(\sum_{s=1}^t \alpha_s e_{t-s} \right) + u_t$$

Ο LM έλεγχος του συστήματος είναι ένας κοινός έλεγχος (joint test) για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης γενικά στο σύστημα και ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με v^2 βαθμούς ελευθερίας, $v =$ πλήθος των ενδογενών μεταβλητών.



• ARCH LM test

Ο Engle (1982) όρισε μία νέα μέθοδο μοντέλοποίησης της ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων σε χρηματοοικονομικές χρονολογικές σειρές, τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα δεσμευμένης ετεροσκεδαστικότητας (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity models –ARCH) και παράλληλα πρότεινε έναν LM έλεγχο της υπόθεσης ότι τα κατάλοιπα ενός μοντέλου χαρακτηρίζονται από αυτή τη μορφή ετεροσκεδαστικότητας.

Η LM ελεγχοσυνάρτηση του Engle ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα δεν χαρακτηρίζονται από την ARCH μορφή ετεροσκεδαστικότητας μέχρι και την i χρονική υστέρηση. Το μοντέλο στο οποίο βασίζεται ο υπολογισμός του LM τεστ έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή τα τετράγωνα των

καταλοίπων του μοντέλου μας και ως ερμηνευτικές μεταβλητές τις i-χρονικές υστερήσεις των τετραγώνων των καταλοίπων, ή

$$e_i^2 = \beta_0 + \left(\sum_{s=1}^i \beta_s e_{i-s}^2 \right) + u_i$$

όπου είναι τα κατάλοιπα. Το LM στατιστικό υπολογίζεται ως το γινόμενο του αριθμού των παρατηρήσεων επί τον συντελεστή προσδιορισμού (R^2) της παραπάνω παλινδρόμησης και ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με i-βαθμούς ελευθερίας.

• White Heteroskedasticity test (cross terms)

Ο White (1980) κατασκεύασε έναν έλεγχο όπου η αρχική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι χαρακτηρίζονται από ετεροσκεδαστικότητα κάποια άγνωστης μορφής. Το στατιστικό για τον έλεγχο προκύπτει από μία βοηθητική παλινδρόμηση πάνω σε όλα τα δυνατά γινόμενα των μεταβλητών (cross products of the regressors). Έστω για παράδειγμα ότι έχουμε εκτιμήσει την παλινδρόμηση:

$$y_i = b_1 + b_2 x_i + b_3 z_i + e_i$$

όπου b είναι οι παράμετροι προς εκτίμηση και e τα κατάλοιπα. Τότε το στατιστικό βασίζεται στην παρακάτω βοηθητική παλινδρόμηση :

$$e_i^2 = a_0 + a_1 x_i + a_2 z_i + a_3 x_i^2 + a_4 z_i^2 + a_5 x_i z_i + u_i$$

Η ελεγχοσυνάρτηση του White υπολογίζεται ως το γινόμενο του αριθμού των παρατηρήσεων επί το συντελεστή προσδιορισμού της βοηθητικής παλινδρόμησης και ακολουθεί την χ^2 κατανομή με $i^* - 1$ βαθμούς ελευθερίας, όπου i^* είναι ο αριθμός των παραμέτρων του μοντέλου.

- White Heteroskedasticity test (no cross terms)

Πρόκειται για μία παραλλαγή του ελέγχου του White η οποία χρησιμοποιείται στην περίπτωση που ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών είναι μεγάλος, οπότε η παλινδρόμηση των ανεξάρτητων μεταβλητών, των τετραγώνων τους και των γινομένων τους ανά δύο, στα τετραγωνικά κατάλοιπα θα δημιουργούσε πρόβλημα στην εκτίμηση των παραμέτρων τους. Έτσι, στον έλεγχο αυτό, δεν περιλαμβάνονται τα γινόμενα ανά δύο των ερμηνευτικών μεταβλητών.

- Jarque - Bera test

Η ελεγχοσυνάρτηση των Jarque – Bera ελέγχει την αρχική υπόθεση ότι τα δεδομένα προέρχονται από κανονική κατανομή και υπολογίζεται ως

$$JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right), \quad JB \sim \chi^2(2)$$

όπου N είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων, S είναι η ασυμμετρία, K είναι η κύρτωση και k είναι ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν για να δημιουργηθεί η χρονοσειρά.

- Likelihood Ratio (LR) test

Το LR στατιστικό χρησιμοποιείται μεταξύ δύο υποδειγμάτων με διαφορετικό αριθμό ερμηνευτικών μεταβλητών, για την επιλογή του καλύτερου εξ' αυτών. Θεωρεί ως περιορισμένο μοντέλο (restricted) εκείνο με τις λιγότερες μεταβλητές και ελέγχει την αρχική υπόθεση ότι οι συντελεστές των επιπλέον μεταβλητών του δεύτερου μοντέλου (unrestricted) είναι στατιστικά μη σημαντικοί. Ουσιαστικά αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης σημαίνει την επιλογή του περιορισμένου (αρχικού) μοντέλου, ενώ η απόρριψή της οδηγεί στο μοντέλο με τις περισσότερες μεταβλητές.

Το LR τεστ ακολουθεί την χ^2 κατανομή με τόσους βαθμούς ελευθερίας όσες και οι μεταβλητές που έχουμε προσθέσει στο unrestricted μοντέλο.
Υπολογίζεται ως:

$$LR = -2(L_{(rest)} - L_{(un)})$$

όπου $L_{(rest)}$ και $L_{(un)}$ είναι η μέγιστη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας του περιορισμένου και unrestricted μοντέλου αντίστοιχα.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ II -Αναλυτική παρουσίαση στατιστικών ελέγχων

Διαγνωστικοί έλεγχοι για το VAR(3) υπόδειγμα

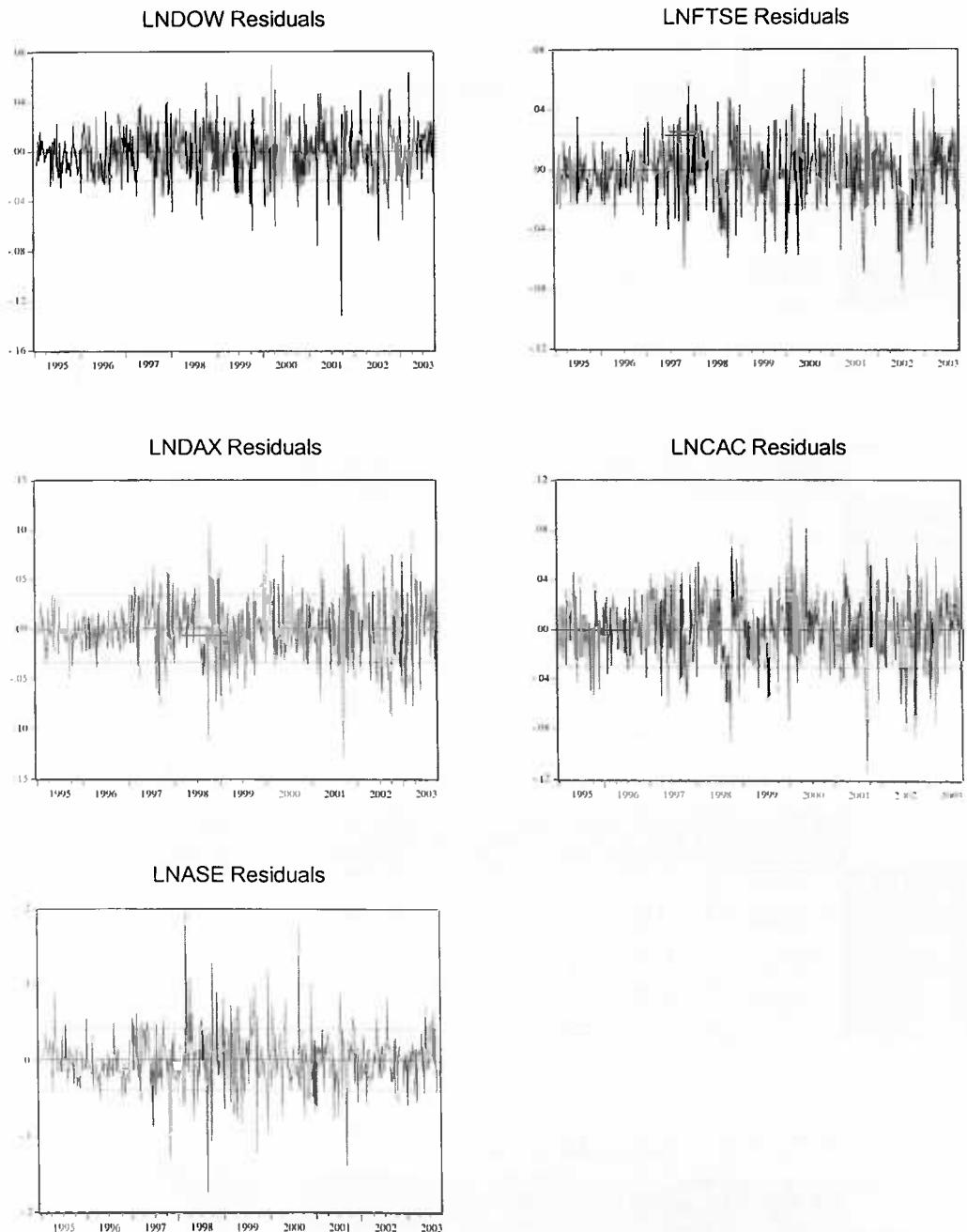
Breusch - Godfrey Serial Correlation LM test					
	LNUSD	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
F-statistic	1.680	1.308	1.055	0.243	0.510
Probability	0.153	0.266	0.378	0.914	0.728
LM (4)	6.924	5.407	4.364	1.013	2.124
Probability	0.139	0.248	0.359	0.908	0.712

ARCH LM test					
	LNUSD	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
F-statistic	2.053	10.069	16.159	2.235	1.051
Probability	0.070	0.000	0.000	0.065	0.387
ARCH (4)	10.165	37.349	57.072	11.149	5.265
Probability	0.071	0.000	0.000	0.062	0.384

White Heteroskedasticity test					
	LNUSD	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
F-statistic	3.030	1.553	1.368	2.759	1.244
Probability	0.000	0.028	0.043	0.000	0.065
Chi-sq(25)	80.310	44.851	43.972	74.289	41.814
Probability	0.000	0.046	0.060	0.000	0.081

Jarque-Bera test					
	LNUSD	LNFTSE	LNDAX	LNCAC	LNASE
Skewness	-0.491	-0.239	-0.119	-0.181	-0.219
Kurtosis	5.122	3.654	3.789	3.325	6.169
JB-Norm	103.422	12.429	12.858	4.479	193.723
Probability	0.000	0.002	0.016	0.106	0.000

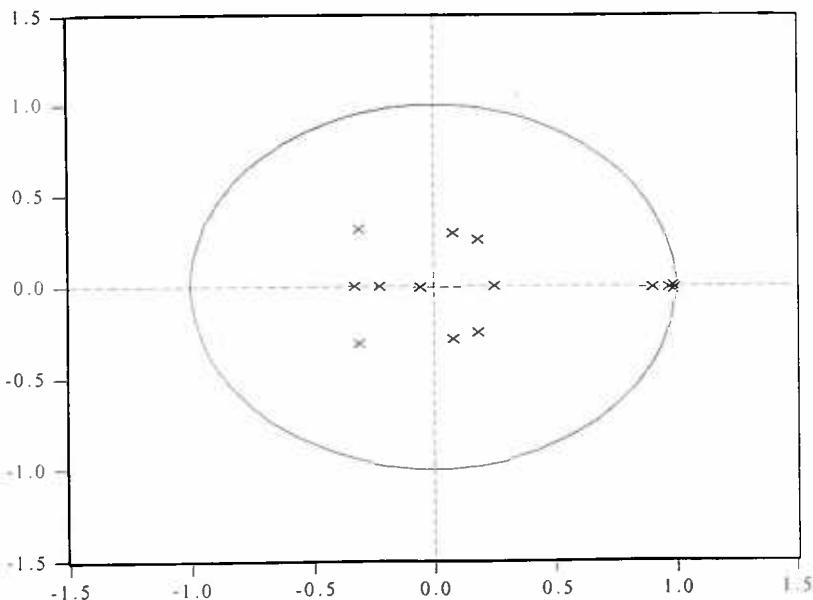
Διαγράμματα καταλοίπων στο VAR(3) υπόδειγμα



Στασιμότητα VAR(3) υποδείγματος

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LNDOW LNFTSE LNDAX LNCAC LNASE	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 3	
Root	Modulus
0.994104	0.994104
0.988774 - 0.009489i	0.988820
0.988774 + 0.009489i	0.988820
0.971413	0.971413
0.902616	0.902616
-0.311677 + 0.313546i	0.442102
-0.311677 - 0.313546i	0.442102
-0.329913	0.329913
0.182825 - 0.256485i	0.314976
0.182825 + 0.256485i	0.314976
0.077419 - 0.287952i	0.298178
0.077419 + 0.287952i	0.298178
0.250465	0.250465
-0.221883	0.221883
-0.052767	0.052767
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

Μοναδιαίες ρίζες των χαρακτηριστικών εξισώσεων
VAR (3) υποδείγματος.



Αιτιότητα κατά Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 12/30/1994 9/26/2003			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNFTSE does not Granger Cause LNDOW	454	6.23374	0.00037
LNDOW does not Granger Cause LNFTSE		1.27151	0.28359
LNDAX does not Granger Cause LNDOW	454	3.13393	0.02539
LNDOW does not Granger Cause LNDAX		1.00126	0.39208
LNCAC does not Granger Cause LNDOW	454	6.47902	0.00027
LNDOW does not Granger Cause LNCAC		3.34070	0.01924
LNASE does not Granger Cause LNDOW	454	2.47050	0.06130
LNDOW does not Granger Cause LNASE		3.28016	0.02087
LNDAX does not Granger Cause LNFTSE	454	2.66040	0.04770
LNFTSE does not Granger Cause LNDAX		5.46049	0.00108
LNCAC does not Granger Cause LNFTSE	454	2.68143	0.04639
LNFTSE does not Granger Cause LNCAC		3.36707	0.01857
LNASE does not Granger Cause LNFTSE	454	0.71784	0.54171
LNFTSE does not Granger Cause LNASE		5.61094	0.00088
LNCAC does not Granger Cause LNDAX	454	2.16637	0.09127
LNDAX does not Granger Cause LNCAC		0.56219	0.64021
LNASE does not Granger Cause LNDAX	454	1.43998	0.23045
LNDAX does not Granger Cause LNASE		4.68144	0.00313
LNASE does not Granger Cause LNCAC	454	2.72436	0.04383
LNCAC does not Granger Cause LNASE		5.91672	0.00058

Βιβλιογραφία

- Alogoskoufis, G. and Smith, R. (1991).** On Error Correction Models, Specification, Interpretation, Estimation, *Journal of Economics Surveys*, 5, 97-128
- Arshanapalli, B., & Doukas, J. (1993).** International stock market linkages: Evidence from the pre-and post-October 1987 period. *Journal of Banking and Finance*, 17, 193-208
- Boswijk, P. - Frances, P.H. (1992).** Dynamic specification and Cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 369-381
- Chaudhuri, K. (1997).** Cointegration, error correction and Granger causality: An application with Latin American stock markets. *Applied Economics Letters*, 4, 469-471
- Chen G., Firth M., Rui O. M. (2000).** Stock market linkages: Evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance* 26, 1113 - 1141
- Cheung, Y.L., & Mak, S.C. (1992).** The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets. *Applied Financial Economics*, 2, 43-47
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981).** Likelihood ratios statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057 – 1072
- Dwyer, G., Hafer, R.W. (1988).** Are national stock markets linked? *Federal Bank of St. Louis*, Review November 1988, 3-14
- Elyasiani E., Perera P., Puri, T.N. (1998).** Interdependency and dynamic linkages between stock markets of Sri Lanka and its trading partners. *Journal of Multinational Financial Management*, 8, 89-101
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987).** Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276
- Errunza, V. (1983).** Emerging markets: a new opportunity for improving global portfolio performance. *Financial Analysts Journal*, 39, 51-58

- Errunza, V., & Rosenberg, B. (1982).** Investment risk in developed and less developed countries. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 17, 741-762
- Eun, C., & Resnick, B. (1984).** Estimating the correlation structure of international share prices. *Journal of Finance*, 39, 1311-1324
- Eun, C., & Shim, S. (1989).** International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256
- Fernandez –Serrano, J. L., Sosvilla – Rivero, S. (2001).** Modeling evolving long- run relationships: the linkages between stock markets in Asia. *Japan and the World Economy*, 13, 145-160
- Forbes, K. & Rigobon, R., (1999).** No contagion, only Interdependency: Measuring Stock Market Co-movements. *Journal of Finance*, 57, 2223-2261
- Francis, B., & Leachman, L., (1995).** Superexogeneity and the dynamic linkages among international equity markets. *Journal of International Money & Finance*, 17, 319-332
- Gonzalo, J. (1994).** Comparison of five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60, 203-233
- Granger, C.W.J. & Weiss, A.A. (1983).** *Time series analysis of error – corrective models in Multivaria Statistics*, Academic Press, New York.
- Granger, C.W.J. (1986).** Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228
- Greene, H. W. (1997).** *Econometric analysis*, 3rd Edition, Prentice hall.
- Grubel, H.G. and Fadner, K. (1971).** The interdependency of international equity markets. *Journal of Finance*, 26, 89-94
- Grubel, H.G. (1968).** Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, 58, 1299-1314
- Hakkio, C.S., Rush, M. (1991).** Cointegration: How short is the long run? *Journal of International Money & Finance*, 10, 571-581
- Hamilton, James D. (1994).** *Times series analysis*. Princeton university press.
- Harris, R.I.D. (1995).** *Using Cointegration Analysis in Economic Modeling*, London, Prentice Hall.

- Hassan, M. K. & Naka, A.** (1996). Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets. *International Review of Economic and Finance*, 5, 387-405
- Janakiramanan S., Lamba, A.S.** (1998). An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets. *International Financial Markets, Institutions & Money*, 8, 155-173
- Johansen, S.** (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551 – 1580
- Johansen, S.** (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
- Johansen, S.** (1998). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journals of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254
- Johansen, S., & Juselius, K.** (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration -with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210
- Kasa, K.** (1992). Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics* 29, 95-124
- King, M.A., Sentana, E., Wadhwani, S.,** (1994). Volatility and links between national stock markets. *Econometrica*, 62, 901 – 933
- Koch, P.O., Koch, T.W.,** (1991). Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes. *Journal of International Money & Finance*, 10, 231-251
- Koutmos G.** (1996). Modeling the dynamic interdependency of major European stock markets. *Applied Economics Letters*, 12, 817-820
- Lee, T.H., and Tse, Y.,** (1996). Cointegration tests with conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 73, 401-410
- Levy, H., & Sarnat, M.** (1970). International diversification of investment portfolios. *American Economic Review*, 60, 668-775.
- Maddala, G.S. and Kim, I.M.** (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Makridakis, S. & Wheelwright, S.** (1974). An analysis of the interrelationships among the major World Stock Exchanges, *Journal of Business Finance and Accounting*, Summer 1974, 195-215.

- Masih, A.M.M., Masih, R.,** (2001). Long and short term dynamic causal transmission amongst international stock markets. *Journal of International Money & Finance*, 21, 683-697
- Ostemark R.** (2001). Multivariate cointegration analysis of the Finnish – Japanese stock markets. *European Journal of Operation Research*, 134, 498-507
- Ripley, D.** (1973). Systematic elements in the linkage of national stock market indices. *The Review of Economics and Statistics*, 55, 356-361
- Serletis, A., King, M.,** (1997). Common stochastic trends and convergence of European Union stock markets. *The Manchester School*, 65, 44-57
- Solnik, B.H.** (1974). Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analysts Journal*, 30, 48-54.
- Δημέλη, Σ.** (2002). Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών, Εκδόσεις Κριτική ΑΕ.
- Ντεγιαννάκης Σταύρος** (2003) Εφαρμογές Γραμμικής Παλινδρόμησης και Χρονολογικών Σειρών με τη χρήση του πακέτου EVIEWS. Πανεπιστημιακές Σημειώσεις.
- Τζωρτζόπουλος, Π.Θ.** (1980). Ανάλυσις Χρονολογικών Σειρών, Αθήνα.
- Τζωρτζόπουλος, Π.Θ.** (1989). Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών, Τάση και Εποχικότητα, Αθήνα.

