

103

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Θέμα:

Interactions between international stock markets: The "Wall Street" effect on the European and the Greek markets

Επιβλέπων Καθηγητής : Ν. Πιπτής

Φοιτητής : Παντελίδης Θεολόγος

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ.ΕΙΣ	36799
ΥΟΜΠ	21382 ή 22613
ΤΑΞΗ	658159 ΘΕ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	



00136799

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2000

Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή.....	1
2. Ιστορικά στοιχεία – Λόγοι ύπαρξης των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών.....	2-5
3. Παλιότερες μελέτες.....	6-9
4. Το μέλλον των διεθνών χρηματιστηρίων.....	10-11
5. Σύντομη περιγραφή της μελέτης.....	11-12
6. Περιγραφή των δεδομένων.....	13-15
7. Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές.....	16-18
8. Έλεγχος για cointegration.....	19-40
9. Έλεγχος σταθερότητας των μοντέλων.....	40-56
10. Σύνοψη αποτελεσμάτων.....	57-59
11. Βιβλιογραφία.....	60-61
12. Παραρτήματα	
Α. Επεξήγηση των μεταβλητών.....	62
Β. Γραφήματα.....	63-80
Γ. Έλεγχος Phillips-Perron για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.....	81-82
Δ. Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.....	83
Ε. Εκτίμηση μοντέλου χωρίς τη Γαλλία.....	84-86
ΣΤ. Α) Πίνακες των εξισώσεων του δεσμευμένου μοντέλου για τη περίοδο 3/1986-4/2000.....	86-89
Β) Πίνακες των εξισώσεων του δεσμευμένου μοντέλου για τη περίοδο 1/1975-6/1986.....	90-92

1. Εισαγωγή

Στην μελέτη αυτή εξετάστηκαν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ 10 διεθνών χρηματιστηρίων. Πιο συγκεκριμένα, στην έρευνα συμπεριλήφθηκαν τα χρηματιστήρια των ακόλουθων χωρών : Η.Π.Α., Μ. Βρετανία, Γαλλία, Γερμανία, Ολλανδία, Ελβετία, Ελλάδα, Πορτογαλία, Ισπανία και Ιταλία.

Σκοπός της μελέτης ήταν να εξετάσει το αν οι ευρωπαϊκές αγορές επηρεάζονται από την αμερικανική. Επίσης, εξετάστηκαν και οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των ευρωπαϊκών χωρών, προκειμένου να εντοπιστούν (εφόσον υπάρχουν) οι κυρίαρχες αγορές στην Ευρώπη. Οι απαντήσεις στα παραπάνω θέματα βοήθησαν στο να βγουν και κάποια συμπεράσματα για την αποτελεσματικότητα των αγορών.

Χρησιμοποιήθηκε ένα Vector Autoregression (VAR) μοντέλο για να εξεταστούν οι σχέσεις μεταξύ των 10 αγορών. Μελετήθηκαν οι περίοδοι 1975-1986 και 1986-2000, με σκοπό τον εντοπισμό τυχόν διαφοροποιήσεων στις σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων. Βασικό στοιχείο στη μελέτη ήταν ο έλεγχος ύπαρξης cointegration μεταξύ των σειρών. Η έρευνα βασίστηκε στη μεθοδολογία του Johansen. Πρέπει να τονιστεί ότι ένα σημαντικό στοιχείο αυτής της εργασίας είναι η χρήση μιας νέας μεθοδολογίας για την αντιμετώπιση προβλημάτων αστάθειας που μπορεί να έχει ένα μοντέλο. Πολλές προγενέστερες έρευνες δεν προχωρούσαν καθόλου στον έλεγχο σταθερότητας των μοντέλων που χρησιμοποιούσαν. Η χρήση όμως ενός μη σταθερού μοντέλου κάνει όλα τα αποτελέσματα αναξιόπιστα. Στη μελέτη αυτή παρουσιάζονται αποτελέσματα τόσο στα πλαίσια σταθερών μοντέλων, όσο και στα πλαίσια μη σταθερών μοντέλων. Έτσι, μπορεί κανείς να καταλάβει την επίδραση που έχει η σταθερότητα ή μη του μοντέλου στα αποτελέσματα.

Σε γενικές γραμμές τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι οι Η.Π.Α. διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών. Επίσης, βρέθηκαν στοιχεία για μη αποτελεσματικότητα πολλών αγορών (κυρίως για τη Πορτογαλία και την Ελλάδα).

2. Ιστορικά στοιχεία – Λόγοι ύπαρξης των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών

Κατά την διάρκεια των δεκαετιών '60 και '70, οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων ήταν ελάχιστες. Αυτό ήταν αποτέλεσμα τόσο των διαφορετικών οικονομικών και νομισματικών πολιτικών μεταξύ των χωρών της Δυτικής Ευρώπης, της Βόρειας Αμερικής και της Ασίας, όσο και της γενικότερης στρατηγικής των προηγμένων χωρών για οικονομική «απομόνωση». Οι περιορισμοί στη κίνηση κεφαλαίων ήταν πολλοί και ο ρόλος του κράτους καθοριστικός στην πορεία των χρηματαγορών της κάθε χώρας. Έτσι, οι λιγοστές έρευνες σχετικά με τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων που διεξάγονταν εκείνη την εποχή, έβρισκαν αμυδρές σχέσεις μεταξύ των χρηματαγορών (Grubel and Fadner 1971)¹.

Όμως, τα τελευταία χρόνια και ειδικά κατά την διάρκεια της δεκαετίας του '90, ριζικές αλλαγές έχουν σημειωθεί στον διεθνή χρηματοοικονομικό χώρο που μεταβάλλουν σημαντικά τη μορφολογία του. Χαρακτηριστικά αναφέρουμε την μείωση του ρόλου του κράτους σε όλες τις εκφάνσεις του χρηματοοικονομικού χώρου, τη σταδιακή κατάργηση των περιορισμών στη κίνηση κεφαλαίων, την γενικότερη ανάπτυξη των αγορών χρήματος και κεφαλαίου, την τεχνολογική επανάσταση καθώς και την ανάπτυξη της θεσμικής διαχείρισης. Όλες αυτές οι εξελίξεις είχαν σαν αποτέλεσμα να αυξηθούν σημαντικά οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων. Η χρηματιστηριακή κρίση της Wall Street τον Οκτώβριο του 1987 επηρέασε έντονα τον υπόλοιπο κόσμο. Το ίδιο συνέβη και με τις κρίσεις σε Ασία, Ρωσία και Βραζιλία πριν λίγα χρόνια. Έτσι, έγινε έντονο το ενδιαφέρον των ερευνητών για τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών αγορών. Οι έρευνες αποδεικνύουν μια ολοένα αυξανόμενη αλληλεπίδραση μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων. Οι λόγοι που δημιουργούν αυτές τις σχέσεις μεταξύ των χρηματαγορών είναι πολλοί. Παρακάτω αναφέρουμε τους πιο σημαντικούς :

- Η τεχνολογική εξέλιξη και η ευρεία χρήση των ηλεκτρονικών υπολογιστών βελτίωσε σημαντικά την ροή πληροφοριών ανά τον κόσμο. Έτσι, η παρακολούθηση των διεθνών εξελίξεων είναι πιο εύκολη και αυτό επέτρεψε στους επενδυτές να δραστηριοποιούνται σε διεθνές επίπεδο. Επίσης, η τεχνολογική εξέλιξη βοήθησε στο να γίνονται οι διεθνείς συναλλαγές πιο εύκολα, πιο γρήγορα και με πολύ λιγότερο κόστος. Τέλος, η διεθνής διακίνηση αγαθών

¹ Grubel, H.G., Fadner, K., 1971 The interdependence of international equity markets. J.Finance 26, 89-94

- γίνεται πλέον πιο εύκολα, με αποτέλεσμα τα τελευταία χρόνια να έχουν αυξηθεί σημαντικά οι εμπορικές συναλλαγές μεταξύ των χωρών. Σε αυτό βοήθησε και η αλλαγή της πολιτικής πολλών χωρών προς μια πιο «ανοικτή» οικονομία.
- Από τις αρχές της δεκαετίας του '80 και μετά, οι περισσότερες χώρες, και ειδικά οι αναπτυσσόμενες, έχουν κάνει εντυπωσιακά βήματα προς την κατάργηση των περιορισμών στη κίνηση κεφαλαίων, αγαθών και υπηρεσιών. Για παράδειγμα, η Γερμανία επέτρεψε σε επενδυτές εκτός της Γερμανίας να αγοράζουν γερμανικά χρεόγραφα το 1980. Αυτό είχε σαν αποτέλεσμα, την περίοδο 1980-83 να διπλασιαστούν, σε σχέση με τη περίοδο 1976-79, οι εισροές κεφαλαίων στη Γερμανία. Ανάλογες αλλαγές συνέβησαν στη Μ. Βρετανία (1979), την Ελβετία (1979), τη Γαλλία (1985), την Ιταλία (1985) κτλ¹. Έτσι, πολλοί επενδυτές, και ειδικά θεσμικοί επενδυτές, άρχισαν να δραστηριοποιούνται σε διεθνές επίπεδο, αναζητώντας καλύτερες αποδόσεις, αλλά και για λόγους διασποράς του κινδύνου. Με αυτό το τρόπο δημιουργήθηκαν ομάδες «κοινών» επενδυτών μεταξύ δύο χρηματιστηρίων, γεγονός που αυξάνει τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ αυτών των αγορών. Το φαινόμενο των «κοινών» επενδυτών είναι πιο έντονο στη περίπτωση που έχουμε χώρες που είναι γεωγραφικά κοντά η μία στην άλλη. Επιπλέον, η απελευθέρωση της κίνησης κεφαλαίων επιτρέπει στους επενδυτές να δραστηριοποιούνται διεθνώς, ψάχνοντας ευκαιρίες «arbitrage». Τέλος, πολλές εταιρείες άρχισαν να επεκτείνονται σε παγκόσμιο επίπεδο, δημιουργώντας τις πολυεθνικές εταιρείες.
 - Στις αρχές του 20ου αιώνα, η Μ. Βρετανία ήταν η κυρίαρχη οικονομική δύναμη. Οι αποφάσεις της "Bank of England" επηρέαζαν τις οικονομικές εξελίξεις σε όλο τον κόσμο. Μετά το δεύτερο Παγκόσμιο Πόλεμο, η κυρίαρχη οικονομική δύναμη είναι πλέον οι Η.Π.Α. Το αμερικανικό δολάριο κυριαρχεί στις διεθνείς συναλλαγές. Έτσι, οι εξελίξεις στην αμερικανική οικονομία επηρεάζουν όλο τον κόσμο. Αυτό επαληθεύεται από πολλές έρευνες που δείχνουν έντονη εξάρτηση πολλών χρηματιστηρίων από την πορεία του αμερικάνικου.
 - Η ύπαρξη μετοχών της ίδιας εταιρείας σε δύο ή περισσότερα χρηματιστήρια είναι πλέον ένα σύνηθες φαινόμενο. Όταν μια μετοχή διαπραγματεύεται σε δύο χώρες, έντονες κινήσεις της αγοράς σε μία χώρα μπορούν να επηρεάσουν και την άλλη χώρα μέσω αυτής της μετοχής. Βέβαια, η επίδραση είναι πιο έντονη αν έχουμε περισσότερες από μία κοινές μετοχές. Παράδειγμα αποτελεί η μελέτη των Gjerd

¹ Για περισσότερες λεπτομέρειες : P.Chelley-Steeley, J.Steeley, E.Pentecost, 1998, *Exchange controls and European stock market integration*. Applied Economics 30, 263-267

- and Sættem (1995)¹ που δείχνει ότι το ελβετικό χρηματιστήριο επηρεάζεται από τα περισσότερα ευρωπαϊκά χρηματιστήρια λόγω της ύπαρξης «κοινών» μετοχών.
- Ο συντονισμός της οικονομικής πολιτικής των χωρών της Ε.Ε., προκειμένου να επιτευχθεί η οικονομική και νομισματική ενοποίηση, άλλαξε δραστικά το οικονομικό περιβάλλον στην Ευρώπη. Οι κυβερνήσεις των χωρών της Ε.Ε. έχουν θέσει κοινούς στόχους (π.χ. πτώση του πληθωρισμού, σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες), η επίτευξη των οποίων απαιτεί το συντονισμό της νομισματικής πολιτικής τους. Έτσι, οι όποιες εξελίξεις σε κάποιο μέλος της Ε.Ε. είναι λογικό να επηρεάζουν σε σημαντικό βαθμό τα υπόλοιπα κράτη. Επίσης, παλιότερες μελέτες έδειξαν την εξάρτηση των αποδόσεων των χρηματιστηρίων από τους μακροοικονομικούς δείκτες. Έτσι, η κοινή πορεία των μακροοικονομικών δεικτών των χωρών-μελών της Ε.Ε., έχει σαν αποτέλεσμα την κοινή, ως ένα βαθμό, πορεία των χρηματιστηρίων τους. Αυτό επιβεβαιώνεται και από πολλές μελέτες που βρήκαν ότι τα τελευταία χρόνια έχουν αυξηθεί οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των ευρωπαϊκών αγορών και έχει μειωθεί η επίδραση που παραδοσιακά είχε το αμερικανικό χρηματιστήριο στην Ευρώπη.
 - Υπάρχουν ορισμένοι παράγοντες που επηρεάζουν γενικότερα τη παγκόσμια οικονομία. Για παράδειγμα, μια πετρελαϊκή κρίση έχει αρνητική επίδραση στο σύνολο των βιομηχανικών χωρών που δεν παράγουν πετρέλαιο (σε άλλες η επίδραση είναι μεγαλύτερη και σε άλλες μικρότερη). Επίσης, η κήρυξη κάποιου πολέμου επηρεάζει όχι μόνο τις εμπλεκώμενες χώρες, αλλά όλο τον κόσμο.
 - Χώρες οι οποίες είναι γεωγραφικά κοντά ή μια στην άλλη παρουσιάζουν έντονες αλληλεπιδράσεις, αφού συνήθως υπάρχει έντονη εμπορική και οικονομική σχέση μεταξύ τους. Επίσης, συχνά ορισμένες χώρες εξαρτώνται πολιτικά από κάποιες άλλες «μεγαλύτερες» χώρες, με αποτέλεσμα να επηρεάζονται σημαντικά από τις εξελίξεις στην «μεγάλη» χώρα. Επιπλέον, η αλληλεξάρτηση δύο χωρών μπορεί να οφείλεται σε λιγότερο εμφανείς λόγους. Για παράδειγμα, η αύξηση των αμυντικών δαπανών από την μία χώρα, μπορεί να οδηγήσει σε ανάλογη απόφαση την άλλη χώρα, ειδικά αν υπάρχουν εχθρικές σχέσεις μεταξύ τους. Επίσης, τυχόν πολιτική κρίση στη μία χώρα μπορεί να δημιουργήσει ανησυχίες στη γειτονική χώρα, με ανάλογο αντίκτυπο στις χρηματιστηριακές αγορές. Τέλος, κάποια φυσικά φαινόμενα (π.χ. σεισμοί) μπορούν να επηρεάσουν σε ορισμένο βαθμό τις οικονομικές εξελίξεις.

¹ Gjerde, O., Sættem, F., 1995 Linkages among European and world stock markets. European journal of Finance 1, 165-179

- Η ψυχολογία των επενδυτών είναι ένας παράγοντας που πάντα παίζει καθοριστικό ρόλο στη πορεία ενός χρηματιστηρίου. Μια έντονη πτώση σε ένα χρηματιστήριο μπορεί να οδηγήσει σε πτώση κάποιο άλλο χρηματιστήριο καθαρά από ψυχολογικούς λόγους (ενώ δεν συντρέχουν κάποιοι οικονομικοί λόγοι που να προκαλούν την πτώση). Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η πρόσφατη κρίση στην αμερικανική αγορά (Απρίλιος 2000), η οποία οδήγησε σε μεγάλη πτώση το ελληνικό χρηματιστήριο, παρά το γεγονός ότι εκείνη τη περίοδο υπήρχαν πολύ καλά νέα για την ελληνική οικονομία (π.χ. η είσοδος της Ελλάδας στην Ο.Ν.Ε.).

Παρόλα αυτά, οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων δεν είναι τόσο έντονες όσο θα περίμενε κανείς. Ο Roll σε έρευνα του (1992)¹ καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματαγορών είναι μικρές εξαιτίας (i) των διαφορών στη σύνθεση των χρηματιστηριακών δεικτών, κυρίως σε ότι αφορά την διασπορά τους, (ii) των διαφορών στη χάραξη της νομισματικής πολιτικής από τις κυβερνήσεις, και (iii) στις διαφορές που έχουν οι χώρες στη δομή της βιομηχανίας.

¹ Roll, R., 1992 Industrial structure and the comparative behaviour of international stock market indices. *Journal of Finance* 47, 3-41

3. Παλιότερες μελέτες

Κατά το παρελθόν, πολλοί ήταν οι ερευνητές που μελέτησαν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών αγορών. Οι τρόποι με τους οποίους προσπάθησαν να προσεγγίσουν το θέμα ήταν πολλοί και διάφοροι. Μερικοί προτίμησαν να χρησιμοποιήσουν ημερήσιες τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών, ενώ άλλοι επέλεξαν μηνιαίες προκειμένου να εντοπίσουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των αγορών. Ορισμένοι ερευνητές αρκέστηκαν στην εκτίμηση ενός VAR μοντέλου (ή ενός VAR-EGARCH μοντέλου για να εντοπίσουν τυχόν ασυμμετρία στη μετάδοση της μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών), σε αντίθεση με άλλους που ερεύνησαν την ύπαρξη μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας των χρηματιστηρίων, κάνοντας ανάλυση cointegration. Στη συνέχεια γίνεται μια σύντομη αναφορά σε ορισμένες από τις προηγούμενες μελέτες σχετικά με τις αλληλεπιδράσεις των διεθνών αγορών.

Οι S.Janakiramanan and A.S.Lamba σε έρευνα τους το 1998¹ εξέτασαν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των σημαντικότερων χρηματιστηρίων του Ειρηνικού. Πιο συγκεκριμένα εξέτασαν τα χρηματιστήρια της Αυστραλίας, του Χονγκ-Κονγκ, της Ινδονησίας, της Ιαπωνίας, της Μαλαισίας, της Ν. Ζηλανδίας, της Σιγκαπούρης, της Ταϊλάνδης και των Η.Π.Α. Χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές των δεικτών για την περίοδο 1988-96. Επέλεξαν ένα μοντέλο VAR. Βρήκαν ότι η αμερικανική αγορά επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες, εκτός από την Ινδονησία. Αντίθετα, οι Η.Π.Α. δεν επηρεάζονται από τις άλλες αγορές. Επίσης, εντοπίστηκαν επιδράσεις μεταξύ χωρών με έντονες οικονομικές και εμπορικές σχέσεις. Παρατήρησαν επίσης ότι οι Η.Π.Α. ασκούν πιο έντονη επίδραση στις αγορές που ανοίγουν νωρίτερα από τις άλλες. Στην συνέχεια, επανεκτιμώντας το VAR μοντέλο χωρίς τις Η.Π.Α. δεν βρέθηκε κάποια κυρίαρχη αγορά που να επηρεάζει όλες τις υπόλοιπες. Τέλος, επανεκτιμώντας το μοντέλο για δύο υποπεριόδους (1888-91 και 1992-96) δεν βρέθηκαν στοιχεία που να αποδεικνύουν μια σημαντική μεταβολή στις αλληλεπιδράσεις. Ο κυρίαρχος ρόλος της αμερικανικής αγοράς επιβεβαιώνεται και από τη μελέτη των R. Gerrits και A. Yuce (1999)², οι οποίοι βρήκαν έντονες επιδράσεις του χρηματιστηρίου των Η.Π.Α. στις ευρωπαϊκές αγορές (Γερμανία, Ολλανδία και Μ. Βρετανία) για τη περίοδο 1/3/1990-5/10/1994.

¹ S.Janakiramanan, A.Lamba 1998 An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets. Journal of International Financial Institutions and Money 8, 155-173

² R.Gerrits, A.Yuce, 1999, Short- and long-term links among European and US stock markets. Applied Financial Economics 9, 1-9

Οι J.Knif and S.Pynnonen σε μελέτη τους το 1999¹ εξετάζουν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ 11 χρηματιστηρίων (των 7 μεγάλων αγορών των Η.Π.Α., Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Μ. Βρετανία, Γαλλία, Ελβετία, Γερμανία και των 4 σκανδιναβικών αγορών της Σουηδίας, της Νορβηγίας, της Φιλανδίας και της Δανίας). Σκοπός τους ήταν να μελετήσουν τις σχέσεις μεταξύ των 11 χρηματιστηρίων λαμβάνοντας υπόψη τις διαφορές στις ώρες συναλλαγής ορισμένων χρηματιστηρίων. Χρησιμοποίησαν ημερήσιες "close-to-close" αποδόσεις των 11 δεικτών για την περίοδο 28/8/93-8/8/96. Επέλεξαν ένα VAR μοντέλο. Μεταξύ άλλων βρέθηκαν τα ακόλουθα: (i) Οι ασιατικές αγορές επηρεάζουν τις ευρωπαϊκές αλλά όχι την αμερικάνικη, (ii) Γαλλία, Μ Βρετανία και Σουηδία επιδρούν στις Η.Π.Α. (iii) Οι Η.Π.Α. επηρεάζουν τις ασιατικές αγορές καθώς και τις ευρωπαϊκές (την επόμενη ημέρα), (iv) Γαλλία και Γερμανία επηρεάζουν Μ. Βρετανία και Ελβετία. Επίσης, μεταξύ Γαλλίας και Γερμανίας υπάρχει αλληλεπίδραση με καθυστέρηση μιας ημέρας, (v) Έντονες μεταβολές στις Η.Π.Α. επηρεάζουν όλες τις υπόλοιπες αγορές και τέλος έντονες μεταβολές στη Μ. Βρετανία επιδρούν σε Γαλλία, Γερμανία και Χονγκ-Κονγκ.

Μία επίσης πολύ ενδιαφέρουσα μελέτη είναι αυτή που πραγματοποιήθηκε από τους G.Koutmos and G.Booth (1995)² σχετικά με τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των τριών μεγάλων χρηματιστηρίων της Ν. Υόρκης, του Τόκιο και του Λονδίνου. Σκοπός της έρευνας τους ήταν να βρουν τις σχέσεις μεταξύ των τριών αγορών, τόσο σε επίπεδο αποδόσεων, όσο και σε επίπεδο μεταβλητότητας. Επίσης, αντικείμενο της μελέτης τους ήταν και η κρίση του Οκτωβρίου του 1987. Με αλλά λόγια ήθελαν να δουν αν η συγκεκριμένη κρίση άλλαξε κάτι στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων. Χρησιμοποίησαν "open-to-close" αποδόσεις των δεικτών S&P500 (Η.Π.Α.), FTSE-100 (Μ Βρετανία) και Nikkei225 (Ιαπωνία) για την περίοδο 3/9/86-1/12/93. Επέλεξαν ένα πολυμεταβλητό EGARCH μοντέλο για να μπορούν να εντοπίσουν την ύπαρξη ασυμμετρίας στη μετάδοση της μεταβλητότητας. Τα σημαντικότερα αποτελέσματα της μελέτης αυτής ήταν : (i) Οι αποδόσεις στις Η.Π.Α. επηρεάζουν τις αποδόσεις σε Ιαπωνία και Μ Βρετανία. Επίσης, οι αποδόσεις στην Ιαπωνία επηρεάζουν το Λονδίνο. (ii) Οι μεταβλητότητες και των 3 αγορών εξαρτώνται από την πορεία των άλλων δύο αγορών, καθώς και από την δική τους συμπεριφορά της προηγούμενης ημέρας. Βρέθηκε ασυμμετρία σε όλες τις περιπτώσεις. (iii) Πριν από την κρίση του Οκτωβρίου του 1987 οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των τριών

¹ J.Knif, S.Pynnonen, 1999 - Local and global price memory of international stock markets. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 9, 129-147

² G.Koutmos, G. Booth, 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets. Journal of International Money and Finance 14, 747-762

χρηματιστηρίων ήταν αμυδρές. Μετά την κρίση όμως, οι αλληλεπιδράσεις έγιναν πολύ πιο έντονες.

Η κρίση του 1987 υπήρξε αντικείμενο μελέτης και από τους Β. Arshanapalli και J. Doukas (1992)¹, οι οποίοι ερεύνησαν την ύπαρξη σχέσεων cointegration μεταξύ των χρηματιστηρίων των Η.Π.Α., της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Μ. Βρετανίας και της Ιαπωνίας, πριν και μετά την κρίση του 1987. Χρησιμοποίησαν δεδομένα για τη περίοδο 1/1980-5/1990. Σύμφωνα με τη μελέτη τους, οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών αυξήθηκαν σημαντικά μετά τη κρίση και οι Η.Π.Α. είχαν έντονη επίδραση στις ευρωπαϊκές αγορές.

Εφαρμόζοντας τεστ για Granger causality και cointegration, οι Kwan, Sim και Cotsomitis (1995)² μελέτησαν τη περίοδο 1982-1991 και ανακάλυψαν πολλές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων των Η.Π.Α., Μ. Βρετανίας, Ιαπωνίας, Γερμανίας, Αυστραλίας, Ταϊβάν, Ν. Κορέας, Σιγκαπούρης και Χονγκ-Κονγκ.

Οι G.A.Karolyi and R.M.Stulz (1995)³ μελέτησαν τους παράγοντες που επηρεάζουν τις συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των αμερικάνικων και ιαπωνικών μετοχών. Στη μελέτη τους χρησιμοποίησαν ADRs (ιαπωνικές μετοχές που διαπραγματεύονται στη Ν. Υόρκη). Χρησιμοποίησαν στοιχεία από την περίοδο 31/5/88-29/5/92. Βασικό συμπέρασμα από αυτή την μελέτη είναι ότι οι μακροοικονομικές ανακοινώσεις των Η.Π.Α. καθώς και οι μεταβολές στην ισοτιμία \$/γεν ή στις αποδόσεις των T-bills, δεν επηρεάζουν τις συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των αμερικάνικων και των ιαπωνικών μετοχών. Αντίθετα, οι αποδόσεις των S&P500 και Nikkei συνδέονται θετικά με τις συσχετίσεις. Τέλος, οι συσχετίσεις παρατηρήθηκε ότι αλλάζουν μέσα στο χρόνο.

Οι A.Christofi and A.Pericli (1999)⁴ εξέτασαν τις βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των 5 κυριότερων χρηματιστηρίων της Λατινικής Αμερικής (Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία και Μεξικό). Χρησιμοποίησαν ένα VAR-EGARCH μοντέλο και μελέτησαν την περίοδο 25/5/92-16/5/97. Βρέθηκε ότι οι αποδόσεις του Μεξικό επηρεάζουν τις αποδόσεις όλων των υπολοίπων χωρών. Επίσης, οι χώρες της Λ. Αμερικής παρουσιάζουν μεγαλύτερη ευαισθησία σε εξελίξεις που προέρχονται από την περιοχή τους, ειδικά στην περίπτωση άσχημων εξελίξεων (υπάρχει δηλαδή ασυμμετρία στη μετάδοση της μεταβλητότητας).

¹ B.Arshanapalli, J.Doukas, 1993 International stock market linkages: Evidence from the pre- and post-October 1987 period. Journal of Banking and Finance 17, 193-208

² Andy C.C.Kwan, Ah-Boon Sim, J.Cotsomitis, 1995, The causal relationships between equity indices on world exchanges. Applied Economics 27, 33-37

³ G.A.Karolyi, R.M.Stulz 1995, Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements using ADRs.

⁴ A.Christofi, A.Pericli, 1999, Correlation in price changes and volatility of major Latin American stock markets. Journal of Multinational Financial Management 9, 79-93

Υπάρχουν πολλές άλλες μελέτες σχετικά με τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών αγορών. Για παράδειγμα, οι G.Booth, T.Martikainen and Y.Tse (1997)¹ μελέτησαν τα 4 χρηματιστήρια της Σκανδιναβίας (Σουηδία, Νορβηγία, Φιλανδία και Δανία) με ένα VAR-EGARCH μοντέλο και βρήκαν αλληλεπιδράσεις σε ότι αφορά τόσο τις αποδόσεις, όσο και την μεταβλητότητα (παρατηρήθηκε επίσης ασυμμετρία στη μετάδοση της μεταβλητότητας). Επίσης, ο J. Hassler (1995)² σε μελέτη του έφτασε στο συμπέρασμα ότι η επίδραση των διεθνών εξελίξεων στην χρηματιστηριακή αγορά της Σουηδίας, γίνεται ολοένα μεγαλύτερη κατά τη διάρκεια των ετών 1970-1995. Η επιρροή στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών αγορών από τη σταδιακή κατάργηση των περιορισμών στη κίνηση των κεφαλαίων, μελετήθηκε από τους P. Chelley-Steeley, J. Steeley και E. Pentecost (1998)³. Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαίες τιμές για τα χρηματιστήρια των Η.Π.Α., Γαλλία, Ελβετία, Γερμανία, Ιαπωνία, Καναδά και Μ. Βρετανία για τη περίοδο 1967-1991. Όπως ήταν αναμενόμενο, βρέθηκε ότι η κατάργηση των περιορισμών κίνησης των κεφαλαίων οδήγησε σε αύξηση των επιδράσεων μεταξύ των αγορών. Ακόμα, οι Cheung και Lai (1999)⁴ μελέτησαν τις σχέσεις μεταξύ των αγορών της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Ιταλίας για τη περίοδο 1979-1992. Συμπέραναν ότι υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών και ότι οι μακροοικονομικές εξελίξεις επιδρούν αρκετά σε αυτές τις αλληλεπιδράσεις. Τέλος, οι P.Kofman and M.Martens (1997)⁵ μελέτησαν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των προθεσμιακών αγορών (futures) της Ν. Υόρκης και του Λονδίνου κατά την διάρκεια των κοινών ωρών συναλλαγής. Βρήκαν ότι τις μεταβολές των τιμών στις Η.Π.Α., ειδικά στις πτώσεις, ακολουθούν παρόμοιες μεταβολές στο Λονδίνο με καθυστέρηση ενός λεπτού.

Σε γενικές γραμμές μπορούμε να πούμε ότι οι περισσότερες μελέτες που έχουν γίνει στο παρελθόν βρήκαν σημαντικές αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών, αλληλεπιδράσεις που γίνονται συνεχώς πιο έντονες. Επίσης, όλες σχεδόν οι έρευνες επαληθεύουν τον κυρίαρχο ρόλο που παίζει η αγορά των Η.Π.Α. στη παγκόσμια οικονομία. Τέλος, κοινό συμπέρασμα όλων των μελετών ήταν ότι οι αρνητικές εξελίξεις σε μια χώρα έχουν πιο έντονη επίδραση στον υπόλοιπο κόσμο από την επίδραση που έχουν οι θετικές εξελίξεις.

¹ G.G.Booth, T.Martikainen, Y.Tse, 1997 Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. Journal of Banking & Finance, 811-823

² J.Hassler, 1995, Regime shifts and volatility spillovers on international stock markets.

³ P.Chelley-Steeley, J.Steeley, E.Pentecost, 1998, Exchange controls and European stock market integration. Applied Economics 30, 263-267

⁴ Y.Cheung, K.Lai, 1999, Macroeconomic determinants of the long-term stock market comovements among major EMS countries. Applied Financial Economics 9, 73-85

⁵ P.Kofman, M.Martens, 1997 Interaction between stock markets:an analysis of the common trading hours at the London and New York stock exchange. Journal of International Money and Finance, Vol 16, No 3, 387-414

4. Το μέλλον των διεθνών χρηματιστηρίων

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, σημαντικές αλλαγές έχουν συμβεί τα τελευταία χρόνια στον χρηματοοικονομικό χώρο. Οι τηλεπικοινωνίες βελτιώνονται συνεχώς και το κόστος συναλλαγών μειώνεται, ενώ ταυτόχρονα οι περιορισμοί στη κίνηση κεφαλαίων, υπηρεσιών και αγαθών καταργούνται σταδιακά. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα την αναμόρφωση των διεθνών χρηματιστηρίων. Ένα-ένα τα χρηματιστήρια σε όλο το κόσμο αλλάζουν την οργάνωση τους και χρησιμοποιούν τη νέα τεχνολογία για τη λειτουργία τους. Έτσι, πολλοί είναι αυτοί που πιστεύουν ότι σε λίγα χρόνια δεν θα χρειάζεται η κάθε χώρα να έχει το δικό της χρηματιστήριο. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελούν οι Η.Π.Α. Κάποτε, κάθε «εμπορική πόλη» των Η.Π.Α. είχε το δικό της χρηματιστήριο, όπου διαπραγματεύονταν οι μετοχές των εταιρειών της περιοχής, καθώς και οι μετοχές κάποιων εταιρειών μεγαλύτερου μεγέθους. Η πρόοδος της τεχνολογίας, η βελτίωση των τηλεπικοινωνιών και η σταδιακή αλλαγή στο νομοθετικό πλαίσιο, οδήγησαν την πλειοψηφία των χρηματιστηρίων στο κλείσιμο. Επιβίωσαν μόνο κάποιες μεγάλες αγορές που κατάφεραν να συγκεντρώσουν ένα μεγάλο όγκο συναλλαγών (που είναι απαραίτητος για τη σωστή λειτουργία της αγοράς). Η ίδια τάση υπάρχει σήμερα σε παγκόσμιο επίπεδο. Στην Ευρώπη γίνονται ήδη βήματα για την ενοποίηση των χρηματιστηριακών αγορών. Περιφερειακές χρηματιστηριακές αγορές έχουν κλείσει σε Μ. Βρετανία, Γερμανία, Ιταλία και Ελβετία. Η Δανία, η Φιλανδία, η Ισλανδία, η Νορβηγία και η Σουηδία έχουν σχηματίσει την «Nordic Securities Market» και γίνονται συζητήσεις για περαιτέρω ενοποίηση των συναλλαγών σε αυτές τις χώρες. Αλλαγές αναμένονται και σε άλλες χώρες, όπως στην Ινδία που έχει σε λειτουργία περισσότερα από 20 χρηματιστήρια. Η μελλοντική χρήση της νέας τεχνολογίας σε αυτές τις αγορές, θα οδηγήσει σε δραστική μείωση του αριθμού τους.

Ένα αρχικό βήμα προς την ενοποίηση των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών είναι ο συνεχώς αυξανόμενος αριθμός μετοχών που διαπραγματεύονται σε περισσότερες από μία αγορές. Η αγορά της Νέας Υόρκης για παράδειγμα, έχει προσελκύσει τα τελευταία χρόνια (λόγω της μεγάλης ρευστότητας της) πολλές μετοχές εταιρειών που διαπραγματεύονται και σε άλλες αγορές. Αυτές οι μετοχές αποτελούσαν στις αρχές του 1998 το 10% περίπου του συνόλου των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

Γενικά μπορούμε να πούμε ότι οι εξελίξεις στον χρηματοοικονομικό χώρο οδηγούν σε ενοποιήσεις των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών και αναμένεται ότι οι αγορές με την μεγαλύτερη ρευστότητα θα κυριαρχήσουν. Μοναδικό εμπόδιο αποτελούν οι πολιτισμικές διαφορές (π.χ. γλώσσα, χρονική ζώνη κ.α.). Επίσης, οι

ενέργειες των ρυθμιστικών αρχών σε ότι αφορά τη νομοθεσία, θα παίξουν σημαντικό ρόλο στις μελλοντικές εξελίξεις στον διεθνή χρηματοοικονομικό χώρο.

5. Σύντομη περιγραφή της μελέτης

Στην συγκεκριμένη μελέτη θα εξεταστούν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ 10 διεθνών χρηματιστηρίων, τα οποία χωρίζονται σε 3 ομάδες. Στη πρώτη ομάδα ανήκει το χρηματιστήριο των Η.Π.Α., το οποίο έχει σύμφωνα με παλιότερες έρευνες κυρίαρχο ρόλο στη παγκόσμια αγορά. Στη δεύτερη ομάδα ανήκουν τα 5 μεγάλα ευρωπαϊκά χρηματιστήρια της Μ. Βρετανίας, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ολλανδίας και της Ελβετίας. Τέλος, στην τρίτη ομάδα ανήκουν τα αναπτυσσόμενα χρηματιστήρια της Μεσογείου (Ελλάδας, Πορτογαλίας, Ισπανίας και Ιταλίας).

Θα χρησιμοποιηθεί ένα Vector Autoregression (VAR) μοντέλο για να εξεταστούν οι σχέσεις μεταξύ των 10 αγορών. Βασικό στοιχείο στη μελέτη αποτελεί ο έλεγχος ύπαρξης cointegration μεταξύ των σειρών. Η έρευνα θα βασιστεί στη μεθοδολογία του Johansen. Πρέπει να τονιστεί ότι σημαντική διαφοροποίηση αυτής της εργασίας από τις παλιότερες μελέτες είναι η χρήση μιας νέας μεθοδολογίας για την αντιμετώπιση προβλημάτων αστάθειας που μπορεί να έχει ένα μοντέλο. Πολλές προγενέστερες έρευνες δεν προχωρούσαν καθόλου στον έλεγχο σταθερότητας των μοντέλων που χρησιμοποιούσαν. Η χρήση όμως ενός μη σταθερού μοντέλου κάνει όλα τα αποτελέσματα αναξιόπιστα. Για αυτό, ο πρώτος έλεγχος που πρέπει να γίνεται σε κάθε μελέτη είναι ο έλεγχος της σταθερότητας του μοντέλου. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται προκειμένου να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα της αστάθειας του μοντέλου περιγράφεται σε επόμενη ενότητα.

Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης θα φανούν πολύ χρήσιμα για τους επενδυτές. Σε περίπτωση που υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων, το όφελος από τη δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου με διασπορά στις διεθνείς αγορές, παύει να είναι μεγάλο. Έτσι, οι επενδυτές που δραστηριοποιούνται σε διεθνές επίπεδο πρέπει να γνωρίζουν την «φύση» των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των αγορών, προκειμένου να επιλέξουν το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο. Η χρήση των απλών συντελεστών συσχέτισης για την επιλογή του χαρτοφυλακίου τους (σε ότι αφορά τον κίνδυνο του), καθώς και για τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου, μπορεί να τους οδηγήσει σε λανθασμένα αποτελέσματα. Αντίθετα, η έρευνα αυτή θα τους δώσει περισσότερες πληροφορίες για τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων, κάτι που θα τους βοηθήσει σημαντικά στη χάραξη της κατάλληλης στρατηγικής.

Το υπόλοιπο της μελέτης αποτελείται από τα εξής μέρη : Στη ενότητα 6 γίνεται μία σύντομη παράθεση κάποιων στοιχείων περιγραφικής στατιστικής σε ότι αφορά τα δεδομένα. Στη συνέχεια περιγράφονται οι έλεγχοι για τη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές που εξετάζονται. Στην ενότητα 8 εκτιμάται το VAR μοντέλο και αγνοώντας τα όποια προβλήματα αστάθειας του μοντέλου, χρησιμοποιείται η μεθοδολογία του Johansen για cointegration, προκειμένου να εξεταστούν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων. Ακολούθως, στην ενότητα 9 περιγράφεται και εφαρμόζεται η μεθοδολογία για την αντιμετώπιση του προβλήματος της αστάθειας. Τέλος, γίνεται μία σύνοψη και σύγκριση των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τα εκτιμημένα μοντέλα.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

6. Περιγραφή των δεδομένων

Στη μελέτη εξετάζονται οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων 10 χωρών. Οι χώρες αυτές είναι : Η.Π.Α., Μ. Βρετανία, Γερμανία, Ολλανδία, Ελβετία, Ιταλία, Γαλλία, Ισπανία, Πορτογαλία και Ελλάδα. Η μελέτη γίνεται για τη περίοδο 1/3/1986-1/4/2000¹. Στο πίνακα 1 δίνονται αναλυτικά οι δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν για κάθε χώρα.

Πίνακας 1 : Χρηματιστηριακοί δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν για κάθε χώρα

ΧΩΡΑ	ΔΕΙΚΤΗΣ
Η. Π. Α.	S&P500 COMPOSITE
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	FTSE ALL SHARE
ΕΛΒΕΤΙΑ	CREDIT SUISSE GENERAL
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	CBS ALL SHARE GENERAL
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	DAX 30
ΙΤΑΛΙΑ	MILAN COMIT GENERAL
ΓΑΛΛΙΑ	DATASTREAM TOTAL MARKET INDEX
ΙΣΠΑΝΙΑ	MADRID SE GENERAL
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	BANCO TOTTA ACORES
ΕΛΛΑΔΑ	GENERAL INDEX OF A.S.E.

Για κάθε αγορά υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις των δεικτών ως εξής:

$R_{i,t} = \ln(P_{i,t} / P_{i,t-1})$, όπου $P_{i,t}$ είναι η τιμή του δείκτη την χρονική στιγμή t για την i χώρα ($i=1,2,\dots,10$ για κάθε μια από τις 10 χώρες).

Οι πίνακες 2α, 2β περιέχουν κάποια περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις μηνιαίες αποδόσεις των 10 χωρών για την περίοδο μελέτης².

Πίνακας 2α : Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τη περίοδο 1/3/1986-1/4/2000

	DLUSA ³	DLUK	DLGER	DLHOL	DLFRA
Mean	0.011209	0.008438	0.010177	0.011099	0.011555
Median	0.016133	0.013659	0.015738	0.014332	0.020129
Maximum	0.132390	0.125225	0.158351	0.110359	0.175668
Minimum	-0.246838	-0.327109	-0.266953	-0.293604	-0.241764
Std. Dev.	0.043301	0.051323	0.061292	0.051073	0.059590
Skewness	-1.374423	-1.737403	-0.891907	-1.444254	-0.494077
Kurtosis	9.978491	12.79584	5.273336	9.736826	4.761144
Jarque-Bera	396.1325	760.7302	58.79828	378.3368	28.71645
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000001
Observations	169	169	169	169	169

¹ Η συλλογή των δεδομένων πραγματοποιήθηκε από τη βάση δεδομένων Datastream.

² Ο υπολογισμός των στοιχείων περιγραφικής στατιστικής έγινε με τη βοήθεια του οικονομετρικού προγράμματος Enviews 3.0.

³ Οι ονομασίες των μεταβλητών επεξηγούνται στο παράρτημα Α.

Πίνακας 2β : Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τη περίοδο 1/3/1986-1/4/2000

	DLGRE	DLSUI	DLITA	DLSPAIN	DLPORT
Mean	0.025725	0.007469	0.007366	0.012324	0.012298
Median	0.014362	0.014109	-0.003514	0.013187	0.001425
Maximum	0.412276	0.209940	0.249359	0.202416	0.542481
Minimum	-0.409836	-0.262760	-0.169861	-0.270952	-0.315551
Std. Dev.	0.119898	0.059795	0.071998	0.069014	0.092581
Skewness	0.355813	-1.275696	0.369356	-0.537161	0.982084
Kurtosis	5.570347	8.144874	3.480036	4.931391	10.16485
Jarque-Bera	50.08804	232.2294	5.465240	34.39458	388.6506
Probability	0.000000	0.000000	0.065049	0.000000	0.000000
Observations	169	169	169	169	169

Όπως ήταν αναμενόμενο, η μέση μηνιαία απόδοση όλων των αγορών είναι θετική, ενώ τη μεγαλύτερη απόδοση παρουσιάζει η ελληνική αγορά (0,025725). Βέβαια, πρέπει να παρατηρήσουμε ότι η ελληνική αγορά παρουσιάζει και το μεγαλύτερο κίνδυνο, όπως φαίνεται από τη τυπική απόκλιση της (0,119898), που είναι σημαντικά μεγαλύτερη από αυτή των άλλων χωρών.

Επίσης, ο έλεγχος κανονικότητας των αποδόσεων (Jarque-Bera) απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση (H_0 = κανονικότητα), όπως ήταν αναμενόμενο από τα στοιχεία της συμμετρίας και της κύρτωσης των κατανομών που παρατηρούμε παραπάνω. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί η Ιταλία, όπου δεν απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικότητας για $\alpha=5\%$.

Στο πίνακα 3 δίνονται οι συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρηματιστηρίων για την περίοδο μελέτης.

Πίνακας 3 : Συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρηματιστηρίων για τη περίοδο 1/3/1986-1/4/2000.

	DLUSA	DLUK	DLGER	DLHOL	DLFRA	DLGRE	DLSUI	DLITA	DLSPAIN	DLPORT
DLUSA	1.000000	0.763802	0.579131	0.707587	0.608502	0.234329	0.666580	0.378020	0.575900	0.358204
DLUK		1.000000	0.611120	0.762878	0.636885	0.205417	0.676866	0.454767	0.635126	0.422421
DLGER			1.000000	0.792859	0.762536	0.218084	0.783075	0.614285	0.588999	0.345377
DLHOL				1.000000	0.742561	0.275492	0.771298	0.601160	0.680415	0.416152
DLFRA					1.000000	0.195755	0.724828	0.648078	0.674803	0.361013
DLGRE						1.000000	0.319745	0.211518	0.305916	0.430076
DLSUI							1.000000	0.587384	0.676685	0.497482
DLITA								1.000000	0.588159	0.343407
DLSPAIN									1.000000	0.482497
DLPORT										1.000000

Η μεγαλύτερη συσχέτιση παρουσιάζεται μεταξύ της Γερμανίας και της Ολλανδίας (0,792859), ενώ η μικρότερη συσχέτιση είναι αυτή μεταξύ Ελλάδας και Γαλλίας (0,195755). Γενικώς, παρατηρούνται έντονες συσχετίσεις μεταξύ των μεγάλων αγορών (Η. Π. Α., Μ. Βρετανία, Γερμανία, Ολλανδία, Γαλλία, Ελβετία), ενώ η ελληνική αγορά παρουσιάζει τις μικρότερες συσχετίσεις.

Γραφική απεικόνιση των χρονοσειρών παρατίθεται στο παράρτημα Β.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

7. Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές

Το πρώτο και καθοριστικό στάδιο σε κάθε οικονομετρική μελέτη αποτελεί ο έλεγχος στασιμότητας των σειρών που μελετώνται. Πιο συγκεκριμένα, αρχικά πραγματοποιήθηκαν τεστ Dickey-Fuller και ADF για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στους λογαρίθμους των τιμών των 10 χρηματιστηρίων.

Θα κάνουμε μία πολύ σύντομη περιγραφή του ελέγχου Dickey-Fuller στα πλαίσια ενός AR(1) μοντέλου. Έστω $Y_t = \rho * Y_{t-1} + u_t$, όπου $u_t \rightarrow \text{IID}(0, \sigma^2)$. Ο OLS εκτιμητής για τη παράμετρο ρ είναι ο ακόλουθος :

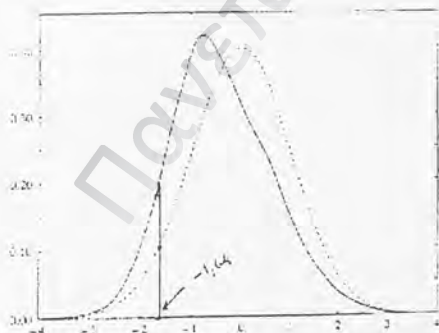
$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_t Y_{t-1}}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2}$$

Οι ιδιότητες του εκτιμητή και η κατανομή του εξαρτώνται από το αν η πραγματική τιμή του ρ είναι 1 ή μικρότερη. Πιο συγκεκριμένα, στην περίπτωση που η πραγματική τιμή του ρ ισούται με 1, δεν μπορεί να γίνει στατιστικός έλεγχος για τη τιμή του $\hat{\rho}$ με βάση τη κανονική κατανομή. Η μεθοδολογία που ακολούθησαν οι Dickey και Fuller είναι η ακόλουθη :

Για το αρχικό AR(1) προσπαθούν να ελέγξουν την υπόθεση $H_0: \rho=1$, με $H_1: \rho < 1$. Αρχικά, παίρνουν τον OLS εκτιμητή $\hat{\rho}$ και κατασκευάζουν το t-test για την H_0 .

$$t_{\hat{\rho}} = (\hat{\rho} - 1) / \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$$

Χρησιμοποιώντας προσομοίωση Monte Carlo σχημάτισαν την κατανομή του $t_{\hat{\rho}}$, που για τη συγκεκριμένη περίπτωση είναι η ακόλουθη :



Σχήμα 1

Όπως φαίνεται στο σχήμα 1, σε σχέση με τη κανονική κατανομή, η κατανομή Dickey-Fuller «γέρνει» προς τα αριστερά και άρα τα critical values για τους ελέγχους είναι μεγαλύτερα (σε απόλυτες τιμές). Με ανάλογο τρόπο, οι Dickey και Fuller εκτίμησαν τις κατανομές στη περίπτωση που το αρχικό AR μοντέλο περιέχει σταθερά ή και τάση.

Πρέπει να τονιστεί ότι ο έλεγχος Dickey-Fuller υποθέτει αρχικά ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα u_t . Ειδικά η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης δημιουργεί έντονα προβλήματα, με άμεση συνέπεια να μην δίνουν τα τεστ αξιόπιστα αποτελέσματα. Τέλος, παρά το γεγονός ότι το τεστ Dickey-Fuller χρησιμοποιείται ευρέως, η δύναμη του είναι σχετικά περιορισμένη

Στο πίνακα 4 που ακολουθεί παρατίθενται τα αποτελέσματα των τεστ ADF για κάθε χώρα. Η δεύτερη στήλη του πίνακα 4, αναφέρει το AR μοντέλο στα πλαίσια του οποίου έγινε ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα. Πρωταρχικό κριτήριο στην επιλογή του μοντέλου ήταν η μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Επίσης, η τελευταία στήλη περιέχει την critical value του κάθε τεστ.

Πίνακας 4 : Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t$). Περίοδος : 3/1986-4/2000.

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^α	-1.668701
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(2) ^α	-3.709274 (**)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(1) ^α	-1.561222
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^α	-1.549703
ΓΑΛΛΙΑ	AR(1) ^α	-1.318601
ΕΛΛΑΔΑ	AR(2) ^α	-2.473964
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(2) ^α	-1.807870
ΙΤΑΛΙΑ	AR(2) ^α	-0.989523
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(3) ^α	-1.276699
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	AR(1) ^β	-2.289976

α= Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β= Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ= Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=1\%$

Τα παραπάνω αποτελέσματα δείχνουν ότι σε όλες τις περιπτώσεις δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (ακόμα και αν χρησιμοποιηθεί $\alpha=10\%$), με μοναδική εξαίρεση τη Μ. Βρετανία. Όμως και σε αυτή τη περίπτωση, αν θεωρηθεί $\alpha=1\%$, δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση.

Πρέπει να τονιστεί ότι τα συμπεράσματα από τα τεστ ADF δεν ήταν ευαίσθητα σε τυχόν μεταβολές της τάξης του AR μοντέλου που χρησιμοποιήθηκε για να γίνει ο έλεγχος. Τέλος, η χρήση ή όχι σταθεράς και τάσης στον έλεγχο δεν επηρέαζε τα αποτελέσματα. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί πάλι η Μ. Βρετανία, που ανάλογα με τον ορισμό του τεστ ήταν στατιστικά σημαντική άλλοτε σε $\alpha=5\%$ και άλλοτε σε $\alpha=10\%$. Σε γενικές γραμμές μπορεί να θεωρηθεί ότι όλες οι σειρές έχουν τουλάχιστον μία μοναδιαία ρίζα.

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκαν ADF τεστ στις λογαριθμικές διαφορές των τιμών των 10 χρηματιστηρίων. Στο πίνακα 5 δίνονται συνοπτικά τα αποτελέσματα αυτών των τεστ.

Πίνακας 5: Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_{t-1} - \ln P_{t-2}$). Περίοδος : 3/1986-4/2000.

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^β	-13.23497 (***)
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(1) ^β	-12.28020 (***)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(1) ^β	-11.75709 (***)
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^β	-12.34117 (***)
ΓΑΛΛΙΑ	AR(2) ^β	-9.383427 (***)
ΕΛΛΑΔΑ	AR(1) ^β	-11.19753 (***)
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(2) ^γ	-10.93507 (***)
ΙΤΑΛΙΑ	AR(1) ^γ	-9.496903 (***)
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(2) ^β	-10.07253 (***)
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	AR(1) ^γ	-10.54205 (***)

α = Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β = Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ = Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 1\%$

Είναι φανερό ότι σε όλες τις περιπτώσεις μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (ακόμα και αν χρησιμοποιηθεί $\alpha=1\%$). Άρα, με μεγάλη σιγουριά καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όλες οι σειρές που μελετάμε είναι $I(1)$. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε πλήρης συμφωνία με παλιότερες μελέτες, οι οποίες έβρισκαν ότι οι λογάριθμοι των τιμών των χρηματιστηρίων είναι $I(1)$.

Για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές πραγματοποιήθηκαν και Phillips-Perron (P-P) τεστ, τα οποία έδωσαν ανάλογα αποτελέσματα. Αναλυτική παρουσίαση των P-P τεστ δίνονται στο παράρτημα Γ.

8. Έλεγχος για cointegration

Από τα τεστ που πραγματοποιήθηκαν για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας στις σειρές, καταλήξαμε με σχετικά μεγάλη σιγουριά στο συμπέρασμα ότι όλες οι σειρές είναι $I(1)$. Στη συνέχεια θα μελετηθεί η ύπαρξη ή μη σχέσεων cointegration μεταξύ των σειρών. Με άλλα λόγια, θα εξεταστεί το αν υπάρχουν κάποιοι γραμμικοί συνδυασμοί των 10 σειρών, που να είναι $I(0)$ (δηλαδή στάσιμοι). Η προσέγγιση του θέματος των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων με τη χρήση της θεωρίας του cointegration, έχει πολλά πλεονεκτήματα. Πρώτα-πρώτα, η συγκεκριμένη μεθοδολογία επιτρέπει τον προσδιορισμό του αριθμού των μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των αγορών. Επιπλέον, είναι δυνατό να υπολογιστεί ποιες χώρες προσαρμόζονται ή όχι στις σχέσεις ισορροπίας και με τον τρόπο αυτό πραγματοποιείται και έλεγχος για ασθενή εξωγένεια ή όχι για κάθε μεταβλητή αντίστοιχα. Τέλος, η χρήση της θεωρίας cointegration επιτρέπει να μελετηθούν οι αρχικές σειρές, χωρίς να είναι απαραίτητο να χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών. Έτσι, αποφεύγεται η απώλεια πληροφοριών και αποτελεσματικότητας που θα υπήρχε αν εξεταζόντουσαν οι πρώτες διαφορές των σειρών. Θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία του Johansen. Πριν την εφαρμογή της μεθοδολογίας του Johansen, θα γίνει μία σύντομη περιγραφή της.

Η ανάλυση αρχίζει με ένα VAR(k) μοντέλο ενός $n \times 1$ πίνακα $Z_t = \{X_{1,t}, \dots, X_{n,t}\}$ μεταβλητών που είναι όλες $I(1)$:

$$Z_t = \mu + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου ε_t μια κανονική IID σειρά.

Ο Johansen κάνοντας χρήση του lag operator L και ορίζοντας $\Delta = 1 - L$, έγραψε την σχέση (1) ως εξής:

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου $\Gamma_i = -(A_{i+1} - \dots - A_k)$, $i=1, \dots, k-1$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

Έτσι, ο πίνακας Π περιέχει όλες τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών και η τάξη αυτού του πίνακα καθορίζει τον αριθμό των σχέσεων ισορροπίας (cointegration vectors) που υπάρχουν. Υπάρχουν τρία ενδεχόμενα για τη τάξη του πίνακα Π :

1. Η τάξη του Π ισούται με η . Σε αυτή τη περίπτωση, η στασιμότητα της σειράς ε_t , μας οδηγεί σε στασιμότητα των επιμέρους σειρών X_{it} , παρά την αρχική μας υπόθεση ότι είναι $I(1)$.
2. Η τάξη του Π ισούται με 0. Σε αυτή τη περίπτωση ο Π είναι ο μηδενικός πίνακας και η εξίσωση (2) μετατρέπεται σε ένα VAR μοντέλο για τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών. Έτσι, δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.
3. Η τάξη του Π ισούται με ρ , όπου $0 < \rho < \eta$. Σε αυτή τη περίπτωση υπάρχουν ρ σχέσεις ισορροπίας μεταξύ κάποιων από τις μεταβλητές. Ο Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων A και B , διαστάσεων $\eta \times \rho$ ο καθένας (δηλαδή $\Pi = A \cdot B'$). Στην εξίσωση (2), τα ΔZ_t και η ε_t είναι στάσιμα. Άρα, πρέπει και το $\Pi \Delta Z_{t-1}$ να είναι στάσιμο. Οι στήλες του πίνακα B δίνουν τους συντελεστές με τους οποίους συμμετέχει η κάθε μεταβλητή στις σχέσεις ισορροπίας, ενώ η i -σειρά του πίνακα A δείχνει πόσο σημαντική είναι η κάθε σχέση ισορροπίας για τη σειρά X_i (με άλλα λόγια, τα στοιχεία του πίνακα A δείχνουν το πόσο γρήγορα προσαρμόζονται οι αντίστοιχες μεταβλητές στις σχέσεις ισορροπίας). Βέβαια, η ανάλυση του πίνακα Π σαν το γινόμενο δύο πινάκων A και B δεν είναι μοναδική. Υπάρχουν άπειροι πίνακες A και B που το γινόμενο τους δίνει τον Π . Άρα, σημασία δεν έχει το ποια ακριβώς στοιχεία αποτελούν τους δύο πίνακες A και B , αλλά ο χώρος στον οποίο ορίζονται και η διάσταση του.

Σε γενικές γραμμές, ο έλεγχος του Johansen προσπαθεί να εκτιμήσει τη τάξη του πίνακα Π . Ο Johansen προτείνει δύο στατιστικούς ελέγχους για τον προσδιορισμό της τάξης του Π , το λ_{\max} και το T_{trace} . Και τα δύο τεστ έχουν την ίδια μηδενική υπόθεση: $H_0 = \eta$ τάξη του Π είναι $\rho \leq k$. Το πρώτο όμως τεστ έχει σαν εναλλακτική υπόθεση την $H_1 = \rho \leq \eta$, ενώ το T_{trace} έχει σαν εναλλακτική υπόθεση την $H_1 = \rho \leq k + 1$. Ορισμένοι πιστεύουν ότι το T_{trace} δίνει καλύτερα αποτελέσματα αν οι ιδιοτιμές του πίνακα Π δεν παρουσιάζουν μεγάλες διαφορές μεταξύ τους. Αντίθετα, αν υπάρχουν σημαντικές διαφορές μεταξύ των ιδιοτιμών, το λ_{\max} δίνει πιο αξιόπιστα αποτελέσματα¹. Επειδή όμως δεν ορίζεται εύκολα το τι είναι μικρή ή μεγάλη διαφορά μεταξύ των ιδιοτιμών του Π , καλό είναι να λαμβάνει κανείς υπόψη και τα δύο τεστ.

Το πρώτο βήμα στον έλεγχο για cointegration είναι η επιλογή του VAR μοντέλου, στα πλαίσια του οποίου θα γίνει ο έλεγχος. Βασικό κριτήριο στην επιλογή του μοντέλου αποτελεί η μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα των εξισώσεων.

¹ K.Kasa, 1992, Common stochastic trends in international stock markets. Journal of Monetary Economics 29, 95-124.

Αρχικά εκτιμάται ένα VAR(1) μοντέλο με σταθερά για το σύνολο των 10 μεταβλητών (θυμίζουμε ότι οι μεταβλητές είναι οι φυσικοί λογάριθμοι των μηνιαίων τιμών των 10 χρηματιστηρίων). Το εκτιμηθέν μοντέλο¹ παρουσιάζεται παρακάτω.

Πίνακας 6α

	LFRA	LGER	LGRE	LHOL	LITA
LFRA(-1)	0.882060 (0.06641) (13.2812)	0.075219 (0.06857) (1.09704)	0.097548 (0.13191) (0.73951)	0.005053 (0.05802) (0.08709)	0.050082 (0.08318) (0.60212)
LGER(-1)	-0.078275 (0.10623) (-0.73682)	0.639892 (0.10967) (5.83454)	0.435505 (0.21099) (2.06407)	-0.106938 (0.09280) (-1.15235)	0.008557 (0.13304) (0.06431)
LGRE(-1)	0.008249 (0.01571) (0.52494)	0.006082 (0.01622) (0.37488)	0.846274 (0.03121) (27.1140)	-0.010500 (0.01373) (-0.76487)	-0.026762 (0.01968) (-1.35981)
LHOL(-1)	0.098347 (0.13473) (0.72994)	0.328018 (0.13910) (2.35822)	-1.003969 (0.26760) (-3.75177)	0.980604 (0.11770) (8.33169)	-0.068723 (0.16874) (-0.40728)
LITA(-1)	-0.000596 (0.05024) (-0.01187)	0.037744 (0.05187) (0.72768)	-0.089975 (0.09979) (-0.90167)	-0.028373 (0.04389) (-0.64648)	0.802499 (0.06292) (12.7539)
LPOR(-1)	-0.099428 (0.02987) (-3.32886)	-0.050178 (0.03084) (-1.62727)	0.011758 (0.05932) (0.19820)	-0.066861 (0.02609) (-2.56254)	-0.060080 (0.03741) (-1.60612)
LSPAIN(-1)	0.140670 (0.06077) (2.31492)	0.034850 (0.06273) (0.55552)	0.187677 (0.12069) (1.55501)	0.093740 (0.05308) (1.76592)	0.080376 (0.07610) (1.05614)
LSUI(-1)	-0.033687 (0.09398) (-0.35844)	-0.064362 (0.09703) (-0.66335)	0.117838 (0.18666) (0.63129)	0.013531 (0.08210) (0.16482)	0.196336 (0.11770) (1.66808)
LUK(-1)	-0.076520 (0.09082) (-0.84256)	-0.047989 (0.09376) (-0.51183)	0.361631 (0.18038) (2.00483)	-0.008561 (0.07933) (-0.10791)	-0.124031 (0.11374) (-1.09048)
LUSA(-1)	0.082885 (0.09697) (0.85475)	-0.002732 (0.10011) (-0.02729)	0.364270 (0.19260) (1.89136)	0.117566 (0.08471) (1.38790)	0.112937 (0.12144) (0.92996)
C	1.025907 (0.42702) (2.40246)	1.117178 (0.44085) (2.53412)	-3.545873 (0.84813) (-4.18080)	0.392792 (0.37303) (1.05298)	0.401117 (0.53480) (0.75003)
R-squared	0.984311	0.987612	0.988689	0.992909	0.965740
Adj. R-squared	0.983324	0.986832	0.987978	0.992463	0.963586
Sum sq. resids	0.500538	0.533485	1.974519	0.381957	0.785078
S.E. equation	0.056107	0.057925	0.111438	0.049013	0.070268
Log likelihood	254.1495	248.7308	137.4957	277.1313	215.8910
Akaike AIC	254.2789	248.8602	137.6251	277.2608	216.0204
Schwarz SC	254.4818	249.0631	137.8280	277.4637	216.2233
Mean dependent	6.654461	7.666783	6.629539	5.633773	6.567939
S.D. dependent	0.434490	0.504789	1.016354	0.564548	0.368232

¹ Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιήθηκε με τη βοήθεια του οικονομετρικού προγράμματος Eviews.

Πίνακας 6β

	LPOR	LSPAIN	LSUI	LUK	LUSA
LFRA(-1)	0.092683 (0.10097) (0.91795)	-0.077206 (0.07985) (-0.96686)	-0.027197 (0.06698) (-0.40602)	0.079995 (0.05732) (1.39555)	-0.019585 (0.04940) (-0.39647)
LGER(-1)	0.048498 (0.16150) (0.30029)	-0.116203 (0.12773) (-0.90976)	-0.063349 (0.10714) (-0.59125)	-0.247139 (0.09169) (-2.69542)	-0.094598 (0.07901) (-1.19723)
LGRE(-1)	-0.063477 (0.02389) (-2.65699)	-0.007354 (0.01889) (-0.38922)	-0.009388 (0.01585) (-0.59232)	0.001334 (0.01356) (0.09836)	0.012356 (0.01169) (1.05709)
LHOL(-1)	-0.302247 (0.20483) (-1.47560)	0.167340 (0.16200) (1.03299)	0.230755 (0.13589) (1.69812)	0.263678 (0.11629) (2.26749)	0.288965 (0.10021) (2.88354)
LITA(-1)	-0.088976 (0.07638) (-1.16490)	0.050978 (0.06041) (0.84389)	0.022732 (0.05067) (0.44861)	0.009316 (0.04336) (0.21484)	0.027303 (0.03737) (0.73064)
LPOR(-1)	0.851370 (0.04541) (18.7493)	-0.030770 (0.03591) (-0.85680)	-0.063132 (0.03012) (-2.09568)	-0.018930 (0.02578) (-0.73432)	-0.043759 (0.02222) (-1.96972)
LSPAIN(-1)	0.211567 (0.09238) (2.29013)	0.927725 (0.07306) (12.6976)	0.134313 (0.06129) (2.19150)	-0.038010 (0.05245) (-0.72473)	0.049931 (0.04520) (1.10473)
LSUI(-1)	0.099007 (0.14288) (0.69295)	-0.001111 (0.11300) (-0.00983)	0.749060 (0.09479) (7.90243)	-0.018368 (0.08112) (-0.22644)	-0.147260 (0.06990) (-2.10665)
LUK(-1)	0.316464 (0.13807) (2.29206)	-0.065770 (0.10920) (-0.60231)	0.055163 (0.09160) (0.60223)	0.720265 (0.07838) (9.18882)	-0.065806 (0.06755) (-0.97419)
LUSA(-1)	-0.030497 (0.14742) (-0.20687)	0.110022 (0.11659) (0.94365)	-0.086044 (0.09780) (-0.87978)	0.142956 (0.08369) (1.70808)	0.906437 (0.07212) (12.5677)
C	-1.087420 (0.64919) (-1.67503)	0.660576 (0.51343) (1.28659)	0.775584 (0.43069) (1.80080)	1.462356 (0.36856) (3.96775)	1.055559 (0.31761) (3.32340)
R-squared	0.966646	0.981635	0.981613	0.985853	0.994172
Adj. R-squared	0.964548	0.980480	0.980456	0.984963	0.993805
Sum sq. resids	1.156860	0.723604	0.509166	0.372864	0.276906
S.E. equation	0.085299	0.067461	0.056589	0.048426	0.041732
Log likelihood	182.9380	222.8218	252.6968	279.1794	304.4700
Akaike AIC	183.0674	222.9512	252.8262	279.3088	304.5994
Schwarz SC	183.2704	223.1541	253.0291	279.5117	304.8023
Mean dependent	7.946915	5.835772	6.536144	7.290978	6.190322
S.D. dependent	0.453026	0.482853	0.404785	0.394911	0.530214

Το μοντέλο αυτό αποδεικνύεται αρκετά καλό. Υπάρχει μικρό πρόβλημα αυτοσυσχέτισης σε 2 μόνο από τις εξισώσεις, ενώ ετεροσκεδαστικότητα εμφανίζεται πάλι σε 2 μόνο εξισώσεις. Η εισαγωγή ενός δεύτερου lag στο μοντέλο (δηλαδή η εκτίμηση ενός VAR(2) μοντέλου), δεν προσφέρει ουσιαστικές βελτιώσεις. Έτσι, προκειμένου να μη χαθούν βαθμοί ελευθερίας, προτιμάται το VAR(1) μοντέλο για να

πραγματοποιηθεί το τεστ του Johansen. Αρχικά παραβλέπονται οι έλεγχοι για τη στασιμότητα του μοντέλου. Η εξέταση αυτών των ελέγχων θα γίνει αργότερα.

Στον επόμενο πίνακα (7α) παρουσιάζονται τις 10 ιδιοτιμές του πίνακα Π, ενώ στη συνέχεια παρατίθενται και τα αποτελέσματα των 2 στατιστικών ελέγχων που προτείνει ο Johansen για τον εντοπισμό της τάξης του Π¹ (πίνακας 7β).

Πίνακας 7α

ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ ΤΟΥ Π
0.369919
0.261887
0.220117
0.192385
0.138146
0.0954429
0.0824801
0.0682504
0.0348901
0.00070426

Πίνακας 7β : Τεστ Johansen για cointegration

HO:RANK=	λ_{\max}	USING T- 95%	TRACE	USING T- 95%		
P		NM		NM		
p = 0	78.06**	73.44**	62.8	282.2**	265.5**	233.1
p <= 1	51.32	48.28	57.1	204.1*	192.1	192.9
p <= 2	42.02	39.53	51.4	152.8	143.8	156.0
p <= 3	36.11	33.97	45.3	110.8	104.2	124.2
p <= 4	25.13	23.64	39.4	74.69	70.27	94.2
p <= 5	16.95	15.95	33.5	49.57	46.63	68.5
p <= 6	14.55	13.69	27.1	32.62	30.69	47.2
p <= 7	11.95	11.24	21.0	18.07	17	29.7
p <= 8	6.002	5.647	14.1	6.121	5.759	15.4
p <= 9	0.1191	0.112	3.8	0.1191	0.112	3.8

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=5\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=1\%$

Η πρώτη στήλη του πίνακα 7β περιέχει την μηδενική υπόθεση των δύο τεστ. Η επόμενη στήλη είναι το πρώτο στατιστικό μέτρο που προτείνει ο Johansen (το λ_{\max}), ενώ η τρίτη στήλη δίνει τη διόρθωση αυτού του μέτρου ανάλογα με το μέγεθος του δείγματος². Η τέταρτη στήλη είναι η 95% κρίσιμη τιμή για το λ_{\max} . Τέλος, οι επόμενες δύο στήλες δίνουν το δεύτερο στατιστικό μέτρο (Trace) και τη διόρθωση του, ενώ η τελευταία στήλη περιέχει την αντίστοιχη κρίσιμη τιμή.

¹ Ο έλεγχος για ύπαρξη cointegration πραγματοποιήθηκε με τη βοήθεια του οικονομετρικού προγράμματος PCGIVE.

² Αυτή η διόρθωση του στατιστικού μέτρου προτείνεται από τον David F. Hendry, ο οποίος μαζί με τον A. Doornik δημιούργησαν το PCGIVE.

Με αρκετά μεγάλη σιγουριά διαπιστώνεται ότι η τάξη του πίνακα Π είναι 1. Βέβαια, το μη διορθωμένο Trace αφήνει κάποια πιθανότητα να είναι η τάξη του Π ίση με 2. Θα εξεταστούν και τις δύο περιπτώσεις.

Σε πρώτο στάδιο, θα εξεταστεί το κατά πόσο υπάρχουν μηδενικά στοιχεία στους πίνακες A και B . Αν υποθεθεί ότι η τάξη του Π είναι 1 (βλέπε παρακάτω την ανάλυση του Π στο γινόμενο των A και B), τότε ένα μηδενικό στοιχείο στον πίνακα B σημαίνει ότι η μεταβλητή που αντιστοιχεί σε αυτό το στοιχείο δεν συμμετέχει στην cointegration σχέση. Επίσης, ένα μηδενικό στοιχείο στον πίνακα A δείχνει ότι μπορεί να υποθεθεί ασθενή εξωγένεια για τη μεταβλητή που αντιστοιχεί στο στοιχείο αυτό. Από οικονομικής απόψεως, το μηδενικό στοιχείο του πίνακα A , δείχνει ότι η αντίστοιχη χώρα δεν προσαρμόζεται στην cointegration σχέση, αν και συμμετέχει σε αυτή (εφόσον τον αντίστοιχο στοιχείο του B είναι μη μηδενικό). Με άλλα λόγια, αν διαταραχτεί η ισορροπία της cointegration σχέσης, οι χώρες που θα κινηθούν για την αποκατάσταση της ισορροπίας, θα είναι αυτές με μη μηδενικό στοιχείο στο πίνακα A . Τέλος, αν βρεθεί μεταβλητή με μηδενικά τα αντίστοιχα στοιχεία της και στους δύο πίνακες (A , B), τότε μπορεί να αφαιρεθεί η συγκεκριμένη μεταβλητή από το μοντέλο και να επαναληφθεί η ίδια διαδικασία για τις υπόλοιπες μεταβλητές, κάνοντας έτσι τα τεστ πιο ισχυρά, αφού θα έχει αφαιρεθεί μια μεταβλητή που ήταν άσχετη με το μοντέλο και πιθανόν να μείωνε την αξιοπιστία των ελέγχων που γίνονται.

Στη περίπτωση που $\text{rank}\Pi=1$, ο πίνακας Π γράφεται σαν το γινόμενο δύο $n \times 1$ πινάκων A και B ($\Pi=A \cdot B'$). Πιο αναλυτικά, ο Π αναλύεται ως εξής :

$$\Pi = A \cdot B' = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_{10} \end{bmatrix} * [\beta_1 \quad \beta_2 \quad \dots \quad \beta_{10}]$$

Στον επόμενο πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τους ελέγχους για την τιμή των στοιχείων του A . Αναμένεται ότι θα υπάρχει τουλάχιστον ένα μη μηδενικό στοιχείο, γιατί διαφορετικά θα ήταν $A=0$ και άρα και $\Pi=0$. Αυτό όμως θα έρθει σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των τεστ του Johansen που έδειχναν ότι η τάξη του Π ισούται με 1.

Στη πρώτη στήλη του πίνακα (θα) δίνεται η χώρα που αντιστοιχεί στο στοιχείο του πίνακα A και στη δεύτερη στήλη δίνεται η πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ($H_0 =$ το στοιχείο του πίνακα A είναι ίσο με 0).

Πίνακας 8α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,9736
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,2868
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,5892
ΙΤΑΛΙΑ	0,1473
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0039
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,9287
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,7417
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,1094
Η. Π. Α.	0,1595

Με εξαίρεση τη Ελλάδα και τη Πορτογαλία, η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας ισχύει για όλες τις υπόλοιπες χώρες. Στη συνέχεια, θα εξεταστούν τα στοιχεία του πίνακα Β, προκειμένου να ελεγχθεί ποιες χώρες συμμετέχουν στην cointegration σχέση, αλλά και για να ελεγχθεί μήπως πρέπει να αφαιρεθεί από το μοντέλο κάποια μεταβλητή. Και πάλι πρέπει να υπάρχει τουλάχιστον ένα μη μηδενικό στοιχείο στο πίνακα Β, προκειμένου να μην υπάρχει αντίθεση με τα αποτελέσματα των τεστ του Johansen που έδειχναν ότι η τάξη του Π ισούται με 1.

Ο αντίστοιχος πίνακας για τους ελέγχους των στοιχείων του Β παρουσιάζεται παρακάτω.

Πίνακας 8β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,5395
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0001
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0003
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0453
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0045
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0191
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0036
Η. Π. Α.	0,1650

Παρατηρείται ότι όλες οι χώρες συμμετέχουν στην cointegration σχέση, με εξαίρεση τη Γαλλία και τις Η.Π.Α., οι οποίες μπορούν να αφαιρεθούν από το μοντέλο (αφού και τα αντίστοιχα στοιχεία τους στο πίνακα 8α είναι 0). Τα στοιχεία του Α που αντιστοιχούν σε Γαλλία και Η.Π.Α. είναι τα α_1 και α_{10} αντίστοιχα, ενώ τα ανάλογα στοιχεία των δύο χωρών στο πίνακα Β είναι τα β_1 και β_{10} . Πραγματοποιήθηκαν και έλεγχοι για το κατά πόσο $\alpha_1 = \beta_1 = 0$ ή $\alpha_{10} = \beta_{10} = 0$ ή

$\alpha_1 = \beta_1 = \alpha_{10} = \beta_{10} = 0$ και τα αποτελέσματα των τριών αυτών ελέγχων επαληθεύουν ότι όλοι οι συντελεστές ισούνται με το μηδέν. Άρα, η Γαλλία και οι Η.Π.Α. πρέπει να αφαιρεθούν από το μοντέλο.

Προτού όμως αφαιρεθούν οι δύο χώρες από το μοντέλο, εξετάζεται και το ενδεχόμενο η τάξη του πίνακα Π να είναι ίση με 2 (δηλαδή να υπάρχουν 2 cointegration σχέσεις). Σε αυτή τη περίπτωση ο 10*10 πίνακας Π, μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων Α και Β διαστάσεων 10*2 ο καθένας ($\Pi=A*B'$). Η μορφή των δύο πινάκων Α και Β' (ανάστροφος του Β), δίνεται παρακάτω:

$$\begin{bmatrix} a_0 & a_1 \\ a_2 & a_3 \\ a_4 & a_5 \\ a_6 & a_7 \\ a_8 & a_9 \\ a_{10} & a_{11} \\ a_{12} & a_{13} \\ a_{14} & a_{15} \\ a_{16} & a_{17} \\ a_{18} & a_{19} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \beta_0 & \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 & \beta_6 & \beta_7 & \beta_8 & \beta_9 \\ \beta_{10} & \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} & \beta_{19} \end{bmatrix}$$

Σε αυτά τα πλαίσια, για να ισχύει η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας για μια μεταβλητή πρέπει τα στοιχεία της γραμμής του Α που αντιστοιχούν σε αυτή τη μεταβλητή να είναι 0. Τα στοιχεία του Β δείχνουν το κατά πόσο η κάθε μεταβλητή συμμετέχει σε κάθε μία από τις 2 cointegration σχέσεις. Δηλαδή, αν για παράδειγμα $\beta_0 = 0$, τότε η πρώτη χώρα (Γαλλία) δεν συμμετέχει στη πρώτη cointegration σχέση. Στον επόμενο πίνακα (9α) δίνονται τα αποτελέσματα των ελέγχων των στοιχείων του Α.

Πίνακας 9α

ΧΩΡΑ	H ₀	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	$a_0=a_1=1$	0,5877
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	$a_2=a_3=0$	0,3154
ΕΛΛΑΔΑ	$a_4=a_5=0$	0,0002
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	$a_6=a_7=0$	0,6820
ΙΤΑΛΙΑ	$a_8=a_9=0$	0,3433
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	$a_{10}=a_{11}=0$	0,0056
ΙΣΠΑΝΙΑ	$a_{12}=a_{13}=0$	0,9143
ΕΛΒΕΤΙΑ	$a_{14}=a_{15}=0$	0,0654
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	$a_{16}=a_{17}=0$	0,2589
Η. Π. Α.	$a_{18}=a_{19}=0$	0,0631

Όπως και στη περίπτωση όπου υποτέθηκε ότι η τάξη του Π είναι 1, η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας ισχύει για όλες τις χώρες εκτός από την Ελλάδα και τη Πορτογαλία. Στη συνέχεια ελέγχονται και τα στοιχεία του πίνακα Β.

Πίνακας 9β

ΧΩΡΑ	H ₀	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	$\beta_0 = \beta_{10} = 1$	0,2374
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	$\beta_1 = \beta_{11} = 0$	0,0002
ΕΛΛΑΔΑ	$\beta_2 = \beta_{12} = 0$	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	$\beta_3 = \beta_{13} = 0$	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	$\beta_4 = \beta_{14} = 0$	0,0008
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	$\beta_5 = \beta_{15} = 0$	0,0126
ΙΣΠΑΝΙΑ	$\beta_6 = \beta_{16} = 0$	0,0004
ΕΛΒΕΤΙΑ	$\beta_7 = \beta_{17} = 0$	0,0006
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	$\beta_8 = \beta_{18} = 0$	0,0004
Η. Π. Α.	$\beta_9 = \beta_{19} = 0$	0,0067

Ομοίως με τη περίπτωση όπου υποτέθηκε ότι η τάξη του Π είναι 1, η Γαλλία δεν συμμετέχει σε καμία από τις δύο cointegration σχέσεις. Άρα, σε συνδυασμό με το γεγονός ότι η Γαλλία είναι ασθενώς εξωγενής, μπορεί να αφαιρεθεί από το μοντέλο (στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγει κανείς αν ελέγξει την $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \beta_0 = \beta_{10} = 0$, αφού δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση). Αντίθετα, οι Η.Π.Α. παραμένουν στο μοντέλο. Οπότε, σε αυτή τη περίπτωση πρέπει να επανεκτιμηθεί το μοντέλο χωρίς τη Γαλλία.

Μετά την εκτίμηση του νέου μοντέλου, εφαρμόζεται και πάλι η μεθοδολογία του Johansen για έλεγχο ύπαρξης cointegration. Παρατίθενται αρχικά οι 9 νέες ιδιοτιμές του νέου πίνακα Π, καθώς και οι στατιστικοί έλεγχοι για την τάξη του Π.

Πίνακας 10α

ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ ΤΟΥ Π
0.364427
0.247372
0.166178
0.143845
0.11199
0.0787141
0.0399126
0.0376024
0.0019497

Πίνακας 10β : Τεστ Johansen για cointegration

H ₀ : rank=p	Λ_{max}	Using T-nm	95%	Trace	using T-nm	95%
p = 0	76.6**	72.52**	57.1	229.2**	217**	192.9
p ≤ 1	48.03	45.47	51.4	152.6	144.5	156.0
p ≤ 2	30.71	29.08	45.3	104.6	99.01	124.2
p ≤ 3	26.25	24.85	39.4	73.86	69.93	94.2
p ≤ 4	20.07	19	33.5	47.62	45.08	68.5
p ≤ 5	13.86	13.12	27.1	27.55	26.08	47.2
p ≤ 6	6.884	6.517	21.0	13.69	12.96	29.7
p ≤ 7	6.477	6.132	14.1	6.807	6.445	15.4
p ≤ 8	0.3298	0.3123	3.8	0.3298	0.3123	3.8

(*)= στατιστικά σημαντικό με α= 5%

(**)= στατιστικά σημαντικό με α= 1%

Παρατηρείται ότι και οι δύο στατιστικοί έλεγχοι υποστηρίζουν ότι η τάξη του Π είναι ίση με 1. Επαναλαμβάνοντας τους ελέγχους για τα στοιχεία των πινάκων A και B ($\Pi=A*B'$), εξετάζεται ποιες χώρες συμμετέχουν στην cointegration σχέση και επίσης ελέγχεται αν πρέπει να αφαιρεθεί κάποια μεταβλητή από το μοντέλο. Αρχικά εξετάζεται αν ισχύει η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας για κάθε μεταβλητή.

Πίνακας 11α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,2841
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,7153
ΙΤΑΛΙΑ	0,1739
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0049
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,7981
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,6381
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0661
Η. Π. Α.	0,0988

Και πάλι η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας ισχύει για όλες τις χώρες, εκτός από την Ελλάδα και τη Πορτογαλία (πίνακας 11α). Στη συνέχεια εξετάζεται ποιες χώρες συμμετέχουν στην cointegration σχέση.

Πίνακας 11β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0002
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0818
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0046
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0082
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0006
Η. Π. Α.	0,1702

Διαπιστώνεται ότι οι Η.Π.Α. δεν συμμετέχουν στην cointegration σχέση. Σε συνδυασμό με την ασθενή εξωγένεια που ισχύει για τις Η.Π.Α., μπορεί να αφαιρεθεί και αυτή η χώρα από τη μελέτη (πραγματοποιήθηκε έλεγχος για το κατά πόσο τα στοιχεία των πινάκων A και B που αντιστοιχούν στις Η.Π.Α. είναι ταυτόχρονα ίσα με 0, και επαληθεύτηκε ότι οι Η.Π.Α. πρέπει να αφαιρεθούν από το μοντέλο).

Άρα, είτε υποθεθεί ότι η τάξη του πίνακα Π στο αρχικό μοντέλο είναι ίση με 1 ή 2, η περαιτέρω εξέταση του μοντέλου, οδηγεί σε επανεκτίμηση ενός νέου μοντέλου χωρίς τη Γαλλία και τις Η.Π.Α. (δηλαδή εκτίμηση ενός μοντέλου με 8 χώρες).

Στο πίνακα που ακολουθεί δίνεται η εκτίμηση του VAR(1) μοντέλου με τις 8 χώρες.

Πίνακας 12

	LGER	LGRE	LHOL	LITA	LPORT	LSPAIN	LSUI	LUK
LGER(-1)	0.691225 (0.09903) (6.97999)	0.496069 (0.19210) (2.58237)	-0.105413 (0.08398) (-1.25524)	0.040861 (0.12010) (0.34023)	0.112192 (0.14570) (0.77004)	-0.170643 (0.11562) (-1.47590)	-0.080488 (0.09664) (-0.83284)	-0.194929 (0.08662) (-2.33113)
LGRE(-1)	0.010748 (0.01369) (0.78502)	0.878116 (0.02656) (33.0643)	-0.001929 (0.01161) (-0.16619)	-0.015609 (0.01660) (-0.94006)	-0.059630 (0.02014) (-2.96039)	-0.004625 (0.01598) (-0.28933)	-0.017178 (0.01336) (-1.28568)	0.016524 (0.01156) (0.12937)
LHOL(-1)	0.292240 (0.11282) (2.59023)	-0.764012 (0.21886) (-3.49092)	1.069873 (0.09568) (11.1822)	-0.003203 (0.13683) (-0.02341)	-0.367455 (0.16599) (-2.21370)	0.287538 (0.13173) (2.18286)	0.175934 (0.11010) (1.59788)	0.339186 (0.09527) (3.56034)
LITA(-1)	0.052542 (0.04987) (1.05359)	-0.064068 (0.09674) (-0.66228)	-0.025229 (0.04229) (-0.59657)	0.814448 (0.06048) (13.4665)	-0.071237 (0.07337) (-0.97092)	0.037746 (0.05822) (0.64829)	0.015792 (0.04867) (0.32449)	0.027718 (0.04211) (0.65822)
LPORT(-1)	-0.060921 (0.02764) (-2.20368)	-0.032298 (0.05363) (-0.60228)	-0.077226 (0.02344) (-3.29417)	-0.076631 (0.03353) (-2.28568)	0.840355 (0.04067) (20.6615)	-0.028524 (0.03228) (-0.88375)	-0.052119 (0.02698) (-1.93188)	-0.042301 (0.02334) (-1.81212)
LSPAIN(-1)	0.059327 (0.05671) (1.04615)	0.263095 (0.11001) (2.39163)	0.109366 (0.04809) (2.27416)	0.110299 (0.06878) (1.60377)	0.238505 (0.08343) (2.85860)	0.915333 (0.06621) (13.8246)	0.115128 (0.05534) (2.08027)	0.005340 (0.04789) (0.11153)
LSUI(-1)	-0.080905 (0.08802) (-0.91920)	-0.034319 (0.17074) (-0.20101)	-0.029423 (0.07464) (-0.39420)	0.144542 (0.10674) (1.35412)	0.088265 (0.12949) (0.68161)	-0.022232 (0.10276) (-0.21634)	0.785969 (0.08589) (9.15035)	-0.087793 (0.07432) (-1.18128)
LUK(-1)	-0.008321 (0.07612) (-0.10932)	0.547323 (0.14765) (3.70691)	0.037081 (0.06455) (0.57448)	-0.055734 (0.09231) (-0.60377)	0.355441 (0.11198) (3.17402)	-0.067353 (0.08887) (-0.75791)	0.009054 (0.07428) (0.12189)	0.815690 (0.06427) (12.6914)
C	1.042064 (0.42546) (2.44925)	-3.288732 (0.82532) (-3.98482)	0.501251 (0.36080) (1.38928)	0.461723 (0.51598) (0.89485)	-1.206127 (0.62596) (-1.92685)	0.841028 (0.49674) (1.69308)	0.718849 (0.41521) (1.73130)	1.523074 (0.35926) (4.23951)
R-squared	0.987516	0.988413	0.992823	0.965497	0.966451	0.981402	0.981511	0.985457
Adj. R-squared	0.986896	0.987837	0.992466	0.963782	0.964784	0.980478	0.980592	0.984735
Sum sq. resids	0.537583	2.022844	0.386590	0.790659	1.163630	0.732793	0.511979	0.383296
S.E. equation	0.057784	0.112090	0.049002	0.070078	0.085015	0.067465	0.056391	0.048793
Log likelihood	248.0805	135.4404	276.1066	215.2889	182.4421	221.7492	252.2285	276.8340
Akaike AIC	248.1863	135.5463	276.2125	215.3947	182.5480	221.8551	252.3344	276.9399
Schwarz SC	248.3523	135.7123	276.3785	215.5608	182.7140	222.0211	252.5004	277.1059
Mean dependent	7.666783	6.629539	5.633773	6.567939	7.946915	5.835772	6.536144	7.290978
S.D. dependent	0.504789	1.016354	0.654548	0.368232	0.453026	0.482853	0.404785	0.394911
Determinant Residual Covariance			5.95E-22					
Log Likelihood			2224.438					
Akaike Information Criteria			2225.285					
Schwarz Criteria			2226.613					

Το μοντέλο αυτό αποδεικνύεται αρκετά καλό. Υπάρχει μικρό πρόβλημα αυτοσυσχέτισης σε 2 μόνο από τις εξισώσεις, ενώ ετεροσκεδαστικότητα εμφανίζεται πάλι σε 2 μόνο εξισώσεις. Η εισαγωγή ενός δεύτερου lag στο μοντέλο (δηλαδή η εκτίμηση ενός VAR(2) μοντέλου), δεν προσφέρει ουσιαστικές βελτιώσεις. Έτσι, προτιμάται το VAR(1) μοντέλο για να πραγματοποιηθεί το τεστ του Johansen.

Στον επόμενο πίνακα (13α) περιέχονται τις 8 ιδιοτιμές του πίνακα Π, ενώ στη συνέχεια παρατίθενται και τα αποτελέσματα των 2 στατιστικών ελέγχων που προτείνει ο Johansen για τον εντοπισμό της τάξης του Π (πίνακας 13β).

Πίνακας 13α

ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ ΤΟΥ Π
0.356435
0.188635
0.1533
0.120435
0.0971521
0.0420593
0.0326752
0.000251792

Πίνακας 13β : Τεστ Johansen για cointegration

Ho:rank=p	λ_{max}	Using T-nm	95%	Trace	using T-nm	95%
p = 0	74.48**	70.96**	51.4	189.8**	180.8**	156.0
p <= 1	35.33	33.65	45.3	115.3	109.9	124.2
p <= 2	28.12	26.79	39.4	80	76.21	94.2
p <= 3	21.69	20.66	33.5	51.88	49.42	68.5
p <= 4	17.27	16.45	27.1	30.19	28.76	47.2
p <= 5	7.262	6.918	21.0	12.92	12.31	29.7
p <= 6	5.614	5.349	14.1	5.657	5.389	15.4
p <= 7	0.04256	0.04054	3.8	0.04256	0.04054	3.8

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=5\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=1\%$

Είναι σαφές ότι και οι δύο στατιστικοί έλεγχοι οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η τάξη του πίνακα Π ισούται με 1. Άρα, ο Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων A και B διαστάσεων 8×1 ο καθένας ($\Pi=A \cdot B'$). Επόμενο βήμα στη μελέτη αποτελεί ο έλεγχος των στοιχείων των πινάκων A και B. Στο σημείο αυτό πρέπει να τονιστεί ότι η ύπαρξη μιας cointegration σχέσης μεταξύ των αγορών, δεν σημαίνει ότι όλες οι αγορές είναι μη αποτελεσματικές (inefficient). Στην γενική περίπτωση, οι Caporale και Πιττής (1998)¹ απέδειξαν ότι η ύπαρξη r cointegration σχέσεων σε ένα σύστημα $n > r$ αγορών, συνεπάγεται ότι τουλάχιστον r αγορές είναι μη αποτελεσματικές. Άρα, στη συγκεκριμένη περίπτωση, τα αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι τουλάχιστον μία από τις 8 αγορές που μελετώνται είναι μη αποτελεσματική.

Στον πίνακα 14α παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τους ελέγχους για την τιμή των στοιχείων του A. Στη πρώτη στήλη δίνεται η χώρα που αντιστοιχεί στο στοιχείο του πίνακα A και στη δεύτερη στήλη δίνεται η πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ($H_0 =$ το στοιχείο του πίνακα A είναι ίσο με 0).

¹ G.M.Caporale, N.Pittis, 1998, Cointegration and predictability of asset prices. Journal of International Money and Finance 17, 441-453.

Πίνακας 14α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,4235
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,7196
ΙΤΑΛΙΑ	0,1763
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0013
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,7332
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,9658
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0456

Για όλες τις χώρες ισχύει η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας, εκτός από την Ελλάδα, τη Πορτογαλία και τη Μ. Βρετανία.

Ο έλεγχος των στοιχείων του πίνακα Β έδωσε τα αποτελέσματα που φαίνονται στον επόμενο πίνακα. Στην ουσία, η H_0 σε αυτούς τους ελέγχους είναι ότι η χώρα που αντιστοιχεί σε κάθε μεταβλητή, δεν συμμετέχει στη σχέση ισορροπίας.

Πίνακας 14β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0004
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0109
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0001
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0228
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000

Τελικά συμπεραίνουμε ότι όλες οι χώρες συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας, αλλά όπως έδειξαν οι έλεγχοι στο πίνακα Α, σε περίπτωση απόκλισης από την ισορροπία, οι χώρες που κινούνται για την αποκατάσταση της είναι η Ελλάδα, η Πορτογαλία και η Μ. Βρετανία. Άρα, στα πλαίσια του VAR(1) που είμαστε, μπορούμε να πούμε οι τρεις αυτές αγορές δεν είναι αποτελεσματικές (inefficient), αφού οι μελλοντικές τους τιμές μπορούν να προβλεπτούν με τη βοήθεια των σημερινών τιμών των υπολοίπων χρηματιστηρίων. Πιο συγκεκριμένα:

$$\Delta X_{\text{ΕΛΛΑΣ},T} = \mu_2 + \alpha_2 * (\beta_1 * X_{\text{ΓΕΡΜ}, T-1} + \beta_2 * X_{\text{ΕΛΛΑΣ}, T-1} + \dots + \beta_8 X_{\text{ΒΡΕΤ}, T-1}) + \varepsilon_{2T} \quad (3)$$

$$\Delta X_{\text{ΠΟΡΤ},T} = \mu_4 + \alpha_4 * (\beta_1 * X_{\text{ΓΕΡΜ}, T-1} + \beta_2 * X_{\text{ΕΛΛΑΣ}, T-1} + \dots + \beta_8 X_{\text{ΒΡΕΤ}, T-1}) + \varepsilon_{4T} \quad (4)$$

$$\Delta X_{\beta\text{ρετ},t} = \mu_{\beta} + \alpha_{\beta} * (\beta_1 * X_{\text{Γερμ},t-1} + \beta_2 * X_{\text{Ελλας},t-1} + \dots + \beta_{\beta} X_{\beta\text{ρετ},t-1}) + \varepsilon_{\beta t} \quad (5)$$

Έτσι, με τη βοήθεια των παραπάνω εξισώσεων μπορεί να γίνει πρόβλεψη για τις μελλοντικές τιμές των τριών χρηματιστηρίων (οι τιμές των πινάκων Α και Β έχουν εκτιμηθεί από το μοντέλο).

Μια σημαντική παρατήρηση σε ότι αφορά τα αποτελέσματα της ως τώρα μελέτης είναι ότι σύμφωνα με τα δεδομένα, οι Η.Π.Α. δεν συμμετέχουν σε κάποια σχέση ισορροπίας με τις ευρωπαϊκές χώρες που συμπεριλαμβάνονται στο μοντέλο. Με άλλα λόγια, οι ευρωπαϊκές αγορές δεν επηρεάζονται από τις Η.Π.Α. Αυτό αποτελεί ως ένα βαθμό έκπληξη, αφού οι περισσότερες από τις προηγούμενες μελέτες σχετικά με τις αλληλεπιδράσεις των χρηματιστηρίων, παρουσίαζαν στοιχεία που έδειχναν το κυρίαρχο ρόλο που έχουν στην παγκόσμια οικονομία οι Η.Π.Α. Σύμφωνα με αρκετές προγενέστερες μελέτες, η πλειοψηφία των διεθνών αγορών επηρεάζεται από τις Η.Π.Α. Βέβαια, τα τελευταία χρόνια, ορισμένες έρευνες έδειξαν ότι η επιρροή της αμερικανικής αγοράς στην Ευρώπη μειώνεται σημαντικά, ενώ οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων γίνονται πιο έντονες. Η τάση αυτή μπορεί να είναι το αποτέλεσμα της πορείας των χωρών-μελών της Ε.Ε. προς την οικονομική και νομισματική ένωση. Είναι λοιπόν πιθανό, το μοντέλο να επαληθεύει αυτή τη τάση των ευρωπαϊκών αγορών, αφού χρησιμοποιήθηκαν πρόσφατα δεδομένα (περίοδος μελέτης : 1986-2000). Θα είχε λοιπόν πολύ ενδιαφέρον να μελετηθούν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων κάνοντας χρήση παλιότερων δεδομένων. Αν βρεθεί ότι οι Η.Π.Α. επιδρούσαν στις υπόλοιπες αγορές, τότε θα επαληθευόταν η τάση για μείωση της εξάρτησης των ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων από τη πορεία του αμερικανικού.

Στη συνέχεια, θα μελετηθούν ξανά οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων, χρησιμοποιώντας δεδομένα για τη περίοδο 1/1975-4/2000. Η μελέτη περιορίζεται στις 8 από τις 10 αγορές που χρησιμοποιήθηκαν αρχικά. Πιο συγκεκριμένα, θα συμπεριληφθούν στο μοντέλο οι Η.Π.Α., η Μ. Βρετανία, η Γερμανία, η Γαλλία, η Ελβετία, η Ολλανδία, η Ιταλία και η Ισπανία. Αναγκαστικά αφαιρούνται από τη μελέτη η Ελλάδα και η Πορτογαλία λόγω έλλειψης δεδομένων για τις δύο αγορές.

Αρχικά, πρέπει να επαναληφθεί ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές που χρησιμοποιούνται γιατί το δείγμα έχει αλλάξει (έχουν προστεθεί δεδομένα). Εν συντομία παρατίθενται τα αποτελέσματα των DF και ADF που πραγματοποιήθηκαν στον ακόλουθο πίνακα. Η δεύτερη στήλη του πίνακα 15,

αναφέρει το AR μοντέλο στα πλαίσια του οποίου έγινε ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα. Πρωταρχικό κριτήριο στην επιλογή του μοντέλου ήταν η μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Επίσης, η τελευταία στήλη περιέχει την critical value του κάθε τεστ.

Πίνακας 15: Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t$). Περίοδος : 1/1975-4/2000

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^α	-1.825485
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(3) ^α	-3.073477
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(1) ^α	-1.288903
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^α	-1.579470
ΓΑΛΛΙΑ	AR(1) ^α	-2.301670
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(1) ^α	-1.899674
ΙΤΑΛΙΑ	AR(1) ^α	-1.697245
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(1) ^α	-2.194891

α= Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β= Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ= Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 1\%$

Παρατηρείται ότι σε καμιά περίπτωση δεν απορρίπτεται τη μηδενική υπόθεση για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Πρέπει να τονιστεί ότι τα συμπεράσματα από τα τεστ ADF δεν ήταν ευαίσθητα σε τυχόν μεταβολές της τάξης του AR μοντέλου που χρησιμοποιήθηκε για να γίνει ο έλεγχος. Τέλος, η χρήση ή όχι σταθεράς και τάσης στον έλεγχο δεν επηρέαζε τα αποτελέσματα. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί η Μ. Βρετανία, που ανάλογα με τον ορισμό του τεστ ήταν σπανίως στατιστικά σημαντική σε $\alpha = 10\%$. Σε γενικές γραμμές μπορούμε να συμπεράνουμε ότι όλες οι σειρές έχουν τουλάχιστον μία μοναδιαία ρίζα.

Τα αντίστοιχα αποτελέσματα από τους ελέγχους ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των σειρών, δίνονται παρακάτω.

Πίνακας 16 : Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t - \ln P_{t-1}$). Περίοδος : 1/1975-4/2000.

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^γ	-16.37329 (***)
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(4) ^γ	-9.606404 (***)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(1) ^γ	-15.71200 (***)
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^γ	-16.36708 (***)
ΓΑΛΛΙΑ	AR(1) ^γ	-15.98376 (***)
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(1) ^γ	-15.06684 (***)
ΙΤΑΛΙΑ	AR(1) ^γ	-15.44780 (***)
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(1) ^γ	-14.24345 (***)

α= Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β= Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ= Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 10\%$

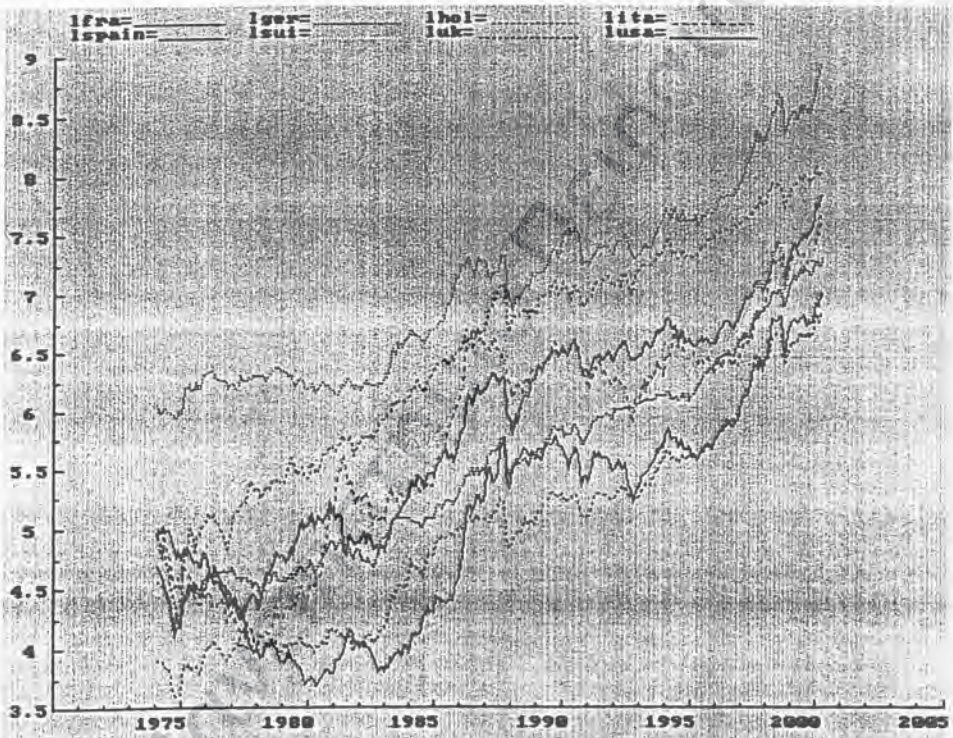
(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 1\%$

Σε όλες τις περιπτώσεις απορρίπτεται η υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, ακόμα και αν οριστεί $\alpha=1\%$ για το τεστ. Άρα, αποδεικνύεται με μεγάλη σιγουριά ότι όλες οι σειρές είναι $I(1)$.

Στη συνέχεια, γίνεται εκτίμηση ενός VAR(1) μοντέλου για τις 8 χώρες για τη περίοδο 1/1975-4/2000. Το μοντέλο είναι αρκετά καλά ορισμένο, αφού δεν υπάρχει κανένα πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

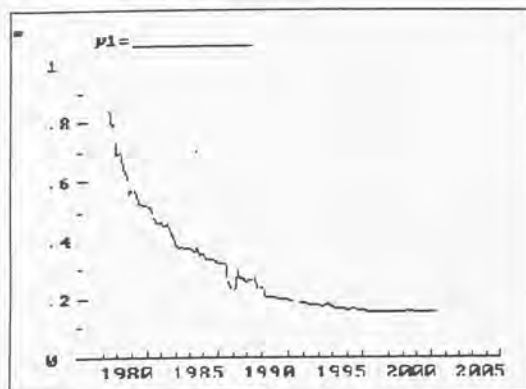
Ακολούθως παρατίθεται το γράφημα των 8 σειρών του μοντέλου. Θυμίζουμε ότι οι μεταβλητές είναι οι φυσικοί λογάριθμοι των μηνιαίων τιμών των χρηματιστηρίων.



Σχήμα 2

Είναι φανερό ότι ορισμένες ευρωπαϊκές χώρες (όπως για παράδειγμα η Ισπανία και η Γαλλία) πραγματοποιούν μια απότομη ανοδική κίνηση κοντά στο 1986. Στη συνέχεια, βλέποντας το γράφημα της μεγαλύτερης από τις ιδιοτιμές του πίνακα Π (που προκύπτει από τον έλεγχο ύπαρξης *cointegration* σχέσης για το μοντέλο, με τη βοήθεια της μεθοδολογίας του Johansen), φαίνεται μια πτώση της τιμής της κοντά στα μέσα του 1986. Έτσι, υπάρχουν ενδείξεις ότι αν μελετηθούν οι σειρές κατά τη

διάρκεια της περιόδου 1/1975-6/1986, είναι πιθανό να εντοπίσουμε κάποια σχέση ισορροπίας μεταξύ των αγορών.



Σχήμα 3

Πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές για την νέα περίοδο εξέτασης. Τα αναλυτικά αποτελέσματα των ελέγχων παρατίθενται στο παράρτημα Δ. Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι όλες οι σειρές είναι I(1).

Η εκτίμηση του VAR(1) μοντέλου με τις 8 χώρες για τη περίοδο 1/1975-6/1986 δίνεται παρακάτω.

Πίνακας 17

	LFRA	LGER	LHOL	LITA	LSPAIN	LSUI	LUK	LUSA
LFRA(-1)	0.932620 (0.04283) (21.7733)	-0.048079 (0.02781) (-1.72861)	0.005451 (0.03112) (0.17512)	0.064505 (0.04777) (1.35025)	0.001363 (0.03447) (0.03953)	0.006245 (0.02415) (0.25857)	-0.011726 (0.04089) (-0.28675)	0.021038 (0.02607) (0.80705)
LGER(-1)	0.162966 (0.09904) (1.64553)	0.944165 (0.06431) (14.6816)	0.102523 (0.07196) (1.42465)	-0.040235 (0.11046) (-0.36426)	0.197428 (0.07959) (2.47751)	0.141867 (0.05584) (2.54051)	0.166695 (0.09455) (1.76299)	0.080494 (0.06027) (1.33552)
LHOL(-1)	0.029566 (0.08357) (0.35377)	0.115078 (0.05427) (2.12051)	0.928810 (0.06073) (15.2945)	-0.058295 (0.09321) (-0.62540)	-0.036571 (0.06725) (-0.54383)	0.003780 (0.04712) (0.08021)	0.194649 (0.07979) (2.43950)	0.029439 (0.05086) (0.57881)
LITA(-1)	0.040666 (0.02915) (1.39521)	0.033156 (0.01893) (1.75183)	0.005789 (0.02118) (0.27335)	0.959936 (0.03251) (29.5288)	0.061122 (0.02345) (2.60615)	0.007573 (0.01643) (0.46077)	0.109113 (0.02763) (3.92104)	0.037826 (0.01774) (2.13243)
LSPAIN(-1)	-0.056287 (0.04377) (-1.28604)	-0.011576 (0.02842) (-0.40731)	-0.014108 (0.03180) (-0.44360)	0.016383 (0.04882) (0.33561)	0.914129 (0.03522) (25.9567)	-0.041789 (0.02468) (-1.69332)	-0.147106 (0.04179) (-3.52042)	-0.030883 (0.02664) (-1.15942)
LSUI(-1)	0.008858 (0.08598) (0.10301)	-0.001954 (0.05583) (-0.03500)	-0.092988 (0.06248) (-1.48829)	0.150425 (0.09590) (1.56855)	0.005108 (0.06919) (0.07383)	0.882564 (0.04848) (18.2036)	-0.103336 (0.08209) (-1.25878)	-0.044374 (0.05233) (-0.84799)
LUK(-1)	-0.027721 (0.05508) (-0.50330)	-0.025741 (0.03577) (-0.71973)	-0.008011 (0.04002) (-0.20017)	-0.039538 (0.06143) (-0.64363)	-0.109513 (0.04432) (-2.47109)	-0.039245 (0.03106) (-1.26370)	0.775442 (0.05258) (14.7466)	-0.024431 (0.03352) (-0.72885)
LUSA(-1)	-0.101018 (0.09473) (-1.06644)	-0.026515 (0.06151) (-0.43106)	0.077108 (0.06883) (1.12024)	0.123519 (0.10565) (1.16914)	0.036385 (0.07622) (0.47737)	0.021286 (0.05341) (0.39852)	-0.127264 (0.09044) (-1.40722)	0.862514 (0.05765) (14.9616)
C	-0.193719 (0.31876) (-0.60773)	0.287530 (0.20699) (1.38911)	-0.149054 (0.23163) (-0.64351)	-0.878541 (0.35552) (-2.47113)	-0.638965 (0.25649) (-2.49121)	-0.036237 (0.17974) (-0.20161)	0.721164 (0.30433) (2.36967)	0.254205 (0.19399) (1.31037)
R-squared	0.980585	0.979889	0.985250	0.988244	0.980669	0.978891	0.987218	0.981157

Adj. R-squared	0.979381	0.978642	0.984335	0.987515	0.979470	0.977582	0.986425	0.979989
Sum sq. resid	0.521124	0.219739	0.275158	0.648253	0.337400	0.165684	0.475010	0.193014
S.E. equation	0.063559	0.041272	0.046185	0.070889	0.051142	0.035838	0.060682	0.038681
Log likelihood	189.1389	248.7238	233.2052	174.0767	219.1345	268.2063	195.5320	257.6715
Akaike AIC	189.2693	248.8543	233.3356	174.2071	219.2649	268.3368	195.6624	257.8019
Schwarz SC	189.4602	249.0452	233.5265	174.3981	219.4658	268.5277	195.8533	257.9928
Mean dependent	4.952148	6.415936	4.234096	4.913882	4.188764	5.572944	5.665785	4.809986
S.D. dependent	0.442633	0.282406	0.369006	0.634438	0.356930	0.239356	0.520821	0.273439
Determinant Residual Covariance		5.62E-23						
Log Likelihood		1968.526						
Akaike Information Criteria		1969.570						
Schwarz Criteria		1971.097						

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία του Johansen εκτιμώνται οι ιδιοτιμές του πίνακα Π και πραγματοποιούνται τα δύο τεστ (λ_{\max} και Trace) για την εκτίμηση της τάξης του. Τα αποτελέσματα είναι τα ακόλουθα :

Πίνακας 18α

ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ

0.375742
0.265647
0.166534
0.108595
0.0965375
0.0792707
0.036903
0.000968017

Πίνακας 18β : Τεστ Johansen για cointegration

Ho:rank=p	λ_{\max}	using T-nm	95% Trace	using T-nm	95%	
p == 0	65.02**	61.25**	51.4	179.4**	169**	156.0
p <= 1	42.61	40.14	45.3	114.3	107.7	124.2
p <= 2	25.14	23.68	39.4	71.73	67.57	94.2
p <= 3	15.86	14.94	33.5	46.59	43.89	68.5
p <= 4	14.01	13.2	27.1	30.73	28.95	47.2
p <= 5	11.4	10.74	21.0	16.72	15.75	29.7
p <= 6	5.189	4.888	14.1	5.323	5.014	15.4
p <= 7	0.1337	0.1259	3.8	0.1337	0.1259	3.8

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=5\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=1\%$

Παρατηρείται ότι και τα δύο τεστ εκτιμούν ότι η τάξη του Π ισούται με 1. Άρα, ο Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων Α και Β διαστάσεων $8*1$.

$$\Pi = A * B' = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_8 \end{bmatrix} * [\beta_1 \quad \beta_2 \quad \cdot \quad \cdot \quad \beta_8]$$

Έπειτα, εξετάζονται τα στοιχεία των πινάκων Α και Β για τον εντοπισμό τυχόν μηδενικών στοιχείων. Αρχικά δίνονται τα αποτελέσματα για τα στοιχεία του Α. Στη πρώτη στήλη του πίνακα 19α δίνεται η χώρα που αντιστοιχεί στο στοιχείο του πίνακα Α και στη δεύτερη στήλη δίνεται η πιθανότητα να γίνει λάθος αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση (H_0 = το στοιχείο του πίνακα Α είναι ίσο με 0).

Πίνακας 19α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,9217
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,3356
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,9778
ΙΤΑΛΙΑ	0,0007
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0621
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,6616
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0025
Η. Π. Α.	0,2394

Τα μόνα μη μηδενικά στοιχεία του πίνακα Α είναι αυτά που αντιστοιχούν σε Ιταλία και Μ. Βρετανία, ενώ η υπόθεση ότι ο συντελεστής της Ισπανίας είναι μηδέν δεν απορρίπτεται οριακά ($\alpha=5\%$). Τα αποτελέσματα των αντίστοιχων ελέγχων για τα στοιχεία του πίνακα Β είναι τα ακόλουθα :

Πίνακας 19β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0722
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,8172
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0005
ΙΤΑΛΙΑ	0,0034
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0405
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,1574
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0318
Η. Π. Α.	0,0034

Οι μοναδικές χώρες που δεν συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας είναι η Γερμανία, η Ελβετία και ίσως η Γαλλία. Σε συνδυασμό με τα αποτελέσματα του ελέγχου του πίνακα Α, οι τρεις αυτές χώρες πρέπει να αφαιρεθούν από το μοντέλο. Εξαιτίας της σχετικά οριακής τιμής που παίρνουμε για τον έλεγχο της μηδενικότητας του πρώτου στοιχείου του πίνακα Β (που αντιστοιχεί στη Γαλλία), προτιμάμε σε αρχικό τουλάχιστον στάδιο να μην αφαιρεθεί η Γαλλία από το μοντέλο¹.

Στη συνέχεια εκτιμάται ένα νέο VAR(1) μοντέλου με τις 6 μόνο χώρες (Η.Π.Α. Γαλλία, Μ. Βρετανία, Ιταλία, Ισπανία και Ολλανδία) για την ίδια περίοδο (1/1975-

¹ Τα αποτελέσματα της μελέτης αν αφαιρεθεί και η Γαλλία από το σύστημα, παρουσιάζονται στο παράρτημα Ε. Σε γενικές γραμμές τα συμπεράσματα είναι παρόμοια.

6/1986). Το μοντέλο είναι καλά ορισμένο (δεν υπάρχουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας). Το εκτιμηθέν μοντέλο είναι το ακόλουθο:

Πίνακας 20

	LFRA	LGER	LHOL	LITA	LUK	LUSA
LFRA(-1)	0.951620 (0.03575) (26.6206)	-0.044849 (0.02291) (-1.95785)	-0.020206 (0.02598) (-0.77786)	0.108829 (0.03976) (2.73706)	-0.001513 (0.03491) (-0.04333)	0.016076 (0.02160) (0.74416)
LGER(-1)	0.111722 (0.06207) (1.79983)	0.927273 (0.03978) (23.3114)	0.037187 (0.04511) (0.82440)	0.051206 (0.06904) (0.74164)	-0.044783 (0.06063) (-0.73867)	0.022461 (0.03751) (0.59876)
LHOL(-1)	-0.017808 (0.07755) (-0.22962)	0.116455 (0.04970) (2.34331)	0.952452 (0.05636) (16.9008)	-0.083777 (0.08626) (-0.97120)	0.135794 (0.07574) (1.79279)	0.028117 (0.04687) (0.59993)
LITA(-1)	0.011276 (0.02214) (0.50940)	0.032202 (0.01418) (2.27020)	0.012552 (0.01609) (0.78037)	0.954089 (0.02462) (38.7510)	0.059363 (0.02162) (2.74582)	0.031948 (0.01338) (2.38830)
LUK(-1)	0.032835 (0.03585) (0.91598)	-0.019636 (0.02297) (-0.85482)	-0.007487 (0.02605) (-0.28743)	-0.044189 (0.03987) (-1.10828)	0.903680 (0.03501) (25.8114)	-0.002527 (0.02166) (-0.11667)
LUSA(-1)	-0.072813 (0.09318) (-0.78143)	-0.032639 (0.05971) (-0.54661)	0.055088 (0.06771) (0.81358)	0.142308 (0.10364) (1.37307)	-0.111908 (0.09101) (-1.22966)	0.855955 (0.05631) (15.2008)
C	-0.278782 (0.30951) (-0.90072)	0.314637 (0.19834) (1.58636)	-0.210379 (0.22491) (-0.93538)	-0.704809 (0.34426) (-2.04729)	0.530237 (0.30230) (1.75403)	0.216828 (0.18704) (1.15924)
R-squared	0.979777	0.979734	0.984671	0.988056	0.985545	0.980436
Adj. R-squared	0.978844	0.978799	0.983964	0.987505	0.984878	0.979533
Sum sq. resids	0.530460	0.217829	0.280110	0.656272	0.506013	0.193722
S.E. equation	0.063878	0.040934	0.046419	0.071051	0.062389	0.038603
Log likelihood	186.0539	247.0212	229.7953	171.4750	189.2858	255.0553
Akaike AIC	186.1561	247.1233	229.8975	171.5772	189.3880	255.1575
Schwarz SC	186.3053	247.2725	230.0467	171.7264	189.5372	255.3066
Mean dependent	4.957831	6.419002	4.238586	4.917105	5.676462	4.814236
S.D. dependent	0.439176	0.281128	0.366557	0.635632	0.507348	0.269828
Determinant Residual		5.75E-17				
Covariance						
Log Likelihood		1395.141				
Akaike Information Criteria		1395.754				
Schwarz Criteria		1396.650				

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκε ξανά έλεγχος για ύπαρξη cointegration ανάμεσα στις σειρές, κάνοντας χρήση της μεθοδολογίας του Johansen. Οι ιδιοτιμές του πίνακα Π και οι έλεγχοι για την τάξη του δίνονται στους ακόλουθους πίνακες.

Πίνακας 21α

ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ

0.345913
0.180733
0.0881616
0.0852216
0.0508381
0.0028359

Πίνακας 21β : Τεστ Johansen για cointegration

Ho:rank=p	λ_{\max}	using T-nm 95% Trace			using T-nm 95%	
$p == 0$	58.58**	56.04**	39.4	118.7**	113.6**	94.2
$p \leq 1$	27.51	26.31	33.5	60.13	57.52	68.5
$p \leq 2$	12.74	12.18	27.1	32.62	31.2	47.2
$p \leq 3$	12.29	11.76	21.0	19.88	19.02	29.7
$p \leq 4$	7.2	6.887	14.1	7.592	7.262	15.4
$p \leq 5$	0.3919	0.3749	3.8	0.3919	0.3749	3.8

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=5\%$ (**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha=1\%$

Με τη βοήθεια και των δύο τεστ συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μία σχέση ισορροπίας μεταξύ των 6 αγορών. Ελέγχουμε τα στοιχεία των διαστάσεων 6×1 πινάκων A και B ($\Pi=A \cdot B$), προκειμένου να δούμε ποιες χώρες συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας (συμμετέχουν αυτές που τους αντιστοιχεί μη μηδενικό στοιχείο στο πίνακα B) και για ποιες χώρες ισχύει η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας (μηδενικό στοιχείο στο πίνακα A σημαίνει ότι για την αντίστοιχη χώρα ισχύει η ασθενής εξωγένεια). Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τους πίνακες A και B δίνονται αντίστοιχα στους επόμενους δύο πίνακες :

Πίνακας 22α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,6546
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,7789
ΙΤΑΛΙΑ	0,0019
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0429
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0008
Η. Π. Α.	0,2124

Πίνακας 22β

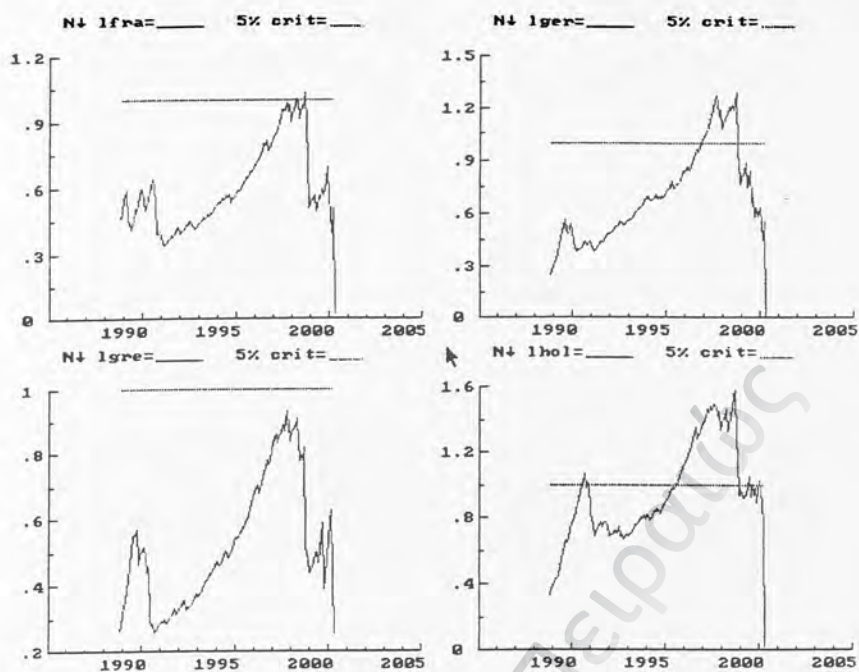
ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0064
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0003
ΙΤΑΛΙΑ	0,0002
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0045
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0124
Η. Π. Α.	0,0010

Από τους ελέγχους προκύπτει ότι ενώ όλες οι χώρες συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας, μόνο η Ιταλία, η Ισπανία και η Μ. Βρετανία προσαρμόζονται σε αυτή. Οι υπόλοιπες τρεις χώρες είναι ασθενώς εξωγενείς. Βλέπουμε λοιπόν ότι η χρήση παλιότερων δεδομένων οδηγεί σε εντελώς διαφορετικά συμπεράσματα σχετικά με το ρόλο των Η.Π.Α. Σε αυτό πλέον το μοντέλο, οι Η.Π.Α. παίζουν καθοριστικό ρόλο, αφού συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας. Επιπλέον, σε περίπτωση αποκλίσεων από τη σχέση ισορροπίας η Ιταλία, η Ισπανία και η Μ. Βρετανία είναι οι χώρες που θα κινηθούν ώστε να αποκατασταθεί η ισορροπία, σε αντίθεση με τις Η.Π.Α. που μένουν αμέτοχες σε αυτό (το γεγονός αυτό δείχνει εν μέρει ένα κυρίαρχο ρόλο της αμερικανικής αγοράς).

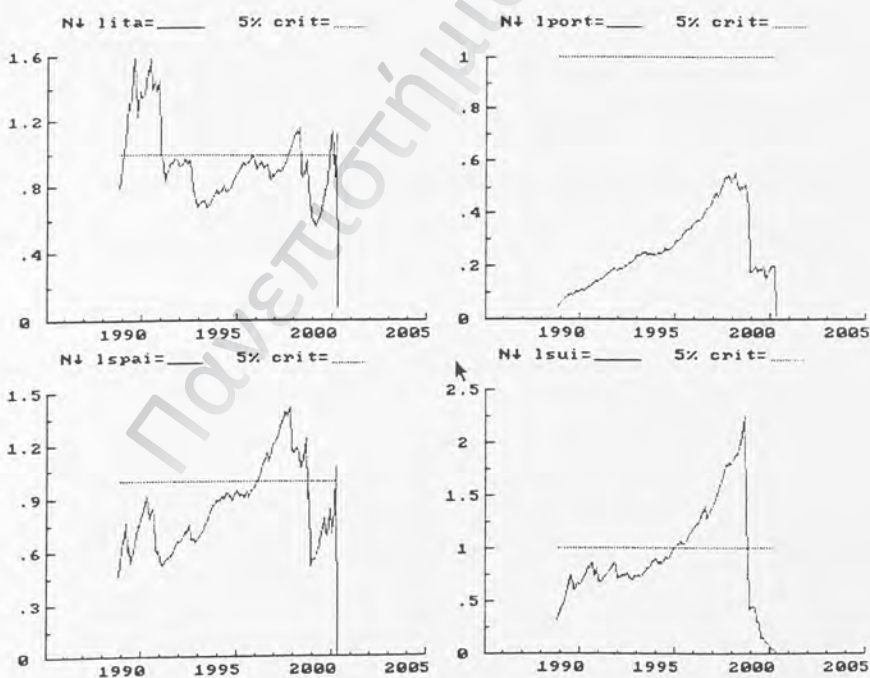
9. Έλεγχος σταθερότητας των μοντέλων

Μέχρι αυτό το σημείο δεν έχει γίνει καμιά αναφορά σχετικά με τη σταθερότητα των μοντέλων που εκτιμήθηκαν. Είναι γνωστό ότι η αστάθεια ενός μοντέλου μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένα αποτελέσματα τον ερευνητή. Τα αποτελέσματα από τα διάφορα τεστ που διενεργούνται δεν είναι καθόλου αξιόπιστα αν το μοντέλο είναι ασταθές.

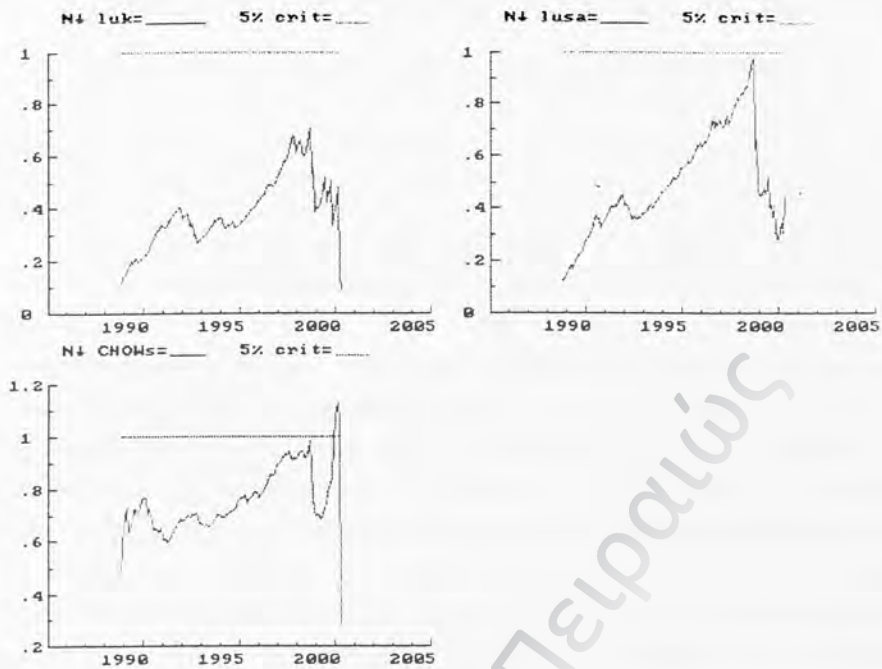
Πρώτα-πρώτα, θα εξεταστεί το αρχικό μοντέλο με τις 10 χώρες για τη περίοδο 3/1986-4/2000. Πραγματοποιήθηκαν τεστ Chow προκειμένου να ελεγχθεί η σταθερότητα του μοντέλου. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στα ακόλουθα γραφήματα. Το κάθε γράφημα δείχνει την σταθερότητα για μία από τις 10 εξισώσεις του μοντέλου. Η κόκκινη (ευθεία) γραμμή είναι η 5% critical value του τεστ Chow. Πρόβλημα αστάθειας υπάρχει αν η μοβ γραμμή περνάει πάνω από τη μπλε. Είναι φανερό ότι πρόβλημα παρουσιάζεται στις περισσότερες εξισώσεις, ενώ και το συνολικό Chow τεστ απορρίπτει την υπόθεση της ευστάθειας.



Σχήμα 4α



Σχήμα 4β



Σχήμα 4γ

Άρα, όλα τα αποτελέσματα που είχαν προκύψει από τη χρήση του συγκεκριμένου μοντέλου δεν είναι αξιόπιστα. Στη συνέχεια, θα ακολουθηθεί μια μεθοδολογία που θα οδηγήσει στην εκτίμηση ενός ευσταθούς μοντέλου, στα πλαίσια του οποίου θα μπορούν να εξεταστούν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων. Αρχικά, γίνεται μια σύντομη περιγραφή της μεθόδου στη γενική της μορφή.

Έστω $Z_t = \{ X_{1t}, \dots, X_{\eta t} \}$. Θεωρούμε ένα VAR(K) μοντέλο για τη σειρά Z_t :

$$Z_t = \mu + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_K Z_{t-K} + \varepsilon_t \quad (6)$$

όπου ε_t μια κανονική IID σειρά.

Έστω Ω ο πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των ε_t .

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \dots & \omega_{1\eta} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \dots & \omega_{2\eta} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{\eta 1} & \omega_{\eta 2} & \dots & \omega_{\eta\eta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \dots & \omega_{1\nu} & \dots & \omega_{1\eta} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{\nu 1} & & \omega_{\nu\nu} & & \vdots \\ \vdots & & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{\eta 1} & \dots & \dots & \dots & \omega_{\eta\eta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}$$

$\begin{matrix} \uparrow v^*v \\ \downarrow \eta-v^*v \end{matrix}$

$\begin{matrix} \uparrow v^*\eta-v \\ \downarrow \eta-v^*\eta-v \end{matrix}$

Το ECM που αντιστοιχεί στο μοντέλο (6) είναι το ακόλουθο :

$$\Delta Z_T = \mu + \Gamma_1 \Delta Z_{T-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{T-k+1} + \Pi Z_{T-1} + \varepsilon_T \quad (7)$$

όπου $\Gamma_i = -(A_{i+1} - \dots - A_k)$, $i=1, \dots, k-1$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

Στη περίπτωση που το αρχικό VAR μοντέλο είναι ασταθές, όλοι οι έλεγχοι που γίνονται με βάση το μοντέλο αυτό και τα όποια αποτελέσματα προκύπτουν, δεν είναι αξιόπιστα. Η αστάθεια του μοντέλου μπορεί να έχει επηρεάσει την αποτελεσματικότητα πολλών στατιστικών ελέγχων, με αποτέλεσμα να οδηγηθεί ο ερευνητής σε λάθος συμπεράσματα. Έτσι, ακόμα και ο έλεγχος Johansen για cointegration μπορεί να δώσει λάθος αποτελέσματα λόγω της αστάθειας του μοντέλου. Μια προσπάθεια για την αντιμετώπιση του προβλήματος της αστάθειας είναι να εκμεταλλευτούμε τυχόν εξωγένεια ορισμένων σειρών του αρχικού μοντέλου και να εκτιμηθεί ένα σύστημα λιγότερων εξισώσεων, με την ελπίδα να υπάρχει σταθερότητα στα πλαίσια του νέου μοντέλου. Στη μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί, δεν πραγματοποιείται κανένας έλεγχος στα πλαίσια του μοντέλου που παρουσιάζει αστάθεια, γιατί τα αποτελέσματα δεν θα ήταν αξιόπιστα. Απλά γίνεται ένας εποπτικός έλεγχος για την ύπαρξη ή όχι αστάθειας. Σε περίπτωση προβλήματος αστάθειας, εγκαταλείπεται το συγκεκριμένο μοντέλο και ακολουθείται μια μεθοδολογία για την εκτίμηση ενός νέου σταθερού μοντέλου, το οποίο να δίνει τη δυνατότητα να εκτιμηθούν οι παράμετροι ενδιαφέροντος (δηλαδή η χρήση του νέου μοντέλου δεν θα οδηγήσει σε απώλεια πληροφόρησης σε ότι αφορά τις παραμέτρους ενδιαφέροντος).

Είναι γνωστό από τη θεωρία των πιθανοτήτων ότι αν Z_t είναι μια συνάρτηση πυκνότητας-πιθανότητας και $Z_t = \{Z_{1t}, Z_{2t}\}$, τότε :

$$\Phi(Z_T / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, \theta) = \Phi(Z_{1T} / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, Z_{2T}, \lambda) * \Phi(Z_{2T} / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, \xi) \quad (8)$$

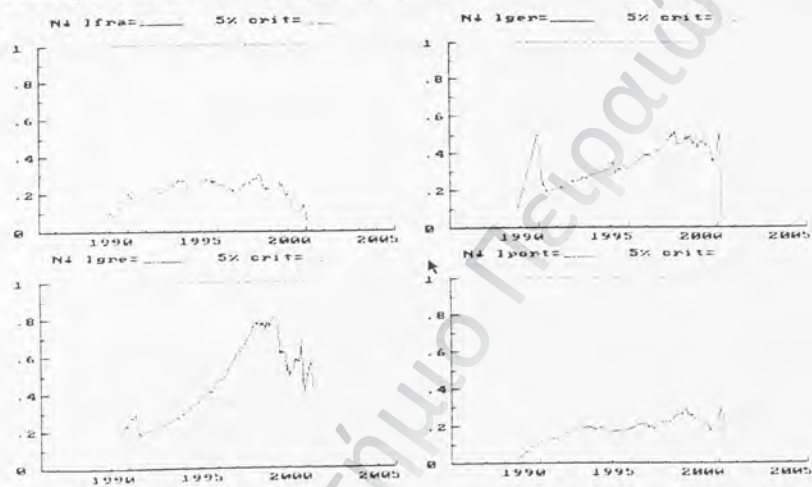
Μπορούμε να περιοριστούμε στην εκτίμηση μόνο της $\Phi(Z_{1T} / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, Z_{2T}, \lambda)$ και να αγνοήσουμε την $\Phi(Z_{2T} / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, \xi)$, εφόσον οι Z_{2t} είναι εξωγενείς.

Επανερχόμαστε στο αρχικό VAR(K) μοντέλο και έστω $Z_t = \{Z_{1t}, Z_{2t}\}$, όπου Z_{2t} είναι οι μεταβλητές που πιστεύεται ότι δημιουργούν το πρόβλημα της αστάθειας (έστω ότι έχουμε η-ν τέτοιες μεταβλητές). Η $\Phi(Z_{1T} / Z_{T-1}, \dots, Z_{T-k}, Z_{2t}, \lambda)$ της ισότητας (8), αντιστοιχεί στο εξής μοντέλο :

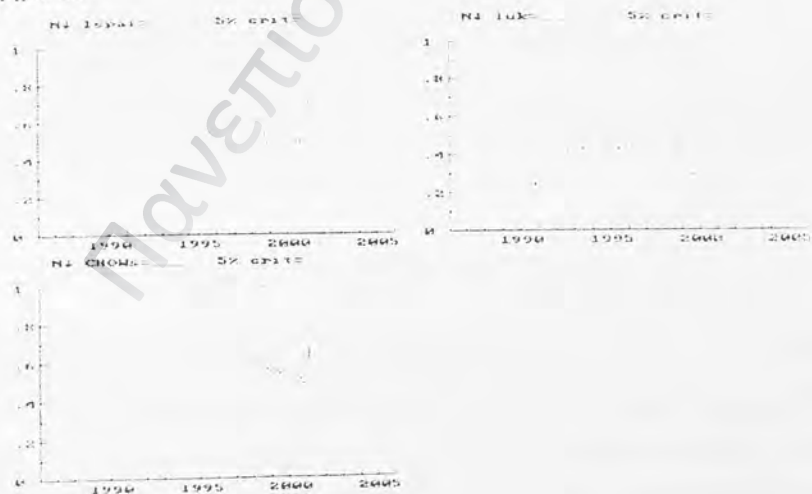
$$Z_{1T} = \mu + \Lambda Z_{2T} + A_1 Z_{T-1} + \dots + A_k Z_{T-k} + \varepsilon_{1T} \quad (9)$$

Ο πίνακας Π' δεν είναι πλέον τετραγωνικός (είναι διαστάσεων $n^* \times n$) και επομένως δεν είναι δυνατόν να εφαρμοστεί το τεστ Johansen για το προσδιορισμό της τάξης του. Σε αυτό το σημείο μπορούν να γίνουν μόνο υποθέσεις για τη τάξη του Π'.

Επιστρέφοντας στο αρχικό VAR μοντέλο με τις 10 χώρες για τη περίοδο 3/1986-4/2000, τα Chow τεστ έδειξαν ότι υπάρχει έντονο πρόβλημα αστάθειας. Μετά από δοκιμές παρατηρήθηκε ότι οι μεταβλητές που δημιουργούν την αστάθεια είναι αυτές της Ολλανδίας, της Ελβετίας, της Ιταλίας και των Η.Π.Α. Πιο συγκεκριμένα, εξωγεντοποιώντας αυτές τις 4 μεταβλητές και εκτιμώντας ένα μοντέλο με δύο lags, τα αποτελέσματα των Chow τεστ είναι τα ακόλουθα :



Σχήμα 5α



Σχήμα 5β

Το νέο μοντέλο είναι το $\Phi(Z_{1T} / Z_{T-1}, Z_{T-2}, Z_{2T}, \lambda)^1$, όπου $Z_{1T} = \{\text{Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Πορτογαλία, Ισπανία, και Μ. Βρετανία}\}$ και $Z_{2T} = \{\text{Ολλανδία, Ελβετία, Ιταλία και Η.Π.Α.}\}$. Πιο αναλυτικά, το νέο μοντέλο, που όπως δείχνουν τα Chow τεστ είναι ευσταθές, γράφεται ως εξής :

$$Z_{1T} = \mu + \Lambda Z_{2T} + A_1 Z_{T-1} + A_2 Z_{T-2} + \varepsilon_{1T} \quad (11)$$

Πρέπει να τονιστεί ότι το παραπάνω μοντέλο είναι σχετικά καλά ορισμένο. Υπάρχουν μικρά προβλήματα αυτοσυσχέτισης, τα οποία δεν μπορούν να λυθούν ακόμα και αν προστεθούν επιπλέον υστερήσεις. Η επιλογή δύο υστερήσεων οδηγεί σε ένα αρκετά καλά ορισμένο μοντέλο, χωρίς να χάνονται πολλοί βαθμοί ελευθερίας. Η VEC μορφή του μοντέλου είναι η ακόλουθη :

$$\Delta Z_{1T} = \mu' + \Gamma'_0 \Delta Z_{2T} + \Pi' Z_{T-1} + \Gamma'_1 \Delta Z_{T-1} + \varepsilon_{1T} \quad (12)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1T} \\ \Delta X_{2T} \\ \vdots \\ \Delta X_{6T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{1,4} \\ \gamma_{2,1} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{6,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{6,4} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta X_{7,T} \\ \vdots \\ \Delta X_{10,T} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{1,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{1,10} \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \pi_{6,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{6,10} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X_{1,T} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{10,T} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma'_{1,10} \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma'_{6,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma'_{6,10} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,T-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta Z_{10,T-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,T} \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_{6,T} \end{bmatrix}$$

Στο σημείο αυτό μπορούν να γίνουν μόνο υποθέσεις σχετικά με τη τάξη του πίνακα Π' . Θα εξεταστούν ξεχωριστά οι επόμενες τρεις περιπτώσεις : $\text{rank}\Pi=0, 1$ και 2.

1. **rank $\Pi=0$** : Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\Delta Z_{1T} = \mu' + \Gamma'_0 \Delta Z_{2T} + \Gamma'_1 \Delta Z_{T-1} + \varepsilon_{1T} \quad (13)$$

Όπως παρατηρείται, δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Στα πλαίσια αυτού του μοντέλου μπορούν να γίνουν έλεγχοι για granger-causality, καθώς και για ταυτόχρονη (σε ίδιο χρόνο) εξάρτηση μεταξύ

¹ Η εκτίμηση του μοντέλου παρουσιάζεται στο παράρτημα ΣΤ(Α).

ενδογενών και εξωγενών μεταβλητών (δηλαδή έλεγχος εξάρτησης μεταξύ π.χ. $\Delta X_{1,t}$ και $\Delta X_{7,t}$), σε επίπεδο πρώτων διαφορών (αποδόσεων).

Οι αριθμοί του πίνακα 23 δίνουν τη πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, όπου $H_0 =$ η χώρα της αντίστοιχης γραμμής δεν εξαρτάται από τη χώρα της αντίστοιχης στήλης για την ίδια χρονική στιγμή (contemporaneous dependence).

Πίνακας 23

	ΟΛΛΑΝΔΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	Η.Π.Α.	ΕΛΒΕΤΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,0003	0,0001	0,0453	0,0034
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000	0,0158	0,3521	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,9189	0,7042	0,1037	0,2199
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,8207	0,3949	0,0297	0,0211
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,1593	0,0022	0,0249	0,0017
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000	0,6978	0,0000	0,0764

Παρατηρείται ότι υπάρχουν έντονες εξαρτίσεις μεταξύ των χωρών. Η Γαλλία εξαρτάται και από τις 4 εξωγενείς χώρες, ενώ η Ελλάδα είναι η μόνη από τις ενδογενείς χώρες που δεν εξαρτάται από καμία από τις 4 εξωγενείς χώρες.

Οι αριθμοί στους επόμενους δύο πίνακες δίνουν τη πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, όπου $H_0 =$ η χώρα της αντίστοιχης στήλης δεν "granger-cause" τη χώρα της αντίστοιχης γραμμής (για 1 lag).

Πίνακας 24α

	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,6668	0,7989	0,4978	0,1169	0,2062
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,8083	0,6339	0,4811	0,3999	0,1384
ΕΛΛΑΔΑ	0,6327	0,1673	0,5591	0,0397	0,4753
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,5961	0,0241	0,0187	0,0432	0,8414
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,9727	0,5582	0,5499	0,1800	0,3346
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0601	0,4408	0,7858	0,9867	0,1987

Πίνακας 24β

	Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	ΟΛΛΑΝΔΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	Η.Π.Α.	ΕΛΒΕΤΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,5320	0,5513	0,3367	0,7881	0,7407
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,7843	0,3300	0,0479	0,8773	0,5046
ΕΛΛΑΔΑ	0,6423	0,0210	0,0990	0,0631	0,2804
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,6765	0,0438	0,3282	0,0209	0,5512
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0809	0,0494	0,1364	0,2097	0,5418
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,6358	0,9719	0,3296	0,5885	0,3463

Τη μεγαλύτερη εξάρτιση παρουσιάζει η Πορτογαλία και ακολουθεί η Ελλάδα. Σε γενικές γραμμές πάντως δεν υπάρχουν πολλές εξαρτίσεις.

2. Rank=1: Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1r} \\ \Delta X_{2r} \\ \vdots \\ \Delta X_{6r} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{1,4} \\ \gamma_{2,1} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{6,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{6,4} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta X_{7,r} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta X_{10,r} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_6 \end{bmatrix} [\beta_1 \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \beta_{10}] * \begin{bmatrix} X_{1,r} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_{10,r} \end{bmatrix} + \\
 \begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \cdot & \cdot & \gamma'_{1,10} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma'_{6,1} & \cdot & \cdot & \gamma'_{6,10} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,r-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_{10,r-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,r} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{6,r} \end{bmatrix}$$

Ελέγχοντας τους συντελεστές α, εξετάζεται αν η i-μεταβλητή προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας, ενώ τα β_i δείχνουν αν η i-μεταβλητή συμμετέχει στη σχέση ισορροπίας. Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τα στοιχεία των πινάκων Α και Β' δίνονται στους επόμενους πίνακες αντίστοιχα :

Πίνακας 25α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0000
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,0000
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0000
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0000
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000

Πίνακας 25β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0681
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,0887
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,1449
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0008
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0013
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
Η.Π.Α.	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0000
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0000

Όπως προκύπτει από τα παραπάνω αποτελέσματα όλες οι ενδογενείς μεταβλητές προσαρμόζονται στη σχέση ισορροπίας, στην οποία συμμετέχουν και οι 10 χώρες εκτός από την Γαλλία, την Ελλάδα και τη Πορτογαλία.

3. RankΠ=2: Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} \\ \vdots \\ \Delta X_{6,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{1,4} \\ \gamma_{2,1} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{6,1} & \cdot & \cdot & \gamma_{6,4} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta X_{7,t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta X_{10,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{1,1} & \alpha_{1,2} \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \alpha_{6,1} & \alpha_{6,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1,1} & \beta_{2,1} & \cdot & \cdot & \beta_{10,1} \\ \beta_{1,2} & \beta_{2,2} & \cdot & \cdot & \beta_{10,2} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_{10,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma'_{1,10} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma'_{6,1} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma'_{6,10} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_{10,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{6,t} \end{bmatrix}$$

Η i -σειρά του πίνακα Α δείχνει αν η i -μεταβλητή προσαρμόζεται σε κάποια από τις δύο σχέσεις ισορροπίας, ενώ η i -στήλη του πίνακα Β' δείχνει αν η i -μεταβλητή συμμετέχει σε κάποια από τις δύο σχέσεις ισορροπίας. Τα αποτελέσματα από τους ελέγχους των στοιχείων των πινάκων Α και Β' δίνονται στους επόμενους πίνακες αντίστοιχα :

Πίνακας 26α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0000
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,0001
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0000
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0000
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000

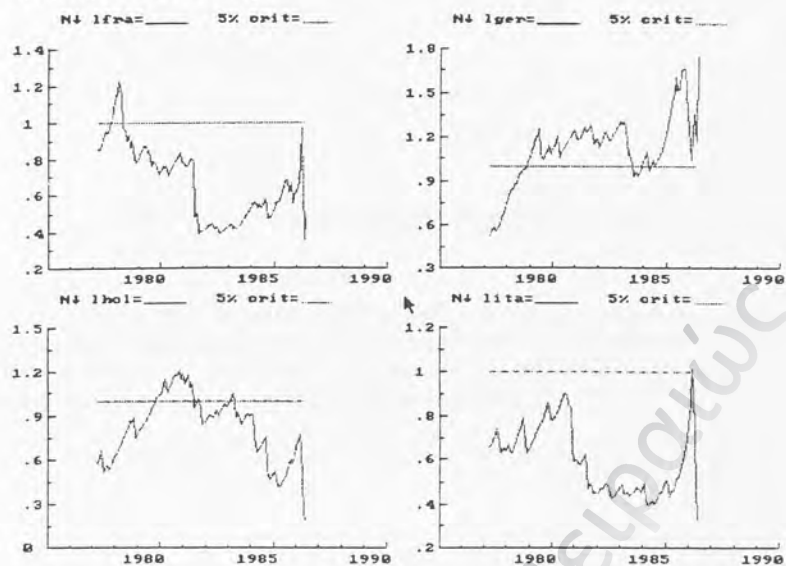
Πίνακας 26β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0003
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΛΑΔΑ	0,1981
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	0,0004
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0000
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0003
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
Η.Π.Α.	0,0002
ΙΤΑΛΙΑ	0,0000
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0000

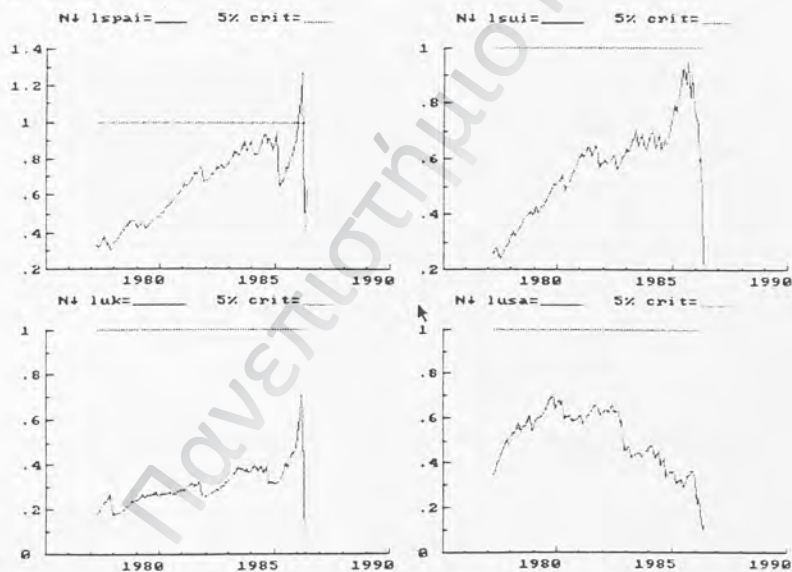
Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές προσαρμόζονται στη σχέση ισορροπίας, στην οποία συμμετέχουν και οι 10 χώρες εκτός από την Ελλάδα.

Ανάλογος έλεγχος για τυχόν αστάθεια του μοντέλου πρέπει να γίνει και στο δεύτερο VAR(1) μοντέλο που εκτιμήθηκε με 8 χώρες για τη περίοδο 1/1975-6/1986.

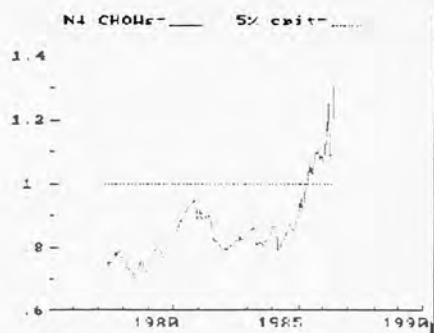
Τα ακόλουθα γραφήματα από τα Chow τεστ δείχνουν ότι και πάλι υπάρχουν προβλήματα αστάθειας.



Σχήμα 6α

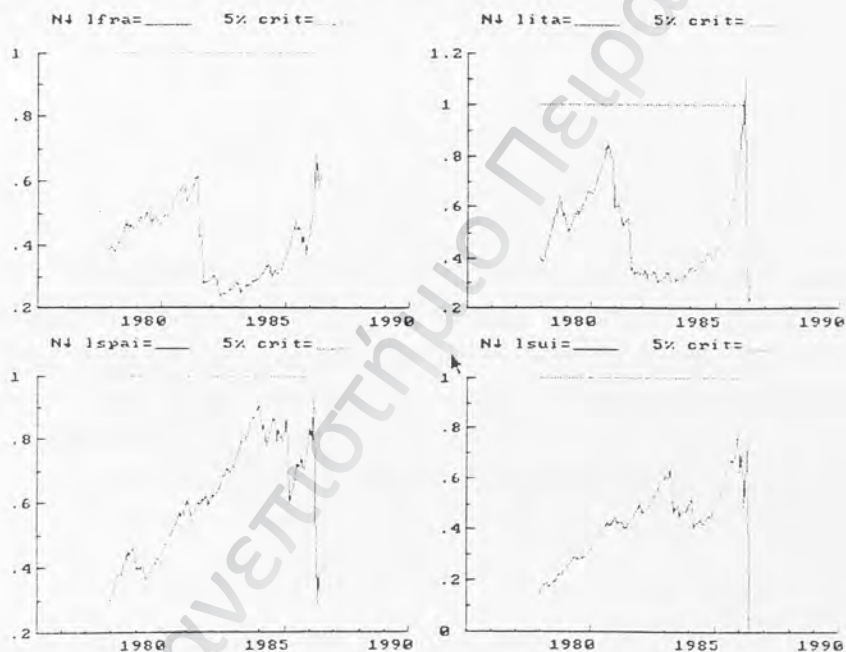


Σχήμα 6β

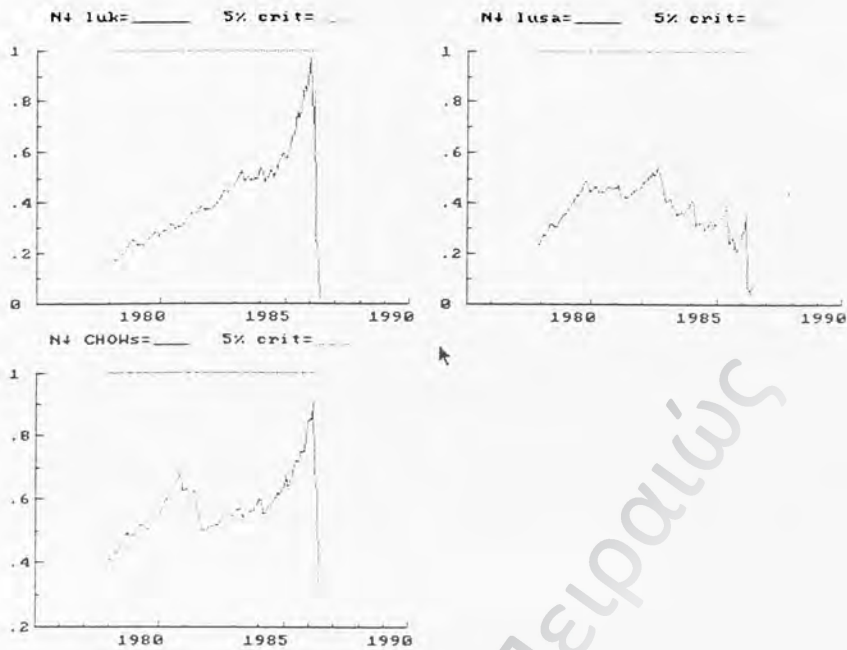


Σχήμα 6γ

Μετά από δοκιμές παρατηρήθηκε ότι οι μεταβλητές που δημιουργούν την αστάθεια είναι αυτές της Ολλανδίας και της Γερμανίας. Πιο συγκεκριμένα, εξωγεντοποιώντας αυτές τις 2 μεταβλητές και εκτιμώντας ένα μοντέλο με δύο lags, τα αποτελέσματα των Chow τεστ είναι τα ακόλουθα :



Σχήμα 7α



Σχήμα 7β

Είναι φανερό ότι το νέο μοντέλο δεν έχει προβλήματα αστάθειας. Προτιμήθηκε η εισαγωγή δύο lags στο σύστημα, προκειμένου να αντιμετωπιστούν μερικά προβλήματα αυτοσυσχέτισης που υπήρχαν στο μοντέλο με 1 lag. Έτσι, το νέο μοντέλο είναι σταθερό και δεν έχει καθόλου προβλήματα αυτοσυσχέτισης ή ετεροσκεδαστικότητας.

Το νέο μοντέλο είναι το $\Phi(Z_{1T} / Z_{T-1}, Z_{T-2}, Z_{2T}, \lambda)^1$, όπου $Z_{1T} = \{\text{Γαλλία, Ισπανία, Ελβετία, Η.Π.Α. Ιταλία και Μ. Βρετανία}\}$ και $Z_{2T} = \{\text{Ολλανδία και Γερμανία}\}$. Πιο αναλυτικά, το νέο μοντέλο γράφεται ως εξής :

$$Z_{1T} = \mu + \lambda Z_{2T} + A_1 Z_{T-1} + A_2 Z_{T-2} + \varepsilon_{1T} \quad (14)$$

Η VEC μορφή του μοντέλου είναι η ακόλουθη :

$$\Delta Z_{1T} = \mu' + \Gamma'_0 \Delta Z_{2T} + \Pi' Z_{T-1} + \Gamma'_1 \Delta Z_{T-1} + \varepsilon_{1T} \quad (15)$$

¹ Η εκτίμηση του μοντέλου παρουσιάζεται στο παράρτημα ΣΤ(Β).

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,\tau} \\ \Delta X_{2,\tau} \\ \vdots \\ \Delta X_{6,\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \gamma_{1,2} \\ \vdots & \vdots \\ \gamma_{6,1} & \gamma_{6,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{7,\tau} \\ \Delta X_{8,\tau} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{1,1} & \dots & \pi_{1,8} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \pi_{6,1} & \dots & \pi_{6,8} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X_{1,\tau} \\ \vdots \\ X_{8,\tau} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \dots & \gamma'_{1,8} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma'_{6,1} & \dots & \gamma'_{6,8} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,\tau-1} \\ \vdots \\ \Delta Z_{8,\tau-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,\tau} \\ \vdots \\ \varepsilon_{6,\tau} \end{bmatrix}$$

Στο σημείο αυτό μπορούν να γίνουν μόνο υποθέσεις σχετικά με τη τάξη του πίνακα Π' . Θα εξεταστούν ξεχωριστά οι επόμενες τρεις περιπτώσεις : $\text{rank}\Pi=0, 1$ και 2 .

1. $\text{rank}\Pi=0$: Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\Delta Z_{1\tau} = \mu' + \Gamma'_0 \Delta Z_{2\tau} + \Gamma'_1 \Delta Z_{\tau-1} + \varepsilon_{1\tau} \quad (16)$$

Όπως παρατηρείται, δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Στα πλαίσια αυτού του μοντέλου μπορούν να γίνουν έλεγχοι για granger-causality, καθώς και για ταυτόχρονη (σε ίδιο χρόνο) εξάρτηση μεταξύ ενδογενών και εξωγενών μεταβλητών (δηλαδή έλεγχος εξάρτησης μεταξύ π.χ. $\Delta X_{1,\tau}$ και $\Delta X_{7,\tau}$), σε επίπεδο πρώτων διαφορών (αποδόσεων).

Οι αριθμοί του επόμενου πίνακα δίνουν τη πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί τη μηδενική υπόθεση, όπου $H_0 = \eta$ χώρα της αντίστοιχης γραμμής δεν εξαρτάται από τη χώρα των αντίστοιχης στήλης για την ίδια χρονική στιγμή (contemporaneous dependence).

Πίνακας 27

	ΟΛΛΑΝΔΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,0000	0,5115
ΙΤΑΛΙΑ	0,0141	0,9406
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,4605	0,6620
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0000	0,0000
Μ.ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000	0,2532
Η.Π.Α.	0,0000	0,9802

Παρατηρούμε ότι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές με εξαίρεση την Ισπανία, επηρεάζονται από την Ολλανδία, ενώ η Γερμανία επηρεάζει μόνο τη Ελβετία.

Οι αριθμοί στους επόμενους δύο πίνακες δίνουν τη πιθανότητα να κάνουμε λάθος αν απορριφθεί τη μηδενική υπόθεση, όπου $H_0 =$ η χώρα της αντίστοιχης στήλης δεν granger-cause τη χώρα της αντίστοιχης γραμμής (για 1 lag).

Πίνακας 28α

	ΓΑΛΛΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ	ΕΛΒΕΤΙΑ	Μ.ΒΡΕΤΑΝΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,7884	0,9261	0,3020	0,7574	0,8240
ΙΤΑΛΙΑ	0,4537	0,0736	0,2002	0,1183	0,7007
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,3387	0,5205	0,0455	0,5496	0,2987
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,4947	0,9391	0,2868	0,5786	0,2398
Μ.ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,4604	0,5132	0,7000	0,1007	0,1530
Η.Π.Α.	0,7737	0,4918	0,3382	0,6071	0,8009

Πίνακας 28β

	Η.Π.Α.	ΟΛΛΑΝΔΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	0,8968	0,2899	0,5882
ΙΤΑΛΙΑ	0,3782	0,2846	0,7821
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0678	0,7480	0,0172
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,2657	0,2403	0,0980
Μ.ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0810	0,9053	0,7473
Η.Π.Α.	0,8547	0,9785	0,7935

Χρησιμοποιώντας $\alpha=5\%$, μόνο σε δύο περιπτώσεις απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Πιο συγκεκριμένα, η Γερμανία "granger-cause" την Ισπανία, ενώ η Ισπανία επηρεάζεται και από το παρελθόν της.

2. RankΠ=1: Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} \\ \vdots \\ \Delta X_{6,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \gamma_{1,2} \\ \vdots & \vdots \\ \gamma_{6,1} & \gamma_{6,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{7,t} \\ \Delta X_{8,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_6 \end{bmatrix} [\beta_1 \quad \dots \quad \beta_8]^* \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ \vdots \\ X_{8,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \dots & \gamma'_{1,8} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma'_{6,1} & \dots & \gamma'_{6,8} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,t-1} \\ \vdots \\ \Delta Z_{8,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{6,t} \end{bmatrix}$$

Ελέγχοντας τους συντελεστές α_i εξετάζεται αν η i -μεταβλητή προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας, ενώ τα β_i δείχνουν αν η i -μεταβλητή συμμετέχει στη σχέση ισορροπίας. Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τα στοιχεία των πινάκων A και B δίνονται στους επόμενους πίνακες αντίστοιχα :

Πίνακας 29α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0095
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0725
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0000
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000
Η.Π.Α.	0,0000

Πίνακας 29β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,7491
ΙΤΑΛΙΑ	0,0007
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0837
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0002
Η.Π.Α.	0,0067
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0137

Οι έλεγχοι αποδεικνύουν ότι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκτός από την Ισπανία προσαρμόζονται στη σχέση ισορροπίας. Στην σχέση ισορροπίας συμμετέχουν 6 χώρες (Ιταλία, Ισπανία, Μ. Βρετανία, Η.Π.Α., Ολλανδία και Γερμανία).

3. RankΠ=2: Το μοντέλο παίρνει την εξής μορφή :

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,\tau} \\ \Delta X_{2,\tau} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta X_{6,\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \mu_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \gamma_{1,2} \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \gamma_{6,1} & \gamma_{6,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{7,\tau} \\ \Delta X_{8,\tau} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{1,1} & \alpha_{1,2} \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \alpha_{6,1} & \alpha_{6,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1,1} & \beta_{2,1} & \cdot & \beta_{8,1} \\ \beta_{1,2} & \beta_{2,2} & \cdot & \beta_{8,2} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X_{1,\tau} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_{8,\tau} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma'_{1,1} & \cdot & \cdot & \gamma'_{1,8} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma'_{6,1} & \cdot & \cdot & \gamma'_{6,8} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta Z_{1,\tau-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_{8,\tau-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,\tau} \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{6,\tau} \end{bmatrix}$$

Η i-σειρά του πίνακα A δείχνει αν η i-μεταβλητή προσαρμόζεται σε κάποια από τις δύο σχέσεις ισορροπίας, ενώ η i-στήλη του πίνακα B' δείχνει αν η i-μεταβλητή συμμετέχει σε κάποια από τις δύο σχέσεις ισορροπίας. Τα αποτελέσματα από τους ελέγχους των στοιχείων των πινάκων A και B' δίνονται στους πίνακες 30α και 30β αντίστοιχα :

Πίνακας 30α

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,0000
ΙΤΑΛΙΑ	0,0229
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0955
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,0000
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000
Η.Π.Α.	0,0000

Πίνακας 30β

ΧΩΡΑ	Prob
ΓΑΛΛΙΑ	0,5562
ΙΤΑΛΙΑ	0,0000
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0000
ΕΛΒΕΤΙΑ	0,2229
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0000
Η.Π.Α.	0,0066
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0000
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0,0035

Παρατηρούμε ότι τα αποτελέσματα είναι ίδια με τη προηγούμενη περίπτωση που υποθέσαμε $\text{rank}P=1$. Όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκτός από την Ισπανία προσαρμόζονται στη σχέση ισορροπίας, στην οποία συμμετέχουν 6 χώρες (Ιταλία, Ισπανία, Μ. Βρετανία, Η.Π.Α., Ολλανδία και Γερμανία).

10. Σύνοψη αποτελεσμάτων

Αντικείμενο εξέτασης της συγκεκριμένης μελέτης ήταν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων. Τα τελευταία χρόνια σημαντικές αλλαγές έχουν συμβεί στον χρηματοοικονομικό χώρο (βαθμιαία κατάργηση των περιορισμών στη κίνηση κεφαλαίων, τεχνολογική πρόοδος κ.α.), με αποτέλεσμα να αλλάξει ριζικά η μορφολογία της παγκόσμιας οικονομίας. Όλοι πλέον μιλάνε για τη παγκοσμιοποίηση στο χώρο της οικονομίας. Οι οικονομικές εξελίξεις σε μία χώρα επηρεάζουν συχνά το σύνολο της παγκόσμιας οικονομίας. Άμεσο αποτέλεσμα αυτών των εξελίξεων είναι να αυξηθούν και οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματαγορών. Προκειμένου λοιπόν να μελετηθούν οι σχέσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων, επιλέχθηκαν να εξεταστούν οι αγορές των εξής χωρών : Η.Π.Α., Μ. Βρετανία, Γερμανία, Γαλλία, Ολλανδία, Ελβετία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία και Ελλάδα. Συνοπτικά τα αποτελέσματα της μελέτης είναι τα ακόλουθα :

A) Αγνοώντας τα όποια προβλήματα αστάθειας των μοντέλων που χρησιμοποιήθηκαν, προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα :

- Για τη περίοδο 3/1986-4/2000, υπάρχει μία σχέση ισορροπίας μεταξύ Γερμανίας, Ελλάδας, Ολλανδίας, Πορτογαλίας, Ισπανίας, Ελβετίας και Μ. Βρετανίας. Οι μόνες όμως χώρες που προσαρμόζονται σε αυτή τη σχέση ισορροπίας είναι η Ελλάδα, η Πορτογαλία και η Μ. Βρετανία. Για αυτές τις τρεις χώρες συνεπάγεται ότι έχουν μη αποτελεσματικές αγορές.
- Μία πολύ σημαντική παρατήρηση στα παραπάνω αποτελέσματα είναι ότι οι Η.Π.Α. δεν συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας. Το φαινόμενο αυτό έρχεται σε συμφωνία με ορισμένες παλιότερες μελέτες που παρατηρούσαν ότι τα τελευταία χρόνια υπάρχει μία τάση για μείωση της εξάρτησης των ευρωπαϊκών αγορών από την αμερικάνικη. Η τάση αυτή μπορεί να οφείλεται στη κοινή πορεία των χωρών-μελών της Ε.Ε. προς την οικονομική και νομισματική ενοποίηση. Με σκοπό να εξεταστεί το κατά πόσο οι Η.Π.Α. συμμετείχαν παλιότερα σε κάποια σχέση ισορροπίας με τις ευρωπαϊκές αγορές, μελετήθηκε η περίοδος 1/1975-6/1986. Πράγματι, για αυτή τη περίοδο, βρέθηκε ότι υπάρχει μία σχέση ισορροπίας, στην οποία συμμετέχουν η Γαλλία, η Ολλανδία, η Ιταλία, η Ισπανία, η Μ. Βρετανία και οι Η.Π.Α. Οι μόνες χώρες που προσαρμόζονται σε αυτή τη σχέση ισορροπίας είναι η Ιταλία, η Ισπανία και η Μ. Βρετανία.

B) Λαμβάνοντας υπόψη την αστάθεια των εκτιμημένων μοντέλων και εξωγεντοποιώντας τις μεταβλητές που δημιουργούσαν το πρόβλημα, προέκυψαν εν συντομία τα ακόλουθα αποτελέσματα (τα αποτελέσματα βασίζονται σε υποθέσεις σχετικά με την ύπαρξη ή όχι σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των αγορών) :

- Για τη περίοδο 3/1986-4/2000, σε ότι αφορά τις βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις, η Πορτογαλία και η Ελλάδα εξαρτώνται από πολλές μεγάλες αγορές (σε όρους granger-causality). Επίσης, παρατηρούνται πολλές περιπτώσεις ύπαρξης contemporaneous dependence (ειδικά οι Η.Π.Α. και η Ελβετία επηρεάζουν αρκετές χώρες). Σε περίπτωση που υποθεθεί ότι υπάρχουν σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των χρηματιστηρίων, τότε σε αυτές τις σχέσεις δεν συμμετέχει το ελληνικό χρηματιστήριο, αλλά προσαρμόζεται σε αυτές. Αυτό είναι ένα σύνηθες φαινόμενο για μικρές αγορές και είναι σαφής ένδειξη για μη αποτελεσματικότητα της ελληνικής αγοράς. Σημαντική επίσης παρατήρηση αποτελεί ο σημαντικός ρόλος που παίζουν οι Η.Π.Α. τόσο στις βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις, όσο και στις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας.
- Για τη περίοδο 1/1975-6/1986, παρουσιάζονται μόνο δύο περιπτώσεις granger-causality σε ότι αφορά την Ισπανία (εξαρτάται από το ιστορικό της Γερμανίας, αλλά και το ίδιο της το παρελθόν). Επίσης, στα πλαίσια του contemporaneous dependence, η Ολλανδία επηρεάζει σχεδόν το σύνολο των υπόλοιπων αγορών. Αναφορικά με τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας, προκύπτουν τα ίδια συμπεράσματα, ανεξάρτητα από την υπόθεση που γίνεται για τον αριθμό των σχέσεων ισορροπίας. Πιο συγκεκριμένα, στις σχέσεις ισορροπίας συμμετέχουν πάντα οι Η.Π.Α., η Ιταλία, η Ισπανία, η Μ. Βρετανία, η Ολλανδία και η Γερμανία.

Σε γενικές γραμμές, ανεξάρτητα από τη μέθοδο που ακολουθήθηκε, προκύπτουν ισχυρές ενδείξεις μη αποτελεσματικότητας των αγορών της Πορτογαλίας και της Ελλάδας για τη περίοδο 1986-2000. Οι συγκεκριμένες χώρες αναλαμβάνουν σε περίπτωση απόκλισης από τη σχέση ισορροπίας να προσαρμοστούν κατάλληλα, προκειμένου να αποκατασταθεί η ισορροπία. Επιπλέον, ειδικά η Πορτογαλία εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό (σε όρους granger-causality) από κάποιες άλλες μεγαλύτερες αγορές. Επίσης, ενδιαφέρον παρουσιάζει η περίπτωση της Μ. Βρετανίας, η οποία συχνά δείχνει στοιχεία μικρής και μη αποτελεσματικής αγοράς. Τέλος, οι ενδείξεις για τον ρόλο των Η.Π.Α. στο σύστημα των υπό εξέταση χωρών είναι αντιφατικές. Στα πλαίσια των μη σταθερών μοντέλων, οι Η.Π.Α. παρουσιάζονται να παίζουν σημαντικό ρόλο σε παλιότερες περιόδους (1975-1986), ενώ κατά τη διάρκεια των τελευταίων ετών δείχνουν να μην επηρεάζουν τις ευρωπαϊκές αγορές. Όμως, λαμβάνοντας υπόψη και διορθώνοντας το πρόβλημα της αστάθειας των οικονομετρικών μοντέλων που χρησιμοποιήθηκαν, οι Η.Π.Α. φαίνονται να παίζουν σημαντικό ρόλο στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων, ακόμα και κατά τη διάρκεια των τελευταίων ετών. Είναι λοιπόν φανερό ότι η χρήση ενός ασταθούς μοντέλου μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένα συμπεράσματα.

Τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων πρέπει να διερευνηθούν περαιτέρω. Επίσης, είναι σημαντικό να αναπτυχθούν μέθοδοι αντιμετώπισης των προβλημάτων αστάθειας των οικονομετρικών μοντέλων, προκειμένου να προκύπτουν αξιόπιστα αποτελέσματα. Τέλος, τόσο αυτή η μελέτη, όσο και παλιότερες μελέτες, εντόπισαν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διεθνών αγορών, γεγονός που πρέπει να λάβουν σοβαρά υπόψη οι επενδυτές που δραστηριοποιούνται σε διεθνές επίπεδο. Οι ύπαρξη αλληλεπιδράσεων μειώνει σημαντικά το όφελος που υπάρχει σε ότι αφορά τη διασπορά ενός χαρτοφυλακίου με μετοχές από πολλές αγορές. Βέβαια, οι επενδυτές πρέπει να εξετάσουν και τη «φύση» των αλληλεπιδράσεων (π.χ. οι επενδυτές πρέπει να λάβουν υπόψη το αν οι αλληλεπιδράσεις είναι βραχυχρόνιες ή μακροχρόνιες) για να μπορέσουν να χαράξουν τη κατάλληλη στρατηγική.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

11. Βιβλιογραφία

- J.Knif, S.Pynnonen, 1999 Local and global price memory of international stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9, 129-147
- S.Janakiramanan, A.Lamba 1998 An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 8, 155-173
- G.Koutmos, G. Booth, 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance* 14, 747-762
- G.A.Karolyi, R.M.Stulz 1995, Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements using ADRs.
- A.Christofi, A.Pericli, 1999, Correlation in price changes and volatility of major Latin American stock markets. *Journal of Multinational Financial Management* 9, 79-93
- Grubel,H.G, Fadner,K, 1971 The interdependence of international equity markets. *J.Finance* 26, 89-94
- Gjerde,O., Sattem,F., 1995 Linkages among European and world stock markets. *European journal of Finance* 1, 165-179
- Roll,R., 1992 Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices. *Journal of Finance* 47, 3-41
- G.G.Booth, T.Martikainen, Y.Tse, 1997 Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 811-823
- P.Kofman, M.Martens, 1997 Interaction between stock markets: an analysis of the common trading hours at the London and New York stock exchange. *Journal of International Money and Finance*, Vol 16, No 3, 387-414
- B.Arshanapalli, J.Doukas, 1993 International stock market linkages: Evidence from the pre- and post-October 1987 period. *Journal of Banking and Finance* 17, 193-208
- J.Hassler, 1995, Regime shifts and volatility spillovers on international stock markets.
- Andy C.C.Kwan, Ah-Boon Sim, J.Cotsomitis, 1995, The causal relationships between equity indices on world exchanges. *Applied Economics* 27, 33-37
- P.Chelley-Steeley, J.Steeley, E.Pentecost, 1998, Exchange controls and European stock market integration. *Applied Economics* 30, 263-267
- R.Gerrits, A.Yuce, 1999, Short- and long-term links among European and US stock markets. *Applied Financial Economics* 9, 1-9
- Y.Cheung, K.Lai, 1999, Macroeconomic determinants of the long-term stock market comovements among major EMS countries. *Applied Financial Economics* 9, 73-85
- R.Cooper, 1985, Economic interdependence and coordination of economic policies. *Handbook of International Economics*, vol.2
- J.Angel, 1998, Consolidation in the global equity market. An historical perspective.
- K.Kasa, 1992, Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics* 29, 95-124.
- G.M.Caporale, N.Pittis, 1998, Cointegration and predictability of asset prices. *Journal of International Money and Finance* 17, 441-453.
- R.Pindyck, D.Rubinfeld, Econometric models and economic forecasts.
- G.M.Caporale, N.Pittis, 1999, Efficient estimation of cointegrating vectors and testing for causality in vector autoregressions. *Journal of Economic Surveys* Vol 13, No 1.

- **B.B.Francis, L.L.Leachman, 1998, Superexogeneity and the dynamic linkages among international equity markets.** Journal of International Money and Finance 17, 475-492.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

Παράρτημα Α

Επεξήγηση των μεταβλητών

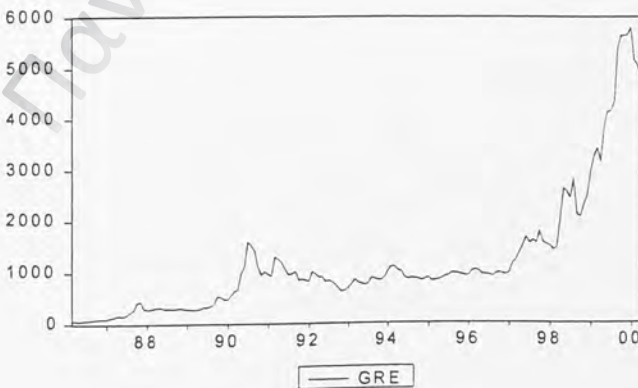
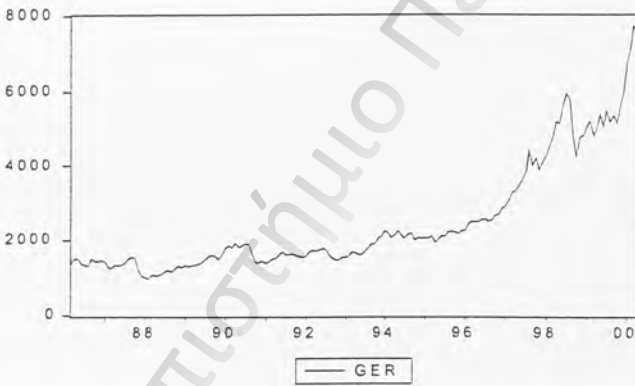
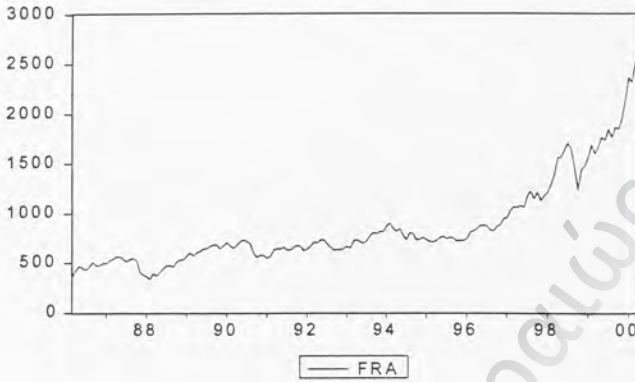
Πίνακας 31

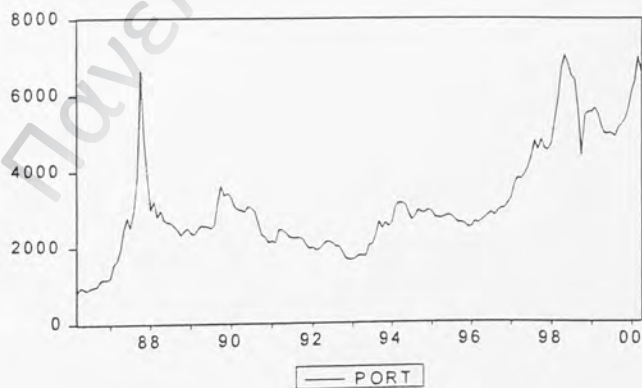
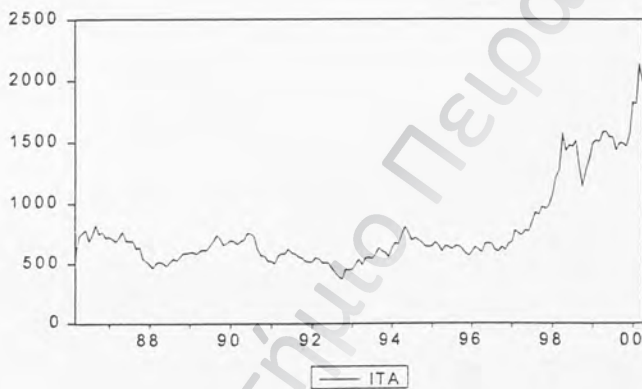
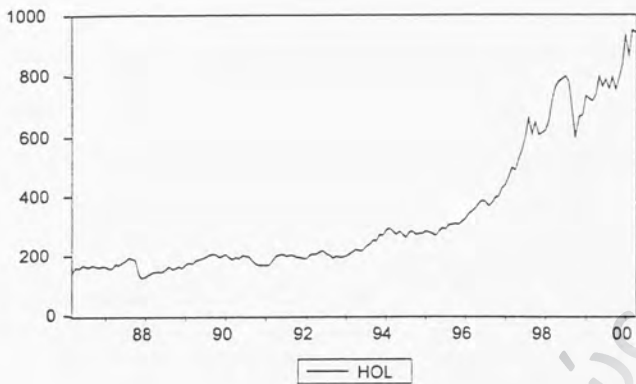
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ΕΠΕΞΗΓΗΣΗ
fra	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Γαλλίας
ger	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Γερμανίας
gre	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Ελλάδας
hol	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Ολλανδίας
ita	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Ιταλίας
port	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Πορτογαλίας
spain	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Ισπανίας
sui	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Ελβετίας
uk	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη της Μ. Βρετανίας
usa	Τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη των Η.Π.Α.

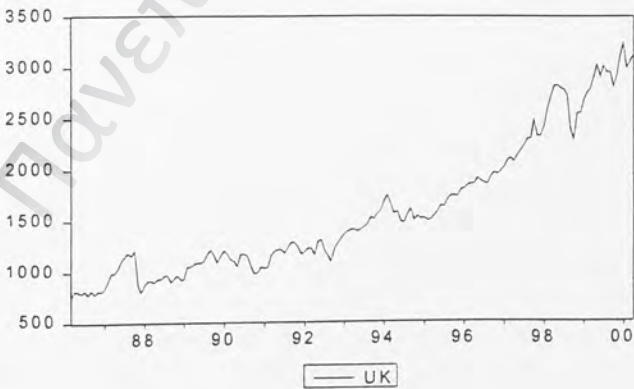
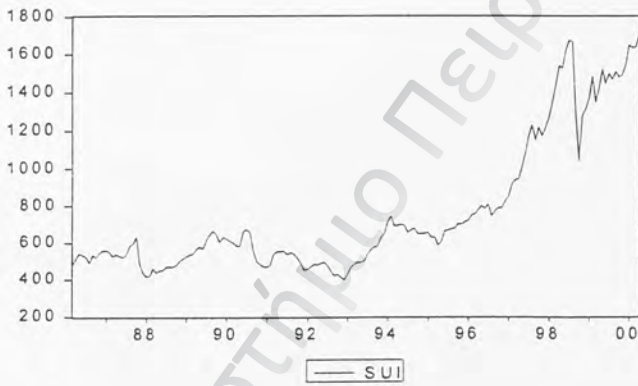
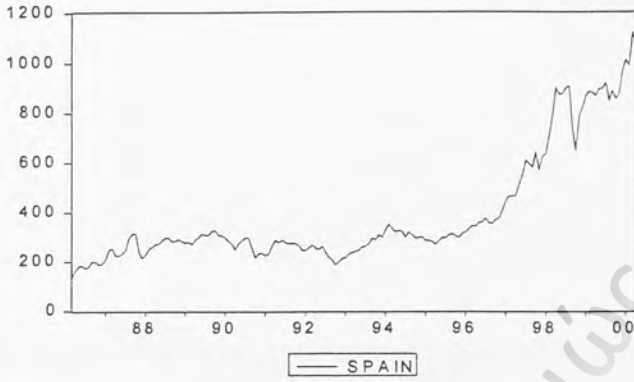
- Όταν υπάρχει το πρόθεμα I (ή L), τότε δηλώνεται ο φυσικός λογάριθμος της τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη της αντίστοιχης χώρας (π.χ. Ifra = ο φυσικός λογάριθμος της τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη της Γαλλίας).
- Όταν υπάρχει το πρόθεμα dl (ή DL), τότε δηλώνεται η λογαριθμική διαφορά της τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη της αντίστοιχης χώρας (π.χ. dlfra = η λογαριθμική διαφορά της τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη της Γαλλίας ή αλλιώς η απόδοση του δείκτη προσεγγιστικά).
- Όταν στο τέλος της μεταβλητής εμφανίζεται το $_k$ ή το $(-k)$ { δηλαδή Ifra $_k$ ή Ifra $(-k)$ }, τότε σημαίνει ότι πρόκειται για την k χρονική υστέρηση της σειράς.

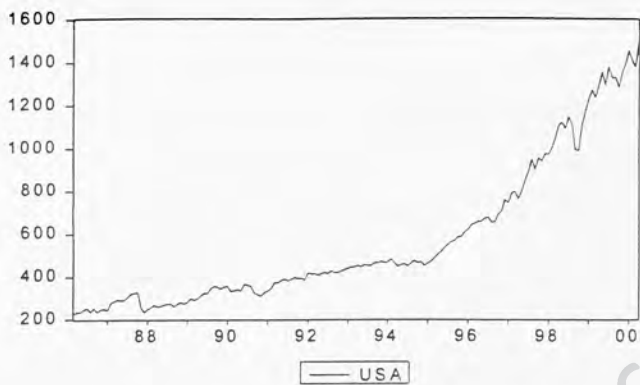
Παράρτημα Β

Γραφήματα των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 3/1986-4/2000.

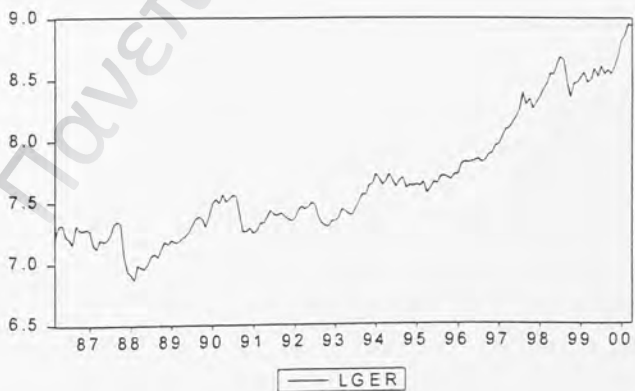
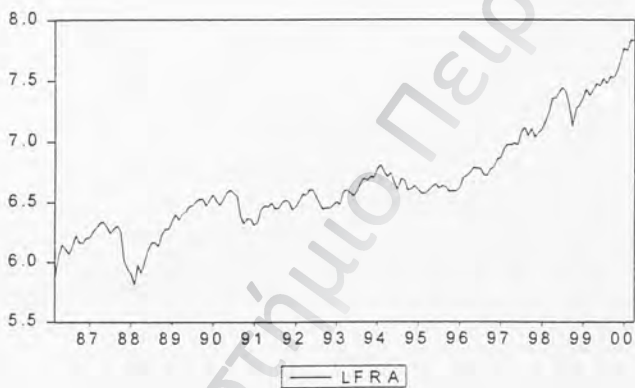


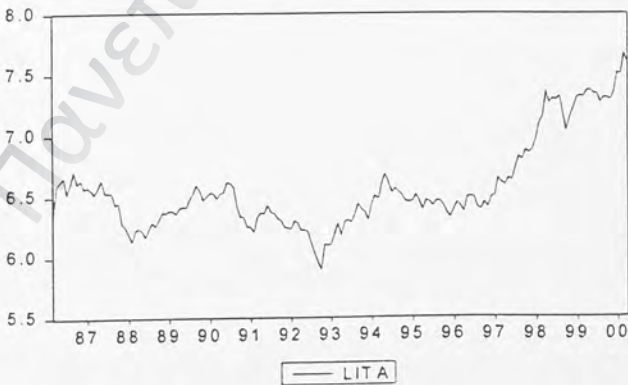
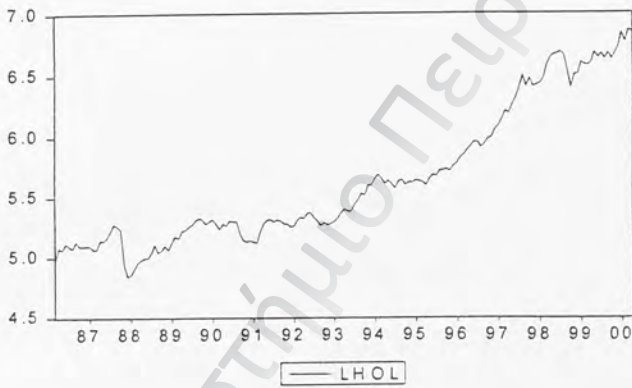
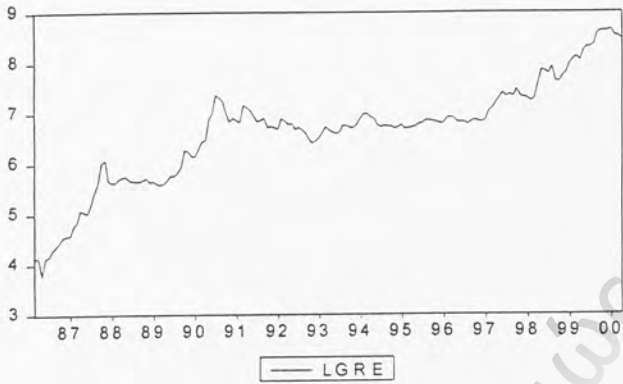


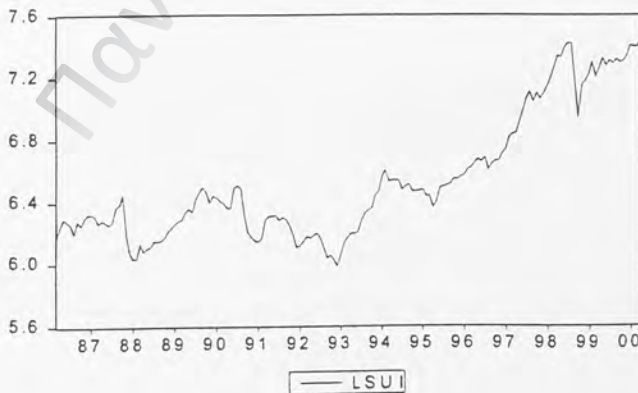
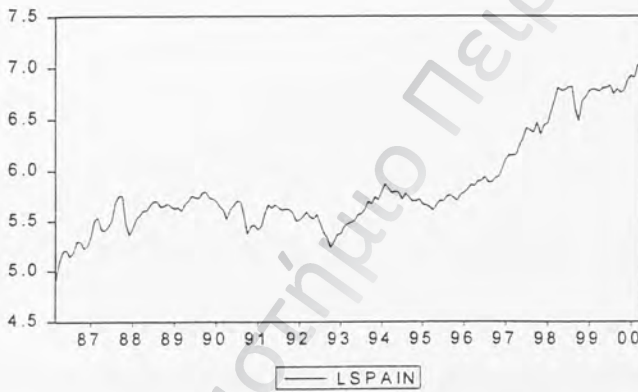


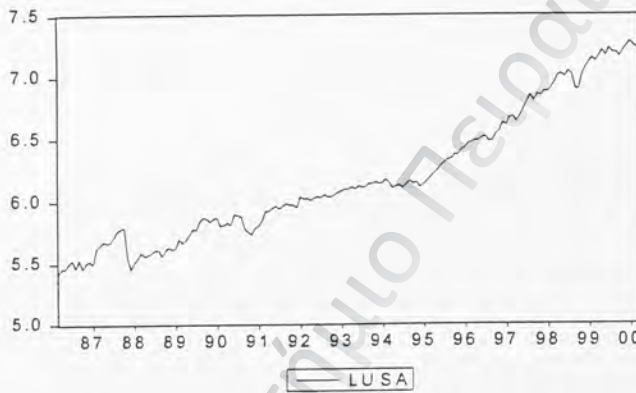
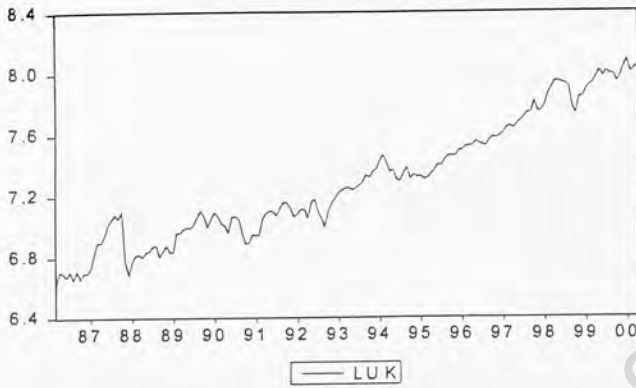


Γραφήματα των λογαρίθμων των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 3/1986-4/2000.

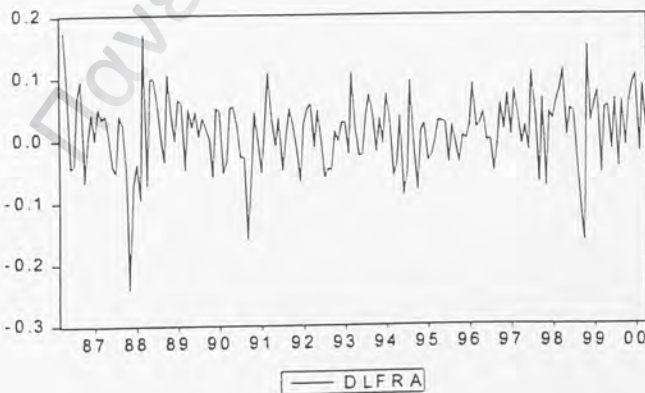


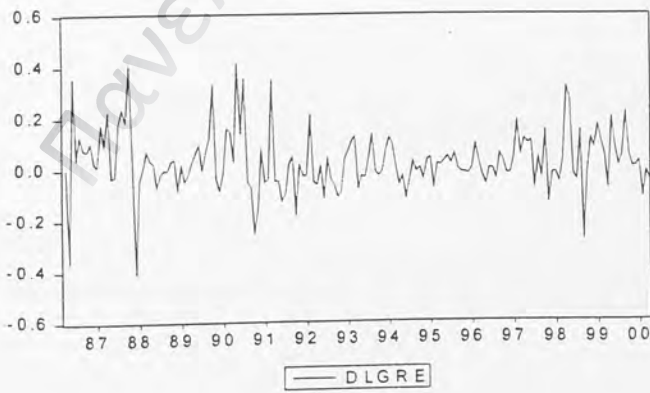
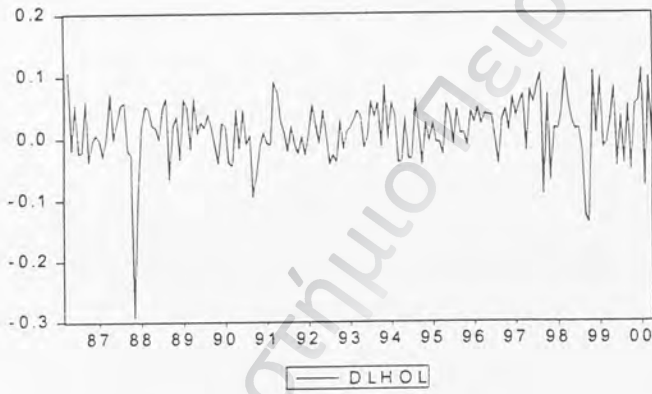
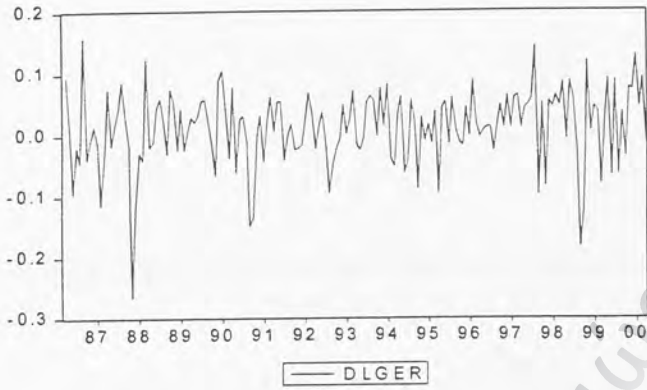


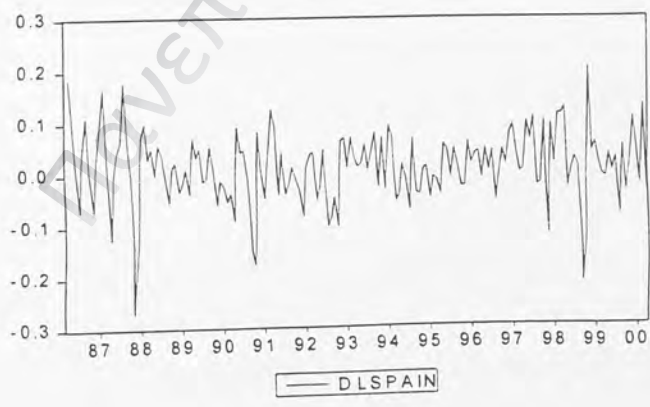
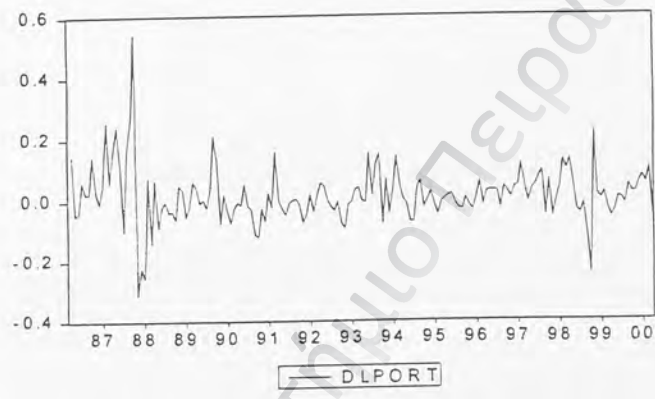
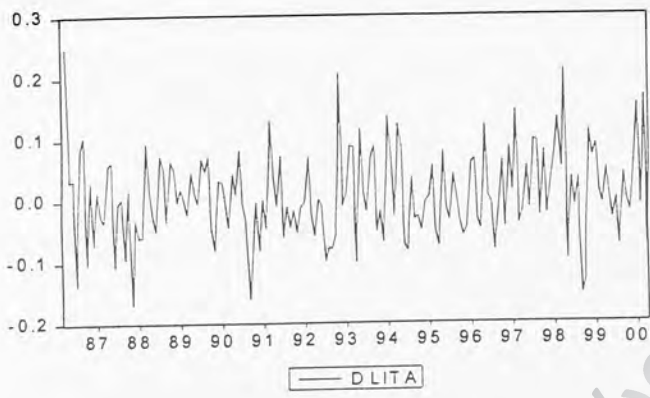


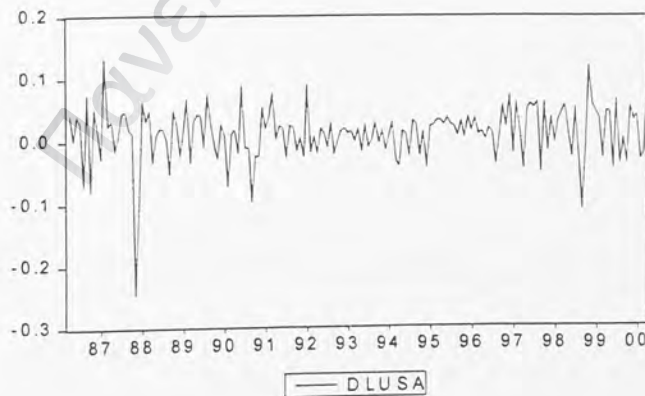
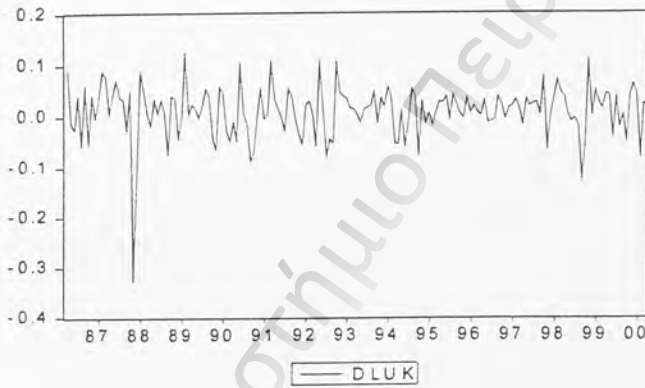
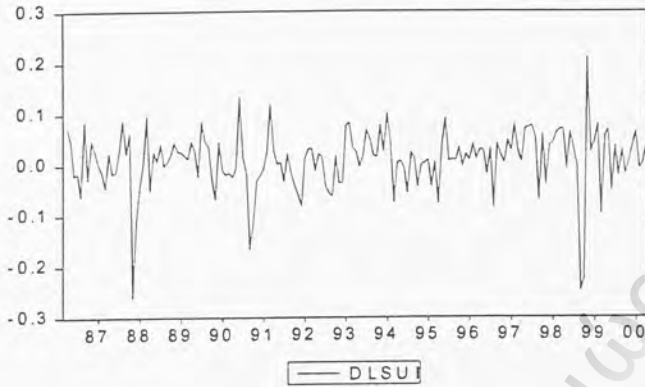


Γραφήματα των λογαριθμικών διαφορών των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 3/1986-4/2000.

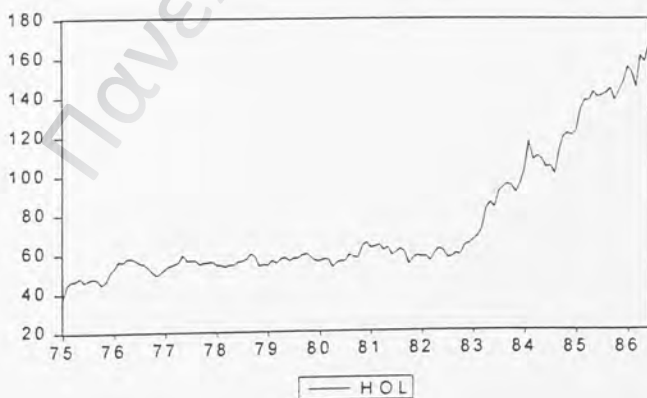
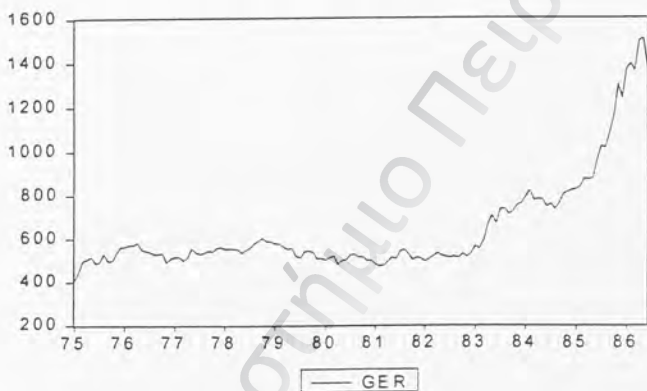
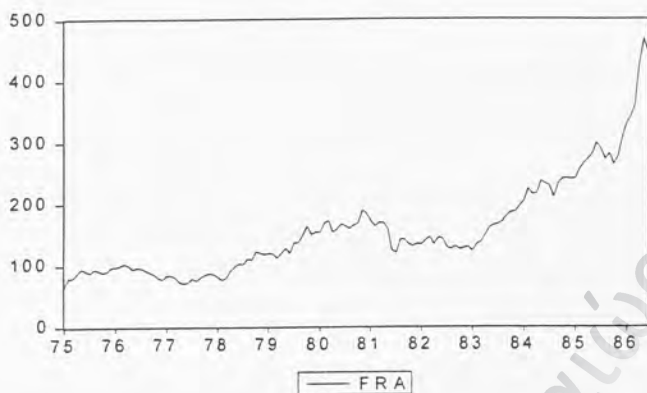


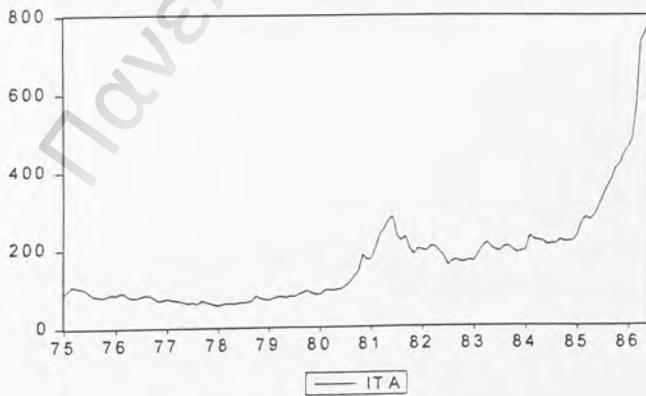
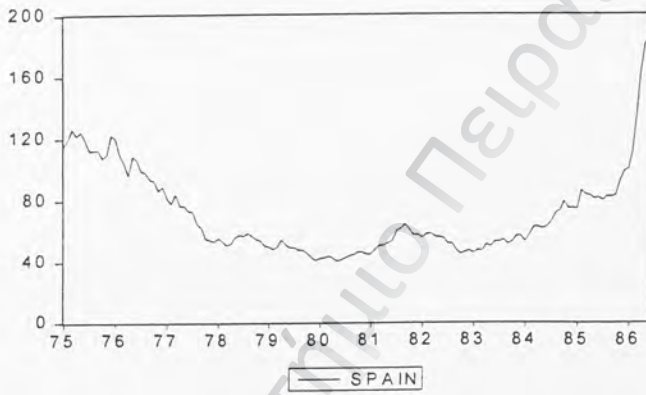
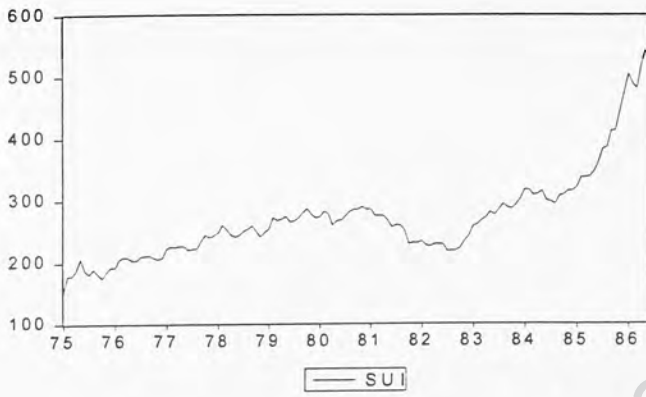


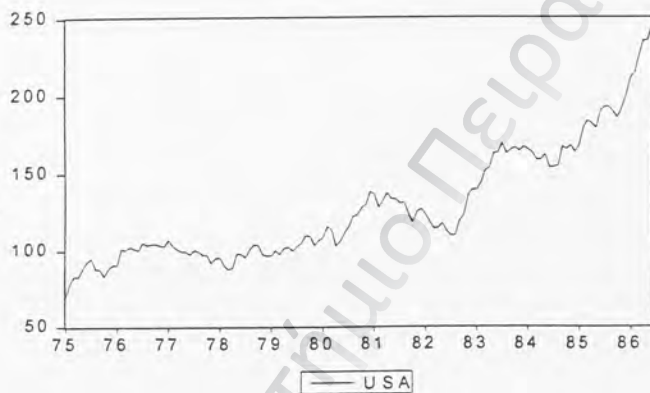
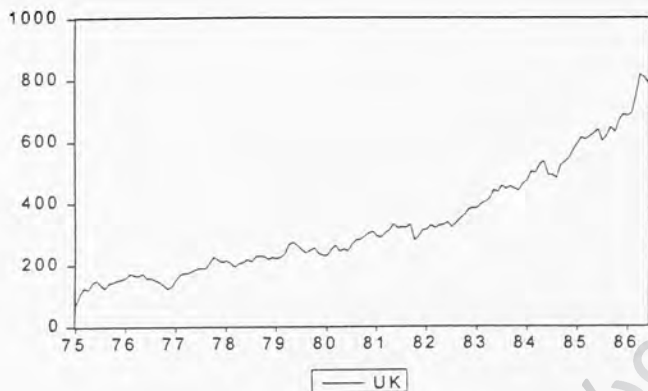




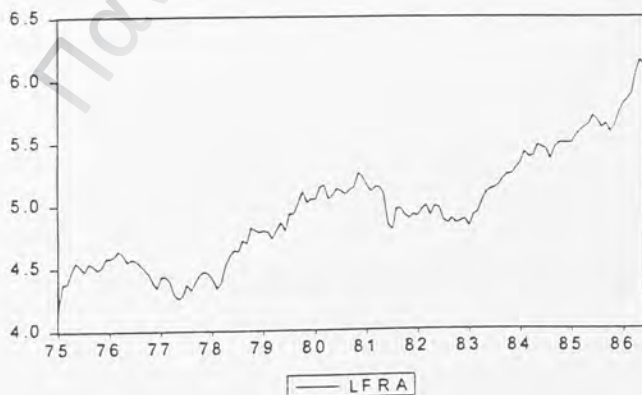
Γραφήματα των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 1/1975-6/1986.

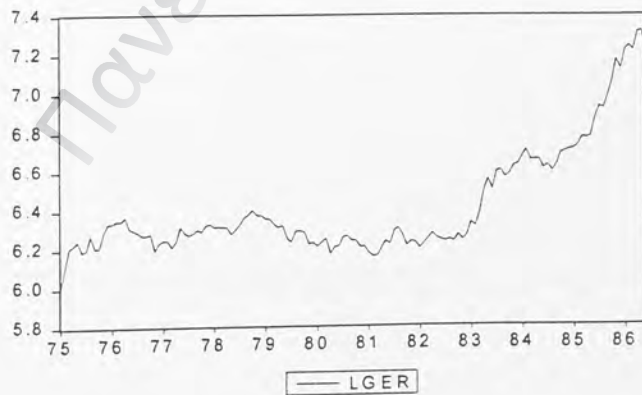
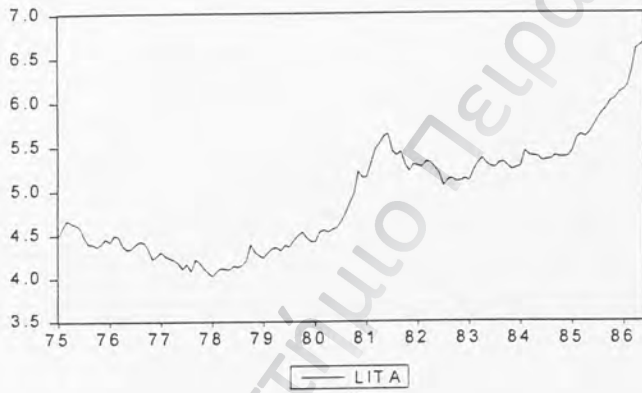
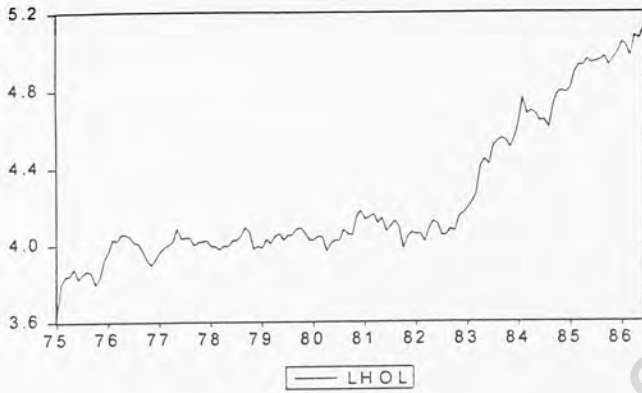


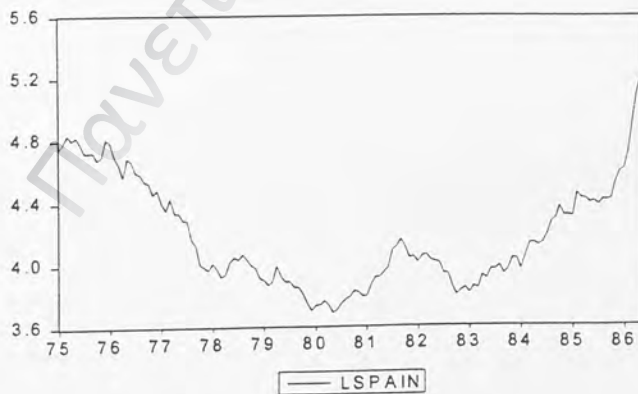
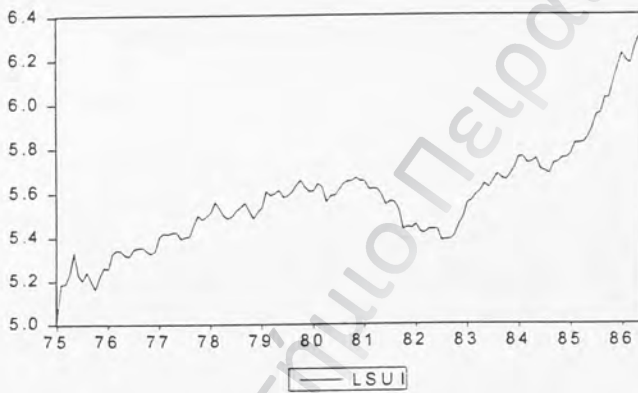
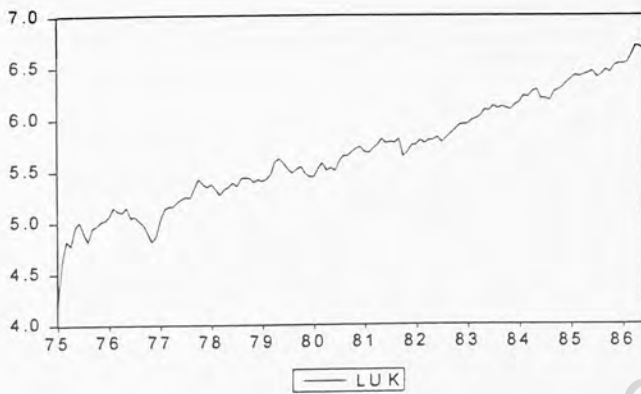


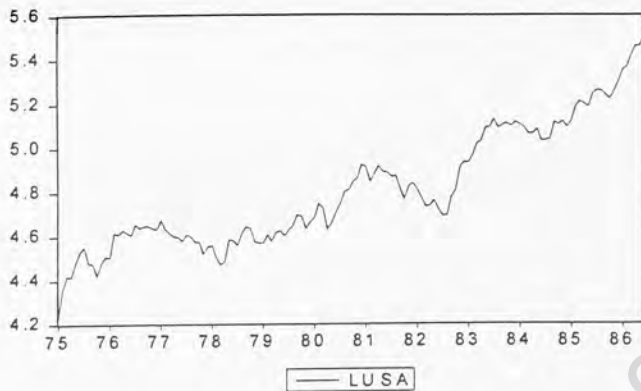


Γραφήματα των λογαρίθμων των τιμών των γρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 1/1975-6/1986.

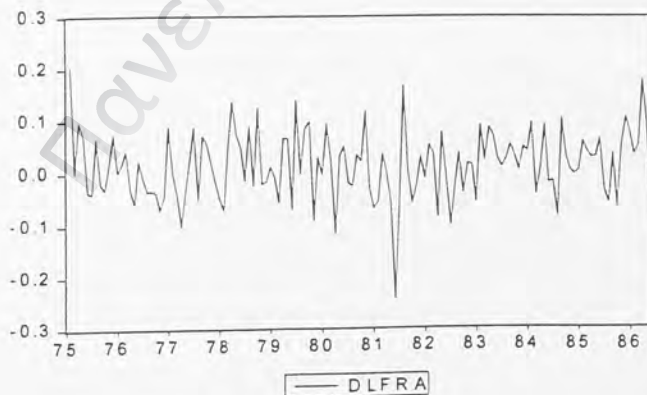
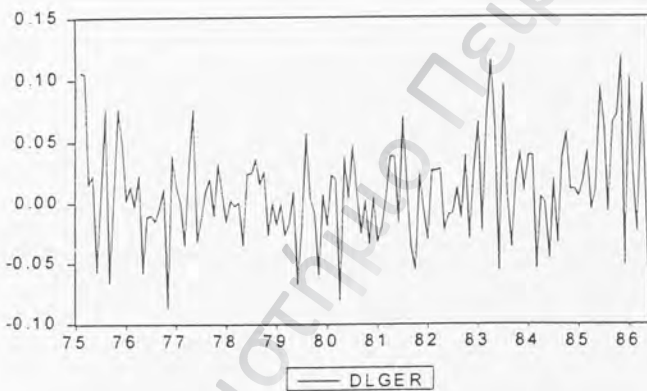


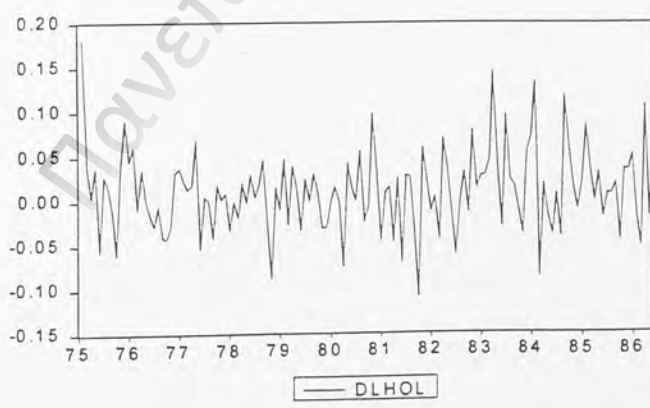
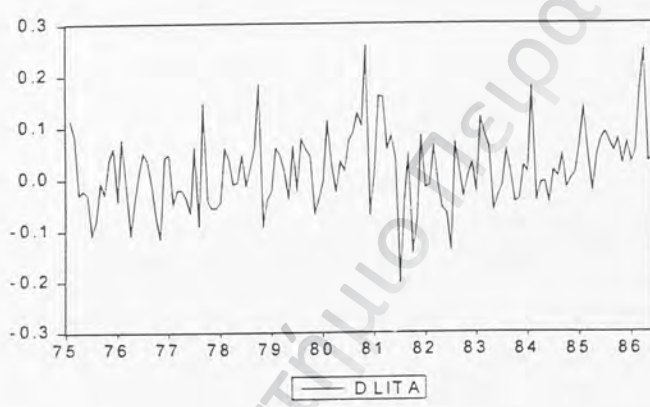
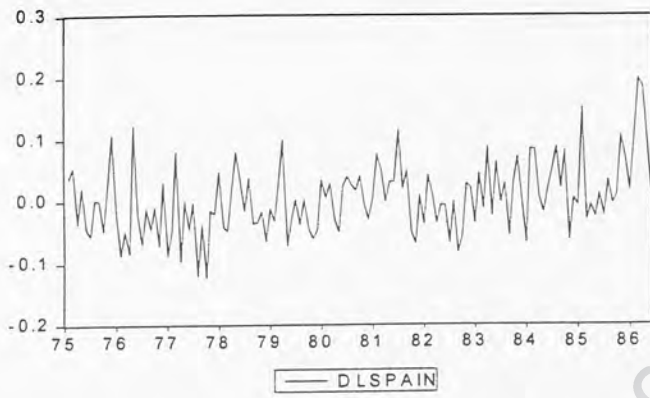


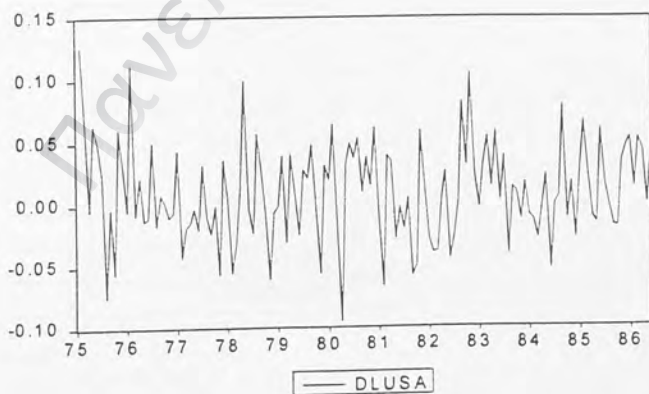
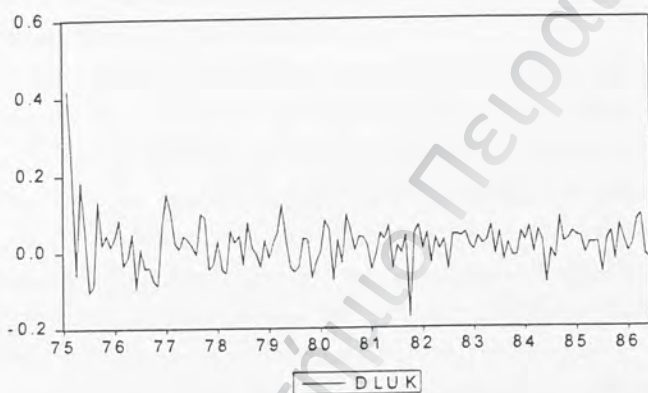
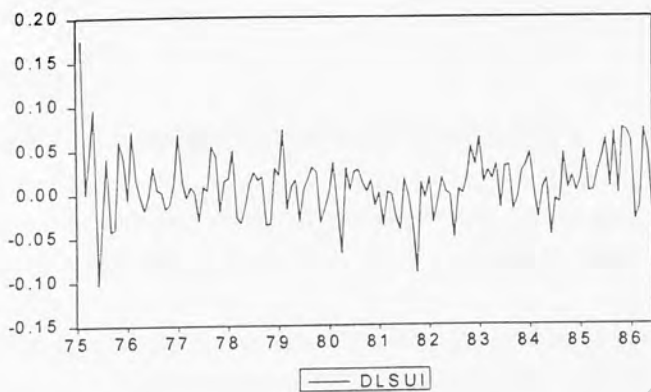




Γραφήματα των λογαριθμικών διαφορών των τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών για τη περίοδο 1/1975-6/1986.







ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

Έλεγχος Phillips-Perron για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Μία εναλλακτική μέθοδος για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε μια σειρά είναι το τεστ Phillips-Perron. Όπως και στη περίπτωση του ελέγχου Dickey-Fuller, η μέθοδος αυτή χρησιμοποιεί το μοντέλο $\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t$ (17), όπου $u_t \rightarrow \text{IID}(0, \sigma^2)$

Η διαφορά από το DF τεστ βρίσκεται στο τρόπο που αντιμετωπίζεται η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Το DF τεστ αντιμετωπίζει την αυτοσυσχέτιση εισάγοντας στην εξίσωση (17) επιπλέον υστερήσεις του όρου ΔY_t . Αντίθετα, το τεστ Phillips-Perron διορθώνει το t-statistic του υπό εξέταση συντελεστή, προκειμένου να λάβει υπόψη την αυτοσυσχέτιση (στη συγκεκριμένη περίπτωση χρησιμοποιείται ο εκτιμητής των Newey-West για ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση).

Το test Phillips-Perron απαιτεί να οριστεί το αν θα χρησιμοποιηθεί σταθερά και τάση στο μοντέλο. Επίσης, πρέπει να οριστεί ο αριθμός q των truncation lag που θα χρησιμοποιηθεί για την διόρθωση των Newey-West (με άλλα λόγια το q είναι το πλήθος των περιόδων για τις οποίες υπάρχει αυτοσυσχέτιση). Για λόγους ευκολίας, ο καθορισμός του q γίνεται με τον τύπο που προτείνουν οι Newey-West, ο οποίος βασίζεται στο πλήθος των παρατηρήσεων. Πιο συγκεκριμένα, $q = \text{floor}(4 \cdot (T/100)^{2/5})$, όπου T είναι το πλήθος των παρατηρήσεων και η συνάρτηση $\text{floor}(\mu)$ δίνει το μεγαλύτερο ακέραιο που δεν υπερβαίνει τον μ . Στη περίπτωση μας, έχουμε $q=4$.

Ο πίνακας που ακολουθεί περιέχει τα αποτελέσματα από τα Phillips-Perron τεστ.

Πίνακας 32: Έλεγχος Phillips-Perron για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές lnP_t). Περίοδος : 3/1986-4/2000.

Χώρα	Μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	α	-1.492555
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	α	-3.446466 (**)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	α	-1.591829
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	α	-1.529493
ΓΑΛΛΙΑ	α	-1.511430
ΕΛΛΑΔΑ	α	-2.374375
ΕΛΒΕΤΙΑ	β	0.078245
ΙΤΑΛΙΑ	β	0.178298
ΙΣΠΑΝΙΑ	β	-0.384003
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	β	-2.204440

α = Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β = Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ = Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha = 1\%$

Παρατηρούμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (ακόμα και αν χρησιμοποιηθεί $\alpha=10\%$), με μοναδική εξαίρεση τη Μ. Βρετανία. Όμως και σε αυτή τη περίπτωση, αν θεωρήσουμε $\alpha=1\%$, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκαν P-P τεστ στις λογαριθμικές διαφορές των τιμών των 10 χρηματιστηρίων. Στο πίνακα 33 δίνονται συνοπτικά τα αποτελέσματα αυτών των τεστ.

Πίνακας 33: Έλεγχος Phillips-Perron για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t - \ln P_{t-1}$). Περίοδος : 3/1986-4/2000.

Χώρα	Μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	γ	-12.45029
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	γ	-12.17386
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	γ	-11.49527
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	γ	-11.82693
ΓΑΛΛΙΑ	γ	-11.82112
ΕΛΛΑΔΑ	γ	-10.79013
ΕΛΒΕΤΙΑ	γ	-10.82224
ΙΤΑΛΙΑ	γ	-13.38343
ΙΣΠΑΝΙΑ	γ	-10.71422
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	γ	-10.57886

α = Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

β = Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ = Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 1\%$

Παρατηρούμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (ακόμα και αν πάρουμε $\alpha=1\%$). Άρα, με μεγάλη σιγουριά μπορούμε να συμπεράνουμε ότι όλες οι σειρές που μελετάμε είναι $I(1)$. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε συμφωνία με τα DF τεστ.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ

Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Πίνακας 34: Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t$). Περίοδος : 1/1975-6/1986

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^a	-1.835740
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(1) ^b	-2.226409
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(1) ^b	0.883280
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^b	0.294515
ΓΑΛΛΙΑ	AR(1) ^a	-1.256019
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(1) ^a	-0.851062
ΙΤΑΛΙΑ	AR(2) ^a	-1.320737
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(2) ^b	-0.009741

a= Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

b= Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ= Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 1\%$

Πίνακας 35: Έλεγχος Dickey-Fuller για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (στις σειρές $\ln P_t - \ln P_{t-1}$). Περίοδος : 1/1975-6/1986.

Χώρα	AR μοντέλο	Critical value
Η. Π. Α.	AR(1) ^b	-11.04827 (***)
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	AR(6) ^b	-6.327517 (***)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	AR(3) ^b	-5.825954 (***)
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AR(1) ^b	-12.38783 (***)
ΓΑΛΛΙΑ	AR(1) ^b	-11.24959 (***)
ΕΛΒΕΤΙΑ	AR(1) ^b	-11.56201 (***)
ΙΤΑΛΙΑ	AR(1) ^b	-9.285657 (***)
ΙΣΠΑΝΙΑ	AR(1) ^b	-9.297354 (***)

a= Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

b= Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ= Μοντέλο χωρίς σταθερά ή τάση

(*)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 10\%$

(**)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 5\%$

(***)= στατιστικά σημαντικό με $\alpha= 1\%$

Η επιλογή του μοντέλου, βάσει του οποίου πραγματοποιήθηκαν οι έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές, έγινε με βασικό κριτήριο τη μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Τα αποτελέσματα των τεστ δεν παρουσιάζουν ευαισθησία σε ότι αφορά τον ορισμό των ελέγχων (δηλαδή η χρήση ή μη σταθεράς και τάσης στο μοντέλο και ο αριθμός των lags δεν επηρεάζουν σημαντικά τα αποτελέσματα). Μοναδική εξαίρεση αποτελεί η Μ. Βρετανία, για την οποία ορισμένες φορές (ανάλογα με τον ορισμό του ελέγχου) οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι είναι $I(0)$. Όμως, το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε αρχικά (AR(1) με σταθερά) είναι το μόνο που δεν παρουσιάζει προβλήματα αυτοσυσχέτισης. Άρα, μπορούμε να πούμε ότι το μοντέλο αυτό δίνει τα πιο αξιόπιστα αποτελέσματα. Έτσι, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι όλες οι σειρές είναι $I(1)$.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε

Εκτίμηση μοντέλου χωρίς τη Γαλλία

Θα εκτιμηθεί ένα VAR(1) μοντέλο με 5 μόνο χώρες (Η.Π.Α. , Μ. Βρετανία, Ιταλία, Ισπανία και Ολλανδία) για την ίδια περίοδο (1/1975-6/1986). Το μοντέλο είναι καλά ορισμένο (δεν υπάρχουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας). Το εκτιμηθέν μοντέλο είναι το ακόλουθο :

Πίνακας 36

	LITA	LHOL	LSPAIN	LUK	LUSA
LITA(-1)	0.996375 (0.03190) (31.2308)	-0.001363 (0.02034) (-0.06698)	0.056696 (0.02311) (2.45302)	0.122573 (0.02595) (4.72367)	0.045249 (0.01690) (2.67802)
LHOL(-1)	0.068637 (0.08427) (0.81450)	0.945769 (0.05374) (17.6002)	0.106893 (0.06105) (1.75096)	0.297240 (0.06854) (4.33678)	0.086004 (0.04463) (1.92705)
LSPAIN(-1)	-0.037319 (0.03747) (-0.99609)	0.020944 (0.02389) (0.87665)	0.951638 (0.02714) (35.0614)	-0.116019 (0.03047) (-3.80733)	-0.017033 (0.01984) (-0.85843)
LUK(-1)	-0.065019 (0.06357) (-1.02279)	0.008831 (0.04054) (0.21785)	-0.095683 (0.04605) (-2.07763)	0.749015 (0.05170) (14.4864)	-0.023799 (0.03367) (-0.70688)
LUSA(-1)	0.105631 (0.10960) (0.96375)	0.063712 (0.06989) (0.91157)	0.006599 (0.07940) (0.08311)	-0.201152 (0.08915) (-2.25643)	0.837487 (0.05805) (14.4275)
C	-0.240015 (0.30978) (-0.77480)	-0.196801 (0.19754) (-0.99627)	-0.014465 (0.22442) (-0.06446)	1.032446 (0.25196) (4.09774)	0.410681 (0.16406) (2.50321)
R-squared	0.987413	0.984610	0.978823	0.986931	0.980409
Adj. R-squared	0.986933	0.984022	0.978015	0.986432	0.979661
Sum sq. resids	0.691605	0.281232	0.362974	0.457518	0.193989
S.E. equation	0.072660	0.046334	0.052638	0.059097	0.038482
Log likelihood	167.8828	229.5216	212.0437	196.1870	254.9610
Akaike AIC	167.9704	229.6092	212.1313	196.2746	255.0486
Schwarz SC	168.0983	229.7371	212.2592	196.4025	255.1765
Mean dependent	4.917105	4.238586	4.184690	5.676462	4.814236
S.D. dependent	0.635632	0.366557	0.355005	0.507348	0.269828
Determinant Residual Covariance		4.10E-14			
Log Likelihood		1139.488			
Akaike Information Criteria		1139.926			
Schwarz Criteria		1140.565			

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκε ξανά έλεγχος για ύπαρξη cointegration σχέσης ανάμεσα στις σειρές, κάνοντας χρήση της μεθοδολογίας του Johansen. Οι ιδιοτιμές του πίνακα Π και οι έλεγχοι για την τάξη του δίνονται στους ακόλουθους πίνακες.

Πίνακας 37α**ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ**

0.309698
0.175858
0.076591
0.0436084
0.000945205

Πίνακας 37β

Ho:rank=p	λ_{max}	using T-nm	95% Trace	using T-nm	95%
p == 0	51.15**	49.29**	33.5	95.12**	91.67** 68.5
p <= 1	26.69	25.72	27.1	43.97	42.38 47.2
p <= 2	11	10.6	21.0	17.28	16.65 29.7
p <= 3	6.153	5.93	14.1	6.284	6.056 15.4
p <= 4	0.1305	0.1258	3.8	0.1305	0.1258 3.8

Με τη βοήθεια και των δύο τεστ συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μία σχέση ισορροπίας μεταξύ των 6 αγορών. Ελέγχουμε τα στοιχεία των διαστάσεων 6*1 πινάκων A και B ($P=A*B$), προκειμένου να δούμε ποιες χώρες συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας (συμμετέχουν αυτές που τους αντιστοιχεί μη μηδενικό στοιχείο στο πίνακα B) και για ποιες χώρες ισχύει η υπόθεση της ασθενούς εξωγένειας (μηδενικό στοιχείο στο πίνακα A σημαίνει ότι για την αντίστοιχη χώρα ισχύει η ασθενής εξωγένεια). Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τους πίνακες A και B δίνονται αντίστοιχα στους επόμενους δύο πίνακες :

Πίνακας 38α

ΧΩΡΑ	Prob
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,5772
ΙΤΑΛΙΑ	0,0207
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0855
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0008
Η. Π. Α.	0,1089

Πίνακας 38β

ΧΩΡΑ	Prob
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	0,0023
ΙΤΑΛΙΑ	0,0019
ΙΣΠΑΝΙΑ	0,0131
Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ	0,0062
Η. Π. Α.	0,0012

Είναι φανερό ότι ενώ όλες οι χώρες συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας, μόνο η Ιταλία και η Μ. Βρετανία προσαρμόζονται σε αυτή. Οι υπόλοιπες τρεις χώρες είναι ασθενώς εξωγενείς. Βλέπουμε λοιπόν ότι και σε αυτή τη περίπτωση, η χρήση παλιότερων δεδομένων οδηγεί σε εντελώς διαφορετικά συμπεράσματα σχετικά με το ρόλο των Η.Π.Α. Σε αυτό πλέον το μοντέλο, οι Η.Π.Α. παίζουν καθοριστικό ρόλο,

αφού συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας. Επιπλέον, σε περίπτωση αποκλίσεων από τη σχέση ισορροπίας η Ιταλία και η Μ. Βρετανία είναι οι χώρες που θα κινηθούν ώστε να αποκατασταθεί η ισορροπία, σε αντίθεση με τις Η.Π.Α. που μένουν αμέτοχες σε αυτό (το γεγονός αυτό δείχνει εν μέρει ένα κυρίαρχο ρόλο της αμερικανικής αγοράς).

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ

Α) Πίνακες των εξισώσεων του δεσμευμένου μοντέλου για τη περίοδο 3/1986-4/2000.

Πίνακας 39α : Δεσμευμένη μεταβλητή : Ifra (Γαλλία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.76698	0.088037	8.712	0.0000
lfra_2	0.062586	0.086498	0.724	0.4705
lger_1	0.081921	0.096537	0.849	0.3975
lger_2	-0.055312	0.096831	-0.571	0.5687
lgre_1	0.032634	0.027848	1.172	0.2432
lgre_2	-0.0087933	0.026224	-0.335	0.7379
lport_1	0.059778	0.040441	1.478	0.1416
lport_2	-0.12676	0.040250	-3.149	0.0020
lspain_1	-0.048248	0.067047	-0.720	0.4729
lspain_2	0.14721	0.068854	2.138	0.0342
luk_1	-0.039757	0.10398	-0.382	0.7028
luk_2	0.00057840	0.096507	0.006	0.9952
lhol	0.37482	0.10468	3.581	0.0005
lusa	0.18235	0.098198	1.857	0.0654
lita	0.22971	0.050900	4.513	0.0000
lsui	0.25841	0.086218	2.997	0.0032
lita_1	-0.12004	0.069092	-1.737	0.0845
lita_2	-0.081346	0.053267	-1.527	0.1289
lsui_1	-0.30278	0.11261	-2.689	0.0080
lsui_2	0.053566	0.094791	0.565	0.5729
lhol_1	-0.37473	0.13601	-2.755	0.0066
lhol_2	-0.020595	0.12518	-0.165	0.8695
lusa_1	-0.16103	0.13239	-1.216	0.2258
lusa_2	0.035617	0.10947	0.325	0.7454
Constant	0.53123	0.31867	1.667	0.0977

Πίνακας 39β : Δεσμευμένη μεταβλητή : Iger (Γερμανία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.044946	0.083446	0.539	0.5910
lfra_2	0.031504	0.081988	0.384	0.7014
lger_1	0.76049	0.091503	8.311	0.0000
lger_2	-0.083316	0.091782	-0.908	0.3655
lgre_1	-0.00071699	0.026396	-0.027	0.9784
lgre_2	0.023975	0.024856	0.965	0.3364
lport_1	0.028242	0.038332	0.737	0.4625
lport_2	-0.019822	0.038151	-0.520	0.6042
lspain_1	-0.076571	0.063551	-1.205	0.2302
lspain_2	0.0075682	0.065264	0.116	0.9078
luk_1	-0.084291	0.098554	-0.855	0.3938
luk_2	0.032025	0.091475	0.350	0.7268
lhol	0.50191	0.099218	5.059	0.0000
lusa	-0.086231	0.093078	-0.926	0.3558
lita	0.14541	0.048246	3.014	0.0030
lsui	0.40357	0.081723	4.938	0.0000
lita_1	0.0027651	0.065489	0.042	0.9664
lita_2	-0.075341	0.050489	-1.492	0.1378
lsui_1	-0.43324	0.10674	-4.059	0.0001
lsui_2	0.033570	0.089848	0.374	0.7092
lhol_1	-0.30197	0.12892	-2.342	0.0205
lhol_2	0.090552	0.11865	0.763	0.4466
lusa_1	0.087451	0.12549	0.697	0.4870
lusa_2	-0.053180	0.10376	-0.513	0.6091
Constant	0.71173	0.30205	2.356	0.0198

Πίνακας 39γ : Δεσμευμένη μεταβλητή : Igre (Ελλάδα)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	-0.10069	0.27131	-0.371	0.7111
lfra_2	0.20437	0.26657	0.767	0.4445
lger_1	0.50877	0.29750	1.710	0.0894
lger_2	-0.0019895	0.29841	-0.007	0.9947
lgre_1	0.87632	0.085821	10.211	0.0000
lgre_2	-0.0085876	0.080815	-0.106	0.9155
lport_1	0.18149	0.12463	1.456	0.1475
lport_2	-0.095191	0.12404	-0.767	0.4441
lspain_1	0.080204	0.20662	0.388	0.6985
lspain_2	-0.0078016	0.21219	-0.037	0.9707
luk_1	0.23600	0.32043	0.737	0.4626
luk_2	0.066705	0.29741	0.224	0.8229
lhol	0.024629	0.32258	0.076	0.9392
lusa	0.58243	0.30262	1.925	0.0562
lita	0.030275	0.15686	0.193	0.8472
lsui	0.38462	0.26570	1.448	0.1499
lita_1	-0.35851	0.21292	-1.684	0.0944
lita_2	0.31247	0.16416	1.904	0.0590
lsui_1	0.073130	0.34705	0.211	0.8334
lsui_2	-0.38583	0.29212	-1.321	0.1887
lhol_1	-10.320	0.41914	-2.462	0.0150
lhol_2	0.038530	0.38577	0.100	0.9206
lusa_1	0.30182	0.40800	0.740	0.4607

lusa_2	-0.58550	0.33737	-1.736	0.0848
Constant	-37.597	0.98206	-3.828	0.0002

Πίνακας 39δ : Δεσμευμένη μεταβλητή : lport (Πορτογαλία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.095192	0.19140	0.497	0.6197
lfra_2	0.0020346	0.18806	0.011	0.9914
lger_1	0.43957	0.20988	2.094	0.0380
lger_2	-0.48331	0.21052	-2.296	0.0231
lgre_1	0.10565	0.060545	1.745	0.0831
lgre_2	-0.13517	0.057014	-2.371	0.0191
lport_1	10.112	0.087923	11.501	0.0000
lport_2	-0.11992	0.087508	-1.370	0.1727
lspain_1	0.078711	0.14577	0.540	0.5901
lspain_2	-0.00030561	0.14970	-0.002	0.9984
luk_1	0.047547	0.22606	0.210	0.8337
luk_2	0.21358	0.20982	1.018	0.3104
lhol	-0.033968	0.22758	-0.149	0.8816
lusa	0.46449	0.21350	2.176	0.0312
lita	0.090039	0.11066	0.814	0.4172
lsui	0.46076	0.18745	2.458	0.0152
lita_1	-0.21959	0.15021	-1.462	0.1460
lita_2	0.067141	0.11581	0.580	0.5630
lsui_1	-0.48998	0.24484	-2.001	0.0472
lsui_2	0.23046	0.20609	1.118	0.2653
lhol_1	-0.66308	0.29570	-2.242	0.0265
lhol_2	0.49089	0.27215	1.804	0.0734
lusa_1	0.089424	0.28784	0.311	0.7565
lusa_2	-0.63140	0.23801	-2.653	0.0089
Constant	-0.88227	0.69283	-1.273	0.2049

Πίνακας 39ε : Δεσμευμένη μεταβλητή : lspain (Ισπανία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.013974	0.11299	0.124	0.9017
lfra_2	-0.069959	0.11101	-0.630	0.5296
lger_1	0.028347	0.12390	0.229	0.8194
lger_2	-0.18023	0.12428	-1.450	0.1492
lgre_1	-0.015128	0.035741	-0.423	0.6727
lgre_2	0.025540	0.033657	0.759	0.4492
lport_1	-0.031175	0.051903	-0.601	0.5490
lport_2	0.086456	0.051658	1.674	0.0964
lspain_1	0.76071	0.086051	8.840	0.0000
lspain_2	0.027553	0.088370	0.312	0.7557
luk_1	0.11508	0.13345	0.862	0.3899
luk_2	-0.18606	0.12386	-1.502	0.1352
lhol	0.19341	0.13434	1.440	0.1521
lusa	0.28518	0.12603	2.263	0.0251
lita	0.24412	0.065327	3.737	0.0003
lsui	0.32804	0.11066	2.964	0.0035
lita_1	-0.079166	0.088675	-0.893	0.3735
lita_2	-0.034242	0.068365	-0.501	0.6172
lsui_1	-0.20749	0.14453	-1.436	0.1533

lsui_2	-0.095927	0.12166	-0.788	0.4317
lhol_1	-0.34147	0.17456	-1.956	0.0524
lhol_2	0.33040	0.16066	2.057	0.0415
lusa_1	-0.086601	0.16992	-0.510	0.6111
lusa_2	-0.12306	0.14050	-0.876	0.3826
Constant	0.26923	0.40899	0.658	0.5114

Πίνακας 39στ : Δεσμευμένη μεταβλητή : luk (Μ. Βρετανία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.15385	0.071879	2.140	0.0340
lfra_2	-0.051221	0.070623	-0.725	0.4695
lger_1	-0.11841	0.078819	-1.502	0.1352
lger_2	-0.071552	0.079059	-0.905	0.3670
lgre_1	-0.0049454	0.022737	-0.218	0.8281
lgre_2	0.0062892	0.021411	0.294	0.7694
lport_1	0.019425	0.033018	0.588	0.5573
lport_2	0.018777	0.032863	0.571	0.5686
lspain_1	-0.085196	0.054742	-1.556	0.1218
lspain_2	-0.041025	0.056217	-0.730	0.4667
luk_1	0.82845	0.084892	9.759	0.0000
luk_2	-0.084158	0.078794	-1.068	0.2873
lhol	0.32804	0.085464	3.838	0.0002
lusa	0.47952	0.080175	5.981	0.0000
lita	-0.0062613	0.041558	-0.151	0.8805
lsui	0.14395	0.070394	2.045	0.0427
lita_1	-0.032822	0.056411	-0.582	0.5616
lita_2	0.045832	0.043491	1.054	0.2937
lsui_1	-0.12741	0.091946	-1.386	0.1680
lsui_2	0.081556	0.077393	1.054	0.2937
lhol_1	-0.27700	0.11105	-2.494	0.0137
lhol_2	0.061621	0.10220	0.603	0.5475
lusa_1	-0.34867	0.10809	-3.226	0.0016
lusa_2	0.034188	0.089381	0.382	0.7027
Constant	0.71837	0.26018	2.761	0.0065

B) Πίνακες των εξισώσεων του δεσμευμένου μοντέλου για τη περίοδο 1/1975-6/1986.

Πίνακας 40α : Δεσμευμένη μεταβλητή : lfra (Γαλλία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.92478	0.096740	9.559	0.0000
lfra_2	0.0034492	0.096264	0.036	0.9715
lita_1	0.016288	0.084806	0.192	0.8480
lita_2	0.018955	0.081424	0.233	0.8163
lspain_1	0.014930	0.10428	0.143	0.8864
lspain_2	-0.069577	0.10580	-0.658	0.5120
lsui_1	-0.19329	0.20193	-0.957	0.3404
lsui_2	0.27039	0.20273	1.334	0.1848
luk_1	-0.0058112	0.10251	-0.057	0.9549
luk_2	-0.017088	0.099839	-0.171	0.8644
lusa_1	-0.034448	0.16262	-0.212	0.8326
lusa_2	-0.12613	0.16896	-0.746	0.4568
lhol	0.64387	0.12637	5.095	0.0000
lger	0.076964	0.14344	0.537	0.5926
lhol_1	-0.31494	0.19369	-1.626	0.1066
lhol_2	-0.27408	0.16613	-1.650	0.1016
lger_1	0.011094	0.19739	0.056	0.9553
lger_2	0.043782	0.16272	0.269	0.7883
Constant	-0.18981	0.33878	-0.560	0.5763

Πίνακας 40β : Δεσμευμένη μεταβλητή : lita (Ιταλία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	-0.045718	0.11528	-0.397	0.6924
lfra_2	0.13482	0.11471	1.175	0.2422
lita_1	0.95540	0.10106	9.454	0.0000
lita_2	-0.0057375	0.097029	-0.059	0.9529
lspain_1	0.030158	0.12426	0.243	0.8087
lspain_2	-0.016285	0.12608	-0.129	0.8974
lsui_1	0.33278	0.24063	1.383	0.1693
lsui_2	-0.15713	0.24158	-0.650	0.5167
luk_1	0.10461	0.12216	0.856	0.3935
luk_2	-0.14828	0.11897	-1.246	0.2151
lusa_1	0.14918	0.19379	0.770	0.4429
lusa_2	-0.070355	0.20134	-0.349	0.7274
lhol	0.48754	0.15059	3.237	0.0016
lger	0.12640	0.17093	0.740	0.4610
lhol_1	-0.60070	0.23081	-2.603	0.0104
lhol_2	0.085798	0.19797	0.433	0.6655
lger_1	-0.061151	0.23522	-0.260	0.7953
lger_2	-0.14505	0.19391	-0.748	0.4559
Constant	-0.72832	0.40370	-1.804	0.0737

Πίνακας 40γ : Δεσμευμένη μεταβλητή : Ispain (Ισπανία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	-0.13049	0.086941	-1.501	0.1360
lfra_2	0.13882	0.086513	1.605	0.1112
lita_1	-0.012968	0.076216	-0.170	0.8652
lita_2	0.074389	0.073176	1.017	0.3114
lspain_1	0.90452	0.093713	9.652	0.0000
lspain_2	0.0095972	0.095083	0.101	0.9198
lsui_1	-0.22012	0.18148	-1.213	0.2276
lsui_2	0.27695	0.18219	1.520	0.1311
luk_1	-0.024588	0.092128	-0.267	0.7900
luk_2	-0.088865	0.089726	-0.990	0.3240
lusa_1	0.27732	0.14615	1.898	0.0602
lusa_2	-0.28857	0.15185	-1.900	0.0598
lhol	0.12038	0.11357	1.060	0.2913
lger	0.051269	0.12891	0.398	0.6915
lhol_1	-0.034574	0.17407	-0.199	0.8429
lhol_2	-0.11131	0.14930	-0.746	0.4574
lger_1	0.23670	0.17740	1.334	0.1847
lger_2	-0.095379	0.14624	-0.652	0.5155
Constant	-0.72970	0.30446	-2.397	0.0181

Πίνακας 40δ : Δεσμευμένη μεταβλητή : Isui (Ελβετία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	-0.043054	0.046842	-0.919	0.3599
lfra_2	0.061929	0.046611	1.329	0.1865
lita_1	-0.0017065	0.041064	-0.042	0.9669
lita_2	0.00040192	0.039426	0.010	0.9919
lspain_1	0.0026718	0.050491	0.053	0.9579
lspain_2	-0.043206	0.051229	-0.843	0.4007
lsui_1	0.90423	0.097777	9.248	0.0000
lsui_2	0.0032463	0.098161	0.033	0.9737
luk_1	-0.036831	0.049636	-0.742	0.4595
luk_2	0.0023345	0.048342	0.048	0.9616
lusa_1	0.099486	0.078742	1.263	0.2089
lusa_2	-0.11716	0.081812	-1.432	0.1547
lhol	0.31386	0.061191	5.129	0.0000
lger	0.28955	0.069452	4.169	0.0001
lhol_1	-0.35792	0.093784	-3.816	0.0002
lhol_2	0.056947	0.080441	0.708	0.4804
lger_1	-0.13741	0.095579	-1.438	0.1531
lger_2	-0.025115	0.078789	-0.319	0.7505
Constant	0.012142	0.16404	0.074	0.9411

Πίνακας 40ε : Δεσμευμένη μεταβλητή : luk (Μ. Βρετανία)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	0.080608	0.085799	0.939	0.3494
lfra_2	-0.086962	0.085377	-1.019	0.3105
lita_1	-0.0027932	0.075215	-0.037	0.9704
lita_2	0.12157	0.072216	1.683	0.0949
lspain_1	-0.14759	0.092483	-1.596	0.1132
lspain_2	-0.020867	0.093835	-0.222	0.8244
lsui_1	0.17499	0.17910	0.977	0.3305
lsui_2	-0.23001	0.17980	-1.279	0.2033
luk_1	0.94319	0.090918	10.374	0.0000
luk_2	-0.20101	0.088547	-2.270	0.0250
lusa_1	-0.27195	0.14423	-1.886	0.0618
lusa_2	0.10165	0.14985	0.678	0.4989
lhol	0.70855	0.11208	6.322	0.0000
lger	0.082360	0.12721	0.647	0.5186
lhol_1	-0.50536	0.17178	-2.942	0.0039
lhol_2	0.049641	0.14734	0.337	0.7368
lger_1	-0.11015	0.17507	-0.629	0.5305
lger_2	0.15443	0.14432	1.070	0.2867
Constant	0.86269	0.30046	2.871	0.0048

Πίνακας 40στ : Δεσμευμένη μεταβλητή : lusa (Η.Π.Α.)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
lfra_1	-0.0058149	0.058341	-0.100	0.9208
lfra_2	0.017027	0.058054	0.293	0.7698
lita_1	0.060426	0.051144	1.181	0.2398
lita_2	-0.018112	0.049104	-0.369	0.7129
lspain_1	0.029133	0.062885	0.463	0.6440
lspain_2	-0.067921	0.063805	-1.065	0.2893
lsui_1	-0.062929	0.12178	-0.517	0.6063
lsui_2	0.042734	0.12226	0.350	0.7273
luk_1	-0.052540	0.061821	-0.850	0.3971
luk_2	0.023186	0.060209	0.385	0.7009
lusa_1	0.93876	0.098072	9.572	0.0000
lusa_2	-0.13453	0.10190	-1.320	0.1893
lhol	0.43009	0.076212	5.643	0.0000
lger	-0.017580	0.086501	-0.203	0.8393
lhol_1	-0.33381	0.11681	-2.858	0.0050
lhol_2	-0.014561	0.10019	-0.145	0.8847
lger_1	0.015195	0.11904	0.128	0.8986
lger_2	0.057204	0.098131	0.583	0.5610
Constant	0.42584	0.20430	2.084	0.0393