



**ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ
ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ
ΦΥΣΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ**

ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

**«ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΗ ΠΡΟΤΥΠΟΠΟΙΗΣΗ σε ΣΥΓΧΡΟΝΕΣ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΕΣ
και την ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ»**

« Διερεύνηση προοπτικών ενοποίησης των χρηματιστηριακών αγορών:
Εμπειρική έρευνα σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες αγορές»

ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ Σ. ΤΙΝΟΣ

ΑΡΙΘΜΟΣ ΜΗΤΡΩΟΥ: 09313037

ΕΠΙΒΛΕΠΟΥΣΑ ΚΑΘΗΓΗΤΡΙΑ: Π. Μπουφούνου, Αναπλ. Καθηγ. Χρηματοοικονομικής

ΑΘΗΝΑ 2015

«Η ολοκλήρωση της διπλωματικής εργασίας συγχρηματοδοτήθηκε μέσω της Πράξης Πρόγραμμα χορήγησης υποτροφιών ΙΚΥ για Μεταπτυχιακές Σπουδές Πρώτου Κύκλου (Μάστερ) – Οριζόντια Πράξη, από πόρους του ΕΠ «Εκπαίδευση και Δια Βίου Μάθηση», του Ευρωπαϊκού Κοινωνικού Ταμείου (ΕΚΤ) του ΕΣΠΑ, 2007 - 2013».

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα διπλωματική εργασία υποβάλλεται στα πλαίσια της ολοκλήρωσης του Διατμηματικού Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών με τίτλο «Μαθηματική Προτυποποίηση στις Σύγχρονες Τεχνολογίες και την Οικονομία» του Εθνικού Μετσόβιου Πολυτεχνείου (ΕΜΠ). Αντικειμενικός στόχος της εργασίας αυτής είναι να εξετάσει τις προοπτικές ενοποίησης των χρηματιστηριακών αγορών μέσα από την παρουσίαση ενός θεωρητικού υποβάθρου και έπειτα με την διενέργεια μιας εμπειρικής μελέτης πάνω σε δείγμα δέκα χρηματιστηριακών δεικτών της παγκόσμιας οικονομίας. Συγκεκριμένα, μετά την παρουσίαση του βασικού θεωρητικού υποβάθρου σχετικά με την ανάλυση των χρονοσειρών και της θεωρίας της συνολοκλήρωσης, αναλύονται οι δείκτες FTSE100, DAX, CAC40, MIB, IBEX35, PSI20, AGI (Athens General Index), IGEN, DowJones και Nikkei που αναφέρονται στις χώρες Μ. Βρετανία, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ελλάδα, Ιρλανδία, ΗΠΑ και Ιαπωνία αντίστοιχα. Το δείγμα χωρίζεται και αναλύεται σε δυο κατηγορίες που αντιπροσωπεύουν τις αναπτυγμένες και τις αναπτυσσόμενες αγορές. Ο έλεγχος της υπόθεσης της επίτευξης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των αγορών της κάθε κατηγορίας αλλά και συνολικά για όλους τους χρηματιστηριακούς δείκτες πραγματοποιείται με τη μέθοδο του Johansen. Τέλος, λόγω της έντονης διαφορετικότητας και φύσης της Ελληνικής οικονομίας στο παγκόσμιο γίγνεσθαι, έπειτα και από την παρατεταμένη ύφεση στην οποία έχει εισέλθει τα τελευταία χρόνια, πραγματοποιούμε τον έλεγχο του κατά πόσο η Ελληνική οικονομία, ανεξάρτητα, εμφανίζει κοινά χαρακτηριστικά και βρίσκεται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας με τις υπόλοιπες οικονομίες που εξετάζουμε.

ABSTRACT

This Master Thesis is for the purposes of the Interdepartmental Program of Postgraduate Studies (I.P.P.S) in "Mathematical Modeling in Modern Technologies and in Financial Engineering" offered by National Technical University of Athens (NTUA). Objectives of this study is to examine the possibilities for the integration of various financial markets based on the theoretical background exposed here and further, applying an empirical study over a sample consisted of ten stock exchanges' indices of the international financial system. More specific, at early stages is presented the theory relating to time series analysis and to cointegration analysis and subject to this background are examined the indices FTSE100, DAX, CAC40, MIB, IBEX35, PSI20, AGI (Athens General Index), IGEN, Dow Jones and Nikkei which are supposed to represent the economies of G. Britain, Germany, France, Italy, Spain, Portugal, Greece, Ireland and Japan respectively. The sample is separated to developed and emerging economies. The test of the assumption of long term equilibrium between the economies of each category, as well as for the total sample, is based on the methodology proposed by Johansen. In addition, due to specific and unique characteristics of the Greek economy in the Global scenery and the deep and still continuing depression that suffers, led us to examine if the Greek economy, independently, cointegrated and is in a long term equilibrium with the rest economies of our analysis.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ.....	I
ABSTRACT	II
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	1
1 ΑΝΑΛΥΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ.....	3
1.1 Στοχαστικές Διαδικασίες και Χρονολογικές σειρές.....	3
1.2 Στατικότητα χρονολογικών σειρών.....	4
1.3 Έλεγχοι Στατικότητας.....	6
1.3.1 Οπτικοί έλεγχοι γραφικής παράστασης της χρονοσειράς.....	6
1.3.2 Συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) και διάγραμμα αυτοσυσχέτισης.....	7
1.3.3 Επιλογή του αριθμού των αυτοσυσχετίσεων (lags).....	10
1.3.4 Στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης.....	10
1.3.5 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Tests).....	11
1.3.6 Έλεγχος Dickey – Fuller (DF test).....	13
1.3.7 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey – Fuller (ADF test).....	13
2 ΘΕΩΡΙΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ.....	15
2.1 Εισαγωγή.....	15
2.2 Έλεγχοι συνολοκλήρωσης – Γενική επισκόπηση.....	16
2.3 Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Engle – Granger (EG) ή επαυξημένος έλεγχος συνολοκλήρωσης Engle – Granger (AEG).....	17
2.4 Η προσέγγιση Durbin – Watson στον έλεγχο συνολοκλήρωσης.....	18
2.5 Έλεγχος συνολοκλήρωσης και μηχανισμός διόρθωσης λαθών (ECM).....	19
2.6 Συνολοκλήρωση κατά Johansen.....	20
3 ΜΕΛΕΤΗ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ: ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΠΡΟΟΠΤΙΚΩΝ ΕΝΟΠΟΙΗΣΗΣ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ.....	25
3.1 Εισαγωγή.....	25
3.2 Ανασκόπηση βιβλιογραφίας.....	25
3.3 Επιλογή Δείγματος.....	27

3.4	Μεθοδολογία.....	27
3.5	Αποτελέσματα Εμπειρικής Μελέτης.....	30
3.5.1	Αναπτυγμένες οικονομίες.....	30
3.5.2	Αναπτυσσόμενες οικονομίες.....	34
3.5.3	Εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης για το σύνολο του δείγματος.....	38
3.5.4	Έλεγχοι συνολοκλήρωσης της Ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς με τις υπόλοιπες αγορές.....	39
4	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	43
5	ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	45
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ	47
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α	49
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β΄	52
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ΄	59

Εισαγωγή

Το σύγχρονο οικονομικό – χρηματοοικονομικό περιβάλλον χαρακτηρίζεται από πολυπλοκότητα δομών, συνθετότητα ρυθμιστικών διαδικασιών, ποικιλότητα προσφερόμενων υπηρεσιών και αγαθών, τεράστια χρηματοοικονομικά μεγέθη, γεωγραφική διαφοροποίηση και λειτουργική ιδιαιτερότητα, πολλαπλούς επιχειρηματικούς κινδύνους αλλά και αρκετές επενδυτικές και επιχειρηματικές ευκαιρίες και προοπτικές. Ωστόσο, η ευημερία των επενδυτών εξαρτάται από το κατά πόσο οι αγορές στις οποίες συμμετέχουν είναι αποτελεσματικές και μπορούν να μελετηθούν και να αναλυθούν από κοινού, στην προσπάθεια για τη δημιουργία ενός άριστα διαφοροποιημένου και βέλτιστου χαρτοφυλακίου. Η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου απαιτεί από τον επενδυτή διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου του με την επένδυση σε τίτλους που συνδέονται μεταξύ τους με κάποιας μορφής σχέση –αρνητική, θετική ή και ουδέτερη – έτσι ώστε να μπορέσει να προσεγγίσει το άριστο χαρτοφυλάκιο προς επίτευξη αποδόσεων σύμφωνα με τις προσδοκίες του.

Από την άλλη πλευρά, η δυνατότητα του επενδυτή να επιλέξει μέσα από πληθώρα επενδυτικών επιλογών επηρεάζεται τόσο από το κόστος της ανάλυσης των εναλλακτικών επιλογών, όσο και από την πρόσβαση που έχει στην πληροφόρηση σχετικά με τα διάφορα χρηματοοικονομικά αγαθά προς επένδυση. Προς αυτή την κατεύθυνση, κρίνεται επιτακτική και άκρως ωφέλιμη αλλά και χρήσιμη η εξέταση των σχέσεων και των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των διάφορων αγορών. Πολλές έρευνες, μελέτες αλλά και διατριβές έχουν εκπονηθεί πάνω στην θεματολογία των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των οικονομιών και των χρηματιστηριακών αγορών, γεγονός που αποδεικνύει περίτρανα την χρησιμότητα της θεωρίας της συνολοκλήρωσης και ενοποίησης των αγορών στον σύγχρονο επενδυτικό σχεδιασμό και στη διαμόρφωση επενδυτικών στρατηγικών. Η δυνατότητα επίτευξης μιας μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των χρηματοοικονομικών αγορών (ιδιότητα που διερευνάται μέσω της θεωρίας της συνολοκλήρωσης) μπορεί να αποτελέσει το εφαλτήριο για επενδύσεις περισσότερο αποτελεσματικές και αποδοτικές στη βάση ότι το κόστος ανάλυσης των αγορών αλλά και των προϊόντων μειώνεται, αφού μελετώντας μια αγορά μπορεί ο επενδυτής να έχει εικόνα για περισσότερες αγορές με τις οποίες συνδέεται στενά η υπό εξέταση αγορά.

Στην παρούσα διπλωματική εργασία επιχειρείται έπειτα από την παρουσίαση των βασικών θεωρητικών πυλώνων σχετικά με την ανάλυση χρονοσειρών και τον έλεγχο της θεωρίας της συνολοκλήρωσης, να εξεταστούν οι προοπτικές ενοποίησης των χρηματιστηριακών αγορών των ανεπτυγμένων και αναπτυσσόμενων χωρών. Η ανάλυση θα χωριστεί, αρχικά, στις αναπτυγμένες και στις αναπτυσσόμενες χώρες προκειμένου να διερευνηθούν μοτίβα επαναληπτικών διαδικασιών σε αγορές που εμφανίζουν κοινά χαρακτηριστικά και έπειτα θα διερευνηθούν οι προοπτικές και οι σχέσεις αλληλεπίδρασης μεταξύ αγορών που προέρχονται

και από τις δύο κατηγορίες. Η ανάλυση θα βασιστεί στην μεθοδολογία του Johansen για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης και θα χρησιμοποιηθεί το στατιστικό πακέτο E-views για την διενέργεια των ελέγχων.

Συγκεκριμένα, στο Κεφάλαιο 2 της παρούσας διπλωματικής παρουσιάζουμε την βασική θεωρία ανάλυσης των χρονολογικών σειρών εκθέτοντας τους διάφορους τρόπους και τεχνικές προκειμένου να εξεταστεί η στατικότητα των χρονοσειρών, ιδιότητα πολύ σημαντική γενικά στα χρηματοοικονομικά αλλά και για τις ανάγκες της ανάλυσης που θα ακολουθήσει στην συγκεκριμένη εργασία.

Στο Κεφάλαιο 3 παρουσιάζεται η βασική θεωρία της συνολοκλήρωσης καθώς αναλύονται και οι διάφοροι τρόποι ελέγχου της θεωρίας αυτής. Παράλληλα γίνεται λεπτομερής αναφορά στην μεθοδολογία του Johansen, βασικό εργαλείο που χρησιμοποιείται στην παρούσα διπλωματική.

Στο Κεφάλαιο 4 παρουσιάζεται εμπειρική μελέτη όπου εφαρμόζονται πρακτικά τα πιο πάνω αναλυθέντα. Ειδικότερα, γίνεται βιβλιογραφική επισκόπηση ανάλογων ερευνών, παρουσιάζεται το δείγμα που χρησιμοποιείται και η εξειδικευμένη μεθοδολογία ανάλυσης του και τέλος σχολιάζονται κι αξιολογούνται τα εμπειρικά αποτελέσματα των εκτιμήσεων.

Τέλος, στο Κεφάλαιο 5 παρουσιάζονται τα συνολικά συμπεράσματα της παρούσας διπλωματικής διατριβής, και ακολουθούν η βιβλιογραφία που χρησιμοποιήθηκε καθώς και παραρτήματα με τα αποτελέσματα και τα δεδομένα των ελέγχων που διενεργήθηκαν.

1 Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών

1.1 Στοχαστικές Διαδικασίες και Χρονολογικές σειρές

Στοχαστική διαδικασία \mathbf{Y} , καλείται μια οικογένεια, ή με άλλα λόγια, ένα σύνολο τυχαίων μεταβλητών, τέτοιων ώστε $\mathbf{Y} = \{Y_t \mid t \in T\}$ ταξινομημένων αναφορικά με τον χρόνο t . Η στοχαστική διαδικασία περιγράφει την εξέλιξη μιας τυχαίας μεταβλητής στον χρόνο ή στον χώρο και σε κάθε σημείο του χρόνου t του συνόλου T , παρατηρείται η τυχαία μεταβλητή Y_t . Δηλαδή T είναι η συνολική χρονική περίοδος στην οποία παρατηρείται η συμπεριφορά – εξέλιξη - της στοχαστικής διαδικασίας \mathbf{Y} .

Αν η στοχαστική σειρά έχει μόνο ένα αριθμό σε κάθε χρονική στιγμή, όπως για παράδειγμα η ρίψη ζαριού μια φορά την ημέρα για μια βδομάδα, τότε αυτή η σειρά καλείται χρονοσειρά.

Με τον όρο χρονοσειρά δηλαδή, εννοούμε μια ακολουθία $\{Y_t : t=0,1,2,\dots\}$, όπου κάθε y_t εκφράζει την κατά χρονική στιγμή t κατάσταση ενός συστήματος το οποίο εξελίσσεται στο χρόνο κατά τυχαίο τρόπο.

Στην ανάλυση χρονοσειρών είναι πολύ σημαντικό να γίνεται διαχωρισμός και να είναι διακριτές οι έννοιες της στοχαστικής διαδικασίας και του τυχαίου δείγματος της στατιστικής. Η διαφορά μεταξύ μιας στοχαστικής διαδικασίας Y_1, Y_2, \dots, Y_n και ενός δείγματος Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_n τυχαίων μεταβλητών ίδιου πλήθους, ή μιας χρονικής σειράς y_1, y_2, \dots, y_n και ενός δείγματος παρατηρήσεων y'_1, y'_2, \dots, y'_n ίδιου πλήθους έγκειται στο ότι το δείγμα (που είναι ένα πεδίο της στατιστικής) αποτελείται από τυχαίες μεταβλητές οι οποίες υποτίθεται ότι κατανέμονται ανεξάρτητα και πανομοιότυπα¹ (ομοειδώς), ενώ αυτή η υπόθεση δεν ισχύει κατά κανόνα για τους όρους της στοχαστικής διαδικασίας. Συγκεκριμένα είναι πιθανό οι όροι της στοχαστικής διαδικασίας να κατανέμονται ανεξάρτητα και πανομοιότυπα, όμως αυτή η περίπτωση δεν είναι ενδιαφέρουσα αφού η ανάλυση χρονικών σειρών καταλήγει στην απλή στατιστική ανάλυση.

Ο σκοπός της ανάλυσης των χρονολογικών σειρών είναι η μελέτη περιπτώσεων όπου οι όροι της στοχαστικής διαδικασίας που αντιστοιχούν σε διαφορετικά χρονικά σημεία παρουσιάζουν αλληλεξαρτήσεις (αυτοσυσχετίσεις).

¹Η ιδιότητα των τυχαίων μεταβλητών να κατανέμονται ανεξάρτητα και πανομοιότυπα αναφέρεται ως **συνθήκη iid**.

1.2 Στατικότητα χρονολογικών σειρών

Οι χρονολογικές σειρές μπορεί να είναι αυστηρά στάσιμες, ασθενώς στάσιμες (ή απλά στάσιμες) ή και μη στάσιμες.

Αυστηρά στάσιμη χαρακτηρίζεται μια χρονοσειρά της οποίας η κατανομή παραμένει αναλλοίωτη διαχρονικά, δηλαδή η πιθανότητα για μια παρατήρηση να βρίσκεται μέσα σε ένα συγκεκριμένο διάστημα τιμών είναι ίδια αν λάβουμε ως σημείο αναφοράς το παρόν, το παρελθόν ή το μέλλον.

Ασθενώς στάσιμη, ή απλά στάσιμη, χαρακτηρίζεται μια χρονολογική σειρά της οποίας ο μέσος, η διακύμανση και η συνδιακύμανση μεταξύ μιας παρατήρησης σε κάποια χρονική περίοδο με μια άλλη παρατήρηση σε κάποια άλλη χρονική περίοδο είναι σταθερά μεγέθη (διαχρονικά). Μαθηματικά, οι βασικές ιδιότητες μια στάσιμης χρονοσειράς, έστω Y_t , παρουσιάζονται παρακάτω:

Μέση τιμή: $E(Y_t) = \mu$

Διακύμανση: $var(Y_t) = E(Y_{t-1})^2 = \sigma^2$

Συνδιακύμανση: $Cove(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$

Η σταθερά γ_k αποτελεί την συνδιακύμανση (η αυτοσυνδιακύμανση), με χρονική υστέρηση k , μεταξύ δύο παρατηρήσεων της χρονοσειράς Y_t και Y_{t+k} σε δύο διαφορετικές χρονικές περιόδους που διαφέρουν κατά την χρονική υστέρηση k . Αν $k=0$, τότε ουσιαστικά πρόκειται για την συνδιακύμανση μια παρατήρησης με τον εαυτό της και συνεπώς, από την τρίτη ιδιότητα της στάσιμης χρονοσειράς έπεται ότι η συνδιακύμανση ισούται με την διακύμανση της χρονοσειράς.

Συνοπτικά λοιπόν, αν μια χρονοσειρά είναι στατική τότε ο μέσος, η διακύμανση και η συνδιακύμανση (σε οποιοδήποτε επίπεδο χρονικής υστέρησης) παραμένουν σταθερά και αναλλοίωτα στο χρόνο. Μια τέτοια χρονοσειρά έχει την τάση να επανέρχεται στο μέσο της διαχρονικά (ιδιότητα mean reversion) και οποιοσδήποτε αποκλίσεις από αυτόν (όπως μετρώνται από την διακύμανση) να εμφανίζουν μόνο στιγμιαία τάση.

Με βάση τον ορισμό που δόθηκε παραπάνω για την ασθενώς στατικότητα μια χρονοσειράς, συνάγεται ότι μια χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη όταν δεν ικανοποιείται τουλάχιστον μια από τις τρεις ιδιότητες του ορισμού.

Η έννοια της στατικότητας είναι πάρα πολύ σημαντική στην οικονομετρία αλλά και γενικότερα στα χρηματοοικονομικά για την πραγματοποίηση προβλέψεων. Μελετώντας μια στάσιμη χρονολογική σειρά μπορούμε να εξαγάγουμε συμπεράσματα για την πορεία ενός χρηματιστηριακού δείκτη, την πορεία της τιμής μιας μετοχής κ.ο.κ. Ένα βασικό στατικό υπόδειγμα που χρησιμοποιείται στην μοντελοποίηση των υπό-συνθήκη ομοσκεδαστικών

αυτοπαλινδρομων σειρών (AR, MA, ARMA, ARIMA) είναι η σειρά του *Άσπρου ή Λευκού Θορύβου (White Noise)*. Τα βασικά χαρακτηριστικά της τυπικής στατικής σειράς του Λευκού Θορύβου είναι ότι έχει μέση τιμή ίση με το μηδέν, διακύμανση σταθερή και ίση με σ^2 και οι παρατηρήσεις δεν αυτοσυσχετίζονται, δηλαδή έχουν συνδιακύμανση ίση με το μηδέν, δηλαδή:

$$\text{Μέση τιμή: } E(Y_t) = \mu = 0$$

$$\text{Διακύμανση: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 = \text{σταθερή}$$

$$\text{Αυτοσυσχέτιση: } \text{Corr}(Y_t, Y_{t-1}) = 0$$

Από την άλλη πλευρά, ένα πολύ συχνό στη βιβλιογραφία μη στατικό μοντέλο είναι το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου (Random Walk). Ο τυχαίος περίπατος αποτελεί μια μη στάσιμη χρονοσειρά, όπου το κάθε στοιχείο της προκύπτει από το προηγούμενο με την πρόσθεση μιας τυχαίας τιμής, δηλαδή η χρονοσειρά είναι τυχαίος περίπατος αν

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{ή } \Delta Y_t = \varepsilon_t$$

όπου ε_t είναι χρονοσειρά λευκού θορύβου, $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ όπως την ορίσαμε παραπάνω. Το όνομα "Τυχαίος Περίπατος" υποδηλώνει ακριβώς ότι η χρονοσειρά παράγεται από την κίνηση κάποιου πάνω σε μια ευθεία γραμμή που σε κάθε χρονική στιγμή κάνει ένα τυχαίο βήμα μπρος ή πίσω (κατά ε_t) από το σημείο που βρίσκεται (Y_{t-1}) στο επόμενο (Y_t). Σημειώνεται ότι αρχίζοντας από κάποια τιμή μ (για $t=0$) και αντικαθιστώντας την σχέση του τυχαίου περιπάτου για χρόνους ως t ο ορισμός του τυχαίου περιπάτου μπορεί να γραφεί ως

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j,$$

δηλαδή ως άθροισμα όλων των τυχαίων βημάτων ως τη στιγμή t .

Μια χρονολογική σειρά Y_t η οποία είναι μη στάσιμη, μπορεί να μετατραπεί σε στάσιμη χρονοσειρά εάν πάρουμε τις πρώτες διαφορές της δηλαδή $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, ή τις δεύτερες διαφορές της δηλαδή $\Delta^2 Y_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-2}$ και ούτω καθεξής. Όταν συμβαίνει αυτό λέμε ότι η χρονολογική σειρά «ολοκληρώνεται» στη συγκεκριμένη τάξη (δηλαδή στον αριθμό των διαφορών που πήραμε για να μετατραπεί σε στατική). Γενικά, αν μία μη στάσιμη χρονολογική σειρά Y_t μετατρέπεται σε στάσιμη αφού πάρουμε τις d διαφορές της, τότε λέμε ότι Y_t είναι ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται με $I(d)$. Αν δε μετατρέπεται σε στάσιμη όσες διαφορές και να πάρουμε τότε λέμε ότι η Y_t είναι μη ολοκληρώσιμη.

Οι οικονομικοί αναλυτές μελετούν χρονολογικές σειρές μεταβλητών προκειμένου να εντοπίσουν μακροχρόνιες σχέσεις και ισορροπίες που δημιουργούνται από τις δυνάμεις της αγοράς και να εντοπίσει τάσεις, μοτίβα και αλληλεξαρτήσεις προκειμένου να προβούν σε προβλέψεις που εν συνεχεία θα συνδράμουν στην λήψη επενδυτικών αποφάσεων αλλά και στην διαχείριση επενδυτικών χαρτοφυλακίων. Από την μέχρι τώρα ανάλυσή μας φαίνεται ότι

τα πράγματα είναι απλά όταν μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη καθώς εξ ορισμού οι τιμές της μεταβλητής θα επιστρέφουν συχνά στον μέσο όρο. Στην πραγματικότητα όμως οι περισσότερες χρονολογικές σειρές είναι μη στάσιμες.

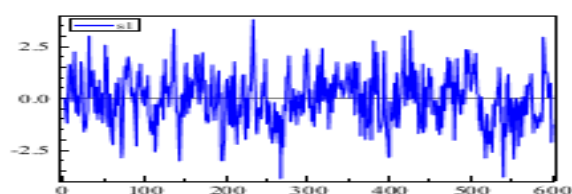
Στην παράγραφο που ακολουθεί γίνεται μια αναφορά στους διάφορους τρόπους που συναντάμε στην βιβλιογραφία και έχει στη διάθεσή του ο αναλυτής προκειμένου να ελέγξει αν μια χρονολογική σειρά είναι στατική ή είναι μη στάσιμη.

1.3 Έλεγχοι Στατικότητας

Μέχρι τώρα ορίσαμε γενικά την έννοια της στατικότητας μιας χρονολογικής σειράς αναφέροντας παράλληλα τα βασικά χαρακτηριστικά της, ωστόσο, δεν έχει γίνει αναφορά στο σημαντικότερο κομμάτι της ανάλυσης που δεν είναι άλλο από τους τρόπους που έχει στην διάθεσή του ο αναλυτής προκειμένου να εξετάσει την στατικότητα μια χρονοσειράς. Παρόλο που στην βιβλιογραφία έχουν αναπτυχθεί πολλές μέθοδοι για τον έλεγχο της στατικότητας, στην παρούσα εργασία θα αναπτυχθούν οι πιο ευρέως διαδεδομένες μέθοδοι ελέγχου της στατικότητας που χρησιμοποιούνται από τους ερευνητές και τους αναλυτές στις εμπειρικές μελέτες. Συγκεκριμένα θα αναφερθούμε στον οπτικό έλεγχο της γραφικής παράστασης της χρονοσειράς, στον έλεγχο της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (Autocorrelation Function, ACF) και του διαγράμματος αυτοσυσχέτισης (correlogram) ενώ θα αναφερθούμε αναλυτικά στον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας (unit root test) για την εξέταση της στατικότητας.

1.3.1 Οπτικοί έλεγχοι γραφικής παράστασης της χρονοσειράς

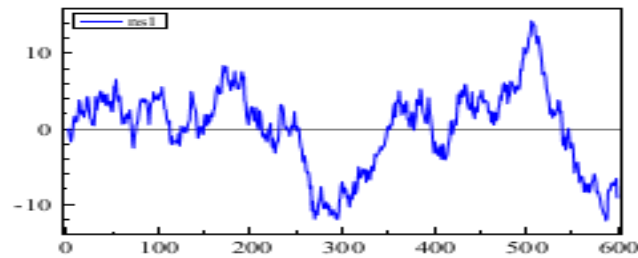
Στον οπτικό έλεγχο προκειμένου μια σειρά να είναι στατική, αρκεί η σειρά αυτή να επιστρέφει συχνά στο μέσο της και μεταβάλλεται γύρω από αυτόν κατά ένα τυχαίο τρόπο. Στην περίπτωση που μια σειρά δεν είναι στατική τότε εμφανίζεται να έχει διαφορετικές μέσες τιμές σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Στο παρακάτω διάγραμμα απεικονίζεται μια στάσιμη χρονοσειρά καθώς έχει την ιδιότητα να επανέρχεται στο μέσο.



Εικόνα 1: Υπόδειγμα στάσιμης χρονοσειράς

Αντίθετα, το διάγραμμα που ακολουθεί απεικονίζει μια μη στάσιμη χρονοσειρά και αυτό αποδεικνύεται από το γεγονός ότι η μέση τιμή της συγκεκριμένης μεταβλητής φαίνεται να

είναι διαφορετική σε διαφορετικές χρονικές περιόδους πράγμα που δεν ικανοποιεί μια από τις βασικές ιδιότητες της στατικότητας που θέλει ο μέσος να παραμένει σταθερός διαχρονικά.



Εικόνα 2: Υπόδειγμα μη στάσιμης χρονοσειράς

1.3.2 Συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) και διάγραμμα αυτοσυσχέτισης

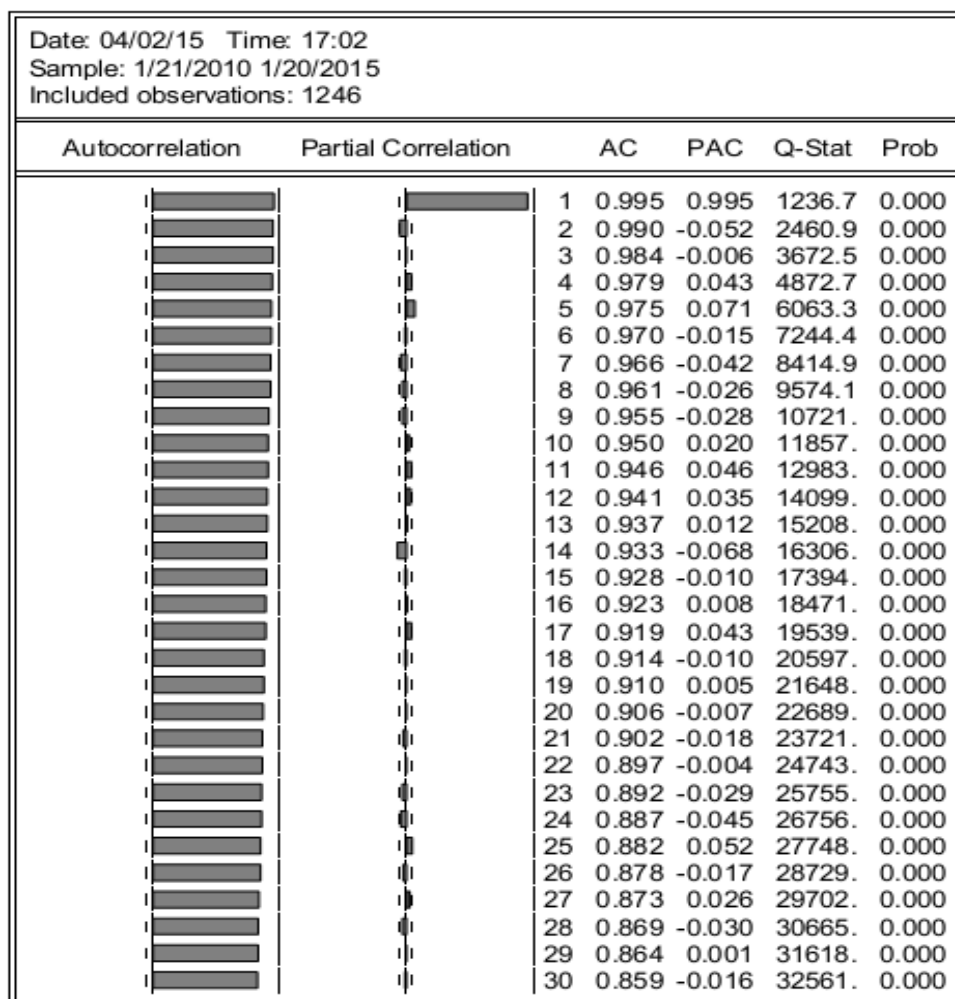
Ένας απλός και περιεκτικός τρόπος εξέτασης της στατικότητας μια χρονοσειράς βασίζεται στην συνάρτηση αυτοσυσχέτισης, που για ένα συγκεκριμένο δείγμα παρατηρήσεων ορίζεται ως ο λόγος της διακύμανσης με χρονική υστέρηση k προς την διακύμανση του δείγματος (δηλαδή $k=0$)

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

Ουσιαστικά πρόκειται για τον κλασικό συντελεστή αυτοσυσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών, μόνο που στην περίπτωση των χρονοσειρών, δίνει την συσχέτιση μεταξύ των παρατηρήσεων που διαφέρουν κατά k χρονικές περιόδους. Προφανώς, η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης παίρνει τιμές στο $[-1,1]$.

Αν παραστήσουμε τώρα γραφικά τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης για τις διάφορες χρονικές υστερήσεις k , παίρνουμε το διάγραμμα αυτοσυσχετίσεων ή κοριλόγραμμα (correlogram). Προκειμένου να αποφανθούμε για το εάν μια σειρά είναι στατική ή όχι θα παρουσιάσουμε δυο ενδεικτικά παραδείγματα που αναφέρονται στις τιμές κλεισίματος του Γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών και των αποδόσεων του δείκτη που καταδεικνύουν αντιπροσωπευτικά πότε έχουμε ένδειξη στατικότητας και πότε όχι.

Για τις τιμές κλεισίματος του δείκτη δημιουργήσαμε το κοριλόγραμμα σε επίπεδο 30 χρονικών υστερήσεων ($k=30$). Στον παρακάτω πίνακα μπορούμε να παρατηρήσουμε στην στήλη AC τις



Εικόνα 3: Κοριλόγραμμα τιμών κλεισίματος ΓΔ

τιμές για την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης και στην στήλη Autocorrelation το αντίστοιχο διάγραμμα των αυτοσυσχετίσεων. Η κατακόρυφη γραμμή στο συγκεκριμένο διάγραμμα αναπαριστά την μηδενική αυτοσυσχέτιση και κατά συνέπεια τιμές αριστερά της γραμμής εμφανίζουν θετική συσχέτιση και δεξιά της γραμμής αρνητική. Για τις τιμές κλεισίματος του Γενικού δείκτη του ΧΑΑ παρατηρούμε ότι οι αυτοσυσχετίσεις είναι πολύ υψηλές για τα διαφορετικά επίπεδα χρονικών υστερήσεων και παραμένουν μέχρι και για $k=30$. Με βάση τα παραπάνω συνάγεται ότι με βάση το διάγραμμα των αυτοσυσχετίσεων και της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης μια σειρά είναι μη στάσιμη όταν ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης ξεκινά από μια πολύ υψηλή τιμή και μειώνεται με πολύ αργό ρυθμό (τείνοντας να προσεγγίσει το 0 αλλά παραμένοντας πάντα σε υψηλά επίπεδα), καθώς το επίπεδο των χρονικών υστερήσεων αυξάνεται.

Αντίθετα, στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται το κοριλόγραμμα της σειράς που αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις του Γενικού δείκτη του ΧΑΑ η οποία παρουσιάζει πολύ μικρές

αυτοσυσχετίσεις μεταξύ των παρατηρήσεων. Συγκεκριμένα, σε αντιδιαστολή του ότι συνέβαινε παραπάνω με τις τιμές κλεισίματος, εδώ φαίνεται οι αυτοσυσχετίσεις να είναι πολύ κοντά στον μηδενικό άξονα σε όλα τα επίπεδα των χρονικών υστερήσεων, γεγονός που είναι χαρακτηριστικό μιας στατικής σειράς. Στην μέχρι τώρα ανάλυσή μας παρουσιάσαμε

Date: 04/02/15 Time: 16:56 Sample: 1/21/2010 1/20/2015 Included observations: 1245						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.079	0.079	7.8690	0.005
		2	-0.040	-0.046	9.8436	0.007
		3	0.004	0.011	9.8664	0.020
		4	-0.078	-0.082	17.446	0.002
		5	-0.001	0.013	17.448	0.004
		6	0.008	-0.001	17.520	0.008
		7	0.029	0.032	18.605	0.010
		8	0.049	0.038	21.614	0.006
		9	0.022	0.019	22.229	0.008
		10	-0.013	-0.013	22.445	0.013
		11	0.015	0.023	22.726	0.019
		12	0.039	0.041	24.621	0.017
		13	0.031	0.029	25.807	0.018
		14	-0.019	-0.025	26.259	0.024
		15	0.016	0.023	26.601	0.032
		16	-0.029	-0.033	27.686	0.034
		17	-0.004	0.007	27.702	0.049
		18	-0.044	-0.053	30.144	0.036
		19	-0.018	-0.009	30.538	0.045
		20	0.032	0.019	31.848	0.045
		21	0.027	0.022	32.775	0.049
		22	0.068	0.061	38.672	0.015
		23	0.020	0.010	39.188	0.019
		24	-0.050	-0.045	42.355	0.012
		25	-0.001	0.013	42.355	0.016
		26	-0.044	-0.038	44.795	0.012
		27	-0.018	-0.005	45.222	0.015
		28	-0.011	-0.027	45.390	0.020
		29	-0.018	-0.016	45.806	0.025
		30	0.020	0.011	46.322	0.029

Εικόνα 4: Κοριλόγραμμα αποδόσεων ΓΔ

περιγραφικά την εξέταση της στασιμότητας μέσω του συντελεστή αυτοσυσχέτισης και του διαγράμματος των αυτοσυσχετίσεων. Ωστόσο, εδώ ανακύπτουν δυο θεμελιώδη ζητήματα που θα πρέπει να εξεταστούν:

- Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί
- Η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης

1.3.3 Επιλογή του αριθμού των αυτοσυσχετίσεων (lags)

Η επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων συνήθως πραγματοποιείται εμπειρικά, ωστόσο ένας άτυπος κανόνας είναι να δημιουργείται το διάγραμμα των αυτοσυσχετίσεων με αριθμό χρονικών υστερήσεων όσο το ένα τρίτο ή το ένα τέταρτο του μεγέθους του δείγματος. Ουσιαστικά, στην πράξη προκειμένου να εξετάσουμε τη στατικότητα μιας χρονοσειράς, ξεκινάμε θέτοντας έναν μεγάλο αριθμό χρονικών υστερήσεων και έπειτα τον μειώνουμε ανάλογα με τις ενδείξεις κάποιου στατιστικού κριτηρίου πληροφορίας όπως το Akaike ή το Schwarz criterion.

1.3.4 Στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης

Σύμφωνα με τον Bartlett, μια χρονοσειρά είναι στατική όταν ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης του δείγματος $\hat{\rho}_k$ ακολουθεί προσεγγιστικά την κανονική κατανομή με μέσο μηδέν και διακύμανση ίση με $1/n$, όπου n το μέγεθος του δείγματος.

$$\hat{\rho}_k \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right)$$

Οι υποθέσεις για τον έλεγχο των συντελεστών αυτοσυσχέτισης είναι:

$$H_0: \rho_k = 0$$

$$H_1: \rho_k \neq 0$$

Η στατιστική έλεγχου για τον έλεγχο των παραπάνω υποθέσεων είναι:

$$\hat{\rho}_k = t_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}}$$

Ο παράγοντας $t_{\alpha/2}$ αποτελεί την κρίσιμη τιμή για τον έλεγχο και προκύπτει από την κατανομή t για επίπεδο σημαντικότητας α , ενώ $\hat{\rho}_k$ ο εκτιμώμενος συντελεστής αυτοσυσχέτισης. Κριτήριο για την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης H_0 και επομένως την ύπαρξη στάσιμης χρονοσειράς είναι να ισχύει ότι $|\hat{\rho}_k| < t_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}}$.

Παραπάνω εξετάσαμε τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης ατομικά. Ωστόσο, μπορούμε να εξετάσουμε και συνολικά εάν οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης για δεδομένο αριθμό χρονικών υστερήσεων είναι ταυτόχρονα όλοι ίσοι με το μηδέν. Σε αυτή την περίπτωση ελέγχουμε τις υποθέσεις:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1: \text{τουλάχιστον ένα } \rho_i \neq 0, \forall i \in [1 \dots k]$$

Ο έλεγχος των παραπάνω υποθέσεων για τον ταυτόχρονο έλεγχο των συντελεστών αυτοσυσχέτισης πραγματοποιείται με τη στατιστική ελέγχου Q statistic που αναπτύχθηκε το 1970 από τους Box και Pierce. Το Q statistic ορίζεται όπως παρακάτω

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2$$

Όπου n ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος και m ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων (lags). Το Q statistic, για μεγάλα δείγματα, ακολουθεί την κατανομή χ^2 με m βαθμούς ελευθερίας. Στην πράξη, για να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης είναι ταυτόχρονα ίσοι με μηδέν πρέπει η τιμή για το Q statistic να υπερβαίνει την κριτική τιμή που προκύπτει από την κατανομή χ^2 για δεδομένο α επίπεδο σημαντικότητα και m βαθμούς ελευθερίας.

Παρόλο που το Q statistic είναι συνεπές για μεγάλα δείγματα, δεν είναι τόσο αξιόπιστο σε μικρά δείγματα. Γι αυτό το λόγο οι Ljung και Box πρότειναν μια παραλλαγή του Q statistic το οποίο ονόμασαν Ljung – Box (LB) statistic και το οποίο ορίζεται ως εξής:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi^2(m)$$

Ομοίως και με το LB statistic ελέγχονται οι υποθέσεις

Ho: $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$

H1: τουλάχιστον ένα $\rho_i \neq 0, \forall i \in [1 \dots k]$,

ενώ ως στάσιμη χρονοσειρά χαρακτηρίζεται εκείνη για την οποία η τιμή του LB statistic είναι μικρότερη από την κριτική τιμή που προκύπτει από την κατανομή χ^2 για δεδομένο α επίπεδο σημαντικότητα και m βαθμούς ελευθερίας.

1.3.5 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Tests)

Έστω η στοχαστική διαδικασία του αυτοπαλινδρομου σχήματος AR(1) όπως παρακάτω:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου ο όρος $\varepsilon_t \sim (0,1)$ δηλαδή λευκός θόρυβος.

Αν μετασχηματίσουμε το παραπάνω υπόδειγμα έχουμε:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Leftrightarrow Y_t - \phi Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$\Leftrightarrow Y_t - \phi L Y_t = \varepsilon_t$$

$$\Leftrightarrow (1 - \phi L)Y_t = \varepsilon_t$$

Ο όρος L εκφράζει τον τελεστή χρονικών υστερήσεων². Ο όρος $(1 - \phi L)$ αποτελεί ένα πολυώνυμο χρονικής υστέρησης πρώτου βαθμού και προκειμένου η σειρά να είναι στάσιμη αρκεί η ρίζα του πολυωνύμου αυτού να είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου ή με άλλα λόγια η ρίζα $L = 1/\phi$ να είναι σε απόλυτες τιμές μεγαλύτερη της μονάδας. Για να συμβαίνει αυτό θα πρέπει να ισχύει $|\phi| < 1$.

Δηλαδή οι υποθέσεις που εξετάζονται είναι:

H₀: $\phi = 1$ για μη στασιμότητα

H₁: $\phi < 1$ για στασιμότητα

Στην περίπτωση όπου $\phi = 1$, η Y_t ακολουθεί το γνωστό υπόδειγμα του Τυχαίου Περιπάτου (Random Walk) και συνεπώς είναι μη στάσιμη. Γενικά η ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας συνεπάγεται μη στασιμότητα μια χρονολογικής σειράς.

Αν τώρα στο υπόδειγμα AR(1), όπως παρουσιάστηκε παραπάνω, αφαιρέσουμε τον όρο Y_{t-1} και από τα δυο μέλη έχουμε:

$$Y_t - Y_{t-1} = \phi Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Όπου $\delta = \phi - 1$

Στην περίπτωση που $\delta = 0$ έπεται ότι $\phi = 1$, πράγμα που σημαίνει ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και συνεπώς μη στάσιμη χρονοσειρά (όπως αναλύσαμε και παραπάνω). Συνεπώς οι υποθέσεις που εξετάζουμε σε αυτή την περίπτωση είναι:

H₀: $\delta = 0$ για μη στασιμότητα

H₁: $\delta < 0$ για στασιμότητα

Συνεπώς για τον έλεγχο της στατικότητας μέσω της μοναδιαίας ρίζας είδαμε μέχρι τώρα δυο σετ ελέγχου υποθέσεων μέσω των οποίων μπορούμε να αποφανθούμε εάν μια χρονοσειρά είναι ή όχι στατική. Το ένα σετ ελέγχων αναφέρεται στην εξέταση της παραμέτρου ϕ με στατιστική ελέγχου $t_\phi = \frac{\hat{\phi}-1}{s_{\hat{\phi}}}$ και το άλλο στην εξέταση της παραμέτρου δ με στατιστική ελέγχου $t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{s_{\hat{\delta}}}$ με $s_{\hat{\phi}}$ και $s_{\hat{\delta}}$ τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων των παραμέτρων ϕ , δ .

² Ο τελεστής χρονικών υστερήσεων L χρησιμοποιείται για να κατασκευάσουμε το πολυώνυμο χρονικής υστέρησης βάση του οποίου θα εξετάσουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Έστω Y_t μια τυχαία μεταβλητή μπορούμε να γράψουμε

$$\begin{aligned} Y_{t-1} &= Y_t(L) \\ Y_{t-2} &= Y_t(L^2) \\ Y_{t-3} &= Y_t(L^3) \\ &\dots\dots\dots \\ Y_{t-k} &= Y_t(L^k) \end{aligned}$$

1.3.6 Έλεγχος Dickey – Fuller (DF test)

Οι Dickey και Fuller απέδειξαν ότι κάτω από την μηδενική υπόθεση $H_0: \delta=0$, η στατιστική ελέγχου $t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{s_\delta}$ ακολουθεί την τ statistic και μέσω της προσομοίωσης Monte Carlo (Monte Carlo Simulation) υπολόγισαν τις κριτικές τιμές για το τ statistic. Οι κρίσιμες τιμές για το DF test εξαρτώνται από τη μορφή της εξίσωσης παλινδρόμησης και επομένως έχουν υπολογιστεί για τρεις διαφορετικές μορφές υποδειγμάτων:

1. Χωρίς τάση και σταθερό όρο: $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$
2. Με σταθερό όρο: $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$
3. Με σταθερό όρο και τάση: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Σε κάθε μια από τις παραπάνω τρεις περιπτώσεις η μηδενική υπόθεση είναι ακριβώς ότι $\delta=0$ και για να την ελέγξουμε αρκεί να βρούμε με παλινδρόμηση την τιμή της παραμέτρου δ και έπειτα να υπολογίσουμε το τ statistic. Η κριτική προκύπτει ανάλογα με το ποιο είναι το υπόδειγμα μας (χωρίς σταθερό όρο και τάση, μόνο με σταθερό όρο ή και με σταθερό όρο και τάση) από τους πίνακες της DF κατανομής. Στην περίπτωση που η απόλυτη τιμή $|\tau|$ είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την μηδενική που σημαίνει μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και άρα η σειρά είναι στάσιμη.

1.3.7 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey – Fuller (ADF test)

Ο έλεγχος Dickey-Fuller προϋποθέτει ότι τα λάθη ε_t δεν αυτοσυσχετίζονται, ωστόσο, αν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης τότε η λύση είναι η προσθήκη χρονικών υστερήσεων της ενδογενούς μεταβλητής:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Όπου $\sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i}$ το σύνολο των χρονικών υστερήσεων στο υπόδειγμα.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που χρησιμοποιηθεί εφάπτεται των όσων αναφέραμε και παραπάνω στην ενότητα 2.3.2. Στην περίπτωση του επαυξημένου Dickey – Fuller ελέγχου όπως και στον απλό έλεγχο Dickey – Fuller εξετάζουμε την παράμετρο δ προκειμένου να αποφανθούμε για την στατικότητα μιας χρονοσειράς χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές όπως τις ορίσαμε και παραπάνω.

2 Θεωρία Συνολοκλήρωσης

2.1 Εισαγωγή

Ένα ιδιαίτερο χαρακτηριστικό των οικονομικών χρονολογικών σειρών είναι ότι μέσα από παλινδρόμηση ενός υποδείγματος που αποτελείται από μη στάσιμες σειρές είναι δυνατό να προκύψει υψηλή συσχέτιση μεταξύ των σειρών αυτών, χωρίς όμως στην πραγματικότητα να υπάρχει κάποια σχέση μεταξύ τους. Το φαινόμενο αυτό εξετάστηκε από τους Granger και Newbold το 1974 και ονομάστηκε ως το φαινόμενο της πλασματικής παλινδρόμησης (spurious regression) υποστηρίζοντας πως μια πλασματική παλινδρόμηση οφείλεται στην ύπαρξη τάσεων στις χρονολογικές σειρές.

Ωστόσο, υπάρχει και η περίπτωση όπου οι χρονολογικές σειρές που περιλαμβάνονται σε ένα υπόδειγμα εμφανίζουν την ίδια τάση και κατά συνέπεια τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης ενός τέτοιου υποδείγματος να μην είναι πλασματικά. Σε αυτή την περίπτωση, οι χρονολογικές σειρές κινούνται μαζί και αυτό ακριβώς είναι η ιδέα πίσω από την οποία θεμελιώθηκε και εδραιώθηκε η θεωρία της συνολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών. Με άλλα λόγια, η έννοια της συνολοκλήρωσης αναφέρεται στην κατάσταση κατά την οποία δυο ή περισσότερες μεταβλητές κινούνται σε μακροπρόθεσμη βάση προς την ίδια κατεύθυνση, υπάρχει δηλαδή μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών χωρίς όμως αυτή η ιδιότητα να επιβεβαιώνεται και σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα (οι μεταβλητές δηλαδή βραχυπρόθεσμα μπορεί να έχουν ανεξάρτητη πορεία αλλά μακροπρόθεσμα να υπάρχει κάποια σχέση ισορροπίας). Οι θεμελιωτές της θεωρίας της συνολοκλήρωσης είναι οι Engle και Granger (1987) σύμφωνα με τους οποίους ο ορισμός της συνοψίζεται παρακάτω.

Δυο χρονολογικές σειρές Y_t, X_t λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d,b) με $0 \leq b \leq d$ εάν και οι δυο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από τις δυο αυτές χρονολογικές σειρές έστω $\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t$ που είναι ολοκληρωμένος τάξεως $(d-b)$. Δηλαδή:

Εάν $Y_t \sim I(d)$ και $X_t \sim I(d)$ τότε $Y_t, X_t \sim CI(d, b)$ εάν $\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t \sim I(d - b)$.

Το διάνυσμα των συντελεστών του γραμμικού συνδυασμού των δυο χρονοσειρών $[\beta_1, \beta_2]$ ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης και το CI είναι το σύμβολο της συνολοκλήρωσης.

Με βάση τον παραπάνω ορισμό διακρίνουμε δυο περιπτώσεις ανάλογα με τη σχέση που συνδέει τον βαθμό ολοκλήρωσης της κάθε χρονοσειράς.

- Αν $d=b$ τότε ο γραμμικός συνδυασμός των δυο μεταβλητών θα είναι αναγκαστικά ολοκληρώσιμος μηδενικού βαθμού και άρα το υπόδειγμα θα είναι στάσιμο με συνέπεια οι δυο μεταβλητές να είναι συνολοκληρωμένες (d,d) τάξης

- Αν $d=b=1$, φαινόμενο που είναι και το πιο συχνό στα χρηματοοικονομικά, τότε ο γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών θα είναι ολοκληρώσιμος μηδενικής τάξης και άρα στάσιμος, με αποτέλεσμα οι μεταβλητές να είναι συνολοκληρωμένες $(1,1)$ τάξης.

Ας θεωρήσουμε τώρα τις Y_t, X_t που είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, έχουν με άλλα λόγια μια μοναδιαία ρίζα, δηλαδή $Y_t \sim I(1)$ και $X_t \sim I(1)$ και οι οποίες συνδέονται με την παρακάτω σχέση:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t$$

Αν η μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών ισχύει τότε θα είναι $0 = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$ και κατά συνέπεια, ο διαταρακτικός όρος που ορίζεται ως ε_t με $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$

θα ισούται με το μηδέν, $\varepsilon_t = 0$, δηλαδή η απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία ε_t αποτελεί στάσιμη χρονοσειρά με μέσο μηδέν ή $\varepsilon_t \sim I(0)$ και $E[\varepsilon_t] = 0$. Αν το ε_t αποτελεί όντως μια στάσιμη χρονολογική σειρά με μέσο μηδέν, μπορούμε να πούμε ότι επειδή $Y_t \sim I(1)$ και $X_t \sim I(1)$ και ο γραμμικός τους συνδυασμός $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \sim I(0)$, από τον κλασικό ορισμό της συνολοκλήρωσης προκύπτει ότι οι μεταβλητές Y_t, X_t είναι συνολοκληρωμένες τάξεως $(1,1)$ με το διάνυσμα συνολοκλήρωσης να είναι το $[1, -\beta_0, -\beta_1]$.

Η παραπάνω ανάλυση μας δείχνει συνοπτικά ότι προκειμένου να εξετάσουμε αν δυο οι περισσότερες μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, αρκεί να εκτιμήσουμε με παλινδρόμηση ένα υπόδειγμα που θα περιγράφει τις μεταβλητές αυτές και στην συνέχεια να αποδείξουμε ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης αυτής αποτελούν μια στάσιμη χρονοσειρά. Στις παρακάτω ενότητες θα εξετάσουμε τους διάφορους τρόπους που συναντάμε στην βιβλιογραφία σχετικά με την εξέταση της συνολοκλήρωσης δυο ή περισσότερων μεταβλητών.

2.2 Έλεγχοι συνολοκλήρωσης – Γενική επισκόπηση

Στην βιβλιογραφία εμφανίζονται διάφοροι τρόποι μέσω των οποίων μπορεί να εξεταστεί εάν δυο μεταβλητές ή και περισσότερες είναι συνολοκληρωμένες ή όχι. Σε γενικές γραμμές όμως, θα μπορούσαμε να διακρίνουμε αυτές τις μεθόδους σε μεθόδους μιας εξίσωσης και σε μεθόδους συστημάτων εξισώσεων.

Η πρώτη κατηγορία περιλαμβάνει τους αρχικούς ελέγχους συνολοκλήρωσης που πρότειναν οι Engle και Granger το 1987. Με τη μέθοδο αυτή ελέγχουμε μια εξίσωση κάθε φορά για να εξετάσουμε το κατά πόσο υπάρχει κάποιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές - χρονοσειρές. Η μέθοδος μιας εξίσωσης των Engle και Granger ονομάζεται και μέθοδος ελέγχου συνολοκλήρωσης βάσει καταλοίπων (residual based test), στη βάση της λογικής που αναπτύξαμε παραπάνω. Τέλος, η μέθοδος της μιας εξίσωσης χρησιμοποιεί τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS για την εκτίμηση των υποδειγμάτων.

Η δεύτερη κατηγορία περιλαμβάνει τους ελέγχους που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων και αποτελούν ολοένα και την πιο διαδεδομένη τεχνική ελέγχου της συνολοκλήρωσης. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος της κατηγορίας αυτής, που χρησιμοποιεί υποδείγματα VAR, είναι η μέθοδος του Johansen. Το πλεονέκτημα της δεύτερης μεθόδου, σε σύγκριση με την μέθοδο της μιας εξίσωσης, είναι ότι μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές και γι αυτό η μέθοδος των συστημάτων εξισώσεων έχει επικρατήσει στις εμπειρικές εφαρμογές ενώ αναπτύσσονται συνεχώς νέοι μέθοδοι ελέγχου στηριζόμενοι στη μεθοδολογία που ανέπτυξε ο Johansen. Τέλος, η μέθοδο μέσω συστημάτων εξισώσεων χρησιμοποιούν τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας για την εκτίμηση των υποδειγμάτων.

Στις παρακάτω ενότητες, έπειτα από τη γενική επισκόπηση για τους ελέγχους, παρουσιάζουμε αναλυτικά τη μεθοδολογία βάση των διάφορων μεθόδων για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης με διάκριση αν έχουμε να εξετάσουμε μόνο δύο ή περισσότερες χρονολογικές σειρές.

2.3 Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Engle – Granger (EG) ή επαυξημένος έλεγχος συνολοκλήρωσης Engle – Granger (AEG)

Η προσέγγιση των Engle και Granger για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης μπορεί να εφαρμοστεί στην περίπτωση δυο αλλά και περισσότερων χρονολογικών σειρών με την μόνη διαφορά να έγκειται στο υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση. Έτσι λοιπόν, θα εξετάσουμε την γενική περίπτωση που θέλουμε να ελέγξουμε $k+1$ χρονολογικές σειρές.

Έστω ότι έχουμε τις μεταβλητές $Y_t, X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ προκειμένου να εξετάσουμε με τη μέθοδο αυτή αν συνολοκληρώνονται ακολουθούμε τα παρακάτω βήματα:

1. Βασική προϋπόθεση για να κάνουμε τον έλεγχο συνολοκλήρωσης είναι όλες οι μεταβλητές του υποδείματός μας να είναι ολοκληρώσιμες στον ίδιο βαθμό. Κατά συνέπεια το πρώτο βήμα του ελέγχου είναι να εξετάσουμε με την μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στο κεφάλαιο 2 την τάξη ολοκλήρωσης της κάθε χρονοσειράς. Αν η τάξη ολοκλήρωσης είναι ίδια για όλες τις μεταβλητές προχωρούμε στο δεύτερο βήμα, διαφορετικά οι χρονοσειρές δεν συνολοκληρώνονται.
2. Το δεύτερο βήμα του ελέγχου, εφόσον έχουν εξασφαλίσει τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης για όλες τις μεταβλητές, είναι να εκτιμήσουμε με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS ένα υπόδειγμα της μορφής:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

Όπου ε_t το σφάλμα ισορροπίας.

Η εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος αποτελεί την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (cointegrating regression) από την οποία παίρνουμε τα κατάλοιπα e_t , που αποτελούν εκτίμηση του ε_t .

3. Στο επόμενο και σημαντικότερο βήμα του ελέγχου, εξετάζουμε την στασιμότητα των εκτιμημένων καταλοίπων e_t που λάβαμε από την παλινδρόμηση. Η στασιμότητα ή μη των καταλοίπων θα μας καταδείξει εάν οι χρονοσειρές συνολοκληρώνονται ή όχι. Για την εξέταση της στασιμότητας των καταλοίπων αρκεί να εφαρμόσουμε τους ελέγχους Dickey Fuller (DF) ή Augmented Dickey Fuller (ADF) με την μόνη διαφορά ότι οι κριτικές τιμές θα είναι αυτές που υπολογίστηκαν από τους Engle και Granger. Ενδεικτικά, η κριτική τιμή για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ είναι -2.5899.
4. Τέλος, η σύγκριση της στατιστικής ελέγχου από τον έλεγχο στατικότητας με την κριτική τιμή που αναφέραμε παραπάνω θα καταδείξει αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Δηλαδή:

Αν $t_\delta > \tau$ τότε τα κατάλοιπα δεν αποτελούν στάσιμη χρονοσειρά και άρα οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται,

Αν $t_\delta < \tau$ τότε τα κατάλοιπα αποτελούν στάσιμη χρονοσειρά και οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

2.4 Η προσέγγιση Durbin – Watson στον έλεγχο συνολοκλήρωσης

Η προσέγγιση Durbin – Watson (Cointegrating Regression Durbin – Watson CRDW Test) για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης αποτελεί έναν εναλλακτικό τρόπο ελέγχου αν δυο χρονοσειρές είναι συνολοκληρωμένες εξετάζοντας το στατιστικό Durbin – Watson της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης. Ο έλεγχος των Durbin - Watson στηρίζεται στα παρακάτω βήματα:

1. Εκτιμούμε την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

και από τα σφάλματα της παλινδρόμησης e_t αυτής υπολογίζουμε το στατιστικό των Durbin – Watson (CRDW)³.

2. Αν η τιμή CRDW $< d$ τότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση για τη μη συνολοκλήρωση των μεταβλητών που εξετάζουμε. Οι κρίσιμες τιμές d έχουν υπολογιστεί από τους Sargan και Bhargava (1983) και Engel και Granger (1987) και είναι 0.511, 0.386 και 0.322 για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, και 10% αντίστοιχα και για 100 παρατηρήσεις.

³ Ο τύπος υπολογισμού του στατιστικού Durbin – Watson είναι: $CRDW = \frac{\sum(e_t - e_{t-1})^2}{\sum(e_t - \bar{e})^2}$

2.5 Έλεγχος συνολοκλήρωσης και μηχανισμός διόρθωσης λαθών (ECM)

Σύμφωνα με το αντιπροσωπευτικό θεώρημα του Granger (Granger representation theorem) αν δύο μεταβλητές Y_t και X_t είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές αυτές μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία. Η βραχυχρόνια αυτή σχέση ανισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί με ένα υπόδειγμα που ονομάζεται υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM). Το σφάλμα ισορροπίας ε_t μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για τη συνένωση αυτή λέγεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism ECM). Το υπόδειγμα σύνδεσης της βραχυχρόνια και της μακροχρόνια σχέσης μεταξύ των μεταβλητών είναι το ακόλουθο:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t \dots) + \lambda \varepsilon_{t-1} + v_t$$

- * όπου το ε_{t-1} είναι το σφάλμα ισορροπίας και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.
- * $-1 < \lambda < 0$ είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής
- * v_t είναι λευκός θόρυβος.
- * $\Delta Y_t, \Delta X_t$ είναι οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών Y_t και X_t οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας ε_t είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης⁴.

Στις οικονομικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών εμπλέκονται περισσότερες από δύο μεταβλητές. Αρα μπορεί να υπάρχουν και περισσότερα από ένα συνολοκληρωμένα διανύσματα μεταξύ των μεταβλητών. Επομένως αν υπάρχουν k μεταβλητές οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε ο μέγιστος αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που μπορεί να υπάρξει είναι $k-1$ διανύσματα. Η προσέγγιση του Johansen που θα δούμε παρακάτω κάνει δυνατή την ανέρευση του μέγιστου αριθμού αυτών των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριλάβουμε και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η εξειδίκευση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διορθώνει τη βραχυχρόνια δυναμική. Η δυναμική

⁴ Αν οι Y_t και X_t είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε οι πρώτες διαφορές τους $\Delta Y_t, \Delta X_t$ είναι μηδενικής τάξης $I(0)$, οπότε το αριστερό μέλος της συνάρτησης είναι μηδενικής τάξης $I(0)$. Για να έχει νόημα η παραπάνω συνάρτηση θα πρέπει και το δεξί μέλος να είναι μηδενικής τάξης $I(0)$ πράγμα που σημαίνει ότι το σφάλμα ισορροπίας ε_{t-1} θα πρέπει να είναι μηδενικής τάξης $I(0)$, δηλαδή οι μεταβλητές της συνάρτησης να συνολοκληρώνονται.

εξειδίκευση του υποδείγματος προτείνει τη διαγραφή των μη στατιστικά σημαντικών μεταβλητών μέχρι να επιτευχθεί μία παλινδρόμηση με όλους τους συντελεστές στατιστικά σημαντικούς (Δριτσάκης 2004).

Για να γίνει αυτό, ένα υποσύνολο των μεταβλητών ελέγχεται για να εξακριβωθεί αν είναι στατιστικά σημαντικές, έτσι ώστε να διαπιστωθεί αν μπορούν να διαγραφούν από το υπόδειγμα. Τέτοιοι σχετικοί στατιστικοί έλεγχοι περιλαμβάνουν το στατιστικό F και το στατιστικό δείκτη της λογαριθμισμένης πιθανότητας (log-likelihood). Κάθε μία από τις στατιστικά μη σημαντικές μεταβλητές διαγράφεται από το γενικό δυναμικό υπόδειγμα, ενώ παράλληλα διατηρείται ο όρος της διόρθωσης του σφάλματος ο οποίος πρέπει να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο π.χ 5%. Οι στατιστικοί έλεγχοι δεν απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση που λέει ότι οι επιλεγμένοι συντελεστές είναι μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Διαγράφοντας τους μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές της παλινδρόμησης λαμβάνουμε τις μεταβλητές εκείνες που είναι στατιστικά σημαντικές όπως και ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Ο εκτιμημένος συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα. Η χρησιμοποίηση όλων των διαγνωστικών ελέγχων, είναι απαραίτητοι για την καταλληλότητα των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

Εφόσον τώρα έχουμε καταλήξει στο καταλληλότερο υπόδειγμα ECM προχωρούμε στην εκτίμηση του σε δύο στάδια σύμφωνα με τους Engle και Granger. Στο πρώτο στάδιο εκτιμούμε με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την συνάρτηση συνολοκλήρωσης και υπολογίζουμε τα κατάλοιπα. Έπειτα, στο δεύτερο στάδιο τα αληθινά λάθη ανισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε γίνεται η εκτίμηση με OLS της εξίσωσης:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t \dots) + \lambda \varepsilon_{t-1} + v_t$$

Τέλος, το υπόδειγμα αυτό είναι δυναμικό σε αντίθεση με την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης που έχουμε στατικό υπόδειγμα (βλέπε ενότητα 3.3). Για τον λόγο αυτό οι Engle και Granger πρότειναν το δεύτερο στάδιο εκτίμησης του υποδείγματος. Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ισορροπίας ε_{t-1} δεν είναι γνωστή, το υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του ε_t από την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείγματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης.

2.6 Συνολοκλήρωση κατά Johansen

Η μέθοδος του Johansen αποτελεί έναν από τους πιο δημοφιλείς τρόπους εξέτασης της συνολοκλήρωσης δυο ή περισσότερων μεταβλητών αφού εντάσσεται στις μεθόδους συστημάτων εξισώσεων, χρησιμοποιώντας υποδείγματα αυτοπαλινδρομων διανυσμάτων (VAR) και επομένως το πρόβλημα της κανονικοποίησης που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών,

όπως και το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των σχέσεων συνολοκλήρωσης που αποτελούν τα βασικά μειονεκτήματα της μεθοδολογίας των Engle και Granger όταν εξετάζουμε δύο μεταβλητές, παρακάμπτονται. Προτού παρουσιάσουμε τη μεθοδολογία του Johansen, θα αναφερθούμε συνοπτικά και περιεκτικά στα υποδείγματα VAR.

Αν έχουμε ένα σύστημα εξισώσεων διόρθωσης λαθών με δύο μεταβλητές, όπως παρουσιάσαμε παραπάνω, τότε μπορούμε το σύστημα αυτό να το θεωρήσουμε ως ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα VAR(2) στις πρώτες του διαφορές με επιπλέον τον όρο της διόρθωσης των λαθών ε_{t-1} .

Στην γενική του μορφή ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα k τάξης VAR(k) μπορεί να γραφεί ως:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \delta + \sum_{j=1}^k A_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Υποθέτουμε ότι οι k μεταβλητές του υποδείγματος είναι ολοκληρώσιμες πρώτου ή μηδενικού βαθμού. Επομένως, μπορούμε να γράψουμε το υπόδειγμα και ως εξής:

$$\Delta Y_t = \delta + B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} B_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Όπου

$$B = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$$

Και

$$B_j = -(A_{j+1} - A_{j+2} - \dots - A_{j+k}) \quad \forall j = 1, 2, \dots, k-1$$

Η σχέση $\Delta Y_t = \delta + B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} B_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$ αποτελεί τη γενική μορφή ενός πολυμεταβλητού υποδείγματος διόρθωσης λαθών που προκύπτει από την αρχική σχέση για το Y_t με μετασχηματισμός συνολοκλήρωσης, και αναφέρεται σαν διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC). Αν λύσουμε το VEC ως προς $B Y_{t-1}$ θα έχουμε:

$$B Y_{t-1} = \Delta Y_t - \delta - \sum_{j=1}^{k-1} B_j \Delta Y_{t-j} - \varepsilon_t$$

Από την παραπάνω σχέση τώρα, τα διανύσματα που προκύπτουν από το γινόμενο $B Y_{t-1}$ θα πρέπει να είναι στάσιμα, αφού τα διανύσματα στο δεξιό μέλος της εξίσωσης είναι, όπως τα ορίσαμε παραπάνω, ολοκληρώσιμα μηδενικού βαθμού και το Y_t είναι $I(0)$ ή το πολύ $I(1)$. Κατά συνέπεια, τα διανύσματα συνολοκλήρωσης για τις μεταβλητές του Y_t είναι οι σειρές της μήτρας B .

Αν ο βαθμός της μήτρας B ισούται με r , $r < k$, δηλαδή οι γραμμές της δεν είναι γραμμικά ανεξάρτητες, τότε μπορούμε να γράψουμε:

$$B = D \times C$$

Όπου D και C είναι μήτρες διαστάσεων $k \times r$ και ονομάζονται μήτρα προσαρμογής και μήτρα συνολοκληρώσεως αντίστοιχα. Δηλαδή, οι σειρές της μήτρας C είναι τα διανύσματα συνολοκλήρωσης των στοιχείων του Y και τα στοιχεία της μήτρας D είναι οι αντίστοιχοι συντελεστές προσαρμογής.

Αφού παρουσιάσαμε τα βασικά σημεία των αυτοπαλινδρομων διανυσματικών υποδειγμάτων θα προχωρήσουμε στην παρουσίαση της μεθόδου του Johansen μέσω επτά βημάτων.

1. Το πρώτο βήμα, όπως και στις προηγούμενες μεθόδους, είναι να εξετάσουμε το βαθμό ολοκλήρωσης της κάθε χρονοσειράς με έναν από τους ελέγχους που παρουσιάσαμε στην ενότητα 2.
2. Έπειτα διαμορφώνουμε ένα υπόδειγμα VAR χρησιμοποιώντας τα επίπεδα των χρονοσειρών που συμπεριλαμβάνουμε στον έλεγχο. Η άριστη τάξη k του υποδείγματος θα υποδειχθεί με την χρήση κάποιου κριτηρίου πληροφορίας όπως το Akaike, Schwartz ή Likelihood Ratio.
3. Στην συνέχεια, παλινδρομούμε το Y_t και το ΔY_t στις $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$, και αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης, έτσι ώστε από αυτά να δημιουργήσουμε τα διανύσματα R_{0t} και R_{kt} με διαστάσεις $m \times 1$ λαμβάνοντας το t-οστό στοιχείο από τα αποθηκευμένα κατάλοιπα, από όλες τις παλινδρομήσεις των μεταβλητών.
4. Από την παρακάτω σχέση υπολογίζουμε τις τέσσερις μήτρες S_{00}, S_{0k}, S_{k0} και S_{kk} διαστάσεων $m \times m$

$$S_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_{it} R'_{jt}$$

για $i, j = 0, k$ και n το μέγεθος του δείγματος

5. Βρίσκουμε τις χαρακτηριστικές ρίζες ή ιδιοτιμές της ακόλουθης πολυωνυμικής εξίσωσης ως προς λ :

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

Τις ρίζες της εξίσωσης τις διατάσσουμε σε φθίνουσα σειρά,

δηλαδή $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_m$

6. Στην συνέχεια εξετάζουμε το βαθμό της μήτρας B (rank (B)) και διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:
 - a. αν $\text{rank}(B)=0$ τότε οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες,
 - b. αν $\text{rank}(B)=m$ τότε οι μεταβλητές είναι στάσιμες και
 - c. αν $\text{rank}(B)=r$, όπου $0 < r < m$, τότε οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες.

Επιπλέον, είναι γνωστό ότι ο βαθμός της μήτρας B ισούται με τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών που είναι σημαντικά διάφορες του μηδενός και κατά συνέπεια η εύρεση του βαθμού της μήτρας B ανάγεται στον έλεγχο σημαντικότητας των χαρακτηριστικών ριζών $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_m$ ή στον έλεγχο της σημαντικότητας των διαφορών $1 - \lambda_j$ (για $j = 1, 2, \dots, m$) από τη μονάδα. Ο έλεγχος αυτός γίνεται είτε με τον έλεγχο ίχνους είτε με τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής.

Για τον έλεγχο του ίχνους η στατιστική ελέγχου που χρησιμοποιούμε για να αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση είναι:

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{j=r+1}^m \log(1 - \hat{\mu}_j), \text{ για } r = 1, 2, \dots, m - 1$$

Οι υποθέσεις που ελέγχονται διαδοχικά με την παραπάνω στατιστική είναι:

$H_0: r=0, H_1: r \geq 1$ (εάν $\lambda_{trace}(r) >$ κρίσιμη τιμή⁵)

$H_0: r \leq 1, H_1: r \geq 2$ (εάν $\lambda_{trace}(r) >$ κρίσιμη τιμή)

.....

$H_0: r \leq m-1, H_1: r \geq m$ (εάν $\lambda_{trace}(r) >$ κρίσιμη τιμή)

Αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης υπάρχει όταν το $\lambda_{trace}(r)$ είναι μικρότερο από την κριτική τιμή σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας α . Αν ο έλεγχος αποδεχτεί την πρώτη μηδενική υπόθεση ($H_0: r=0$) τότε δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος, ενώ αν αποδεχτεί κάποια άλλη μηδενική υπόθεση, ανάλογα σε πιο στάδιο θα γίνει αυτό, καθορίζονται το πολύ r διανύσματα συνολοκλήρωσης με m να είναι ο αριθμός των μεταβλητών.

Από την άλλη πλευρά, αντίστοιχος είναι και ο έλεγχος της μέγιστης ιδιοτιμής μόνο που τώρα η στατιστική ελέγχου είναι της μορφής:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -n \log(1 - \hat{\mu}_{j+1}), \text{ για } r = 0, 1, 2, \dots, m - 1$$

Εδώ οι υποθέσεις που ελέγχονται σχετίζονται με τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης r , έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι υπάρχουν $r+1$ διανύσματα συνολοκλήρωσης. Συγκεκριμένα είναι:

$H_0: r=0, H_1: r=1$ (εάν $\lambda_{max}(r, r + 1) >$ κρίσιμη τιμή)

$H_0: r \leq 1, H_1: r=2$ (εάν $\lambda_{max}(r, r + 1) >$ κρίσιμη τιμή)

.....

$H_0: r \leq m-1, H_1: r=m$ (εάν $\lambda_{max}(r, r + 1) >$ κρίσιμη τιμή)

⁵ Όσο η στατιστική ελέγχου είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή προχωράμε στον δεύτερο, τρίτο κ.ο.κ έλεγχο εωσότου αποδεχθούμε την μηδενική υπόθεση (στατιστική ελέγχου $<$ κριτικής τιμής)

Αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης υπάρχει όταν το $\lambda_{max}(r, r + 1)$ είναι μικρότερο από την κριτική τιμή σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας α . Αν ο έλεγχος αποδεχτεί την πρώτη μηδενική υπόθεση ($H_0:r=0$) τότε και εδώ δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος, ενώ αν αποδεχτεί κάποια άλλη μηδενική υπόθεση, ανάλογα σε πιο στάδιο θα γίνει αυτό, καθορίζονται το πολύ r διανύσματα συνολοκλήρωσης με m να είναι ο αριθμός των μεταβλητών.

7. Τέλος, σε κάθε χαρακτηριστική ρίζα λ που προσδιορίσαμε στο βήμα 5 αντιστοιχεί ένα ιδιοδιάνυσμα έστω $z_1, z_2, z_3, \dots, z_m$. Τα ιδιοδιανύσματα αυτά αποτελούν την ιδιομήτρα $Z = [z_1, z_2, z_3, \dots, z_m]$ η οποία ομαλοποιείται χρησιμοποιώντας τη σχέση $Z' S_{kk} Z = I$. Αν στο βήμα 6 βρήκαμε ότι ο βαθμός της μήτρας B είναι r , τότε τα πρώτα r ιδιοδιανύσματα στην ιδιομήτρα Z θα είναι τα r διανύσματα συνολοκλήρωσης τα οποία απαρτίζουν και την μήτρα συνολοκλήρωσης C που αναφέραμε παραπάνω. Η μήτρα προσαρμογής D προκύπτει από τον τύπο $D = S_{0k} \times C$ και μαζί με τη μήτρα συνολοκλήρωσης αποτελούν τους εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας των C και D .

3 Μελέτη Περίπτωσης: Εμπειρική έρευνα προοπτικών ενοποίησης αναπτυσσόμενων και αναπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών

3.1 Εισαγωγή

Στην παρούσα ενότητα παραθέτουμε μια εμπειρική μελέτη που πραγματοποιήθηκε αξιοποιώντας ιστορικά στοιχεία από διάφορες χρηματιστηριακές αγορές προκειμένου να εξετάσουμε τις σχέσεις και αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αγορών αυτών αλλά και κατά πόσο είναι δυνατό αυτές να ενοποιηθούν προς την επίτευξη μιας διευρυμένης ενιαίας αγοράς. Αρχικά, δεδομένου ότι η ιδέα της συνολοκλήρωσης των χρηματιστηριακών αγορών έχει αναπτυχθεί εκτενώς στην διεθνή βιβλιογραφία, γίνεται μια βιβλιογραφική ανασκόπηση του θέματος στη βάση της οποίας στηρίζεται και η συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη. Έπειτα, γίνεται εκτενής αναφορά στην παρουσίαση του δείγματος και των ιστορικών στοιχείων που χρησιμοποιήθηκαν στην εμπειρική έρευνα καθώς και της, εξειδικευμένης για τους σκοπούς της μελέτης, μεθοδολογία. Τέλος, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μελέτης με λεπτομερή ανάλυση των ευρημάτων και την εξαγωγή συμπερασμάτων.

3.2 Ανασκόπηση βιβλιογραφίας

Πολλές ακαδημαϊκές έρευνες έχουν δημοσιευτεί και σχετίζονται με τη μελέτη των συσχετίσεων, της συνολοκλήρωσης και των θεμελιωδών σχέσεων μεταξύ των διαφόρων χρηματιστηριακών αγορών. Επιχειρώντας μια γενική επισκόπηση της βιβλιογραφίας σχετικά με τους συσχετισμούς και της μακροχρόνια σχέσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, διαπιστώνουμε ότι τα αποτελέσματα είναι αντικρουόμενα. Ορισμένες έρευνες και εργασίες δεν καταδεικνύουν την ύπαρξη ουσιαστικών συσχετίσεων και αλληλεπιδράσεων των αγορών, ωστόσο, υπάρχουν και άλλες που διαπιστώνουν ισχυρές αλληλεξαρτήσεις των εξεταζόμενων αγορών. Βέβαια,, είναι πολύ δύσκολο να διερευνηθεί κατά πόσον δύο ή περισσότερες αγορές συνδέονται στενά, λαμβάνοντας υπόψη τους συντελεστές συσχέτισης και την θεωρία της συνολοκλήρωσης, καθώς οι προϋποθέσεις, (όπως μέση τιμή, τυπική απόκλιση, μακροοικονομικοί δείκτες) πάνω στις οποίες βασίζονται αυτές οι για έλεγχο των σχέσεων αλλάζουν γρήγορα και συνεχώς σε ένα περιβάλλον αβεβαιότητας, έλλειψης εμπιστοσύνης, καθώς και πολιτικής και οικονομικής αστάθειας. Κατά συνέπεια, μελέτες που πραγματοποιήθηκαν δεκαετίες πριν μπορεί να μην αντανακλούν τις σημερινές τάσεις των αγορών και γι' αυτό τον λόγο, τα αποτελέσματα να δημιουργούν μια σύγχυση και να έρχονται σε αντίθεση με πρόσφατες έρευνες όσον αφορά την εξέταση των συσχετίσεων μεταξύ των διαφόρων χρηματιστηριακών αγορών. Πολλές έρευνες όπως των Hilliard (1979), Jaffe και Westerfield (1985,1985b), Eun και Shim (1989), Von Fusterberg και Jeon (1989) και Cambell και Hamao (1992), δείχνουν ότι υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών.

Σύμφωνα με τον Roll (1992), η μέση συσχέτιση μεταξύ των διαφόρων χρηματιστηρίων είναι χαμηλή σε τιμή και συνδέεται με μεγάλη διακύμανση μεταξύ των εξεταζόμενων χρηματιστηριακών αγορών. Επίσης, υπάρχουν μοντέλα που προσπαθούν να εξηγήσουν τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηρίων και να διαμορφώσουν μοτίβα επαναληψιμότητας – μελετώντας τις κινήσεις συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών, Anderson (1979), Bergstrand (1985), Feenstra, et al. (1998), Άντερσον και Van Wincoop (2001),

Η σημασία του συσχετισμού μεταξύ των χρηματιστηρίων μπορεί να αναγνωριστεί από το κρίσιμο αποτέλεσμα της μετάδοσης (contagion) στο διεθνές χρηματοπιστωτικό τομέα και γίνεται όλο και πιο σημαντική λόγω της αύξησης των ροών κεφαλαίου πέραν των εθνικών συνόρων και την ύπαρξη αλληλεπιδράσεων lead-lag μεταξύ χρηματιστηριακών ανταλλαγών. Οι King and Wadhvani (1990) ανέπτυξαν την ιδέα της μετάδοσης της αγοράς σύμφωνα με την οποία κραδασμοί σε μια μεγάλη αγορά, όπως οι ΗΠΑ, διαχέονται σε άλλες αγορές. Με τις Ηνωμένες Πολιτείες να είναι ένας σημαντικός επενδυτής σε πολλές χώρες και να παρουσιάζουν μια τεράστια πολιτική επιρροή σε πολλές χώρες του κόσμου, έχουν πραγματοποιηθεί μελέτες για να διερευνηθεί η σχέση αιτιότητας μεταξύ των Ηνωμένων Πολιτειών και των άλλων χρηματοοικονομικών αγορών. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι Ηνωμένες Πολιτείες είναι ένας σημαντικός παγκόσμιος παράγοντας που κινεί τις παγκόσμιες αγορές. Για παράδειγμα, οι Eun και Shim (1989) εξέτασαν εννέα μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές (Αυστραλία, Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Ελβετία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες) κατά την περίοδο 1979 - 1985, διαπιστώνοντας ότι η αγορά των ΗΠΑ δημιουργεί παγκόσμιες τάσεις. Οι Cheung και Mak (1992) εξέτασαν την αιτιώδη σχέση μεταξύ των αναπτυγμένων αγορών και των αναδυόμενων ασιατικών αγορών και βρήκαν ότι η αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών υπήρξε ένας «παγκόσμιος παράγοντας» που οδηγεί τόσο τις αναπτυγμένες όσο και τις περισσότερες από τις αναδυόμενες ασιατικές αγορές. Οι Forbes και Rigobon (2002), υλοποίησαν παραμετρικές δοκιμές σταθερότητας βασισμένοι στην υπό όρους ανάλυση συσχέτισης, μέθοδος που διορθώνει τρεις τύπους μεροληψίας, που προκύπτουν από την ετεροσκεδαστικότητα (heteroscedasticity), τις ενδογενείς μεταβλητές (endogeneity) και την αφαίρεση μεταβλητών, προκειμένου να διερευνηθούν οι παράγοντες που επηρεάζουν τον μηχανισμό μετάδοσης των διαταραχών στις αγορές. Επιπλέον, εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι συσχετίσεις μεταξύ των αγορών μπορούν να εξηγηθούν τόσο από παρατηρήσιμους οικονομικούς παράγοντες, όσο και από μη παρατηρήσιμους παράγοντες, όπως η ψυχολογία των επενδυτών (King et al., 1994), ενώ σε ακόμη μια έρευνα καταδεικνύεται η σημαντικότητα της αύξησης των ροών κεφαλαίου πέραν των εθνικών συνόρων και της ύπαρξης αλληλεπιδράσεων lead-lag μεταξύ των χρηματιστηρίων στην διερεύνηση των συσχετίσεων των αγορών (Corhay et al., 1993).

Όσον αφορά την θεωρία της συνολοκλήρωσης, αυτή είναι η πιο δημοφιλής προσέγγιση που εξετάζει αλληλεπιδράσεις καθώς και την αιτιώδη συνάφεια μεταξύ των χρηματιστηρίων και

υπάρχουν πολλές έρευνες που δείχνουν είτε την έλλειψη συνολοκλήρωσης μεταξύ των εξετασθέντων χρηματιστηριακών αγορών είτε μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των αγορών που μπορεί να χαρακτηρίζονται ως αναπτυγμένες ή αναπτυσσόμενες, σύμφωνα με τις θεμελιώδεις συνιστώσες της αγοράς σε κάθε περίπτωση. Η θεωρία της συνολοκλήρωσης αρχικά αναπτύχθηκε πριν από σχεδόν 34 χρόνια, με τις εργασίες των Granger (1981), Engle & Granger (1987), και Granger & Haltman (1991). Ο Kanas (1998) εξέτασε την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ της χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ και των χρηματιστηριακών αγορών έξι ευρωπαϊκών χωρών, με τα ευρήματα της έρευνας να αποδεικνύουν έλλειψη μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ των εξεταζόμενων αγορών. Οι Kniff και Rynnenen (1999) εξέτασαν τη συνολοκλήρωση και τις διασυνδέσεις μεταξύ των ισχυρών αγορών, όπως οι χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας και την επιρροή των αγορών αυτών σε μικρότερες χρηματιστηριακές αγορές. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών στις ΗΠΑ είχαν σημαντικές επιδράσεις στις άλλες χρηματιστηριακές αγορές. Σύμφωνα με τον Bruner et al., (2008), υπάρχουν ενδείξεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των χωρών που μπορούν να χαρακτηριστούν είτε ως αναδυόμενες είτε ως αναπτυγμένες, αποτέλεσμα που επιβεβαιώνει τη θετική συσχέτιση μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών και την πιθανή περαιτέρω συνολοκλήρωσης των αγορών.

3.3 Επιλογή Δείγματος

Στην παρούσα εμπειρική μελέτη επιλέξαμε να διερευνήσουμε 10 χρηματιστηριακούς δείκτες προκειμένου να εξετάσουμε τις αλληλεπιδράσεις τους και να ανακαλύψουμε τυχόν προοπτικές ενοποίησης των αγορών αυτών. Το δείγμα που θα χρησιμοποιηθεί για τη μελέτη αποτελείται από τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος για περίοδο 5 ετών, 21 Ιανουαρίου 2010 έως 20 Ιανουαρίου 2015, των βασικών δεικτών για τις χώρες: Μ. Βρετανία, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ελλάδα, Ιρλανδία, ΗΠΑ και Ιαπωνία. Οι αντίστοιχοι δείκτες είναι οι : FTSE100, DAX, CAC40, MIB, IBEX35, PSI20, AGI (Athens General Index), IGEN, DowJones και Nikkei.

Οι τιμές κλεισίματος των δεικτών αυτών αποτελούν χρονοσειρές που υποτίθεται πως αντιπροσωπεύουν την πορεία του χρηματιστηρίου της κάθε χώρας (και κατ'επέκταση την πορεία της οικονομίας). Μέσω της ανάλυσης των χρονοσειρών αυτών θα αποφανθούμε για την δυνατότητα συνολοκλήρωσης των αγορών.

3.4 Μεθοδολογία

Προκρινόμενου να εξετάσουμε τον αντικειμενικό σκοπό της έρευνας, χωρίσαμε την ανάλυσή μας σε στάδια και εφαρμόσαμε σπονδυλωτή ανάλυση. Για να δημιουργήσουμε μια πλήρη, και όσο το δυνατόν ρεαλιστικότερη εικόνα της πραγματικότητας, η ανάλυσή μας θα διαρθρωθεί με εξέταση δύο βασικών κατηγοριών:

- ❖ Αναπτυγμένες χώρες – οικονομίες όπου περιλαμβάνονται οι Μ. Βρετανία, Γερμανία, Γαλλία, ΗΠΑ και Ιαπωνία με τους δείκτες FTSE100, DAX, CAC40 DowJones και Nikkei

- ❖ Αναπτυσσόμενες χώρες – οικονομίες όπου περιλαμβάνονται οι Ελλάδα, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία και Ιρλανδία

Οι έννοιες «ανεπτυγμένη» και «αναπτυσσόμενη» οικονομία δεν έχουν κάποιο συγκεκριμένο ορισμό στην βιβλιογραφία, ωστόσο, γενικά για να χαρακτηριστεί κάποια οικονομία ανεπτυγμένη ή αναπτυσσόμενη λαμβάνονται υπόψη κυρίως μακροοικονομικοί δείκτες όπως το ΑΕΠ και το κατακεφαλήν εισόδημα. Στην παρούσα εργασία ο διαχωρισμός αυτός έγινε με κριτήριο την πρόσφατη ύφεση στην οποία βρέθηκαν οι οικονομίες της δεύτερης κατηγορίας και γι αυτό τις μελετάμε χωριστά, καθώς φαίνεται να παρουσιάζουν παρόμοια χαρακτηριστικά σε σύγκριση με τις οικονομίες του πρώτου γκρουπ που χαρακτηρίζονται παραδοσιακά ως οι ισχυρότερες του πλανήτη. Συνεπώς, κάθε κατηγορία εξετάζεται χωριστά με βάση την παρακάτω μεθοδολογία και έπειτα όλες οι οικονομίες εξετάζονται από κοινού συνολικά για να διαπιστώσουμε τυχόν αλληλεπιδράσεις και μακροχρόνιες τάσεις είτε μεταξύ των χωρών της μιας κατηγορίας, είτε μεταξύ χωρών και από τις δυο κατηγορίες

Αρχικά, έχοντας τα δεδομένα (τιμές κλεισίματος) για τις δέκα χρονολογικές σειρές όπως τις ορίσαμε παραπάνω, και αφού τα εισάγαμε στο στατιστικό πακέτο Eviews, υπολογίσαμε τις λογαριθμικές αποδόσεις του κάθε δείκτη εφαρμόζοντας τον τύπο:

$$r_{i,t} = \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}}\right) = \ln Y_{i,t} - \ln Y_{i,t-1}$$

Όπου Y η τιμή κλεισίματος του δείκτη i την χρονική στιγμή t .

Βάση των λογαριθμικών αποδόσεων του κάθε δείκτη, υπολογίσαμε βασικά στατιστικά μεγέθη για την κάθε χρονοσειρά, όπως η μέση τιμή, η διακύμανση, οι συντελεστές ασυμμετρίας, καθώς και ο συντελεστής Jarque - Bera⁶ προκειμένου να εξετάσουμε την κανονική κατανομή των αποδόσεων των δεικτών.

Εφόσον έχουμε αναλύσει τις χρονοσειρές των χρηματιστηριακών δεικτών από βασικής στατιστικής οπτικής γωνίας, το επόμενο στάδιο της ανάλυσής μας περιλαμβάνει τις διερεύνηση συσχετίσεων μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Ο απλούστερος τρόπος για να εξετασθεί η σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών είναι να υπολογιστεί ο συντελεστής συσχέτισης. Στην γενική μορφή, για δυο τυχαίες μεταβλητές X και Y ο συντελεστής συσχέτισης $\rho_{X,Y}$ μεταξύ X και Y , με τις αναμενόμενες τιμές μ_X και μ_Y και τυπικές αποκλίσεις σ_X και σ_Y ορίζεται ως:

$$\rho_{X,Y} = \text{corr}(x,y) = \frac{\text{cov}(x,y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y}$$

⁶ Η στατιστική ελέγχου για τον έλεγχο της κανονικότητας μια κατανομής ορίζεται ως:

$$JB = \frac{T}{6} \left[S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \sim \chi^2_{(2)}$$

Όπου T = το πλήθος των παρατηρήσεων, S = ο συντελεστής ασυμμετρίας και K = ο συντελεστής κύρτωσης, και ακολουθεί την κατανομή χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Ο συντελεστής συσχέτισης μπορεί να πάρει τιμές στο κλειστό διάστημα $[-1,1]$ ή $-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$. Εάν $\rho = 1$, τότε υπάρχει μια τέλεια θετική εξάρτηση μεταξύ των δύο μεταβλητών που σημαίνει ότι όταν η μεταβλητή X αυξάνει η μεταβλητή Y , επίσης αυξάνει κατά το ίδιο ποσό. Εάν $\rho = -1$ τότε υπάρχει τέλεια αρνητική εξάρτηση, δηλαδή, όταν το X αυξάνεται, το Y μειώνεται κατά το ίδιο ποσό. Σε γενικές γραμμές, όταν ο συντελεστής είναι 1 αυτό είναι ένδειξη μιας ισχυρής θετικής σχέσης. Αν $\rho = 0$, αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει γραμμική εξάρτηση, αλλά δεν μπορούμε να κάνουμε σαφές εάν είναι ανεξάρτητες οι δυο μεταβλητές, καθώς μπορεί να υπάρχει μη γραμμική σχέση. Σε κάθε άλλη περίπτωση, μπορούμε να έχουμε μια ένδειξη ελέγχοντας τον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 1: Τιμές συσχετίσεων

Συσχέτιση	Αρνητική	Θετική
Καμία	-0,09 Έως 0,0	0,0 - 0,09
Μικρή	-0,3 Έως -0,1	0,1 έως 0,3
Μέση	-0,5 Έως -0,3	0,3 έως 0,5
Μεγάλη	-1,0 Έως -0,5	0,5 έως 1,0

Όταν θέλουμε να εξετάσουμε την εξάρτηση ταυτόχρονα για περισσότερες από δύο μεταβλητές, είναι πολύ χρήσιμο να δημιουργήσουμε τον πίνακα των συσχετίσεων. Ο πίνακας των συσχετίσεων ή μήτρα είναι μια $C [i,j]$ μήτρα, όπου ο αριθμός των στηλών ισούται με τον αριθμό των γραμμών $i = j$. Τα διαγώνια στοιχεία της μήτρας συσχέτισης θα είναι 1, δεδομένου ότι είναι η συσχέτιση μιας στήλης με τον εαυτό της είναι τέλεια θετική. Η μήτρα συσχέτισης είναι επίσης συμμετρική. Στην περίπτωση της παρούσας εργασίας, στην επόμενη ενότητα παρουσιάζουμε τον πίνακα των συσχετίσεων που παρουσιάζει τις υπολογισμένες συσχετίσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών που συμπεριλάβαμε στο δείγμα μας.

Το επόμενο βήμα στην ανάλυσή μας είναι η εξέταση της στατικότητας των χρονοσειρών που αντιπροσωπεύουν τους χρηματιστηριακούς δείκτες του δείγματός μας. Όπως αναφέραμε εκτενώς και στην ενότητα 2, υπάρχουν διάφοροι τρόποι για την εξέταση της στατικότητας. Στην μελέτη μας διενεργούμε τον Επαυξημένο έλεγχο Dickey – Fuller (ADF Test) για διαπιστώσουμε εάν οι χρονοσειρές των δεικτών είναι στατικές.

Το επόμενο, και τελευταίο στάδιο της ανάλυσής μας περιλαμβάνει την εφαρμογή της θεωρίας της συνολοκλήρωσης κατά Johansen, όπως παρουσιάστηκε αναλυτικά στην ενότητα 3. Το πρώτο βήμα για την δημιουργία του κατάλληλου υποδείγματος VAR είναι η επιλογή του βέλτιστου αριθμού χρονικών υστερήσεων. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια βάση των οποίων επιλέγεται ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, όπως το AIC, BIC, LR. Στην ανάλυσή μας χρησιμοποιείται το Akaike AIC criterion. Η βασική ιδέα της θεωρίας της συνολοκλήρωσης είναι

το κατά πόσο υπάρχει ένα υπόδειγμα (ή εξίσωση) που μπορεί να περιγράψει από κοινού δυο ή περισσότερες μεταβλητές και άρα οι οποίες δεν είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους αλλά συνδέονται με δυναμικό τρόπο. Πάνω σε αυτή ακριβώς την ιδέα βασίζεται ο έλεγχος υποθέσεων που πραγματοποιήσαμε για να διερευνήσουμε την ύπαρξη μακροχρόνιων τάσεων.

Με την χρήση του στατιστικού πακέτου Eviews θα πραγματοποιήσουμε τον έλεγχο για την συνολοκλήρωση με τη μέθοδο του Johansen εξετάζοντας το ίχνος (trace statistic) και την μέγιστη ιδιοτιμή (Maximum Eigenvalue).

Στην περίπτωση ελέγχου με τη στατιστική του ίχνους ξεκινάμε τις υποθέσεις μας με την μηδενική υπόθεση να θεωρεί ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση, δηλ $r=0$ και προχωρώντας τους ελέγχους να εξετάζουμε αν υπάρχουν το πολύ $1,2,\dots,m-1$ εξισώσεις που μπορούν να περιγράψουν τις μεταβλητές. Ο έλεγχος σταματάει όταν αποδεχτούμε την αντίστοιχη μηδενική υπόθεση που θα δηλώνει αν το υπόδειγμά μας δεν συνολοκληρώνεται ($r=0$) ή συνολοκληρώνεται το πολύ $1,2,\dots,m$ φορές.

Αντίστοιχα, οι ίδιες υποθέσεις γίνονται και στον δεύτερο έλεγχο με την μέγιστη ιδιοτιμή και σταματάμε τον έλεγχο όταν αποδεχτούμε την αντίστοιχη μηδενική υπόθεση βάση της οποίας καταλήγουμε αν υπάρχει ή όχι συνολοκλήρωση καθώς και στον αριθμό των εξισώσεων που μπορεί να υπάρχουν και να μπορούν να περιγράψουν από κοινού τις μεταβλητές.

Όπως και με την ανάλυση στατικότητας και συσχετίσεων, έτσι και με την θεωρία της συνολοκλήρωσης θα διακρίνουμε το δείγμα μας σε δυο κατηγορίες (αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες) και θα εξετάσουμε τις προοπτικές συνολοκλήρωσης σε κάθε μια κατηγορία χωριστά. Έπειτα, θα εξετάσουμε το σύνολο του δείγματος, ενώ τέλος, θα αφιερώσουμε μια μικρή ενότητα για να εξετάσουμε την θεωρία συνολοκλήρωσης της Ελληνικής αγοράς με κάθε μια από της υπόλοιπες αγορές.

3.5 Αποτελέσματα Εμπειρικής Μελέτης

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται τα ευρήματα της ανάλυσης που πραγματοποιήθηκε βάση της μεθοδολογίας που παρουσιάστηκε παραπάνω. Η παρουσίαση των αποτελεσμάτων για την βέλτιστη ανάλυση διαχωρίζεται στις αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες.

3.5.1 Αναπτυγμένες οικονομίες

Στην κατηγορία αυτή συμπεριλάβαμε τους δείκτες FTSE100, DAX, CAC40 DowJones και Nikkei καθώς αντιπροσωπεύουν τις ισχυρότερες οικονομίες του πλανήτη.

Περιγραφικά Στατιστικά

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά για την πρώτη κατηγορία της ανάλυσης μας, δίνοντας πληροφορίες για την μέση απόδοση που πέτυχαν οι εξεταζόμενοι δείκτες κατά την περίοδο των 10 ετών, ενώ μέσω του Jarque-Bera ελέγχεται και η κανονικότητα των αποδόσεων.

Πίνακας 2: Περιγραφικά Στατιστικά αναπτυγμένων οικονομιών

	R_FTSE100	R_DAX	R_CAC40	R_DOWJONES	R_NIKKEI
Mean	0.000141	0.000377	5.89E-05	0.000424	0.000402
Median	7.06E-05	0.000668	8.26E-05	0.000606	3.01E-05
Maximum	0.050323	0.052104	0.092208	0.041533	0.048257
Minimum	-0.047792	-0.059947	-0.056346	-0.057061	-0.130515
Std. Dev.	0.009737	0.012580	0.013497	0.009211	0.013490
Skewness	-0.174590	-0.197267	0.019173	-0.433185	-1.043975
Kurtosis	5.630627	5.675144	6.707534	7.122038	11.28827
Jarque-Bera	365.3102	379.3128	713.1400	920.3557	3789.724
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.175935	0.468873	0.073281	0.528280	0.500974
Sum Sq. Dev.	0.117951	0.196862	0.226620	0.105554	0.226400
Observations	1245	1245	1245	1245	1245

Όπως μπορούμε να παρατηρήσουμε από τον παραπάνω πίνακα, όλοι οι εξεταζόμενοι δείκτες, κατά την περίοδο αναφοράς, εμφάνισαν θετικές μέσες αποδόσεις με τους δείκτες Dow Jones και Nikkei να παρουσιάζουν, συγκριτικά με τους υπόλοιπους δείκτες, μεγαλύτερες αποδόσεις με τον δείκτη Dow Jones να ηγείται. Αναφορικά με τον έλεγχο της κανονικότητας των αποδόσεων, διαπιστώνουμε ότι καμία χρονολογική σειρά αποδόσεων δεν κατανέμεται κανονικά σύμφωνα με το δείκτη Jarque-Bera. Το ίδιο συμπέρασμα σχετικά με την κανονικότητα συνάγεται, ωστόσο, και αν λάβουμε υπόψη τους δείκτες κύρτωσης και ασυμμετρίας.

Πίνακας Συσχετίσεων

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται οι τιμές του συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών. Όπως μπορούμε να παρατηρήσουμε, οι συσχετίσεις είναι ιδιαίτερα υψηλές ανάμεσα σε όλους τους εξεταζόμενους δείκτες. Ο δείκτης Dow Jones σχετίζεται θετικά και με υψηλές τιμές με τους δείκτες του Λονδίνου και της Γερμανίας, ενώ φαίνεται να έχει μικρότερη συσχέτιση με τους δείκτες της Γαλλίας και της Ιαπωνίας. Επίσης, παρατηρούμε μια πολύ ισχυρή θετική συσχέτιση μεταξύ των δεικτών DAX και FTSE100.

Πίνακας 3: Συσχετίσεις μεταξύ των αναπτυγμένων οικονομιών

	R_FTSE100	R_DAX	R_CAC40	R_DOWJONES	R_NIKKEI
R_FTSE100	1.000000	0.951112	0.782023	0.907076	0.865406
R_DAX		1.000000	0.806877	0.917613	0.873183
R_CAC40			1.000000	0.581250	0.807826
R_DOWJONES				1.000000	0.830389
R_NIKKEI					1.000000

Ανάλυση Στατικότητας

Προκειμένου να προχωρήσουμε στην εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης, θα πρέπει προηγουμένων να εξετάσουμε την στατικότητα η μη των χρονολογικών σειρών που εντάξαμε στο δείγμα μας. Ο έλεγχος στατικότητας πραγματοποιήθηκε με τη μέθοδο του Επαυξημένου ελέγχου Dickey – Fuller. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης στατικότητας παρουσιάζονται συνοπτικά παρακάτω για την πρώτη κατηγορία της ανάλυσής μας, ενώ αναλυτικά οι πίνακες που προέκυψαν από το στατιστικό πρόγραμμα που χρησιμοποιήσαμε για τους ελέγχους μας, παρατίθενται στο Παράρτημα Β΄ της παρούσας.

Ο πίνακας που παρουσιάζει τα αποτελέσματά, μας δίνει πληροφορίες για την τιμή της στατιστικής ελέγχου της επαυξημένης μεθόδου Dickey – Fuller στο επίπεδο (δηλαδή για τις τιμές κλεισίματος του κάθε δείκτη) όπως και για τις πρώτες διαφορές των τιμών των δεικτών (που ουσιαστικά πρόκειται για τις αποδόσεις του κάθε δείκτη).

Πίνακας 4: Ανάλυση Στατικότητας αναπτυγμένων οικονομιών

Στατιστικό αποτέλεσμα επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller		
Δείκτης	t-Statistic	
	Επίπεδα	1η Διαφορά
FSTSE100	-2.014440	-34.29985
DAX	-1.232778	-32.99088
CAC40	-1.996950	-35.12557
Dow Jones	-0.627209	-37.44161
Nikkei	-0.053819	-36.53915
Κριτικές τιμές αποδοχής της H_0 για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=1\%$ -3.435390 και $\alpha=5\%$ -2.863653		

Στο σημείο αυτό υπενθυμίζουμε ότι έλεγχος γίνεται έχοντας ως μηδενική υπόθεση H_0 ότι η σειρά μας έχει μοναδιαία ρίζα και άρα είναι μη στατική. Κριτήριο για αποδοχής της H_0 (και άρα της μη στατικότητας) είναι η τιμή t-statistic, σε απόλυτο μέγεθος, να είναι μικρότερη της κριτικής τιμής για το δοσμένο επίπεδο σημαντικότητας α που θέλουμε. Στην ανάλυσή μας χρησιμοποιούμε ως επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=1\%$ και $\alpha=5\%$ στα οποία επίπεδα αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για το επίπεδο των τιμών κλεισίματος ενώ την απορρίπτουμε για τις πρώτες διαφορές του κάθε δείκτη. Με άλλα λόγια, συμπεραίνουμε ότι

κανένας δείκτης δεν είναι στάσιμη χρονοσειρά στο επίπεδο, αλλά όλοι είναι στάσιμοι στις πρώτες τους διαφορές. Κατά συνέπεια, όλοι οι δείκτες είναι ολοκληρώσιμοι πρώτου βαθμού $I(1)$ ή αλλιώς έχουν μια μοναδιαία ρίζα

Συνολοκλήρωση

Αφού βρήκαμε ότι όλες οι χρονολογικές σειρές της πρώτης κατηγορίας του δείγματός μας είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού, μπορούμε να προχωρήσουμε στην εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης. Ο παρακάτω πίνακας δίνει τα αποτελέσματα του ελέγχου με τη στατιστική του ίχνους για τις πέντε χρηματιστηριακές αγορές της πρώτης κατηγορίας.

Πίνακας 5: Έλεγχος Johansen για τις αναπτυγμένες οικονομίες - Μέθοδος Ίχνους

Υποθέσεις		Trace Statistic	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H ₀	H ₁			
r=0	r>0	85.36349	69.81889	0.0018
r≤1	r>1	47.64105	47.85613	0.0524
r≤2	r>2	21.48153	29.79707	0.3283
r≤3	r>3	9.319622	15.49471	0.3366
r≤4	r>4	0.203383	3.841466	0.6520

Ο παραπάνω πίνακας στις δυο πρώτες στήλες παρουσιάζει τις υποθέσεις του ελέγχου. Η Τρίτη στήλη δείχνει την τιμή της στατιστικής του ίχνους, ενώ οι επόμενες δυο στήλες δείχνουν τις κριτικές τιμές στο επίπεδο σημαντικότητας 5% καθώς και τις τιμές p-value αντίστοιχα. Ο έλεγχος σταματά όταν αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή όταν ισχύσει ότι

$$Trace\ statistic < \text{κριτικής τιμής ή } p - value > 0.05$$

Παρατηρούμε ότι η $H_0: r=0$ απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% αφού $85.36349 > 69.81889$ ή $0.0018 < 0.05$ και κατά συνέπεια έχουμε ένδειξη συνολοκλήρωσης. Με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα αποδεχόμαστε την $H_0: r \leq 1$ που δηλώνει ότι υπάρχει το πολύ μια εξίσωση που μπορεί να περιγράψει τις αγορές από κοινού.

Με βάση τώρα τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής, ο πίνακας που προκύπτει παρουσιάζεται παρακάτω.

Πίνακας 6: Έλεγχος Johansen για τις αναπτυγμένες οικονομίες - Μέθοδος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Υποθέσεις		Max. Eigenvalue	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H ₀	H ₁			
r≤0	r=1	37.72244	33.87687	0.0165
r≤1	r=2	26.15952	27.58434	0.0752
r≤2	r=3	12.16191	21.13162	0.5317
r≤3	r=4	9.116239	14.26460	0.2766
r≤4	r=5	0.203383	3.841466	0.6520

Ομοίως και εδώ οι δυο πρώτες στήλες παρουσιάζουν τις υποθέσεις του ελέγχου. Η τρίτη στήλη δείχνει την τιμή της στατιστικής της μέγιστης ιδιοτιμής, ενώ οι επόμενες δυο στήλες δείχνουν τις κριτικές τιμές στο επίπεδο σημαντικότητας 5% καθώς και τις τιμές p-value αντίστοιχα. Ο έλεγχος σταματά όταν αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή όταν ισχύσει ότι

$$\text{Maximum Eigenvalue} < \text{κριτικής τιμής ή } p - \text{value} > 0.05$$

Παρατηρούμε ότι η $H_0: r=0$ απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% αφού $37.72244 > 33.87687$ ή $0.0165 < 0.05$ και κατά συνέπεια έχουμε ένδειξη συνολοκλήρωσης. Με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα αποδεχόμαστε την $H_0: r \leq 1$ που δηλώνει ότι υπάρχει το πολύ μια εξίσωση που μπορεί να περιγράψει τις αγορές από κοινού.

3.5.2 Αναπτυσσόμενες οικονομίες

Στην κατηγορία αυτή συμπεριλάβαμε τους δείκτες MIB, IBEX35, PSI20, AGI (Athens General Index), ISEQ καθώς όλοι αυτοί οι δείκτες προσδιορίζουν οικονομίες που στην πρόσφατη οικονομική κρίση επλήγησαν περισσότερο και οι οικονομίες τους βίωσαν δριμύτατη ύφεση και συρρίκνωση της οικονομικής δραστηριότητάς τους.

Περιγραφικά Στατιστικά

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά για την δεύτερη κατηγορία της ανάλυσής μας. Εδώ παρατηρούμε ότι, σε αντίθεση με την εικόνα για τις πιο αναπτυγμένες οικονομίες, οι μέσες αποδόσεις των δεικτών των οικονομιών που βίωσαν ύφεση κατά την περίοδο που εκτείνεται το δείγμα μας, είναι αρνητικές. Αυτό βέβαια είναι αναμενόμενο αφού όπως είπαμε οι δείκτες που χρησιμοποιούμε είναι οι αντιπροσωπευτικοί δείκτες της κάθε οικονομίας και άρα αντανακλούν ρεαλιστικά την κατάσταση της οικονομίας.

Πίνακας 7: Περιγραφικά Στατιστικά αναπτυσσόμενων οικονομιών

	R_MIB	R_IBEX35	R_PSI20	R_AGI	R_ISEQ
Mean	-0.000166	-0.000117	-0.000378	-0.000739	0.000399
Median	0.000235	1.75E-05	0.000000	-0.000401	0.000559
Maximum	0.106840	0.134836	0.101959	0.134311	0.075701
Minimum	-0.070442	-0.077245	-0.055071	-0.136689	-0.059544
Std. Dev.	0.016777	0.015748	0.013255	0.022494	0.012100
Skewness	-0.061818	0.394839	-0.033605	-0.009524	-0.185514
Kurtosis	5.417814	9.446581	6.782783	5.728492	5.756187
Jarque-Bera	304.0452	2188.191	742.5368	386.2109	401.2130
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-0.206902	-0.145222	-0.470331	-0.920570	0.496819
Sum Sq. Dev.	0.350127	0.308504	0.218572	0.629465	0.182138
Observations	1245	1245	1245	1245	1245

Δεν είναι τυχαίο που η απόδοση του Ελληνικού χρηματιστηρίου είναι η μικρότερη συγκρινόμενη με τα υπόλοιπα χρηματιστήρια, αφού η Ελληνική οικονομία και γενικότερα το χρηματοπιστωτικό σύστημα της Ελλάδας ήταν αυτό που βίωσε με τον χειρότερο τρόπο τις επιπτώσεις την οικονομικής κρίσης με το ασταθές οικονομικό και πολιτικό περιβάλλον να μετακυλύουν το αρνητικό κλίμα στο χρηματιστήριο και ο δείκτης να λαμβάνει αρνητικές αποδόσεις για ένα πολύ μεγάλο διάστημα. Ομοίως όπως και στην πρώτη κατηγορία, κανένας δείκτης δεν φαίνεται να κατανέμεται κανονικά λαμβάνοντας υπόψη και τα τρία κριτήρια που έχουμε στη διάθεσή μας για τον έλεγχο της κανονικότητας (Jarque – Bera, κύρτωση, ασυμμετρία).

Θα πρέπει στο σημείο αυτό, εφόσον έχουμε εικόνα για τα βασικά στατιστικά στοιχεία και για της δυο κατηγορίες οικονομιών, να σημειώσουμε ότι επιβεβαιώνεται η τάση που περιγράψαμε και παραπάνω ότι οι οικονομίες σε κάθε κατηγορία εμφανίζουν κοινά χαρακτηριστικά. Αυτό μπορεί εύκολα να διαπιστωθεί ρίχνοντας μια ματιά στις μέσες αποδόσεις των δεικτών. Όλες οι αποδόσεις των δεικτών των αναπτυγμένων οικονομιών είναι θετικές σε αντίθεση με τις αρνητικές μέσες αποδόσεις της δεύτερης κατηγορίας. Αυτό σημαίνει ότι αν και οι δυνατές οικονομίες προφανώς και επηρεάστηκαν από την οικονομική κρίση, το μέγεθός τους αλλά και το ποσοστό των επενδύσεων που δέχονται, προσελκύνοντας τις πιο δυνατές και οικονομικά εύρωστες επιχειρήσεις του πλανήτη, κατάφεραν να μετριάσουν τις επιπτώσεις της κρίσης κάτι που δεν μπόρεσαν να κάνουν οι λιγότερο ισχυρές οικονομίες.

Πίνακας Συσχετίσεων

Όσον αφορά την εξέταση των συσχετίσεων μεταξύ των δεικτών της δεύτερης κατηγορίας, τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 8: Συσχετίσεις μεταξύ αναπτυσσόμενων οικονομιών

	R_MIB	R_IBEX35	R_PSI20	R_AGI	R_ISEQ
R_MIB	1.000000	0.915850	0.841726	0.875755	0.208676
R_IBEX35		1.000000	0.835387	0.795697	0.159557
R_PSI20			1.000000	0.887085	-0.129536
R_AGI				1.000000	-0.033560
R_ISEQ					1.000000

Παρατηρούμε ότι μεταξύ των χωρών του Νότου (Ελλάδα, Ιταλία, Ισπανία και Πορτογαλία) οι συντελεστές συσχέτισης είναι θετικοί και ιδιαίτερα υψηλοί αποδεικνύοντας μια ισχυρή σχέση μεταξύ αυτών των οικονομιών. Η Ιρλανδία φαίνεται να διαφοροποιείται, με την έννοια ότι εμφανίζει χαμηλή συσχέτιση με την Ιταλία και την Ισπανία, ενώ αρνητικά σχετίζεται με τις οικονομίες της Ελλάδας και της Πορτογαλίας. Συμπερασματικά λοιπόν, βλέπουμε ότι μεταξύ των οικονομιών που συμπεριλάβαμε στην δεύτερη κατηγορία, υπάρχουν υψηλές θετικές συσχετίσεις γεγονός που μπορεί να οφείλεται στα δομικά και διαρθρωτικά κοινά

χαρακτηρίστηκα των συγκεκριμένων αγορών, δεδομένου ότι γειτνιάζουν γεωγραφικά, μοιράζονται την ίδια Μεσογειακή κουλτούρα και έχουν εν μέρει κοινές πολιτισμικές και ιστορικές καταβολές.

Ανάλυση Στατικότητας

Όπως και για την πρώτη κατηγορία της ανάλυσής μας, έτσι και στην περίπτωση των λιγότερο ανεπτυγμένων χωρών πραγματοποιήσαμε την ανάλυση στατικότητας των χρονολογικών σειρών που αντιπροσωπεύουν οι δείκτες του δείγματός μας. Ο έλεγχος στατικότητας πραγματοποιήθηκε με τη μέθοδο του Επαυξημένου ελέγχου Dickey – Fuller. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης στατικότητας παρουσιάζονται συνοπτικά παρακάτω και για την δεύτερη κατηγορία της ανάλυσής μας, ενώ αναλυτικά οι πίνακες που προέκυψαν από το στατιστικό πρόγραμμα που χρησιμοποιήσαμε για τους ελέγχους μας, παρατίθενται στο Παράρτημα Β΄ της παρούσας.

Στον πίνακα που ακολουθεί μπορούμε να δούμε την τιμή της στατιστικής ελέγχου της επαυξημένης μεθόδου Dickey – Fuller στο επίπεδο (δηλαδή για τις τιμές κλεισίματος του κάθε δείκτη) όπως και για τις πρώτες διαφορές των τιμών των δεικτών (που ουσιαστικά πρόκειται για τις αποδόσεις του κάθε δείκτη) των χρονολογικών σειρών της δεύτερης κατηγορίας και για τους δείκτες AGI, MIB, IBX35, PSI20 και ISEQ.

Πίνακας 9: Ανάλυση Στατικότητας αναπτυσσόμενων οικονομιών

Στατιστικό αποτέλεσμα επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller		
Δείκτης	t-Statistic	
	Επίπεδα	1η Διαφορά
AGI	-1.877348	-32.54546
MIB	-2.196244	-35.46466
IBEX35	-2.232982	-33.51277
PSI20	-1.804307	-31.64184
ISEQ	-0.266774	-26.78419
Κριτικές τιμές αποδοχής της H_0 για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=1\%$ -3.435390 και $\alpha=5\%$ -2.863653		

Παρατηρούμε και εδώ, όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα, ότι σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=1\%$ και $\alpha=5\%$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για το επίπεδο των τιμών κλεισίματος ενώ την απορρίπτουμε για τις πρώτες διαφορές του κάθε δείκτη. Με άλλα λόγια, συμπεραίνουμε ότι κανένας δείκτης δεν είναι στάσιμη χρονοσειρά στο επίπεδο, αλλά όλοι είναι στάσιμοι στις πρώτες τους διαφορές με αποτέλεσμα όλοι οι δείκτες να είναι ολοκληρώσιμοι πρώτου βαθμού $I(1)$ ή αλλιώς έχουν να μια μοναδιαία ρίζα

Συνολοκλήρωση

Αφού βρήκαμε ότι όλες οι χρονολογικές σειρές της πρώτης κατηγορίας του δείγματός μας είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού, μπορούμε να προχωρήσουμε στην εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης. Ο παρακάτω πίνακας δίνει τα αποτελέσματα του ελέγχου με τη στατιστική του ίχνους για τις πέντε χρηματιστηριακές αγορές της δεύτερης κατηγορίας.

Πίνακας 10: Έλεγχος Johansen για τις αναπτυσσόμενες οικονομίες - Μέθοδος Ίχνους

Υποθέσεις		Trace Statistic	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H ₀	H ₁			
r=0	r>0	109.5225	69.81889	0.0000
r≤1	r>1	43.01221	47.85613	0.1323
r≤2	r>2	15.14736	29.79707	0.7704
r≤3	r>3	5.113286	15.49471	0.7967
r≤4	r>4	0.048267	3.841466	0.8261

Ο παραπάνω πίνακας στις δυο πρώτες στήλες παρουσιάζει τις υποθέσεις του ελέγχου. Η τρίτη στήλη δείχνει την τιμή της στατιστικής του ίχνους, ενώ οι επόμενες δυο στήλες δείχνουν τις κριτικές τιμές στο επίπεδο σημαντικότητας 5% καθώς και τις τιμές p-value αντίστοιχα. Ο έλεγχος σταματά όταν αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή όταν ισχύσει ότι

$$\text{Trace statistic} < \text{κριτικής τιμής ή } p - \text{value} > 0.05$$

Παρατηρούμε ότι η H₀: r=0 απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% αφού 109.5225 > 69.81889 ή 0.0000 < 0.05 και κατά συνέπεια έχουμε ένδειξη συνολοκλήρωσης. Με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα αποδεχόμαστε την H₀: r≤1 που δηλώνει ότι υπάρχει το πολύ μια εξίσωση που μπορεί να περιγράψει τις αγορές από κοινού.

Με βάση τώρα τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής, ο πίνακας που προκύπτει παρουσιάζεται παρακάτω.

Πίνακας 11: Έλεγχος Johansen για τις αναπτυσσόμενες οικονομίες - Μέθοδος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Υποθέσεις		Max. Eigenvalue	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H ₀	H ₁			
r≤0	r=1	66.51025	33.87687	0.0000
r≤1	r=2	27.86485	27.58434	0.0461
r≤2	r=3	10.03408	21.13162	0.7415
r≤3	r=4	5.065019	14.26460	0.7336
r≤4	r=5	0.048267	3.841466	0.8261

Ομοίως και εδώ οι δυο πρώτες στήλες παρουσιάζουν τις υποθέσεις του ελέγχου. Η τρίτη στήλη δείχνει την τιμή της στατιστικής της μέγιστης ιδιοτιμής, ενώ οι επόμενες δυο στήλες δείχνουν τις κριτικές τιμές στο επίπεδο σημαντικότητας 5% καθώς και τις τιμές p-value αντίστοιχα. Ο έλεγχος σταματά όταν αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή όταν ισχύσει ότι

$$\text{Maximum Eigenvalue} < \text{κριτικής τιμής ή } p - \text{value} > 0.05$$

Παρατηρούμε ότι η $H_0: r=0$ απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% αφού $66.51025 > 33.87687$ ή $0.0000 < 0.05$ όπως επίσης και η υπόθεση $r \leq 1$ αφού $27.86485 > 27.86485$ και $0.0461 < 0.05$. Με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα αποδεχόμαστε την $H_0: r \leq 2$ που δηλώνει ότι υπάρχουν το πολύ δυο εξισώσεις που μπορούν να περιγράψουν τις αγορές από κοινού.

3.5.3 Εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης για το σύνολο του δείγματος

Στους παρακάτω πίνακες παρουσιάζουμε συνολικά τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης για όλες τις χρονοσειρές της ανάλυσης μας. Σε αντίθεση με τη μέχρι τώρα ανάλυση, σε αυτό το στάδιο εξετάζουμε αν όλες ταυτόχρονα οι χρηματιστηριακές αγορές εμφανίζουν αλληλεπιδράσεις και βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Ο παρακάτω πίνακας δίνει τα αποτελέσματα για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του ίχνους. Παρατηρούμε ότι η υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης των αγορών απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, επομένως όλοι οι δείκτες μαζί βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Πίνακας 12: Έλεγχος Johansen για το σύνολο του δείγματος - Μέθοδος Ίχνους

Υποθέσεις		Trace Statistic	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H_0	H_1			
$r=0$	$r>0$	327.3444	239.2354	0.0000
$r \leq 1$	$r>1$	200.7408	197.3709	0.0337
$r \leq 2$	$r>2$	141.8487	159.5297	0.3018
$r \leq 3$	$r>3$	101.4473	125.6154	0.5559
$r \leq 4$	$r>4$	63.73724	95.75366	0.8918
$r \leq 5$	$r>5$	40.79499	69.81889	0.9347
$r \leq 6$	$r>6$	24.97656	47.85613	0.9193
$r \leq 7$	$r>7$	13.47431	29.79707	0.8687
$r \leq 8$	$r>8$	4.821264	15.49471	0.8275
$r \leq 9$	$r>9$	0.054367	3.841466	0.8156

Στα ίδια αποτελέσματα παρατηρούμε ότι καταλήγουμε αν λάβουμε υπόψη και τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής για το σύνολο των χρηματιστηριακών δεικτών όπως αποδεικνύεται και από τον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 13: Έλεγχος Johansen για το σύνολο του δείγματος - Μέθοδος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Υποθέσεις		Max. Eigenvalue	Κριτική Τιμή 5%	p-value
H ₀	H ₁			
r≤0	r=1	126.6037	64.50472	0.0000
r≤1	r=2	58.89207	58.43354	0.0450
r≤2	r=3	40.40136	52.36261	0.4708
r≤3	r=4	37.71010	46.23142	0.3026
r≤4	r=5	22.94225	40.07757	0.8789
r≤5	r=6	15.81843	33.87687	0.9589
r≤6	r=7	11.50225	27.58434	0.9509
r≤7	r=8	8.653045	21.13162	0.8594
r≤8	r=9	4.766897	14.26460	0.7709
r≤9	r=10	0.054367	3.841466	0.8156

3.5.4 Έλεγχοι συνολοκλήρωσης της Ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς με τις υπόλοιπες αγορές

Εφόσον εξετάσαμε τις προοπτικές ενοποίησης των χρηματιστηριακών αγορών διακρινόμενων σε δυο κατηγορίες, αναπτυσσόμενες και αναπτυσσόμενες αγορές, αλλά και ταυτόχρονα όλες μαζί βρίσκοντας ότι αυτές είναι συνολοκληρωμένες και άρα σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας τόσο ανά κατηγορία, όσο και στο σύνολό τους, θα ήταν ενδιαφέρον να αναλύσουμε και να εξετάσουμε κατά πόσο αυτά τα ευρήματα επιβεβαιώνονται και στην περίπτωση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς έναντι των υπολοίπων.

Για να εξετάσουμε λοιπόν ένα η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά συνολοκληρώνεται με κάθε μια από τις υπόλοιπες αγορές του δείγματός μας, εφαρμόσαμε τον έλεγχο του Johansen για όλα τα εφικτά ζεύγη. Τα αποτελέσματα βάση του ίχνους παρουσιάζονται στον αμέσως παρακάτω πίνακα. Παρατηρούμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεκτή στις περιπτώσεις του CAC40, DAX, DowJones, FTSE100, IBEX,ISEQ και Nikkei γεγονός που αποδεικνύει πως η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά και ο Γενικός Δείκτης δεν συνολοκληρώνεται με τους μεγαλύτερους δείκτες της παγκόσμιας οικονομίας. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι οι θεμελιώδης διαφορές μεταξύ του ελληνικού δείκτη και των υπολοίπων είναι τόσο μεγάλες και έντονες που δεν καθιστούν εφικτό το να υπάρχει μια μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ τους. Εν μέρει αυτό μπορεί να οφείλεται και στα διαφορετικά διαρθρωτικά χαρακτηριστικά των οικονομιών αυτών.

Πίνακας 14: Έλεγχος Johansen για την Ελληνική οικονομία - Μέθοδος Ίχνους

Ζεύγος	Υποθέσεις		Trace Statistic	Κριτική Τιμή 5%	p-value
	H ₀	H ₁			
AGI-CAC40	r=0	r>0	6.838159	15.49471	0.5965
	r≤1	r>1	2.770106	3.841466	0.0960
AGI-DAX	r=0	r>0	5.014039	15.49471	0.8073
	r≤1	r>1	1.420239	3.841466	0.2334
AGI-DOW	r=0	r>0	3.860173	15.49471	0.9145
	r≤1	r>1	0.712653	3.841466	0.3986
AGI-FTSE100	r=0	r>0	7.256887	15.49471	0.5480
	r≤1	r>1	2.650235	3.841466	0.1035
AGI-IBEX	r=0	r>0	16.71028	15.49471	0.0327
	r≤1	r>1	3.189638	3.841466	0.0741
AGI-ISEQ	r=0	r>0	4.085269	15.49471	0.8965
	r≤1	r>1	0.126258	3.841466	0.7223
AGI-MIB	r=0	r>0	20.32702	15.49471	0.0086
	r≤1	r>1	3.110278	3.841466	0.0778
AGI-NIKKEI	r=0	r>0	3.131326	15.49471	0.9607
	r≤1	r>1	0.042040	3.841466	0.8375
AGI-PSI20	r=0	r>0	29.27575	15.49471	0.0002
	r≤1	r>1	3.601188	3.841466	0.0577

Από την άλλη πλευρά, η ελληνική αγορά φαίνεται να συνολοκληρώνεται με τις αγορές της Ιταλίας και της Πορτογαλίας και ειδικότερα με τους δείκτες MIB και PSI20 αντίστοιχα. Το γεγονός αυτό, ωστόσο, είναι λίγο πολύ αναμενόμενο καθώς οι φύση των οικονομιών αυτών, λόγω των παρόμοιων δραστηριοτήτων τους, να είναι πολύ κοντά κάτι που επιβεβαιώνεται και μέσω της θεωρίας της συνολοκλήρωσης.

Τέλος, στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουμε αν εξετάσουμε και τα αποτελέσματα του ελέγχου μέσω της μεθόδου της μέγιστης ιδιοτιμής, που παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 15: Έλεγχος Johansen για την Ελληνική οικονομία - Μέθοδος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Ζεύγος	Υποθέσεις		Max. Eigenvalue	Κριτική Τιμή 5%	p-value
	H ₀	H ₁			
AGI-CAC40	r=0	r>0	4.068053	14.26460	0.8521
	r≤1	r>1	2.770106	3.841466	0.0960
AGI-DAX	r=0	r>0	5.014039	15.49471	0.8073
	r≤1	r>1	1.420239	3.841466	0.2334
AGI-DOW	r=0	r>0	3.147520	14.26460	0.9364
	r≤1	r>1	0.712653	3.841466	0.3986
AGI-FTSE100	r=0	r>0	4.606652	14.26460	0.7904
	r≤1	r>1	2.650235	3.841466	0.1035

Ζεύγος	Υποθέσεις		Max. Eigenvalue	Κριτική Τιμή 5%	p-value
	H ₀	H ₁			
AGI-IBEX	r=0	r>0	13.52064	14.26460	0.0653
	r≤1	r>1	3.189638	3.841466	0.0741
AGI-ISEQ	r=0	r>0	3.959011	14.26460	0.8636
	r≤1	r>1	0.126258	3.841466	0.7223
AGI-MIB	r=0	r>0	17.21675	14.26460	0.0166
	r≤1	r>1	3.110278	3.841466	0.0778
AGI-NIKKEI	r=0	r>0	3.089286	14.26460	0.9406
	r≤1	r>1	0.042040	3.841466	0.8375
AGI-PSI20	r=0	r>0	25.67457	14.26460	0.0005
	r≤1	r>1	3.601188	3.841466	0.0577

4 Συμπεράσματα

Στην παρούσα ενότητα παρουσιάζουμε τα γενικά συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε έπειτα από την ανάλυση και εξέταση του δείγματος των δέκα χρηματιστηριακών δεικτών, που θεωρήσαμε πως αντιπροσωπεύουν τις οικονομίες της Μ. Βρετανίας, Γερμανίας, Γαλλίας, Ιταλίας, Ισπανίας, Πορτογαλίας, Ελλάδας, Ιρλανδίας, ΗΠΑ και Ιαπωνίας.

Στις πρώτες ενότητες της διπλωματικής εργασίας παρουσιάσαμε το θεωρητικό υπόβαθρο, βασικό για την συνέχεια της μελέτης, σχετικά με την ανάλυση των χρονολογικών σειρών καθώς και τα βασικά σημεία της θεωρίας της συνολοκλήρωσης. Τα δυο αυτά πεδία, ανάλυση στατικότητας των χρονοσειρών και η συνολοκλήρωση των μεταβλητών είναι άμεσα συνυφασμένα μεταξύ τους και το πρώτο αποτελεί βασική προϋπόθεση για να προχωρήσουμε στην εξέταση της υπόθεσης της επίτευξης μακροχρόνιας ισορροπίας.

Σε πρώτο στάδιο και προτού εξετάσουμε την στατικότητα των χρονολογικών σειρών που αντιπροσωπεύουν τους δέκα χρηματιστηριακούς δείκτες του δείγματος μας, παρουσιάσαμε τα περιγραφικά στατιστικά για τον κάθε δείκτη και επιχειρήσαμε μια ανάλυση των συσχετίσεων μεταξύ των δεικτών χρησιμοποιώντας τον συντελεστή συσχέτισης. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι γενικά υπάρχει υψηλή συσχέτιση μεταξύ των δεικτών, γεγονός που αποτυπώνεται και οπτικά αν εξετάσουμε τα διαγράμματα τιμών και αποδόσεων των δεικτών που παρατίθενται στο παράρτημα Α' της παρούσας.

Στην συνέχεια, η ανάλυση στατικότητας, εφαρμόζοντας τον επαυξημένο έλεγχο Dickey – Fuller, έδειξε ότι όλοι οι δείκτες είναι μη στάσιμοι στα επίπεδά τους (δηλαδή στις τιμές κλεισίματος), ενώ είναι στάσιμοι στις πρώτες διαφορές τους (δηλαδή οι αποδόσεις των δεικτών αποτελούν μια στάσιμη χρονοσειρά). Καταλήξαμε λοιπόν στο ότι όλοι οι χρηματιστηριακοί δείκτες είναι ολοκληρώσιμοι πρώτου βαθμού.

Εφόσον λοιπόν διαπιστώσαμε ότι ικανοποιείται η βασική προϋπόθεση (να είναι όλες οι μεταβλητές ολοκληρώσιμες στον ίδιο βαθμό) για να εξετάσουμε την ύπαρξη προοπτικών μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των αγορών, εφαρμόζοντας την μεθοδολογία του Johansen καταλήξαμε στα εξής συμπεράσματα:

- Η ανάλυση συνολοκλήρωση για το σύνολο των αναπτυσσόμενων αγορών έδειξε πως όλες οι αγορές (χρηματιστηριακοί δείκτες) της κατηγορίας αυτής συνολοκληρώνονται ή με άλλα λόγια υπάρχει τουλάχιστον μια σχέση (ή εξίσωση) που μπορεί να περιγράψει όλους τους δείκτες από κοινού σε μακροχρόνια βάση.
- Στα ίδια συμπεράσματα καταλήξαμε και για την δεύτερη κατηγορία της ανάλυσής μας σχετικά με τις αναπτυσσόμενες οικονομίες (στην κατηγορία αυτή αναλύθηκαν κυρίως οι οικονομίες που αντιμετώπισαν παρατεταμένη ύφεση και μπήκαν στον μηχανισμό στήριξης

είτε από την Ευρωπαϊκή Ένωση είτε από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο). Και οι συγκεκριμένες οικονομίες βρήκαμε ότι συνολοκληρώνονται και άρα βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας.

- Εφόσον διαπιστώσαμε ότι κάθε κατηγορία οικονομιών είναι συνολοκληρωμένη, ήταν λογικό να ανακύψει το ερώτημα του κατά πόσο αυτό θα επιβεβαιωθεί και στην περίπτωση που εξετάσουμε συνολικά όλους τους δείκτες μαζί. Το αποτέλεσμα ενός τέτοιου ελέγχου για το σύνολο των χρηματιστηριακών δεικτών έδειξε ότι όλες οι οικονομίες (όπως αντιπροσωπεύονται από τους βασικούς δείκτες των χρηματιστηρίων τους) συνολοκληρώνονται βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας και θα μπορούσε να υπάρχει ένα μοντέλο ώστε να περιγράψει από κοινού τη συμπεριφορά των οικονομιών αυτών. Φυσικά, αυτό είναι αναμενόμενο αν αναλογιστούμε πόσο στενά και πολύπλοκα δομημένα είναι όλα τα οικονομικά συστήματα του πλανήτη με την έννοια ότι υπάρχει τεράστια αλληλεπίδραση μεταξύ των αγορών σε όρους συναλλαγών, εμπορίου, διατραπεζικών εργασιών, αλλά ακόμα και στενά συνδεδεμένα ανθρώπινα δυναμικά, φορολογικοί δεσμοί κτλ.
- Τέλος, ένα ενδιαφέρον ερώτημα που προσπαθήσαμε να απαντήσουμε ήταν το κατά πόσο η ελληνική οικονομία, με τις ιδιαιτερότητές της και την δύσκολη περίοδο που διανύει σχετίζεται με τις υπόλοιπες οικονομίες του δείγματός μας και κατ' επέκταση βρίσκεται σε μακροχρόνια ισορροπία με αυτές. Το αποτέλεσμα των ελέγχων έδειξε ότι η ελληνική οικονομία συνολοκληρώνεται μόνο με την Ιταλία και την Πορτογαλία. Αυτό οφείλεται κατά κύριο λόγο στην κοινή κουλτούρα των λαών αυτών που κατ' επέκταση αντικατοπτρίζει και την οικονομία τους. Επίσης και οι τρεις αυτές χώρες έχουν παρόμοια γεωγραφική κατανομή, όντας Μεσογειακές χώρες, και παράλληλα οι οικονομίες τους και το ΑΕΠ τους συντίθεται σχεδόν από την ίδια κλίμακα δραστηριοτήτων, με μεγάλο μέρος να καλύπτουν η γεωργία, η ναυτιλία και ο τουρισμός.

Εν κατακλείδι λοιπόν, σε γενικές γραμμές μπορούμε να ισχυριστούμε πως υπάρχουν σημαντικές προοπτικές ενοποίησης των αγορών και αυτό φαίνεται από το γεγονός ότι μια μικρή διαταραχή σε κάποια οικονομία μπορεί να διοχετευτεί με πολύ γρήγορους ρυθμούς και σε άλλες και να αποτελέσει κοινό πρόβλημα για την παγκόσμια οικονομία. Ωστόσο, από θα πρέπει να διερευνηθεί και περαιτέρω και ίσως μέσω της εξέτασης επιμέρους τομέων της οικονομίας όπως ο κυρίαρχος κλάδος των τραπεζών, των κατασκευών κτλ.

5 Βιβλιογραφία

- * Δριτσάκη Μ., Δριτσάκη Χ. (2004), "Συσχέτιση του Χρηματιστηρίου Ν. Υόρκης και Αθηνών", Πρακτικά 17ου Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής
- * Balios Dimitrios, Xanthakis Manolis (2003), 'International interdependence and dynamic linkages between developed stock markets', *South Eastern Europe Journal of Economics 1*, p.105-130.
- * Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima (2002), 'Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America', *Banco central do Brazil, Working papers Series 56*.
- * Campbell Y. John, Lo W. Andrew, MacKinlay A. Craig, (1996), "The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press
- * Dickey D. A., Fuller W. A. (1981), 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root', *Econometrica*, 49, p. 1057-72.
- * Engle R. F., Granger C. W. J. (1987), 'Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing', *Econometrica*, 55, p. 251-76.
- * Engle R. F., Granger C. W. J. (1991), 'Advanced texts in econometrics', *Oxford University Press*.
- * Gjerde, Ø. and Sættem, F.(1995), 'Linkages among European and world stock markets', *The European Journal of Finance*, 1: 2, p. 165- 179.
- * Granger C. W. J. (1986), 'Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, p. 213-28.
- * Hamilton D. James (1994), 'Time Series Analysis', *Princeton University Press*
- * Johansen S. (1988), 'Statistical Analysis of Cointegration Vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54.
- * Johansen S. (1991), 'Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models', *Econometrica*, 59, p. 1551-80.
- * Kroustalis, Michopoulos, Tinos, (2011), "Examination of Fundamental Correlations and Linkages among Stock Markets", ICIB 2011 Thessaloniki and VALUE INVEST, issue 5, 2nd

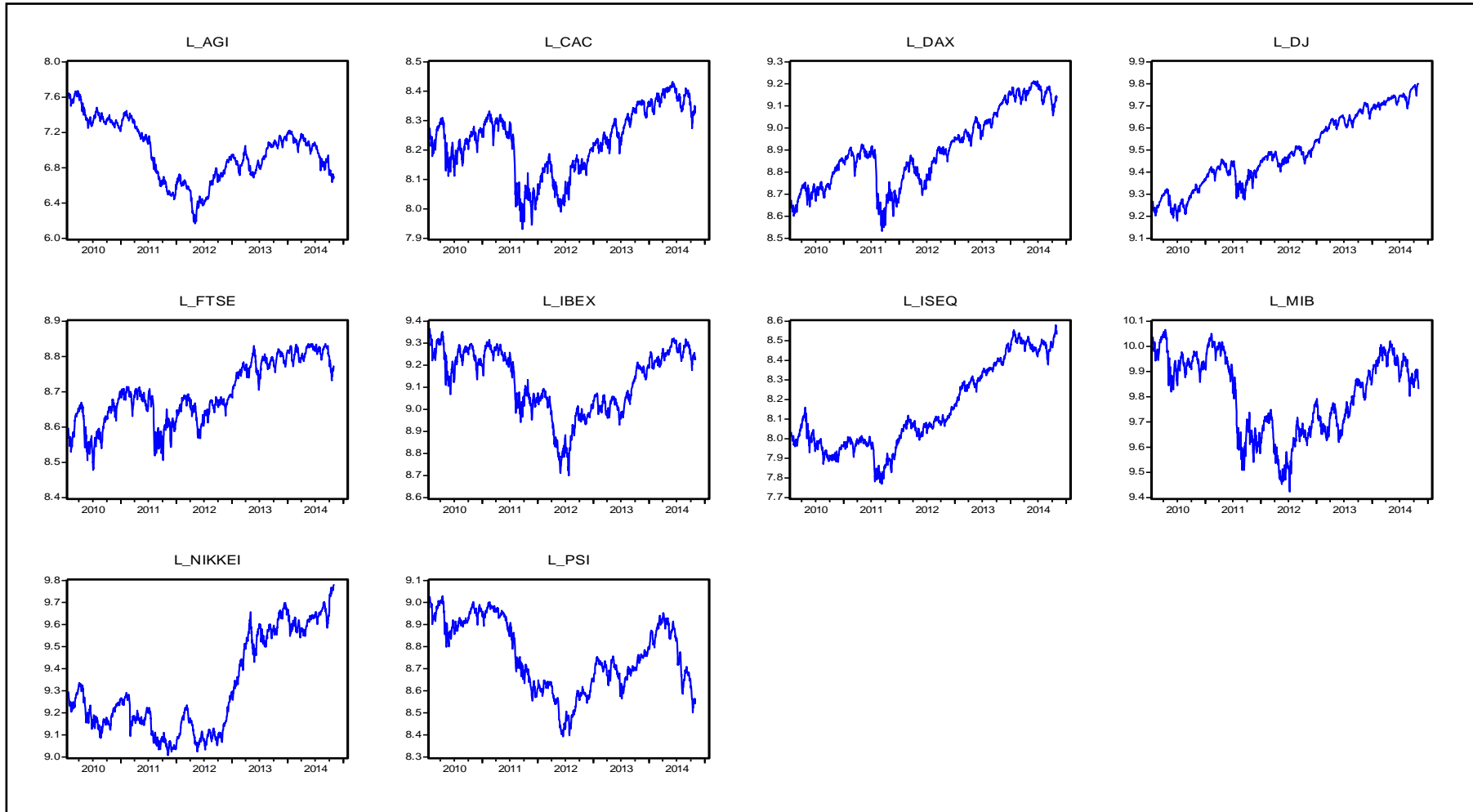
Semester 2011 / 1st Semester 2012

- * Perron P. (1988), 'Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach', *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, p. 297-332.
- * Ulaganathan Subramanian, (2008), ' Cointegration of Stock Markets in East Asia', *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Issue 14.
- * Walid M. A. Ahmed, "Cointegration and Dynamic Linkages of International Stock Markets: An Emerging Market Perspective"

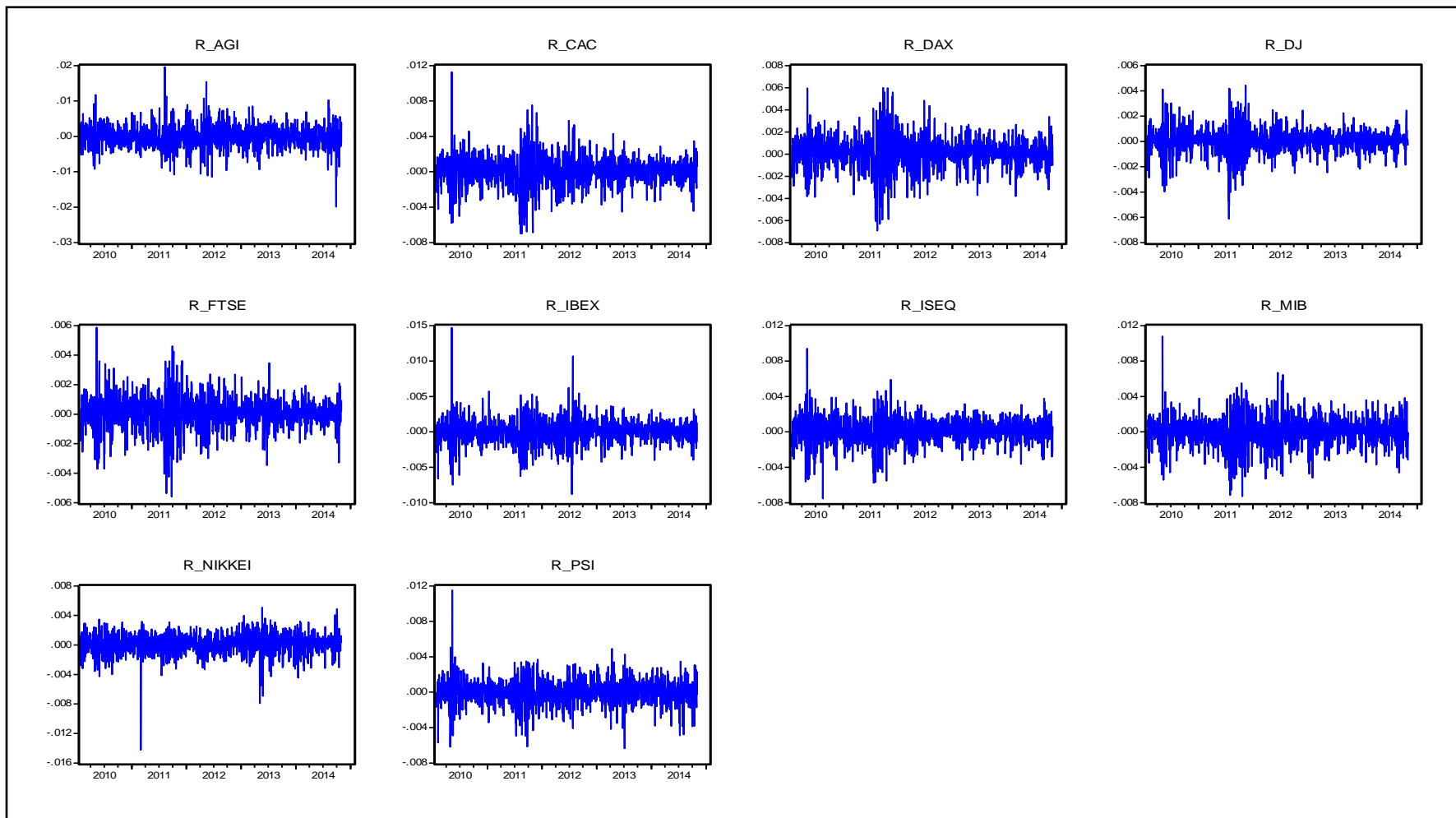
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

Παράρτημα Α

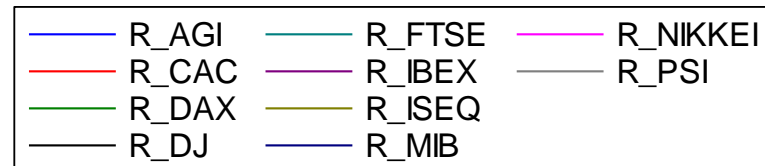
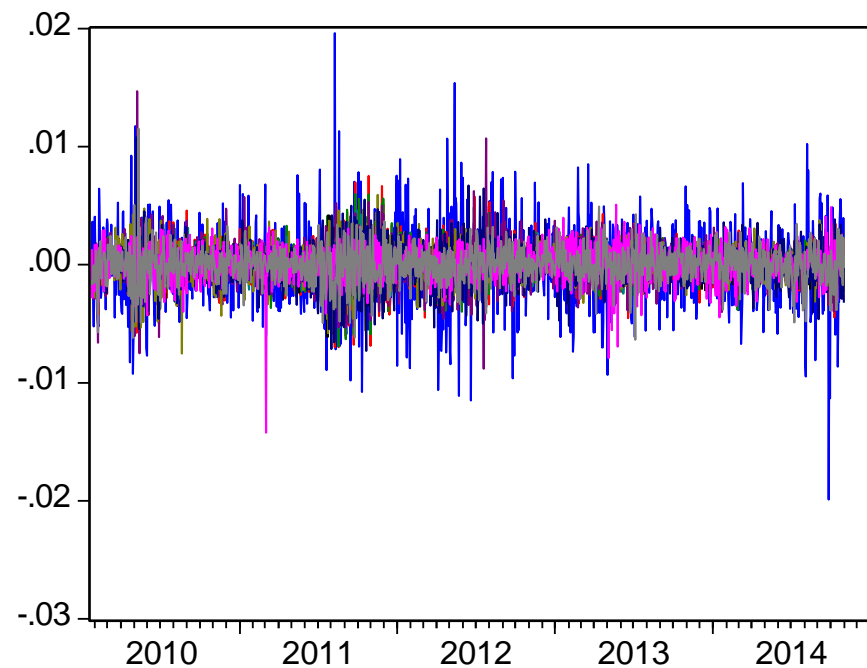
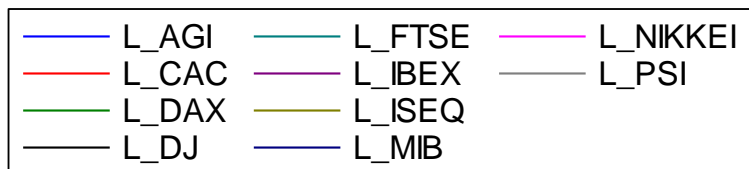
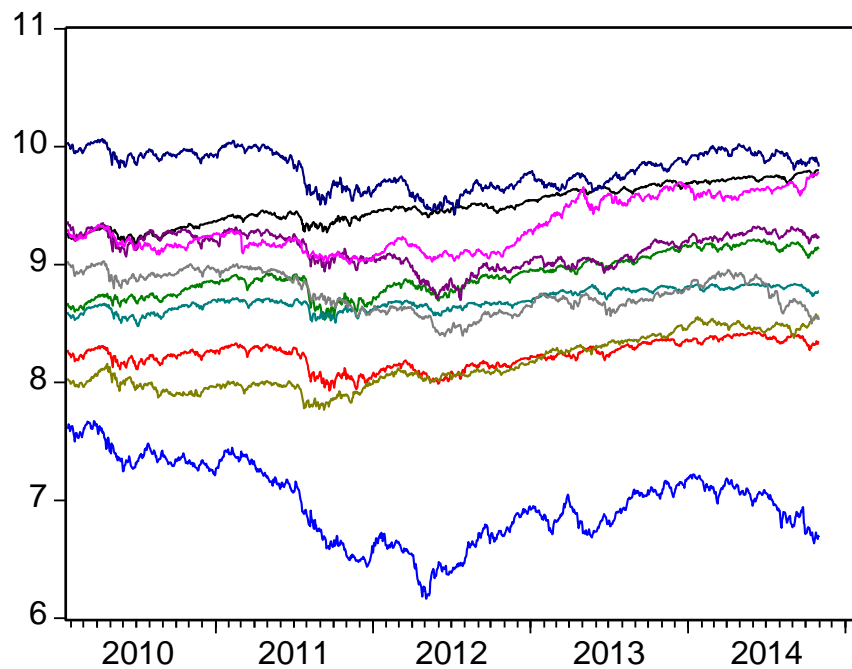
Διαγράμματα Ημερήσιων αποδόσεων για τους δείκτες FTSE100, DAX, CAC40, MIB, IBEX35, PSI20, AGI, ISEQ, DowJones και Nikkei για



περίοδο 10 ετών.



Διαγράμματα από κοινού ημερήσιων τιμών κλεισίματος και ημερήσιων αποδόσεων για τους δείκτες FTSE100, DAX, CAC40, MIB, IBEX35, PSI20, AGI, ISEQ, DowJones και Nikkei για περίοδο 10 ετών.



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β΄

Παρατίθενται οι πίνακες που προέκυψαν από το στατιστικό πρόγραμμα Eviews αναφορικά με την Ανάλυση Στατικότητας με την μέθοδο Augmented Dickey-Fuller test

Ελλάδα - AGI

Null Hypothesis: L_AGI has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.877348	0.3432
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_AGI) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-32.54546	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Γαλλία – CAC40

Null Hypothesis: L_CAC has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.996950	0.2884
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_CAC) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
		t-Statistic Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-35.12557 0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Γερμανία - DAX

Null Hypothesis: L_DAX has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
		t-Statistic Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.232278 0.6624
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_DAX) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
		t-Statistic Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-32.99088 0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

ΗΠΑ - Dow Jones

Null Hypothesis: L_DJ has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.627209	0.8620
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Μη στατικότητα**

Null Hypothesis: D(L_DJ) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.44161	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Στατικότητα**

Μ. Βρετανία – FTSE100

Null Hypothesis: L_FTSE has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.014440	0.2807
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Μη στατικότητα**

Null Hypothesis: D(L_FTSE) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-34.29985	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Ισπανία - IBEX 35

Null Hypothesis: L_IBEX has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.232982	0.1947
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_IBEX) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-33.51277	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Ιρλανδία – ISEQ

Null Hypothesis: L_ISEQ has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.266774	0.9272
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Μη στατικότητα**

Null Hypothesis: D(L_ISEQ) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-26.78419	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435398
	5% level	-2.863657
	10% level	-2.567947
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Στατικότητα**

Ιταλία – MIB

Null Hypothesis: L_MIB has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.196244	0.2079
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← **Μη στατικότητα**

Null Hypothesis: D(L_MIB) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-35.46466	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Πορτογαλία – PSI20

Null Hypothesis: L_PSI has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.804307	0.3787
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_PSI) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-31.64184	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

Ιαπωνία – NIKKEI

Null Hypothesis: L_NIKKEI has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.053819	0.9523
Test critical values:	1% level	-3.435390
	5% level	-2.863653
	10% level	-2.567945
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Μη στατικότητα

Null Hypothesis: D(L_NIKKEI) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.53915	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.435394
	5% level	-2.863655
	10% level	-2.567946
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

← Στατικότητα

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ'

Παρατίθενται οι πίνακες που προέκυψαν από το στατιστικό πρόγραμμα Eviews αναφορικά με την εξέταση της θεωρίας της συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen.

Αναπτυγμένες οικονομίες

Date: 05/13/15 Time: 15:28				
Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014				
Included observations: 1241 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: L_CAC L_DAX L_DJ L_FTSE L_NIKKEI				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.029939	85.36349	69.81889	0.0018
At most 1	0.020859	47.64105	47.85613	0.0524
At most 2	0.009752	21.48153	29.79707	0.3283
At most 3	0.007319	9.319622	15.49471	0.3366
At most 4	0.000164	0.203383	3.841466	0.6520
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.029939	37.72244	33.87687	0.0165
At most 1	0.020859	26.15952	27.58434	0.0752
At most 2	0.009752	12.16191	21.13162	0.5317
At most 3	0.007319	9.116239	14.26460	0.2766
At most 4	0.000164	0.203383	3.841466	0.6520
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
-22.43557	21.99065	-28.56139	24.62182	3.245752
7.757279	-20.04541	3.848020	37.15702	-4.423645
15.85076	4.973455	8.103372	-15.58046	-10.31054
-8.886659	5.003619	4.080671	3.242106	-2.345503
3.199561	1.765052	-0.914982	-4.982317	4.117275

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(L_CAC)	-0.000398	-0.001027	-0.000832	0.000374	-1.25E-05
D(L_DAX)	-0.001318	-0.000161	-0.000943	-0.000123	-1.60E-05
D(L_DJ)	0.000754	5.05E-05	-0.000319	-0.000184	-8.73E-05
D(L_FTSE)	-0.000372	-0.000560	0.000248	-0.000257	-2.38E-05
D(L_NIKKEI)	-0.000836	0.000513	0.000322	0.000648	-0.000109

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 20041.39

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	-0.980169	1.273041	-1.097446	-0.144670
	(0.16701)	(0.12049)	(0.31867)	(0.07156)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_CAC)	0.008919
	(0.00778)
D(L_DAX)	0.029570
	(0.00793)
D(L_DJ)	-0.016924
	(0.00575)
D(L_FTSE)	0.008354
	(0.00398)
D(L_NIKKEI)	0.018754
	(0.00853)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 20054.47

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	1.747868	-4.695313	0.115412
		(0.30092)	(0.65147)	(0.18523)
0.000000	1.000000	0.484434	-3.670659	0.265344
		(0.25464)	(0.55128)	(0.15674)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_CAC)	0.000956	0.011835
	(0.00820)	(0.01028)
D(L_DAX)	0.028322	-0.025758
	(0.00839)	(0.01052)
D(L_DJ)	-0.016532	0.015577
	(0.00609)	(0.00763)
D(L_FTSE)	0.004013	0.003030
	(0.00419)	(0.00525)
D(L_NIKKEI)	0.022732	-0.028662
	(0.00902)	(0.01131)

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	20060.55		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI	
1.000000	0.000000	0.000000	1.427090	-0.953399	
			(0.61108)	(0.24145)	
0.000000	1.000000	0.000000	-1.973791	-0.030885	
			(0.25667)	(0.10142)	
0.000000	0.000000	1.000000	-3.502783	0.611494	
			(0.52241)	(0.20642)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(L_CAC)	-0.012226	0.007699	0.000665		
	(0.00984)	(0.01040)	(0.01032)		
D(L_DAX)	0.013376	-0.030448	0.029384		
	(0.01006)	(0.01063)	(0.01055)		
D(L_DJ)	-0.021593	0.013989	-0.023937		
	(0.00731)	(0.00773)	(0.00767)		
D(L_FTSE)	0.007945	0.004264	0.010492		
	(0.00503)	(0.00532)	(0.00528)		
D(L_NIKKEI)	0.027835	-0.027061	0.028457		
	(0.01085)	(0.01146)	(0.01138)		
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	20065.11		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI	
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.485029	
				(0.08848)	
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.678681	
				(0.11072)	
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.538116	
				(0.13685)	
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.328199	
				(0.05159)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(L_CAC)	-0.015550	0.009570	0.002192	-0.033761	
	(0.01030)	(0.01054)	(0.01041)	(0.01631)	
D(L_DAX)	0.014466	-0.031061	0.028884	-0.024137	
	(0.01053)	(0.01078)	(0.01065)	(0.01668)	
D(L_DJ)	-0.019957	0.013068	-0.024689	0.024825	
	(0.00766)	(0.00783)	(0.00774)	(0.01212)	
D(L_FTSE)	0.010229	0.002978	0.009444	-0.034661	
	(0.00527)	(0.00539)	(0.00532)	(0.00834)	
D(L_NIKKEI)	0.022073	-0.023817	0.031103	-0.004440	
	(0.01135)	(0.01161)	(0.01147)	(0.01796)	

Αναπτυσσόμενες Οικονομίες

Date: 05/13/15 Time: 15:30

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_IBEX L_ISEQ L_MIB L_PSI

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.052183	109.5225	69.81889	0.0000
At most 1	0.022203	43.01221	47.85613	0.1323
At most 2	0.008053	15.14736	29.79707	0.7704
At most 3	0.004073	5.113286	15.49471	0.7967
At most 4	3.89E-05	0.048267	3.841466	0.8261

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.052183	66.51025	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.022203	27.86485	27.58434	0.0461
At most 2	0.008053	10.03408	21.13162	0.7415
At most 3	0.004073	5.065019	14.26460	0.7336
At most 4	3.89E-05	0.048267	3.841466	0.8261

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI
1.398480	15.33354	1.614626	-22.20899	5.320719
7.935921	-0.478685	1.707278	-11.08715	-6.414577
-2.601635	-12.50859	3.506716	-0.825850	15.00495
-1.275679	3.320300	-1.118834	-0.297252	-6.173968
0.318889	4.346082	4.178974	-2.077267	-2.299123

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(L_AGI)	-0.000550	0.000386	0.001150	0.000976	-5.51E-05
D(L_IBEX)	-0.003250	0.000108	-6.20E-05	-1.17E-05	3.06E-05
D(L_ISEQ)	0.000636	0.000613	-0.000179	0.000444	5.00E-05
D(L_MIB)	0.000207	0.002113	0.000405	-0.000316	1.00E-05
D(L_PSI)	-0.000285	0.000683	-0.000691	0.000186	-3.72E-05

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 17408.57

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI
1.000000	10.96443 (1.72640)	1.154557 (0.51874)	-15.88080 (1.81891)	3.804643 (1.40924)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.000769 (0.00089)
D(L_IBEX)	-0.004545 (0.00059)
D(L_ISEQ)	0.000889 (0.00048)
D(L_MIB)	0.000289 (0.00063)
D(L_PSI)	-0.000399 (0.00045)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 17422.50

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI
1.000000	0.000000	0.220273 (0.14090)	-1.476328 (0.38584)	-0.783058 (0.37079)
0.000000	1.000000	0.085210 (0.04855)	-1.313746 (0.13296)	0.418417 (0.12777)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	0.002297 (0.00510)	-0.008612 (0.00971)
D(L_IBEX)	-0.003686 (0.00340)	-0.049881 (0.00647)
D(L_ISEQ)	0.005758 (0.00274)	0.009459 (0.00521)
D(L_MIB)	0.017061 (0.00361)	0.002161 (0.00688)
D(L_PSI)	0.005024 (0.00258)	-0.004699 (0.00492)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 17427.52

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI
1.000000	0.000000	0.000000	-0.573095 (0.33843)	-1.562221 (0.33067)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.964339 (0.11047)	0.117005 (0.10794)
0.000000	0.000000	1.000000	-4.100518 (0.83409)	3.537264 (0.81495)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.000695 (0.00535)	-0.022995 (0.01251)	0.003804 (0.00267)
D(L_IBEX)	-0.003524 (0.00357)	-0.049105 (0.00835)	-0.005280 (0.00178)
D(L_ISEQ)	0.006223 (0.00287)	0.011693 (0.00672)	0.001448 (0.00143)
D(L_MIB)	0.016008 (0.00379)	-0.002900 (0.00887)	0.005361 (0.00189)
D(L_PSI)	0.006822 (0.00271)	0.003949 (0.00634)	-0.001718 (0.00135)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 17430.05

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.470804 (0.71182)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	1.953516 (1.17381)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	11.34639 (4.90909)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.904425 (1.20842)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.001939 (0.00541)	-0.019755 (0.01267)	0.002713 (0.00276)	0.006683 (0.01568)
D(L_IBEX)	-0.003509 (0.00361)	-0.049144 (0.00847)	-0.005266 (0.00184)	0.071026 (0.01048)
D(L_ISEQ)	0.005657 (0.00290)	0.013166 (0.00681)	0.000952 (0.00148)	-0.020912 (0.00842)
D(L_MIB)	0.016411 (0.00384)	-0.003948 (0.00899)	0.005714 (0.00196)	-0.028266 (0.01113)
D(L_PSI)	0.006585 (0.00274)	0.004567 (0.00642)	-0.001927 (0.00140)	-0.000727 (0.00795)

Σύνολο του δείγματος

Date: 05/13/15 Time: 15:31

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_IBEX L_ISEQ L_MIB L_PSI L_CAC L_DAX L_DJ L_FTSE
L_NIKKEI

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.096986	327.3444	239.2354	0.0000
At most 1 *	0.046347	200.7408	197.3709	0.0337
At most 2	0.032031	141.8487	159.5297	0.3018
At most 3	0.029930	101.4473	125.6154	0.5559
At most 4	0.018317	63.73724	95.75366	0.8918
At most 5	0.012666	40.79499	69.81889	0.9347
At most 6	0.009226	24.97656	47.85613	0.9193
At most 7	0.006948	13.47431	29.79707	0.8687
At most 8	0.003834	4.821264	15.49471	0.8275
At most 9	4.38E-05	0.054367	3.841466	0.8156

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.096986	126.6037	64.50472	0.0000
At most 1 *	0.046347	58.89207	58.43354	0.0450
At most 2	0.032031	40.40136	52.36261	0.4708
At most 3	0.029930	37.71010	46.23142	0.3026
At most 4	0.018317	22.94225	40.07757	0.8789
At most 5	0.012666	15.81843	33.87687	0.9589
At most 6	0.009226	11.50225	27.58434	0.9509
At most 7	0.006948	8.653045	21.13162	0.8594
At most 8	0.003834	4.766897	14.26460	0.7709
At most 9	4.38E-05	0.054367	3.841466	0.8156

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b^*S11*b=l$):

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
3.238454	-10.79110	-5.887593	21.03502	-2.202561	-29.85870	0.825474	14.73180	4.232949	3.281629
8.108982	3.370017	-4.454221	-16.88254	1.821377	9.415532	-6.531599	30.86970	-26.55445	-3.941772
-2.338172	-8.248798	-8.742600	2.483639	1.404432	8.650996	21.18454	-4.183850	-40.23335	8.149893
7.052702	2.296677	2.928242	-2.013848	-11.86788	-16.14776	12.81121	-13.89573	24.46693	-5.497486
3.778709	9.617158	-3.355785	-2.587009	3.129797	-51.41739	19.67357	-8.610758	21.16940	6.046866
-1.196447	-6.038071	14.68181	-4.399154	12.21303	-1.779188	-0.898376	-6.464620	-5.595801	-4.501177
2.597414	8.718885	4.776704	-1.051357	-6.434154	-8.120573	2.504433	-7.880835	-2.506445	0.351533
0.006367	8.050019	6.113984	2.483803	1.112230	-14.41229	10.73559	4.229525	-7.192441	-9.913432
-1.032541	6.523814	2.599065	-1.956633	-7.491445	-0.772750	-0.676706	-4.552431	-3.167265	0.402992
-0.507353	4.871315	4.221681	-3.542010	-2.011368	0.099120	0.340086	-4.279150	-4.406999	4.241121

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(L_AGI)	-0.000997	-0.000975	0.000541	0.000565	-0.000919	0.000965	-0.000898	-0.000691	0.000742	2.06E-05
D(L_IBEX)	0.003887	-0.000819	0.000766	0.000210	2.27E-05	-0.000165	0.000219	-0.000124	-1.85E-05	3.00E-05
D(L_ISEQ)	0.000564	0.001111	-0.000255	-2.69E-05	0.000572	-0.000571	-0.000365	-0.000390	0.000243	4.13E-07
D(L_MIB)	0.000803	0.001859	-0.000283	0.000916	0.000453	0.000944	0.000338	-0.000455	-9.52E-05	-5.12E-06
D(L_PSI)	-0.000315	0.000138	0.000257	0.000882	-0.000358	-0.000364	0.000479	-3.55E-05	0.000246	-1.62E-05
D(L_CAC)	0.002526	-0.000642	0.000227	-0.000307	0.000478	0.000190	0.000230	0.000247	0.000289	-3.59E-06
D(L_DAX)	0.002851	-0.000564	-0.000456	-0.000720	-0.000307	-5.58E-06	0.000398	-0.000158	0.000165	4.82E-06
D(L_DJ)	-0.000752	-0.000547	-0.000273	3.53E-05	0.000458	1.57E-05	0.000317	-0.000146	0.000128	3.75E-05
D(L_FTSE)	-0.000213	0.000627	0.000569	-0.000400	-0.000175	-4.69E-05	0.000197	9.53E-06	0.000108	7.96E-06
D(L_NIKKEI)	0.000547	0.000925	-0.000992	0.000642	-0.000391	9.48E-05	-0.000216	0.000517	0.000152	4.71E-05

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38500.44

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
-------	--------	--------	-------	-------	-------	-------	------	--------	----------

1.000000	-3.332178 (0.60279)	-1.818026 (0.57235)	6.495389 (0.73653)	-0.680127 (0.51663)	-9.220049 (1.57942)	0.254898 (0.91546)	4.549022 (1.02762)	1.307089 (1.57757)	1.013332 (0.45408)
----------	------------------------	------------------------	-----------------------	------------------------	------------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.003229 (0.00205)
D(L_IBEX)	0.012589 (0.00134)
D(L_ISEQ)	0.001828 (0.00105)
D(L_MIB)	0.002600 (0.00144)
D(L_PSI)	-0.001020 (0.00091)
D(L_CAC)	0.008182 (0.00105)
D(L_DAX)	0.009234 (0.00111)
D(L_DJ)	-0.002436 (0.00081)
D(L_FTSE)	-0.000689 (0.00055)
D(L_NIKKEI)	0.001773 (0.00124)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38529.89

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	-0.689985 (0.29115)	-1.130812 (0.35266)	0.124286 (0.26912)	0.009954 (0.83831)	-0.687892 (0.49064)	3.889151 (0.52345)	-2.766620 (0.82955)	-0.319827 (0.24076)
0.000000	1.000000	0.338530 (0.16750)	-2.288654 (0.20289)	0.241408 (0.15482)	2.769961 (0.48228)	-0.282935 (0.28227)	-0.198030 (0.30114)	-1.222537 (0.47724)	-0.400086 (0.13851)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.011136 (0.00551)	0.007474 (0.00714)
D(L_IBEX)	0.005945 (0.00361)	-0.044709 (0.00467)
D(L_ISEQ)	0.010841 (0.00283)	-0.002346 (0.00366)
D(L_MIB)	0.017673 (0.00386)	-0.002400 (0.00500)
D(L_PSI)	0.000102 (0.00244)	0.003865 (0.00316)
D(L_CAC)	0.002974 (0.00281)	-0.029427 (0.00364)
D(L_DAX)	0.004664 (0.00298)	-0.032667 (0.00386)
D(L_DJ)	-0.006872 (0.00219)	0.006272 (0.00284)
D(L_FTSE)	0.004393 (0.00148)	0.004409 (0.00192)
D(L_NIKKEI)	0.009272 (0.00333)	-0.002790 (0.00431)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38550.09

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.606049 (0.43475)	-0.212007 (0.32619)	-2.865784 (1.04701)	-2.260839 (0.60007)	3.590281 (0.62474)	2.413814 (1.01485)	-0.694024 (0.23241)
0.000000	1.000000	0.000000	-3.140816 (0.33368)	0.406404 (0.25035)	4.180895 (0.80360)	0.488806 (0.46057)	-0.051394 (0.47950)	-3.764233 (0.77892)	-0.216493 (0.17838)
0.000000	0.000000	1.000000	2.517246 (0.56765)	-0.487391 (0.42590)	-4.167829 (1.36706)	-2.279685 (0.78351)	-0.433156 (0.81571)	7.508045 (1.32508)	-0.542326 (0.30346)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.012400 (0.00570)	0.003013 (0.00883)	0.005485 (0.00722)
D(L_IBEX)	0.004153 (0.00373)	-0.051032 (0.00577)	-0.025939 (0.00472)
D(L_ISEQ)	0.011438 (0.00293)	-0.000239 (0.00453)	-0.006041 (0.00371)
D(L_MIB)	0.018335 (0.00400)	-6.72E-05 (0.00619)	-0.010534 (0.00506)
D(L_PSI)	-0.000498 (0.00253)	0.001749 (0.00391)	-0.001004 (0.00320)
D(L_CAC)	0.002443 (0.00291)	-0.031300 (0.00451)	-0.013999 (0.00369)
D(L_DAX)	0.005730 (0.00308)	-0.028906 (0.00477)	-0.010291 (0.00390)
D(L_DJ)	-0.006234 (0.00227)	0.008521 (0.00351)	0.009248 (0.00287)
D(L_FTSE)	0.003062 (0.00153)	-0.000286 (0.00236)	-0.006515 (0.00193)
D(L_NIKKEI)	0.011591 (0.00344)	0.005393 (0.00532)	0.001331 (0.00435)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38568.94

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.140839 (0.26032)	-2.239030 (0.64855)	0.964982 (0.51107)	0.033369 (0.53386)	1.859352 (0.77257)	-0.554632 (0.20409)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	5.220024 (1.75187)	0.932780 (4.36448)	-16.22884 (3.43929)	18.38211 (3.59270)	-0.890763 (5.19911)	-0.938881 (1.37345)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-4.345326 (1.29154)	-1.564587 (3.21764)	11.11887 (2.53556)	-15.20691 (2.64866)	5.205067 (3.83296)	0.036641 (1.01256)

0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.532601 (0.58061)	-1.034163 (1.44650)	-5.322706 (1.13987)	5.869016 (1.19071)	0.914880 (1.72311)	-0.230000 (0.45520)
----------	----------	----------	----------	-----------------------	------------------------	------------------------	-----------------------	-----------------------	------------------------

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.008413 (0.00723)	0.004311 (0.00895)	0.007141 (0.00745)	-0.004309 (0.01714)
D(L_IBEX)	0.005632 (0.00473)	-0.050550 (0.00585)	-0.025325 (0.00487)	0.097082 (0.01120)
D(L_ISEQ)	0.011248 (0.00371)	-0.000300 (0.00459)	-0.006120 (0.00382)	-0.007471 (0.00880)
D(L_MIB)	0.024797 (0.00506)	0.002037 (0.00626)	-0.007851 (0.00521)	-0.017040 (0.01199)
D(L_PSI)	0.005722 (0.00319)	0.003775 (0.00395)	0.001578 (0.00329)	-0.010100 (0.00756)
D(L_CAC)	0.000277 (0.00369)	-0.032005 (0.00457)	-0.014898 (0.00380)	0.065168 (0.00875)
D(L_DAX)	0.000651 (0.00390)	-0.030560 (0.00483)	-0.012400 (0.00402)	0.069808 (0.00924)
D(L_DJ)	-0.005985 (0.00288)	0.008602 (0.00356)	0.009352 (0.00296)	-0.007332 (0.00681)
D(L_FTSE)	0.000242 (0.00193)	-0.001204 (0.00239)	-0.007685 (0.00199)	-0.012840 (0.00458)
D(L_NIKKEI)	0.016118 (0.00435)	0.006867 (0.00538)	0.003211 (0.00448)	-0.007856 (0.01031)

5 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38580.42

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.959803 (0.64325)	-3.216490 (0.66606)	4.764618 (0.65158)	0.950072 (1.01314)	-0.911557 (0.26814)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-4.920456 (0.67982)	2.903914 (0.70394)	-3.266203 (0.68863)	3.269743 (1.07075)	0.694262 (0.28339)

0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	3.307847	-4.807880	2.813881	1.741719	-1.322843
					(0.81600)	(0.84495)	(0.82658)	(1.28524)	(0.34016)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-2.752676	0.294678	-0.486938	2.136406	0.249491
					(0.24879)	(0.25762)	(0.25201)	(0.39186)	(0.10371)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.121305	-3.665261	4.147167	-0.797028	-0.312861
					(0.68184)	(0.70603)	(0.69068)	(1.07394)	(0.28423)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.011887	-0.004531	0.010226	-0.001930	-0.008408
	(0.00761)	(0.01080)	(0.00774)	(0.01720)	(0.00799)
D(L_IBEX)	0.005717	-0.050332	-0.025401	0.097023	-0.011395
	(0.00498)	(0.00707)	(0.00506)	(0.01125)	(0.00523)
D(L_ISEQ)	0.013411	0.005204	-0.008040	-0.008951	0.002533
	(0.00390)	(0.00554)	(0.00397)	(0.00882)	(0.00410)
D(L_MIB)	0.026510	0.006396	-0.009372	-0.018213	-0.008236
	(0.00532)	(0.00756)	(0.00542)	(0.01204)	(0.00559)
D(L_PSI)	0.004371	0.000336	0.002778	-0.009175	-0.010279
	(0.00336)	(0.00476)	(0.00341)	(0.00758)	(0.00352)
D(L_CAC)	0.002084	-0.027405	-0.016503	0.063931	-0.001274
	(0.00389)	(0.00551)	(0.00395)	(0.00878)	(0.00408)
D(L_DAX)	-0.000507	-0.033508	-0.011371	0.070601	-0.000359
	(0.00411)	(0.00583)	(0.00418)	(0.00928)	(0.00431)
D(L_DJ)	-0.004255	0.013006	0.007815	-0.008517	0.001291
	(0.00302)	(0.00429)	(0.00308)	(0.00684)	(0.00318)
D(L_FTSE)	-0.000419	-0.002887	-0.007098	-0.012387	0.006608
	(0.00203)	(0.00289)	(0.00207)	(0.00459)	(0.00214)
D(L_NIKKEI)	0.014641	0.003106	0.004523	-0.006844	-0.009756
	(0.00458)	(0.00650)	(0.00466)	(0.01035)	(0.00481)

6 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38588.33

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
-------	--------	--------	-------	-------	-------	-------	------	--------	----------

1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-4.377473 (0.62698)	5.792439 (0.45066)	0.870738 (1.17618)	-1.117322 (0.26394)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-3.047898 (0.53844)	2.002953 (0.38702)	2.863037 (1.01008)	-0.360602 (0.22667)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.806690 (0.26719)	-0.728384 (0.19205)	2.015133 (0.50124)	-0.613696 (0.11248)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-3.034973 (0.44874)	2.460812 (0.32255)	1.908881 (0.84182)	-0.340636 (0.18891)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-2.308925 (0.39519)	2.946399 (0.28406)	-0.704345 (0.74136)	-0.072472 (0.16637)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-1.209606 (0.16645)	1.070867 (0.11964)	-0.082656 (0.31226)	-0.214383 (0.07007)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.013041 (0.00764)	-0.010357 (0.01144)	0.024391 (0.01205)	-0.006175 (0.01740)	0.003375 (0.01109)	0.061701 (0.03964)
D(L_IBEX)	0.005915 (0.00500)	-0.049337 (0.00749)	-0.027820 (0.00789)	0.097748 (0.01139)	-0.013408 (0.00726)	-0.121410 (0.02595)
D(L_ISEQ)	0.014094 (0.00392)	0.008652 (0.00587)	-0.016424 (0.00618)	-0.006439 (0.00893)	-0.004442 (0.00569)	-0.036576 (0.02033)
D(L_MIB)	0.025380 (0.00534)	0.000695 (0.00800)	0.004489 (0.00843)	-0.022366 (0.01217)	0.003294 (0.00775)	-0.048698 (0.02771)
D(L_PSI)	0.004807 (0.00337)	0.002537 (0.00505)	-0.002572 (0.00532)	-0.007572 (0.00768)	-0.014730 (0.00489)	0.017719 (0.01749)
D(L_CAC)	0.001857 (0.00390)	-0.028550 (0.00585)	-0.013719 (0.00616)	0.063096 (0.00889)	0.001043 (0.00567)	-0.099493 (0.02026)
D(L_DAX)	-0.000501 (0.00413)	-0.033475 (0.00618)	-0.011453 (0.00651)	0.070625 (0.00940)	-0.000427 (0.00599)	-0.066985 (0.02141)
D(L_DJ)	-0.004274 (0.00304)	0.012911 (0.00455)	0.008045 (0.00480)	-0.008586 (0.00692)	0.001483 (0.00441)	-0.009195 (0.01577)
D(L_FTSE)	-0.000363 (0.00204)	-0.002604 (0.00306)	-0.007787 (0.00322)	-0.012181 (0.00465)	0.006035 (0.00296)	0.032720 (0.01060)
D(L_NIKKEI)	0.014527 (0.00460)	0.002533 (0.00689)	0.005915 (0.00726)	-0.007261 (0.01048)	-0.008598 (0.00668)	-0.006643 (0.02388)

7 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38594.08

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	4.015727 (1.34619)	-10.46478 (2.91123)	0.684489 (0.82287)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.765885 (0.91181)	-5.029529 (1.97185)	0.893943 (0.55735)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.055800 (0.29379)	-0.073800 (0.63533)	-0.281654 (0.17958)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.228989 (0.91893)	-5.950218 (1.98724)	0.908589 (0.56170)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	2.009261 (0.75985)	-6.683333 (1.64323)	0.877904 (0.46447)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.579917 (0.37370)	-3.214944 (0.80816)	0.283502 (0.22843)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.405876 (0.31720)	-2.589512 (0.68598)	0.411610 (0.19390)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.015374 (0.00781)	-0.018185 (0.01268)	0.020102 (0.01241)	-0.005231 (0.01740)	0.009152 (0.01179)	0.068992 (0.03993)	0.003042 (0.02039)
D(L_IBEX)	0.006482 (0.00511)	-0.047432 (0.00831)	-0.026776 (0.00813)	0.097518 (0.01140)	-0.014814 (0.00773)	-0.123184 (0.02617)	0.028625 (0.01336)
D(L_ISEQ)	0.013145 (0.00400)	0.005467 (0.00651)	-0.018169 (0.00637)	-0.006055 (0.00893)	-0.002091 (0.00605)	-0.033609 (0.02049)	-0.001692 (0.01046)
D(L_MIB)	0.026259 (0.00546)	0.003646 (0.00887)	0.006106 (0.00868)	-0.022722 (0.01217)	0.001116 (0.00825)	-0.051446 (0.02794)	0.003186 (0.01427)
D(L_PSI)	0.006052 (0.00344)	0.006716 (0.00559)	-0.000283 (0.00547)	-0.008076 (0.00767)	-0.017815 (0.00520)	0.013826 (0.01761)	0.010062 (0.00899)
D(L_CAC)	0.002456 (0.00399)	-0.026542 (0.00648)	-0.012619 (0.00635)	0.062854 (0.00890)	-0.000439 (0.00603)	-0.101363 (0.02042)	0.016974 (0.01043)

D(L_DAX)	0.000533 (0.00422)	-0.030004 (0.00685)	-0.009552 (0.00671)	0.070207 (0.00940)	-0.002989 (0.00637)	-0.070218 (0.02158)	-0.017879 (0.01102)
D(L_DJ)	-0.003449 (0.00311)	0.015679 (0.00505)	0.009561 (0.00494)	-0.008920 (0.00692)	-0.000560 (0.00469)	-0.011772 (0.01589)	0.007418 (0.00811)
D(L_FTSE)	0.000149 (0.00209)	-0.000885 (0.00339)	-0.006845 (0.00332)	-0.012388 (0.00465)	0.004767 (0.00315)	0.031119 (0.01068)	-0.000242 (0.00545)
D(L_NIKKEI)	0.013966 (0.00471)	0.000650 (0.00764)	0.004883 (0.00748)	-0.007034 (0.01049)	-0.007208 (0.00711)	-0.004889 (0.02408)	-0.026702 (0.01229)

8 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38598.40

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-23.09338 (7.60502)	7.070420 (3.00689)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-7.438072 (2.40876)	2.111876 (0.95238)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	3.246466 (1.23995)	-1.960620 (0.49025)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-9.815125 (3.06353)	2.862964 (1.21126)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-13.00203 (3.92424)	4.073093 (1.55157)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-5.038660 (1.35264)	1.205704 (0.53481)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-1.313118 (0.31243)	-0.233827 (0.12353)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	3.144786 (1.43871)	-1.590230 (0.56884)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.015378 (0.00780)	-0.023746 (0.01365)	0.015879 (0.01299)	-0.006946 (0.01746)	0.008384 (0.01181)	0.078948 (0.04093)	-0.004373 (0.02147)	-0.049074 (0.02497)
----------	------------------------	------------------------	-----------------------	------------------------	-----------------------	-----------------------	------------------------	------------------------

D(L_IBEX)	0.006481 (0.00511)	-0.048428 (0.00895)	-0.027532 (0.00851)	0.097211 (0.01145)	-0.014951 (0.00774)	-0.121402 (0.02683)	0.027297 (0.01407)	0.024480 (0.01637)
D(L_ISEQ)	0.013143 (0.00400)	0.002328 (0.00700)	-0.020553 (0.00666)	-0.007023 (0.00896)	-0.002525 (0.00606)	-0.027990 (0.02100)	-0.005878 (0.01101)	0.044062 (0.01281)
D(L_MIB)	0.026256 (0.00546)	-1.69E-05 (0.00955)	0.003323 (0.00909)	-0.023852 (0.01222)	0.000610 (0.00826)	-0.044887 (0.02864)	-0.001700 (0.01502)	0.043062 (0.01747)
D(L_PSI)	0.006052 (0.00344)	0.006431 (0.00602)	-0.000500 (0.00573)	-0.008164 (0.00770)	-0.017854 (0.00521)	0.014337 (0.01806)	0.009681 (0.00947)	-0.012191 (0.01102)
D(L_CAC)	0.002457 (0.00399)	-0.024553 (0.00698)	-0.011109 (0.00664)	0.063468 (0.00893)	-0.000165 (0.00604)	-0.104923 (0.02094)	0.019625 (0.01098)	0.014594 (0.01277)
D(L_DAX)	0.000532 (0.00422)	-0.031273 (0.00738)	-0.010516 (0.00702)	0.069815 (0.00944)	-0.003164 (0.00638)	-0.067946 (0.02213)	-0.019571 (0.01161)	0.035394 (0.01350)
D(L_DJ)	-0.003450 (0.00311)	0.014501 (0.00543)	0.008667 (0.00517)	-0.009283 (0.00695)	-0.000722 (0.00470)	-0.009663 (0.01629)	0.005847 (0.00855)	-0.034481 (0.00994)
D(L_FTSE)	0.000149 (0.00209)	-0.000809 (0.00365)	-0.006787 (0.00348)	-0.012364 (0.00467)	0.004777 (0.00316)	0.030982 (0.01095)	-0.000140 (0.00575)	0.019684 (0.00668)
D(L_NIKKEI)	0.013969 (0.00470)	0.004814 (0.00823)	0.008046 (0.00783)	-0.005749 (0.01052)	-0.006633 (0.00712)	-0.012344 (0.02467)	-0.021148 (0.01294)	0.038488 (0.01505)

9 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 38600.79

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

L_AGI	L_IBEX	L_ISEQ	L_MIB	L_PSI	L_CAC	L_DAX	L_DJ	L_FTSE	L_NIKKEI
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.026678 (0.59989)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.156820 (0.21509)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.970411 (0.12059)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.130760 (0.25591)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.107327 (0.30966)

0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.331144 (0.12227)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.634343 (0.11301)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.631035 (0.13608)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.305011 (0.05601)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(L_AGI)	-0.016145 (0.00782)	-0.018902 (0.01424)	0.017809 (0.01308)	-0.008399 (0.01749)	0.002822 (0.01271)	0.078374 (0.04091)	-0.004876 (0.02146)	-0.052454 (0.02512)	-0.006252 (0.03712)
D(L_IBEX)	0.006500 (0.00513)	-0.048548 (0.00934)	-0.027580 (0.00858)	0.097247 (0.01148)	-0.014813 (0.00833)	-0.121388 (0.02683)	0.027310 (0.01408)	0.024564 (0.01647)	0.014304 (0.02435)
D(L_ISEQ)	0.012892 (0.00402)	0.003911 (0.00731)	-0.019922 (0.00671)	-0.007498 (0.00898)	-0.004344 (0.00652)	-0.028177 (0.02099)	-0.006042 (0.01101)	0.042957 (0.01289)	0.000757 (0.01905)
D(L_MIB)	0.026355 (0.00548)	-0.000638 (0.00997)	0.003076 (0.00916)	-0.023666 (0.01225)	0.001323 (0.00889)	-0.044814 (0.02864)	-0.001635 (0.01502)	0.043496 (0.01758)	-0.005126 (0.02598)
D(L_PSI)	0.005798 (0.00345)	0.008034 (0.00628)	0.000139 (0.00577)	-0.008645 (0.00772)	-0.019695 (0.00561)	0.014148 (0.01805)	0.009515 (0.00947)	-0.013309 (0.01108)	-0.001004 (0.01638)
D(L_CAC)	0.002159 (0.00400)	-0.022670 (0.00729)	-0.010358 (0.00669)	0.062903 (0.00895)	-0.002327 (0.00650)	-0.105146 (0.02093)	0.019430 (0.01098)	0.013280 (0.01285)	0.016897 (0.01899)
D(L_DAX)	0.000362 (0.00423)	-0.030196 (0.00770)	-0.010087 (0.00708)	0.069492 (0.00946)	-0.004400 (0.00687)	-0.068073 (0.02213)	-0.019683 (0.01161)	0.034643 (0.01358)	0.020912 (0.02007)
D(L_DJ)	-0.003582 (0.00312)	0.015336 (0.00567)	0.008999 (0.00521)	-0.009533 (0.00697)	-0.001681 (0.00506)	-0.009762 (0.01629)	0.005760 (0.00855)	-0.035064 (0.01000)	0.032633 (0.01478)
D(L_FTSE)	3.75E-05 (0.00209)	-0.000105 (0.00381)	-0.006506 (0.00350)	-0.012575 (0.00468)	0.003969 (0.00340)	0.030898 (0.01095)	-0.000213 (0.00575)	0.019193 (0.00672)	-0.054575 (0.00994)
D(L_NIKKEI)	0.013813 (0.00472)	0.005803 (0.00859)	0.008440 (0.00789)	-0.006046 (0.01055)	-0.007769 (0.00766)	-0.012461 (0.02467)	-0.021251 (0.01294)	0.037798 (0.01515)	0.020908 (0.02238)

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης της Ελληνικής Χρηματιστηριακής Αγοράς με τις υπόλοιπες αγορές του δείγματος

AGI-CAC40

Date: 05/13/15 Time: 15:42

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_CAC

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003273	6.838159	15.49471	0.5965
At most 1	0.002230	2.770106	3.841466	0.0960

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003273	4.068053	14.26460	0.8521
At most 1	0.002230	2.770106	3.841466	0.0960

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – DAX

Date: 05/13/15 Time: 15:43

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_DAX

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002892	5.014039	15.49471	0.8073
At most 1	0.001144	1.420239	3.841466	0.2334

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002892	5.014039	15.49471	0.8073
At most 1	0.001144	1.420239	3.841466	0.2334

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – FTSE100

Date: 05/13/15 Time: 15:44

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_FTSE

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003705	7.256887	15.49471	0.5480
At most 1	0.002133	2.650235	3.841466	0.1035

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003705	4.606652	14.26460	0.7904
At most 1	0.002133	2.650235	3.841466	0.1035

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – Dow Jones

Date: 05/13/15 Time: 15:45

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_DJ

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002533	3.860173	15.49471	0.9145
At most 1	0.000574	0.712653	3.841466	0.3986

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002533	3.147520	14.26460	0.9364
At most 1	0.000574	0.712653	3.841466	0.3986

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – IBEX

Date: 05/13/15 Time: 15:46

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_IBEX

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.010836	16.71028	15.49471	0.0327
At most 1	0.002567	3.189638	3.841466	0.0741

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.010836	13.52064	14.26460	0.0653
At most 1	0.002567	3.189638	3.841466	0.0741

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – ISEQ

Date: 05/13/15 Time: 15:47

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_ISEQ

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003185	4.085269	15.49471	0.8965
At most 1	0.000102	0.126258	3.841466	0.7223

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.003185	3.959011	14.26460	0.8636
At most 1	0.000102	0.126258	3.841466	0.7223

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – MIB

Date: 05/13/15 Time: 15:47

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_MIB

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.013777	20.32702	15.49471	0.0086
At most 1	0.002503	3.110278	3.841466	0.0778

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.013777	17.21675	14.26460	0.0166
At most 1	0.002503	3.110278	3.841466	0.0778

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – Nikkei

Date: 05/13/15 Time: 15:48

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_NIKKEI

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002486	3.131326	15.49471	0.9607
At most 1	3.39E-05	0.042040	3.841466	0.8375

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.002486	3.089286	14.26460	0.9406
At most 1	3.39E-05	0.042040	3.841466	0.8375

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

AGI – PSI20

Date: 05/13/15 Time: 15:49

Sample (adjusted): 1/29/2010 10/31/2014

Included observations: 1241 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L_AGI L_PSI

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.020476	29.27575	15.49471	0.0002
At most 1	0.002898	3.601188	3.841466	0.0577

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.020476	25.67457	14.26460	0.0005
At most 1	0.002898	3.601188	3.841466	0.0577

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values