



**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
& ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

Διπλωματική Εργασία :

**Relative Performance of Global Stock
Markets and Exchange Rates:
S&P 500 vs Eurostoxx 50**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ : Dr Μαλλιάρopoulos Δ.
ΜΕΛΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗΣ : Dr Διακογιάννης Γ.
Dr Πιπτής Ν.**

**ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ : Καλλιώρας Θωμάς
Α.Μ. : ΜΧΡΗ / 0513**

ΑΘΗΝΑ 2007

ΓΑΝΕΣΤΗΜΟ ΠΕΡΔΙΑ

Στους γονείς μου, την αδελφή μου
και σε όσους ήταν κοντά μου

Ευχαριστίες

Σε όλους εκείνους που με στήριξαν ηθικά και υλικά ώστε να μπορέσω να ολοκληρώσω την διπλωματική μου εργασία και ιδιαίτερα στον επιβλέπων καθηγητή μου κ. Μαλλιαρόπουλο Δημήτριο για την καθοδήγηση και τη στήριξή του όλη αυτή τη δύσκολη περίοδο προετοιμασίας.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΔΑΝ

Περιεχόμενα

| | |
|---|----|
| 1. Εισαγωγή | 1 |
| 2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας | 3 |
| 3. Δεδομένα | 11 |
| 4. Μεθοδολογία | 16 |
| 4.1. Σύνοψη Μεθοδολογίας | 16 |
| 4.2. Έλεγχος Στασιμότητας | 17 |
| 4.3. Έλεγχοι Ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας | 19 |
| 4.3.1. Dickey-Fuller unit root test (DF) | 19 |
| 4.3.2. Augmented Dickey-Fuller unit root test (ADF) | 20 |
| 4.3.3. Phillips-Perron unit root test (PP) | 22 |
| 4.3.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin unit root test (KPSS) | 22 |
| 4.4. Επιστροφή στο Μέσο (Mean reversion) | 24 |
| 4.4.1. Variance ratio | 24 |
| 4.4.2. Long horizon regressions | 25 |
| 4.5. Υπόδειγμα Αυτοπαλίνδρομου Διανύσματος (Vector Autoregressive (VAR) Model) | 27 |
| 4.5.1. Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality Test) | 28 |
| 4.5.2. Ανάλυση Διάσπασης της Διακύμανσης (Variance Decomposition Analysis) | 31 |
| 4.5.3. Ανάλυση της Συνάρτησης Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Function Analysis) | 32 |
| 4.6. Θεωρία συνολοκλήρωσης (Cointegration) | 33 |
| 4.6.1. Η μέθοδος συνολοκλήρωσης σε δυο βήματα των Engle και Granger | 34 |
| 4.6.2. Η μέθοδος συνολοκλήρωσης του Johansen | 35 |

| | |
|---|----|
| 5. Εμπειρικά Αποτελέσματα | 41 |
| 5.1. Unit Root Tests | 41 |
| 5.1.1. Dickey-Fuller unit root test | 42 |
| 5.1.2. Augmented Dickey-Fuller unit root test | 42 |
| 5.1.3. Phillips-Perron unit root test | 43 |
| 5.1.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test | 44 |
| 5.2. Variance-ratio Test | 45 |
| 5.3. Long-horizon Regressions | 47 |
| 5.4. Σχέση Μεταξύ των Χρηματιστηριακών Δεικτών | 50 |
| 5.5. Σχέση Χρηματιστηριακών Δεικτών και Συναλλαγματικής Ισοτιμίας | 52 |
| 5.5.1. Διμεταβλητό Περιβάλλον | 56 |
| 5.5.2. Πολυμεταβλητό Περιβάλλον | 57 |
| 5.5.3. Choleski Decomposition | 58 |
| 5.5.4. Decomposition of Variance | 62 |
| 5.6. Έλεγχος για Συνολοκλήρωση (Cointegration Test) | 67 |
| 5.6.1. Engle-Granger Cointegration Test | 68 |
| 5.6.2. Johansen Cointegration Test | 70 |
| 5.7. Οικονομικά Συμπεράσματα | 74 |
| 6. Ανακεφαλαίωση | 75 |
| 7. Βιβλιογραφία | 76 |
| 8. Παράρτημα | 81 |
| Διαγραμματική απεικόνιση των τιμών των μεταβλητών ενδιαφέροντος | 81 |
| Αποτελέσματα των Long-horizon regressions στη μεταβλητή P για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες | 85 |
| Αποτελέσματα των Long-horizon regressions στη μεταβλητή PUSD για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες | 89 |

| | |
|--|-----|
| Αποτελέσματα OLS των αποδόσεων των μεταβλητών P και S για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες | 93 |
| Αποτελέσματα OLS των αποδόσεων των μεταβλητών S και P για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες | 97 |
| Αποτελέσματα του VAR(1) για τις αποδόσεις των μεταβλητών P και S | 101 |
| Αποτελέσματα του VAR(1) για τις μεταβλητές DSP, DEU και DS | 102 |

1. Εισαγωγή

Ένα από τα βασικότερα θέματα στον τομέα της χρηματοοικονομικής ανάλυσης είναι η τάση κάποιων μικροοικονομικών και μακροοικονομικών μεγεθών να επιστρέφουν σε μια ισορροπία έπειτα από ορισμένο χρονικό διάστημα, δίνοντας έτσι τη δυνατότητα πρόβλεψής τους. Η συμπεριφορά αυτή στη διεθνή βιβλιογραφία είναι γνωστή ως «mean reversion» (επιστροφή στο μέσο). Το φαινόμενο αυτό έρχεται σε αντίθεση με τη θεωρία της αποτελεσματικότητας της αγοράς, η οποία προϋποθέτει ότι η συμπεριφορά των τιμών προσεγγίζεται από το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου, καθιστώντας έτσι αδύνατη την πρόβλεψή τους.

Πολλές έρευνες επικεντρώνονται στην παρατήρηση του φαινομένου στις παγκόσμιες χρηματιστηριακές αγορές και κατ' επέκταση με ποιον τρόπο και σε τι μέγεθος επιδρά στη συνέχεια στα υπόλοιπα μεγέθη. Από τις μελέτες αυτές άλλες βρίσκουν ισχυρές ενδείξεις υπέρ της ύπαρξης του φαινομένου του mean reversion, ενώ άλλες αποκλείουν την ύπαρξη του.

Η παρούσα μελέτη εξετάζει την ύπαρξη του mean reversion στις χρηματιστηριακές αγορές της Αμερικής και της Ευρώπης μέσω της σχετικής τιμής των χρηματιστηριακών δεικτών Dow Jones Eurostoxx 50 και Standard & Poor's 500 και τον τρόπο με τον οποίο αλληλεπιδρά με τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου-ευρώ.

Θεωρητικά, η συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να επηρεάσει ή να επηρεαστεί από τις τιμές των μετοχών, όπως αυτές διαμορφώνονται στην χρηματιστηριακή αγορά. Σύμφωνα με την παραδοσιακή προσέγγιση, η οποία βασίζεται στην ισοδυναμία των επιτοκίων, μια μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να προκαλέσει μεταβολή στις τιμές των μετοχών. Από την άλλη, η προσέγγιση χαρτοφυλακίου ισχυρίζεται ότι μια μεταβολή στις τιμές των μετοχών μπορεί να προκαλέσει μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία.

1. Εισαγωγή

Συνεπώς, θεωρώντας ότι η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζει τις μελλοντικές τιμές των μετοχών, επιλέγοντας την κατάλληλη συναλλαγματική πολιτική θα μπορούσε να αντιμετωπιστεί μια ενδεχόμενη καμπή του χρηματιστηρίου. Αντιστρόφως, αν οι τιμές των μετοχών επηρεάζουν τις μελλοντικές τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, θα μπορούσε μια βελτίωση στην αγορά μετοχών να επιφέρει την επιθυμητή κατάσταση στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Από την ανασκόπηση στη σχετική αρθρογραφία, συμπεραίνουμε ότι τόσο η αναζήτηση ύπαρξης όσο και ο προσδιορισμός της κατεύθυνσης των σχέσεων μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των τιμών των μετοχών προκαλεί μεγάλο ερευνητικό ενδιαφέρον. Τα αποτελέσματα, από τις εργασίες που διερευνούν τη σχέση συναλλαγματικής ισοτιμίας και χρηματιστηριακών δεικτών ποικίλουν από χώρα σε χώρα.

Πολλές είναι οι περιπτώσεις, όπου η εξάρτηση των δυο μεταβλητών είναι σημαντική. Σε ορισμένες, από τις υπό έρευνα οικονομίες, η συναλλαγματική ισοτιμία φαίνεται να οδηγεί τον χρηματιστηριακό δείκτη. Το αντίθετο φαίνεται να συμβαίνει σε άλλες οικονομίες στις οποίες διερευνάται η κατεύθυνση της σχέσης αυτής, ενώ για κάποιες χώρες δεν προκύπτει καμία σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών.

Στην παρούσα μελέτη θα γίνει μια προσπάθεια ανάλυσης του φαινομένου της τάσης για επιστροφή στο μέσο και στη συνέχεια εξέταση της ύπαρξης μιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεγεθών αυτών, τόσο βραχυχρόνια, όσο και μακροχρόνια. Αυτό θα γίνει με τις πιο σύγχρονες οικονομετρικές μεθόδους που αναφέρονται στη διεθνή βιβλιογραφία.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Ένας μεγάλος όγκος ερευνών επικεντρώνεται στην παρατήρηση του φαινομένου της τάσης για επιστροφή στο μέσο στις παγκόσμιες χρηματιστηριακές αγορές και κατ' επέκταση με ποιον τρόπο και σε τι μέγεθος επιδρά στη συνέχεια στα υπόλοιπα μεγέθη. Οι έρευνες αυτές διαφέρουν στις αγορές και στην χρονική περίοδο που εξετάζουν, αλλά κυρίως στις μεθόδους που χρησιμοποιήθηκαν για τη διεξαγωγή συμπερασμάτων.

Η mean reverting συμπεριφορά των χρηματιστηρίων μπορεί θεωρητικά να εξηγηθεί από τη θεωρία υπέρ-αντίδρασης των **De Bondt και Thaler (1985)**, οι οποίοι προτείνουν πως οι ακραίες κινήσεις στις τιμές των μετοχών ακολουθούνται από κινήσεις προς την αντίθετη κατεύθυνση για να διορθωθεί η αρχική υπέρ-αντίδραση. Όσο μεγαλύτερο είναι το μέγεθος της αρχικής μεταβολής, τόσο πιο ακραία είναι η διόρθωση.

Απ' όταν ο **Bachelier (1900)** εισήγαγε την έννοια της αποτελεσματικότητας της αγοράς χρησιμοποιώντας το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου για να εξηγήσει τις τιμές των μετοχών, οι μελέτες επικεντρώνονται στον έλεγχο της ύπαρξης ή μη του τυχαίου περιπάτου.

Οι αρχικές μελέτες όπως του **Fama (1965)** και του **Roberts (1959)** εξετάζουν αν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν τυχαίο περίπατο, μέσω της αυτοσυσχέτισης. Μία σημαντική αρνητική αυτοσυσχέτιση απορρίπτει την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου και δηλώνει μια τάση για επιστροφή στο μέσο. Οι πρώτες μελέτες δεν έδωσαν ισχυρές ενδείξεις για την απόρριψη του τυχαίου περιπάτου.

Σύμφωνα με τον **Summers (1986)** το πρόβλημα ήταν ο μικρός χρονοορίζοντας των δεδομένων του δείγματος. Συγκεκριμένα υποστηρίζει ότι υπάρχει μία mean reverting συμπεριφορά αλλά είναι μακροχρόνια.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Αν και κάποια τεστ για τον έλεγχο του τυχαίου περιπάτου όπως το Box-Pierce Q test και το Dickey-Fuller test λαμβάνουν υπόψη την αυτοσυσχέτιση, δεν είναι ικανά να ανιχνεύσουν κάποιες διαφοροποιήσεις από το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου. Τα Variance ratio tests, τα οποία ξεκίνησαν από τους **Cochrane (1988)** και **Lo και MacKinlay (1988)** και αναβαθμίστηκαν από τους **Chow και Denning (1993)**, θεωρούνται μια καλύτερη εναλλακτική από τα υπόλοιπα τεστ. Οι **Liu και He (1991)** κάνουν λόγο για την αντοχή τους έναντι της ετεροσκεδαστικότητας και το ότι δέχονται επικαλυπτόμενα (overlapping) δεδομένα.

Οι **Lo και MacKinlay (1988)** χρησιμοποιώντας Variance ratio tests, εξέτασαν εβδομαδιαία δεδομένα από την Αμερική για την περίοδο από το 1952 έως το 1985 και βρήκαν ισχυρές ενδείξεις ενάντια στο mean reversion, τόσο για όλη την περίοδο όσο και για κάποιες υποπεριόδους.

Οι **Poterba και Summers (1988)** χρησιμοποιώντας Variance-Ratio tests σε δεδομένα που αφορούν το Αμερικανικό χρηματιστήριο για μια πιο μεγάλη χρονική περίοδο, από το 1871 έως το 1985, βρίσκουν ισχυρή τάση για επιστροφή στο μέσο μακροχρόνια, και γίνονται πιο συγκεκριμένοι εστιάζοντας στις θετικές αυτοσυσχετίσεις που παρατηρούνται βραχυχρόνια.

Την ίδια μέθοδο χρησιμοποίησαν πρόσφατα και οι **Smith, Jefferis και Ryou (2002)** για να εξετάσουν εβδομαδιαία δεδομένα που αφορούν δείκτες του χρηματιστηρίου της Αφρικής, για την περίοδο 1990-1998. Στις περισσότερες αγορές απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου, ενώ στη Βόρεια Αφρική δεν έχουν ισχυρές ενδείξεις για να την απορρίψουν.

Ένας άλλος τρόπος εξέτασης της ύπαρξης mean reversion είναι με Long-Horizon Regressions. Οι **Fama και French (1988)** χρησιμοποιώντας τη μέθοδο αυτή σε αποδόσεις μετοχών του Αμερικανικού χρηματιστηρίου, κατά την περίοδο από 1926 έως 1985, βρίσκουν σημαντικές αρνητικές αυτοσυσχετίσεις, κυρίως για αποδόσεις 3 έως 5 ετών. Επιπλέον σημειώνουν ότι αυτή η mean reversion συμπεριφορά οφείλεται κατά ένα μεγάλο μέρος σε δεδομένα πριν το 1941.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Οι **Richardson και Stock (1989)** και ο **Richardson (1993)** αφού κάνανε διόρθωση για τη μεροληψία σε μικρά δείγματα, υποστήριξαν πως τα αποτελέσματα των Poterba και Summers (1988) και των Fama και French (1988) μπορούν να αντιστραφούν.

Οι **Kim, Nelson και Startz (1991)**, για το ίδιο σετ δεδομένων που χρησιμοποίησαν και οι προηγούμενοι, έδειξαν ότι η υπόθεση της ύπαρξης mean reversion δεν είναι απόλυτα σωστή και πως επισκιάζεται από την υπόθεση της κανονικότητας των αποδόσεων. Χρησιμοποιώντας Variance-Ratio tests και Long-horizon regressions και ελέγχοντας τα αποτελέσματα με μέτρα στατιστικής σημαντικότητας που δε στηρίζονται στην υπόθεση της κανονικότητας, έδειξαν πως η ύπαρξη του mean reversion οφείλεται κυρίως στην περίοδο 1926-1946. Αντίθετα στην περίοδο μετά το 1946 η συμπεριφορά χαρακτηρίζεται καλύτερα ως mean averting.

Ο **McQueen (1992)** συνεχίζοντας ουσιαστικά τη μελέτη των Kim, Nelson και Startz (1991) άλλαξε τη στάθμιση των αποδόσεων για την περίοδο 1926-1946, δίνοντάς τους μικρότερο βάρος και επιπλέον απέφυγε την υπόθεση της κανονικότητας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά του, τάση για επιστροφή στο μέσο υπάρχει μόνο μέσα στην περίοδο 1926-1946 σε μικρότερους ορίζοντες τριετίας και τετραετίας. Στο υπόλοιπο σετ πριν και μετά από την περίοδο αυτή δεν παρατηρείται mean reverting τάση.

Ο **Malliaropoulos (1996)** εξέτασε αν υπάρχει mean reversion, σε μηνιαίες πραγματικές και υπερβάλλουσες αποδόσεις του δείκτη FTA All Share Index της Μεγάλης Βρετανίας, κατά την περίοδο από 1965 έως 1993. Για τον έλεγχο αυτό χρησιμοποίησε Variance-Ratio tests και για να υπολογίσει πιο σωστά t-statistic χρησιμοποίησε τη μέθοδο Bootstrap. Η μέθοδος αυτή είναι πιο ισχυρή από αυτή του Monte Carlo, την οποία εφάρμοσαν προγενέστεροι μελετητές, κυρίως στο ότι δε χρειάζεται να γίνουν υποθέσεις για την κατανομή των δεδομένων. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχουν αποδείξεις για την ύπαρξη mean reversion.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Σε μια άλλη μελέτη που έκανε ο **Malliaropoulos (1999)** εξέτασε εβδομαδιαία στοιχεία από 7 αγορές της νοτιοανατολικής Ασίας, για την περίοδο 1988-1995, με τη μέθοδο των Variance-Ratio tests και αρχικά βρήκε mean reverting συμπεριφορά σε μερικές από αυτές. Όταν όμως έλαβε υπόψη την επίδραση της χρονικής παραλλαγής (time variation) και της μερικής ολοκλήρωσης (partial integration) των τοπικών αγορών με τις παγκόσμιες αγορές, βρήκε ισχυρές ενδείξεις αποδοχής της μηδενικής υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου. Επιπλέον συμπέρανε ότι η αδυναμία απόρριψης της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου σχετίζεται με τη mean reverting συμπεριφορά των αναμενόμενων αποδόσεων και όχι με την αναποτελεσματικότητα της αγοράς.

Πρόσφατα οι **Annaert και Hyfte (2004)** χρησιμοποιούν δεδομένα από το Βέλγιο για την περίοδο 1832 έως 1914 και διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, βρίσκουν ότι υπάρχουν σαφείς ενδείξεις για mean reverting συμπεριφορά στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών, κυρίως για τις αποδόσεις 3 έως 5 ετών. Τα αποτελέσματά τους είναι πολύ κοντά σε αυτά των Fama και French (1988).

Στη βιβλιογραφία έχουν αναφερθεί σε μικρότερο βαθμό και κάποιες μελέτες που χρησιμοποιούν μεθοδολογίες με panel data για να ελέγξουν αν υπάρχει mean reversion. Ο **Zhu (1998)** εφάρμοσε το τεστ των Levin και Lin για panel data, για τον έλεγχο ενός σετ χρηματιστηριακών δεικτών από τις χώρες της Ομάδας των 7 (G7). Το σετ περιείχε μηνιαία στοιχεία από το 1958 έως το 1996. Για το σετ αυτό δε βρήκε στοιχεία υπέρ του mean reversion.

Οι **Balvers, Wu και Gilliland (2000)** εξέτασαν την ύπαρξη mean reversion στις τιμές των μετοχών, για 18 βιομηχανοποιημένες χώρες για την περίοδο 1969-1996, με τη χρήση ενός Feasible Generalized Least Squares panel data unit root test. Τα αποτελέσματά τους ήταν υπέρ της απόρριψης της υπόθεσης του random walk.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Οι **Chaudhuri και Wu (2004)** εφαρμόζοντας ένα Feasible Generalized Least Squares panel data unit root test έλεγξαν 17 αναδυόμενες αγορές χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από το 1985 έως το 2002 και βρήκαν ενδείξεις υπέρ του mean reversion, υποστηρίζοντας προηγούμενη μελέτη τους.

Συγκεκριμένα οι **Chaudhuri και Wu (2003)** είχαν εφαρμόσει το μοντέλο των Zivot και Andrews για sequential trend break, το οποίο υποθέτει ένα structural break, για να εξετάσουν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου σε 18 αναδυόμενες αγορές χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από το 1985 έως το 1997. Τελικά απέρριψαν την υπόθεση αυτή για 10 από τις 18 χώρες.

Οι **Narayan και Smyth (2005)** λαμβάνοντας υπόψη τις μελέτες των Chaudhuri και Wu (2003, 2004), έφτασαν στα αντίθετα αποτελέσματα. Για ένα σετ ημερησίων δεδομένων από 22 χώρες του ΟΟΣΑ, κατά την περίοδο 1991-2003, χρησιμοποίησαν το μοντέλο των Zivot και Andrews για sequential trend break και το LM panel unit root test και δεν μπόρεσαν να απορρίψουν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου, τόσο για όλο το σετ, όσο και για άλλα μικρότερα.

Μία πολύ σημαντική μελέτη για την ύπαρξη mean reverting συμπεριφοράς στις χρηματιστηριακές αγορές διεξήγαγε ο **Malliaropoulos (1998)**. Εξέτασε τη θεωρητική σχέση που υπάρχει μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια αρνητική σχέση μεταξύ των σχετικών τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η προβλεψιμότητα αυτή οφείλεται στην ύπαρξη του mean reversion στις σχετικές τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών και στη συναλλαγματική ισοτιμία. Η σχέση αυτή εξετάστηκε και εμπειρικά, σε δεδομένα της περιόδου 1973-1992 για τις χώρες της Ομάδας των 5 (G5). Για να ληφθούν υπόψη προβλήματα που προκύπτουν από το μικρό μέγεθος του δείγματος και τις παλινδρομήσεις με overlapping δεδομένα, έγινε χρήση της μεθόδου Bootstrap για τον υπολογισμό σωστών t-statistic. Τα αποτελέσματα ήταν ισχυρά υπέρ της σχέσης αυτής για τη Γαλλία, ενώ πιο ασθενείς ήταν οι ενδείξεις για την Ιαπωνία και τη Μεγάλη Βρετανία.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Αρκετές είναι και οι έρευνες που κάνουν ένα βήμα παραπάνω και ασχολούνται με την διερεύνηση των σχέσεων μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του χρηματιστηριακού δείκτη. Για το λόγο αυτό, κρίνεται σκόπιμο η ανάπτυξη ορισμένων εργασιών που διεξήγαν έρευνα σε αγορές διαφορών χωρών. Οι εργασίες αυτές διαφέρουν κυρίως στις μεθόδους που εφάρμοσαν, το χαρακτήρα των σχέσεων που εξέτασαν (μακροχρόνια ή βραχυχρόνια αλληλεπίδραση), καθώς και το δείγμα των αγορών που χρησιμοποίησαν.

Οι **Abdala και Murinde (1997)** διερεύνησαν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών στις αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Ινδίας, Κορέας, Πακιστάν και Φιλιππίνων. Εφαρμόζονται έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality test) σε ένα διμεταβλητό μοντέλο των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών με μηνιαίες παρατηρήσεις. Καθορίζοντας την τάξη της ολοκλήρωσης της μεμονωμένης χρονολογικής σειράς, έκαναν έλεγχο για συνολοκλήρωση (cointegration) χρησιμοποιώντας τη διαδικασία Engle-Granger σε δύο βήματα. Τα αποτελέσματα πρότειναν ότι έπρεπε να συνεχίσουν με ένα τυποποιημένο VAR για την Κορέα και το Πακιστάν και ένα μοντέλο διόρθωσης σφάλματος (VECM) για την Ινδία και τις Φιλιππίνες. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι πως υπάρχει μια μονόδρομη επίδραση από τη συναλλαγματική ισοτιμία προς τις τιμές των μετοχών, για όλες τις αγορές εκτός από αυτή των Φιλιππίνων.

Η μελέτη των **Smyth και Nandha (2003)** εξετάζει τη σχέση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών στο Μπαγκλαντές, Ινδία, Πακιστάν και Σρι Λάνκα χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες παρατηρήσεις κατά τη διάρκεια μιας εξαετούς περιόδου από το 1995 ως το 2001. Οι έλεγχοι για συνολοκλήρωση των Engle-Granger και του Johansen, προτείνουν ότι δεν υπάρχει καμία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτών των δύο οικονομικών μεταβλητών σε οποιαδήποτε από τις τέσσερις χώρες. Ο έλεγχος για την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger έδειξε ότι υπάρχει μονόδρομα κατευθυνόμενη αιτιότητα, από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στις τιμές των μετοχών στην Ινδία και τη Σρι Λάνκα, ενώ οι συναλλαγματικές ισοτιμίες του Μπαγκλαντές και του Πακιστάν και οι τιμές των μετοχών είναι ανεξάρτητες.

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Οι **Nieh και Lee (2001)** χρησιμοποίησαν δεδομένα για τις χώρες της Ομάδας των 7 (G7), για την περίοδο από 1993 έως 1996. Αντίθετα, από τις περισσότερες μελέτες στη βιβλιογραφία που υπολογίζουν μόνο τη σύγχρονη σχέση μεταξύ της χρονοσειράς, μελέτησαν τις δυναμικές σχέσεις μεταξύ των αξιών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών κάθε χώρας της Ομάδας των 7. Για να καταλήξουν σε συμπεράσματα χρησιμοποίησαν τόσο τη μέθοδο των δυο βημάτων των Engle-Granger όσο και τους ελέγχους μεγίστης πιθανοφάνειας του Johansen. Το κατάλληλο πλαίσιο VECM εφαρμόζεται περαιτέρω για να αξιολογήσει τη βραχυχρόνια κοινή τάση αυτών των δύο οικονομικών μεταβλητών και τη μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας τους. Αυτό που τελικά διαπίστωσαν με τη μελέτη τους, είναι ότι δεν υπάρχει καμία μακροπρόθεσμη σημαντική σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις χώρες του G7.

Οι **Granger, Huang και Yang (2000)** εφάρμοσαν τις πρόσφατα προηγμένες στατιστικές τεχνικές, όπως πρότυπα μοναδιαίας ρίζας και έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης (cointegration) για να καθορίσουν τις κατάλληλες σχέσεις αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από αγορές της Ασίας. Διαπιστώθηκε ότι τα στοιχεία από τη Νότια Κορέα είναι σε συμφωνία με την παραδοσιακή προσέγγιση, δηλαδή ότι η συναλλαγματική ισοτιμία οδηγεί τις τιμές των μετοχών, ενώ τα στοιχεία των Φιλιππίνων προτείνουν το αποτέλεσμα που αναμένεται κάτω από την προσέγγιση χαρτοφυλακίου, δηλαδή ότι οι τιμές των μετοχών αιτιάζονται τη συναλλαγματική ισοτιμία με αρνητικό συσχετισμό.

Η μελέτη των **Hatemi και Irandoust (2002)** έχει ως σκοπό να διερευνήσει τη σχέση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και τις τιμές των μετοχών στη Σουηδία. Εξετάζει μια πιθανή αιτιώδη σχέση μεταξύ αυτών των μεταβλητών σε ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο πρότυπο (VAR) χρησιμοποιώντας και μια πολλών μεταβλητών στατιστική MWald για να εξετάσουν τους περιορισμούς στις παραμέτρους της. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger, η οποία κατευθύνεται από τις τιμές των μετοχών προς τις τιμές της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας. Πιο συγκεκριμένα τα αποτελέσματα

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

αποκαλύπτουν ότι μια αύξηση στις τιμές των μετοχών στη Σουηδία συνδέεται με μια ανατίμηση της σουηδικής κορώνας.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΔΙΑ

3. Δεδομένα

Για την ανάπτυξη της θεωρίας με σκοπό τη διεξαγωγή συμπερασμάτων, θα χρησιμοποιήσουμε ένα δείγμα από τρεις οικονομικές μεταβλητές. Συγκεκριμένα, τα δεδομένα αποτελούνται από την συναλλαγματική ισοτιμία \$/€ και δύο από τους κύριους δείκτες του Αμερικανικού και του Ευρωπαϊκού χρηματιστηρίου.

Στην ανάλυση θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα μηνιαίων παρατηρήσεων τα οποία καλύπτουν την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1989 έως τον Δεκέμβριο του 2006. Η συλλογή των στοιχείων πραγματοποιήθηκε από τη βάση δεδομένων του Bloomberg.

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες οι οποίοι θα χρησιμοποιηθούν είναι ο Αμερικανικός Standard & Poor's 500 και ο Ευρωπαϊκός Dow Jones Eurostoxx 50. Ο Standard & Poor's 500 είναι εκφρασμένος σε δολάρια, ενώ ο Dow Jones Eurostoxx 50 είναι εκφρασμένος σε ευρώ. Για την ανάλυσή μας θα χρειαστούμε και τις τιμές του δείκτη Dow Jones Eurostoxx 50 εκφρασμένες σε δολάρια, δυνατότητα η οποία παρέχεται από τη βάση δεδομένων Bloomberg.

Η συναλλαγματική ισοτιμία \$/€ προκύπτει εύκολα αν διαιρέσουμε τις τιμές του Dow Jones Eurostoxx 50 εκφρασμένες σε δολάρια με αυτές του ίδιου δείκτη, αλλά εκφρασμένες σε ευρώ. Έτσι δημιουργείται μια σειρά δεδομένων για τη συναλλαγματική ισοτιμία \$/€, η οποία περιέχει και στοιχεία πριν το 1999 οπότε και πρωτοεμφανίστηκε το ευρώ.

Για τις ανάγκες της έρευνάς μας θα δημιουργήσουμε και δυο ακόμα μεταβλητές οι οποίες θα απεικονίζουν τη σχετική κεφαλαιοποίηση (relative capitalization) της Αμερικής και της Ευρώπης, εκφρασμένη τόσο σε διαφορετικό, όσο και σε κοινό νόμισμα αναφοράς. Οι σχετικές αυτές τιμές δημιουργούνται ως εξής:

3. Δεδομένα

$P = \log\left(\frac{EUROSTOXX\ 50}{S\ \&\ P500}\right)$, όπου ο EUROSTOXX 50 εκφράζεται σε ευρώ και ο S&P 500 εκφράζεται σε δολάρια.

$P_{USD} = \log\left(\frac{EUROSTOXX\ 50}{S\ \&\ P500}\right)$, όπου ο EUROSTOXX 50 και ο S&P 500 εκφράζονται σε δολάρια.

Στον πίνακα που ακολουθεί αποτυπώνονται οι συμβολισμοί των παραπάνω μεταβλητών, οι οποίες χρησιμοποιούνται κατά τη διάρκεια της μελέτης :

| ΣΥΜΒΟΛΙΣΜΟΣ | ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗΣ |
|-------------|--|
| SP | Δείκτης Αμερικανικού Χρηματιστηρίου Standard & Poor's 500 (εκφρασμένος σε δολάρια) |
| EU | Δείκτης Ευρωπαϊκού Χρηματιστηρίου Dow Jones Eurostoxx 50 (εκφρασμένος σε ευρώ) |
| EUUSD | Δείκτης Ευρωπαϊκού Χρηματιστηρίου Dow Jones Eurostoxx 50 (εκφρασμένος σε δολάρια) |
| S | Συναλλαγματική Ισοτιμία \$/€ |
| P | Σχετική κεφαλαιοποίηση Αμερικής και Ευρώπης εκφρασμένη σε διαφορετικό νόμισμα αναφοράς |
| PUSD | Σχετική κεφαλαιοποίηση Αμερικής και Ευρώπης εκφρασμένη σε κοινό νόμισμα αναφοράς |
| DSP | Πρώτη Διαφορά της μεταβλητής SP (Λογάριθμος) |
| DEU | Πρώτη Διαφορά της μεταβλητής EU (Λογάριθμος) |
| DEUUSD | Πρώτη Διαφορά της μεταβλητής EUUSD (Λογάριθμος) |
| DS | Πρώτη Διαφορά της μεταβλητής S (Λογάριθμος) |

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά για τις παραπάνω μεταβλητές, κατά την περίοδο 01/1989 - 12/2006.

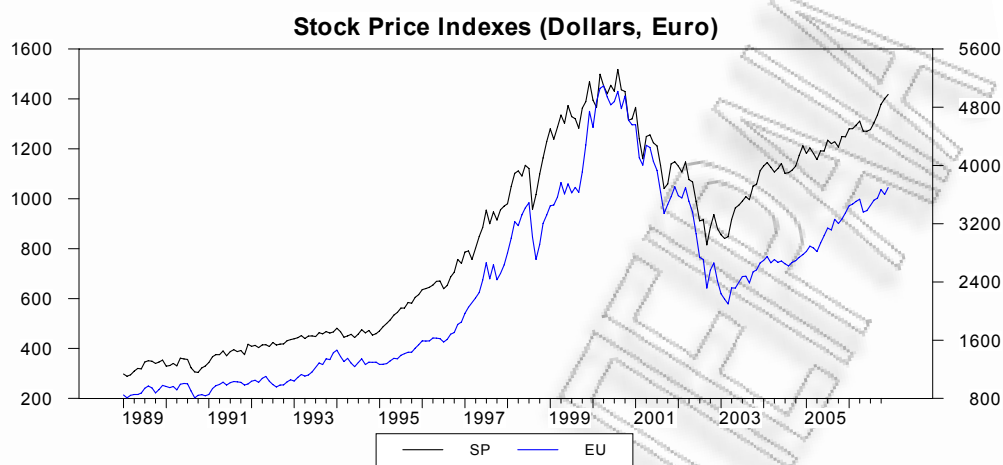
3. Δεδομένα

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ

| | SP | EU | EUUSD | S | P | PUSD | DSP | DEU | DEUUSD | DS |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|----------|--------|---------|
| Mean | 841.95 | 2345.46 | 2609.13 | 1.155 | 1.001 | 1.138 | 0.007 | 0.006 | 0.007 | 0.0007 |
| Median | 899.47 | 2395.47 | 2646.07 | 1.18 | 0.986 | 1.133 | 0.011 | 0.013 | 0.01 | 0.002 |
| Maximum | 1517.68 | 5093.19 | 4876.26 | 1.441 | 1.272 | 1.333 | 0.105 | 0.102 | 0.124 | 0.075 |
| Minimum | 288.86 | 807.74 | 898.38 | 0.845 | 0.828 | 0.992 | -0.157 | -0.157 | -0.149 | -0.104 |
| Std. Dev. | 381.33 | 1204.46 | 1172.75 | 0.134 | 0.104 | 0.068 | 0.039 | 0.046 | 0.045 | 0.028 |
| Skewness | 0.0102 | 0.4187 | 0.1765 | -0.586 | 0.721 | 0.210 | -0.617 | -0.711 | -0.427 | -0.292 |
| Kurtosis | 1.477 | 2.065 | 1.669 | 2.661 | 2.782 | 2.471 | 4.231 | 3.81 | 3.751 | 3.497 |
| Jarque-Bera | 20.76 | 14.10 | 16.98 | 13.35 | 19.07 | 4.08 | 27.24 | 24.00 | 11.61 | 5.29 |
| Probability | 0.00003 | 0.00086 | 0.0002 | 0.00125 | 0.00007 | 0.12954 | 0.000001 | 0.000006 | 0.003 | 0.07092 |
| Observations | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 215 | 215 | 215 | 215 |

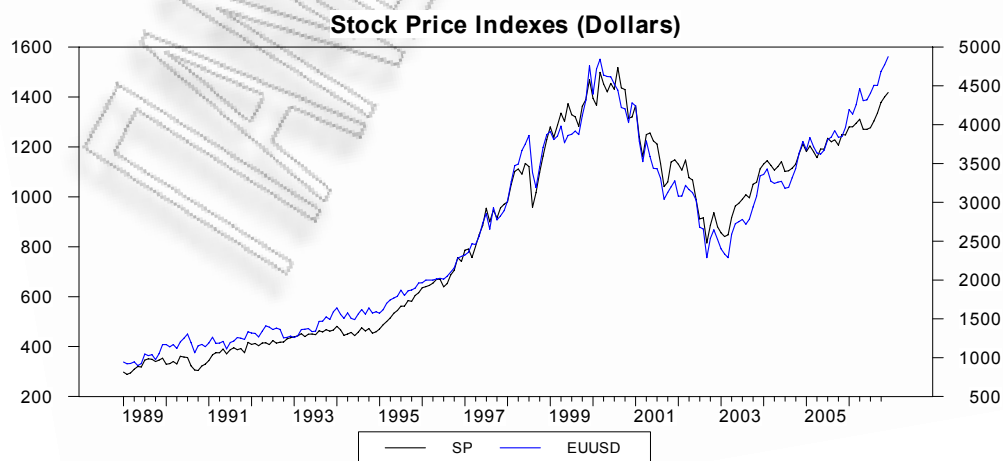
3. Δεδομένα

Μία πρώτη εικόνα για τα αποτελέσματα που θα προκύψουν από την ανάλυσή μας, παίρνουμε από τη γραφική απεικόνιση των μεταβλητών ενδιαφέροντος.

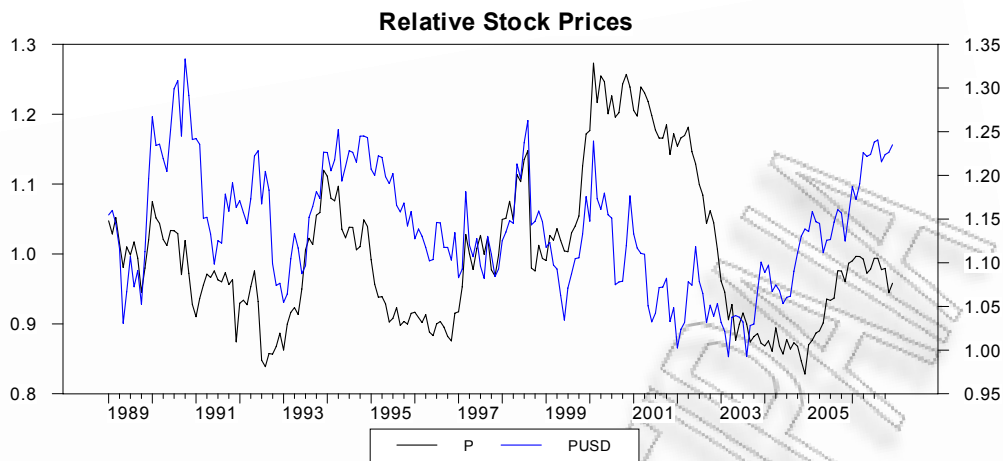


Στο προηγούμενο διάγραμμα απεικονίζονται οι χρηματιστηριακοί δείκτες στο νόμισμα που εκφράζονται, δηλαδή ο Αμερικανικός Standard & Poor's 500 σε δολάρια και ο Ευρωπαϊκός Dow Jones Eurostoxx 50 σε ευρώ. Η κίνηση των δύο δεικτών φαίνεται να είναι ταυτόχρονη και προς την ίδια κατεύθυνση. Για να μπορέσουμε όμως να είμαστε σίγουροι για τη σχέση των δεικτών, θα πρέπει να έχουμε ένα κοινό νόμισμα ως βάση.

Στο επόμενο διάγραμμα απεικονίζονται οι χρηματιστηριακοί δείκτες Standard & Poor's 500 και Dow Jones Eurostoxx 50 σε δολάρια. Η κίνηση των δύο δεικτών και πάλι φαίνεται να είναι ταυτόχρονη και προς την ίδια κατεύθυνση.

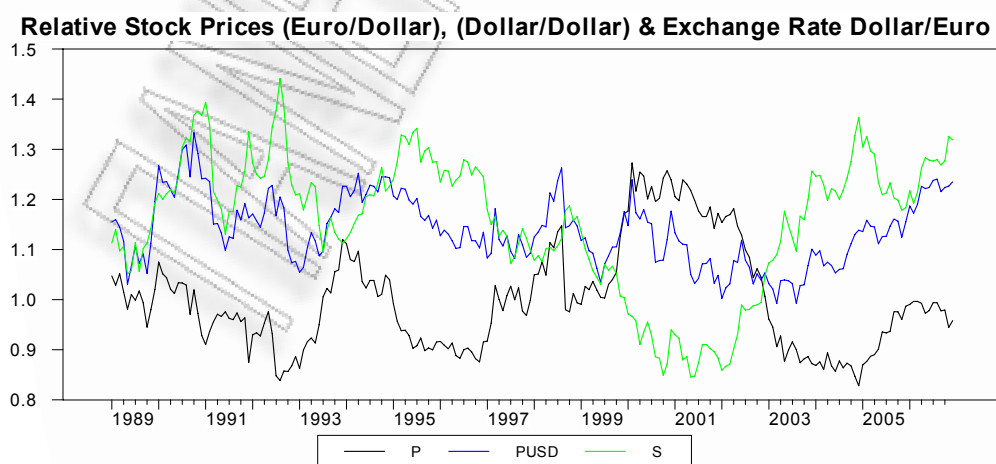


3. Δεδομένα



Στο παραπάνω διάγραμμα απεικονίζονται οι σχετικές τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών εκφρασμένων σε διαφορετικό, αλλά και σε κοινό νόμισμα αναφοράς. Παρατηρούμε μια τάση των μεταβλητών για επιστροφή στο μέσο, η οποία είναι πιο έντονη για τη σχετική τιμή των χρηματιστηριακών δεικτών εκφρασμένων σε κοινό νόμισμα αναφοράς.

Μπορούμε από το διάγραμμα αυτό να καταλάβουμε πως η επίδραση που έχει η συναλλαγματική ισοτιμία στους χρηματιστηριακούς δείκτες είναι πολύ σημαντική. Επιπλέον με την εισαγωγή της μεταβλητής της συναλλαγματικής ισοτιμίας \$/€ στο παραπάνω διάγραμμα, η σχέση αυτή μεταξύ των μεταβλητών φαίνεται να είναι αρνητική.



4. Μεθοδολογία

4.1. Σύνοψη Μεθοδολογίας

Η μελέτη μας θα ξεκινήσει διερευνώντας αν η σχετική κεφαλαιοποίηση, δηλαδή οι μεταβλητές P και $PUSD$, εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο (mean reversion). Αυτό θα γίνει εφαρμόζοντας κατάλληλες οικονομετρικές τεχνικές. Συγκεκριμένα θα χρησιμοποιήσουμε τρεις εναλλακτικές μεθόδους: α) ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit root tests), β) variance-ratio tests και γ) Long-horizon regressions.

Αφού καταλήξουμε σε συμπεράσματα σχετικά με το αν υπάρχει τάση για επιστροφή στο μέσο στη σχετική κεφαλαιοποίηση της Αμερικής και της Ευρώπης, θα αναλύσουμε περαιτέρω τη σχετική κεφαλαιοποίηση εξετάζοντας την ταυτόχρονη σχέση των χρηματιστηριακών δεικτών μεταξύ τους.

Στη συνέχεια θα μελετήσουμε τη σχέση της σχετικής κεφαλαιοποίησης με τη συναλλαγματική ισοτιμία σε ένα πλαίσιο Διανυσματικής Αυτοπαλινδρόμησης (VAR) και εξετάζοντας τη μεταξύ τους αιτιότητα με Granger Causality tests.

Με τις ίδιες μεθόδους θα μελετήσουμε και τη σχέση του κάθε χρηματιστηριακού δείκτη με τη συναλλαγματική ισοτιμία, σε διμεταβλητό και πολυμεταβλητό περιβάλλον.

Τέλος με τη βοήθεια των μεθόδων συνολοκλήρωσης των Engle-Granger και του Johansen, θα εξεταστεί η μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας της σχετικής κεφαλαιοποίησης και της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

4.2. Έλεγχος Στασιμότητας

Η θεωρία της ανάλυσης χρονοσειρών βασίζεται σε μεταβλητές που χαρακτηρίζονται από στασιμότητα. Γι' αυτό και ο έλεγχος για στασιμότητα είναι από τα πρώτα βήματα που ακολουθούνται στην ανάλυση χρονοσειρών για να αποφασιστεί αν οι μεταβλητές είναι στάσιμες ή μη-στάσιμες μέσα στο χρόνο. Σε περίπτωση που δεν γίνει ο έλεγχος αυτός και οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες, δεν θα ακολουθούν καλά ορισμένες κατανομές με αποτέλεσμα να οδηγήσουν σε νόθα (spurious) αποτελέσματα παλινδρομήσεων.

Μία χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη (ασθενώς στάσιμη) όταν ισχύουν οι εξής τρεις προϋποθέσεις :

- 1) Ο μέσος της χρονολογικής σειράς δεν μεταβάλλεται διαχρονικά (σταθερό μέσο).
- 2) Η διακύμανση της χρονολογικής σειράς δεν μεταβάλλεται διαχρονικά (σταθερή διακύμανση).
- 3) Η συνδιακύμανση των τιμών της χρονολογικής σειράς σε δύο χρονικά σημεία εξαρτάται από την απόσταση ανάμεσα στα δύο αυτά χρονικά σημεία και όχι από το χρονικό σημείο καθαυτό.

Δηλαδή:

$$1) E(X_t) = \mu < \infty,$$

$$2) \text{Var}(X_t) = \sigma^2 < \infty \text{ και}$$

$$3) \text{Cov}(X_t X_s) = \text{Cov}(X_{t+h}, X_{s+h}), \text{ για κάθε } t, s, h.$$

4. Μεθοδολογία

Με άλλα λόγια, μία σειρά είναι στάσιμη (weakly or covariance stationary), αν ο μέσος και οι αυτοσυνδιακυμάνσεις της σειράς δεν εξαρτώνται από το χρόνο. Συνήθως οι οικονομικές μεταβλητές δε χαρακτηρίζονται από στασιμότητα και γι' αυτό χρησιμοποιείται η πρώτη διαφορά τους. Ανάλογα με τον αριθμό των διαφορών που χρειάζονται για να γίνει μια μεταβλητή στάσιμη, έχουμε και τον ανάλογο βαθμό ολοκλήρωσης (integration). Έτσι αν μια μεταβλητή είναι μη-στάσιμη στο επίπεδο (level) της, αλλά είναι στάσιμη στην πρώτη διαφορά της λέμε ότι έχει πρώτου βαθμού integration $I(1)$, δηλαδή περιέχει μία μοναδιαία ρίζα (unit root). Αν μια μεταβλητή είναι στάσιμη στο επίπεδο της τότε είναι $I(0)$.

Είναι σημαντικό να γίνει ο έλεγχος μιας μεταβλητής για στασιμότητα πριν χρησιμοποιηθεί σε μια παλινδρόμηση. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με τη χρήση μεθόδων που ερευνούν για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, τα γνωστά unit root tests.

Επειδή οι έλεγχοι αυτοί εξετάζουν ουσιαστικά αν η μεταβλητή εμφανίζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο (mean reversion), η χρήση τους για τον έλεγχο mean reversion τάσης είναι πολύ συχνή στη διεθνή βιβλιογραφία. Επειδή όμως η άμεση υπόθεση που ερευνάται με τα unit root tests είναι αυτή της στασιμότητας και όχι του mean reversion, θα λάβουμε υπόψη τα αποτελέσματα των ελέγχων μόνο ως αρχικές ενδείξεις και θα συνεχίσουμε με πιο εξειδικευμένους ελέγχους.

4.3 Έλεγχοι Ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας

Έστω ότι έχουμε ένα απλό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο πρώτης τάξης (AR(1)) του οποίου η εξίσωση είναι: $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$, όπου y_t είναι η μεταβλητή ενδιαφέροντος, t είναι η χρονική στιγμή, ρ είναι ένας συντελεστής του μοντέλου και u_t είναι ο όρος του σφάλματος. Η μοναδιαία ρίζα είναι υπαρκτή αν $|\rho| = 1$.

Αν $|\rho| \geq 1$ τότε υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η μεταβλητή y δεν είναι στάσιμη, ή αλλιώς ακολουθεί τυχαίο περίπατο. Αν $|\rho| < 1$ τότε δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η μεταβλητή y είναι στάσιμη. Λόγω των παραπάνω οι περισσότεροι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα έχουν ως μηδενική υπόθεση $H_0: \rho=1$ και ως μονόπλευρη εναλλακτική $H_1: \rho < 1$.

4.3.1. Dickey-Fuller unit root test (DF)

Το παραπάνω AR(1) μοντέλο μπορεί να γραφεί ως:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t,$$

όπου το σύμβολο Δ δηλώνει την πρώτη διαφορά της μεταβλητής. Για να ελέγξουμε αν υπάρχει μοναδιαία ρίζα δεν έχουμε παρά να ελέγξουμε αν $\delta=0$. Το test statistic για τον έλεγχο αυτό δίνεται από τον τύπο:

$$t_{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$$

Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο αυτό δεν προέρχονται πλέον από την student t κατανομή και γι' αυτό οι **Dickey και Fuller (1979)** με προσομοιώσεις κατέληξαν σε έναν πίνακα, ο οποίος περιγράφει καλύτερα την κατανομή που ακολουθούν.

4. Μεθοδολογία

Υπάρχουν τρεις εκδοχές για τον έλεγχο αυτό:

α) Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$$

β) Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα με κλίση (drift):

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + u_t$$

γ) Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα με κλίση γύρω από μια στοχαστική τάση (trend):

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \delta y_{t-1} + u_t$$

Καθένας από τους ελέγχους αυτούς έχει διαφορετικές κριτικές τιμές για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας $H_0: \delta=0$, οι οποίες εξαρτώνται από το μέγεθος του δείγματος.

Η χαμηλή ισχύς του ελέγχου έγκειται στη δυσκολία να γίνει διαχωρισμός ανάμεσα στην πραγματική μοναδιαία ρίζα, δηλαδή όταν το δ ισούται με μηδέν και σε μια σχεδόν μοναδιαία ρίζα, δηλαδή όταν το δ είναι κοντά στο μηδέν.

Επιπλέον ο έλεγχος αυτός των Dickey-Fuller ισχύει μόνο για AR(1) μοντέλα, επειδή αν υπάρχει συσχέτιση υψηλότερου βαθμού δεν ισχύει η υπόθεση του λευκού θορύβου (white noise) στα κατάλοιπα. Τη λύση στο πρόβλημα αυτό τη δίνει το Augmented Dickey-Fuller unit root test.

4.3.2. Augmented Dickey-Fuller unit root test (ADF)

Μια επέκταση του κλασικού Dickey-Fuller unit root test είναι το Augmented Dickey-Fuller unit root test. Το ADF κάνει μια παραμετρική διόρθωση για συσχέτιση υψηλότερου βαθμού, υποθέτοντας ότι η μεταβλητή ενδιαφέροντος y ακολουθεί ένα AR(p) μοντέλο και προσθέτοντας στο δεξί μέρος της εξίσωσης p διαφορές με χρονική υστέρηση, της εξαρτημένης μεταβλητής y .

4. Μεθοδολογία

Κατά τον έλεγχο αυτό ακολουθούμε την ίδια διαδικασία με το DF, αλλά την εφαρμόζουμε στο εξής μοντέλο:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

όπου το μ είναι ένας σταθερός όρος, το β είναι ο συντελεστής μιας χρονικής τάσης και p είναι ο βαθμός χρονικής υστέρησης του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου.

Αν βάλουμε τον περιορισμό ότι $\mu=0$ και $\beta=0$, τότε θα προκύψει το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου, ενώ αν βάλουμε μόνο τον περιορισμό $\beta=0$ θα προκύψει το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου με κλίση (drift).

Επειδή το ADF περιέχει χρονικές υστερήσεις τάξης p , θα πρέπει να αποφασιστεί από πριν ο αριθμός τους. Αυτό μπορεί να γίνει με τα κριτήρια πληροφορίας (information criteria), όπως του Akaike και του Schwarz.

Η μηδενική υπόθεση που ερευνάται στον ADF έλεγχο είναι $H_0: \gamma=1$, έναντι της εναλλακτικής $H_1: \gamma<1$. Το test statistic για τον έλεγχο αυτό βρίσκεται από τον παρακάτω τύπο:

$$DF_{\tau} = \frac{\hat{\gamma} - 1}{se(\hat{\gamma})}$$

Αφού υπολογιστεί το test statistic, συγκρίνεται με την αντίστοιχη κριτική τιμή από τον πίνακα των Dickey-Fuller. Αν το test statistic είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή τότε δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

4.3.3. Phillips-Perron unit root test (PP)

Οι **Phillips και Perron (1988)** πρότειναν μια εναλλακτική μη-παραμετρική μέθοδο για να ληφθεί υπόψη η συσχέτιση κατά τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Η μέθοδος αυτή εφαρμόζεται όπως και το DF στη σχέση:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t,$$

αλλά προσαρμόζεται το t-ratio του δ , έτσι ώστε η συσχέτιση να μην επηρεάζει την ασυμπτωτική κατανομή του test statistic. Το statistic που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο αυτό είναι:

$$\tilde{t}_\delta = t_\delta \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\delta}))}{2f_0^{1/2}s},$$

όπου t_δ είναι το t-ratio του δ , όπως και για το DF, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων, s είναι το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης, το γ_0 υπολογίζεται από τον τύπο $(T-k)s^2/T$, όπου k είναι ο αριθμός των μεταβλητών της παλινδρόμησης και f_0 είναι μια εκτίμηση του φάσματος των καταλοίπων στη συχνότητα μηδέν.

Η ασυμπτωτική κατανομή του t-ratio για το PP είναι ίδια με εκείνη του ADF statistic. Έτσι αφού υπολογιστεί το test statistic, συγκρίνεται με την αντίστοιχη κριτική τιμή από τον πίνακα των Dickey-Fuller.

4.3.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin unit root test (KPSS)

Η μέθοδος των **Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin (1992)** για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας διαφέρει από τις προηγούμενες, ως προς το γεγονός ότι η μηδενική υπόθεση είναι αυτή της στασιμότητας της μεταβλητής y .

4. Μεθοδολογία

Το statistic του KPSS unit root test βασίζεται στα κατάλοιπα που προέρχονται από την παρακάτω OLS παλινδρόμηση θεωρώντας την y_{t-1} ως εξωγενή:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

Το test statistic που χρησιμοποιούμε είναι το εξής:

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$$

όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων, f_0 είναι μια εκτίμηση του φάσματος των καταλοίπων στη συχνότητα μηδέν και $S(t)$ είναι η αθροιστική κατανομή των καταλοίπων.

Οι Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin με προσομοιώσεις κατέληξαν σε έναν πίνακα που περιγράφει την κατανομή που ακολουθούν οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο αυτό. Αφού υπολογιστεί το LM statistic, συγκρίνεται με την αντίστοιχη κριτική τιμή από τον πίνακα των KPSS για να καταλήξουμε σε συμπεράσματα σχετικά με το αν ισχύει η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας.

4.4. Επιστροφή στο Μέσο (Mean reversion)

Αν και η έννοια της στασιμότητας περιέχει την έννοια του φαινομένου της επιστροφής του μέσου (mean reversion), το αντίστροφο δεν ισχύει. Δηλαδή αν μια σειρά παρουσιάζει τάση για επιστροφή στο μέσο, αυτό δε συνεπάγεται ότι είναι και στάσιμη. Για το λόγο αυτό οι μέθοδοι ελέγχου στασιμότητας που περιγράφηκαν προηγουμένως είναι πολύ αυστηροί για τον έλεγχο της υπόθεσης της ύπαρξης τάσης για επιστροφή στο μέσο.

Για τον πιο σωστό και άμεσο έλεγχο της ύπαρξης του φαινομένου αυτού αναπτύχθηκαν και κάποιες άλλες μεθοδολογίες. Οι πιο συνήθεις χρησιμοποιούμενες στη διεθνή βιβλιογραφία είναι το Variance ratio και οι Long-horizon regressions.

4.4.1. Variance ratio

Το Variance-ratio test, προτάθηκε από τον **Cochrane (1988)** και δίνεται από τον παρακάτω τύπο, για μια τυχαία μεταβλητή X_t :

$$VR(k) = \frac{1}{k} \frac{\text{var}(X_t - X_{t-k})}{\text{var}(X_t - X_{t-1})}, \quad \text{όπου } k=1,2,3,\dots \text{ χρονικοί περίοδοι}$$

Το μέτρο αυτό παίρνει τιμές από 0 έως 1. Αν η εξεταζόμενη μεταβλητή ακολουθεί τυχαίο περίπατο τότε η διακύμανση των k -διαφορών μεγαλώνει μαζί με το k και το κλάσμα τείνει στη μονάδα. Αν η διακύμανση των k -διαφορών προσεγγίζει μια σταθερή τιμή, τότε το κλάσμα τείνει στο μηδέν δηλώνοντας την ύπαρξη mean reversion.

Έτσι όσο πιο μακριά είναι η τιμή του αποτελέσματος από το 1, τόσο πιο ισχυρή είναι η υπόθεση ότι η χρονοσειρά παρουσιάζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο μετά από κάποια περίοδο.

4.4.2. Long horizon regressions

Μία ακόμα μέθοδος που θα χρησιμοποιηθεί για να εξετάσουμε αν οι μεταβλητές ακολουθούν mean reversion ή όχι, είναι αυτή των Long-horizon regressions. Η μέθοδος αυτή για μια τυχαία μεταβλητή X_t για περίοδο h βασίζεται στην εξίσωση της μορφής:

$$R_t \equiv X_t - X_{t-h} = a_0 + a_1 X_{t-h} + a_2 (R_{t-1}) + u_t$$

Όπως βλέπουμε το αριστερό μέρος της εξίσωσης εκφράζει την απόδοση της μεταβλητής κατά την περίοδο $t-h$ έως t , ενώ στο δεξί αποτυπώνεται η επίδραση της υστερούσας τιμής της μεταβλητής, η οποία αν είναι στατιστικά σημαντική δείχνει τάση για επιστροφή της X_t στο μέσο.

Έτσι για την προηγούμενη εξίσωση αυτό που μας ενδιαφέρει είναι αν το a_1 είναι στατιστικά σημαντικό, δηλαδή αν η μεταβλητή εξαρτάται από τις προηγούμενες τιμές της, το οποίο δηλώνει την ύπαρξη mean reversion. Η υπόθεση που θα ελέγξουμε είναι $H_0: a_1=0$ και η εναλλακτική $H_1: a_1 \neq 0$.

Λόγω των επικαλυπτόμενων παρατηρήσεων (overlapping observations) που προκύπτουν από τη μέθοδο αυτή, τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης θα συσχετίζονται, οπότε υπάρχει ο κίνδυνος να οδηγηθούμε σε λανθασμένα συμπεράσματα αν δεν κάνουμε κάποιες διορθώσεις που προτείνονται στη διεθνή βιβλιογραφία, όπως των [Hansen και Hodrick \(1980\)](#), [Richardson και Smith \(1991\)](#) και [Valkanov \(2003\)](#).

Η διόρθωση την οποία θα χρησιμοποιήσουμε στην παρούσα μελέτη για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης θα γίνει με το corrected t-statistic t/\sqrt{h} το οποίο προτάθηκε από τον [Valkanov \(2003\)](#). Το corrected t-statistic σε αυτή την περίπτωση θα ακολουθεί μια καλά ορισμένη κανονική κατανομή, σε αντίθεση με το απλό t-statistic, το οποίο λόγω των επικαλυπτόμενων παρατηρήσεων δεν θα προσεγγίζει πλέον την κανονική κατανομή.

4. Μεθοδολογία

Έτσι αν π.χ. θέλω να ελέγξω τη μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, θα συγκρίνω το $|t/\sqrt{h}|$ με την κριτική τιμή 1,96. Αν είναι μεγαλύτερο τότε θα έχω ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και θα οδηγηθώ στο συμπέρασμα ότι η εξεταζόμενη μεταβλητή παρουσιάζει mean reversion στην περίοδο h .

4.5. Υπόδειγμα Αυτοπαλίνδρομου Διανύσματος (Vector Autoregressive (VAR) Model)

Η δομημένη (structural) προσέγγιση μοντελοποίησης χρονοσειρών χρησιμοποιεί την οικονομική θεωρία για να μοντελοποιήσει την σχέση μεταξύ διαφόρων μεταβλητών ενδιαφέροντος. Όμως, η οικονομική θεωρία, πολλές φορές, δεν είναι αρκετά πλούσια ώστε να παρέχει ένα δυναμικό προσδιορισμό που να αναγνωρίζει όλες αυτές τις σχέσεις. Επιπλέον, η εκτίμηση και η συμπερασματολογία καθίσταται πολύπλοκη, λόγω του γεγονότος ότι και στις δύο πλευρές των εξισώσεων μπορεί να εμφανίζονται ενδογενείς μεταβλητές.

Έτσι, τα παραπάνω προβλήματα οδηγούν σε εναλλακτικές μη-δομημένες (non-structural) προσεγγίσεις για την μοντελοποίηση της σχέσης μεταξύ διαφόρων μεταβλητών. Μία από αυτές αποτελεί η ανάλυση των VAR μοντέλων. Τα συγκεκριμένα μοντέλα χρησιμοποιούνται, συνήθως, για συστήματα πρόβλεψης αλληλοσχετιζόμενων χρονοσειρών, δηλαδή για βραχυχρόνιες προβλέψεις και για την ανάλυση της δυναμικής επίδρασης που έχουν τυχαίες διαταραχές στο σύστημα των μεταβλητών.

Η προσέγγιση VAR αποφεύγει την ανάγκη για δομημένη (structural) μοντελοποίηση, μεταχειρίζοντας κάθε ενδογενή μεταβλητή του συστήματος σαν μία συνάρτηση όλων των ενδογενών μεταβλητών του συστήματος με χρονική υστέρηση.

Η μαθηματική παρουσίαση ενός Διανυσματικού Αυτοπαλίνδρομου Μοντέλου τάξης p , VAR(p) είναι η εξής :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B I_t + \varepsilon_t,$$

όπου y_t είναι το διάνυσμα ενδογενών μεταβλητών, I_t είναι το διάνυσμα από εξωγενείς μεταβλητές, $A_1 \dots A_p$ και B είναι οι μήτρες των συντελεστών που θα εκτιμηθούν και ε_t είναι το διάνυσμα διαταρακτικών όρων.

4. Μεθοδολογία

Οι διαταρακτικοί όροι μπορεί να συσχετίζονται στην ίδια χρονική περίοδο (contemporaneously correlated), αλλά δεν αυτοσυσχετίζονται, δηλαδή δεν συσχετίζονται με τα δικά τους lagged values, καθώς και με όλες τις μεταβλητές που βρίσκονται στο δεξί μέρος των εξισώσεων.

Όσον αφορά τους εκτιμητές των παραμέτρων, εφόσον μόνο ενδογενείς μεταβλητές με χρονική υστέρηση εμφανίζονται στο δεξί μέρος των εξισώσεων, η simultaneity δεν αποτελεί κάποιο πρόβλημα και η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων - OLS (Ordinary Least Squares) παράγει συνεπείς εκτιμήσεις. Επιπλέον, παρόλο που οι διαταρακτικοί όροι ε_t μπορεί να είναι contemporaneously συσχετισμένοι, η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων είναι αποτελεσματική και ισοδύναμη με την Γενικευμένη μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων - GLS (Generalized Least Squares), καθώς όλες οι εξισώσεις έχουν παρόμοιους παλινδρομητές (regressors).

Τέλος θα πρέπει να σημειωθεί ότι για την εκτίμηση ενός υποδείγματος VAR, πλέον των υποθέσεων για την συμπεριφορά των διαταρακτικών όρων, θα πρέπει επίσης να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των μεταβλητών y_t θα πρέπει να έχει σταθερό μέσο και σταθερές συνδιακυμάνσεις, δηλαδή οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ y_t και y_{t+k} να μην εξαρτώνται από το t αλλά μόνο από το k , για $k= 0, 1, 2, \dots$

4.5.1 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality Test)

Η ανακάλυψη και η διατύπωση αιτιωδών σχέσεων αποτελεί την πεμπτουσία της οικονομικής θεωρίας. Μία στατιστική σχέση όσο δυνατή και αν είναι, δεν μπορεί να προσδιορίσει την αιτιώδη συνάφεια ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Έτσι, αν και η ανάλυση παλινδρομήσεως είναι ανάλυση της εξαρτήσεως ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές, εντούτοις, δεν συνεπάγεται αιτιότητα. Σ' ένα οικονομετρικό υπόδειγμα η αιτιότητα, δηλαδή η σχέση αιτίας – αιτιατού είναι δεδομένη a priori.

4. Μεθοδολογία

Ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας γνωστής ως Αιτιότητα κατά Granger (Granger Causality) είναι η διαπίστωση της προηγούμενης (precedence). Στην πραγματικότητα, παρατηρούμε τις μεταβλητές X και Y , ως χρονολογικές σειρές και θέλουμε να γνωρίζουμε αν μεταβολές στο Y προηγούνται ή έπονται ή είναι σύγχρονες των μεταβολών της X . Με άλλα λόγια, η προσέγγιση του **Granger (1969,1988)** στην ερώτηση αν το x προκαλεί το y αναφέρεται στο πόσο το τρέχον y μπορεί να εξηγηθεί από τις προηγούμενες τιμές του και στο εάν η πρόσθεση τιμών του x με υστέρηση μπορεί να βελτιώσει την ερμηνεία του y .

Granger αιτιότητα από το x προς το y έχουμε αν το x βοηθάει στην πρόβλεψη του y ή ισοδύναμα αν οι συντελεστές των με υστέρηση τιμών του x είναι στατιστικά σημαντικοί. Επομένως, ο όρος αιτιότητα κατά Granger δεν σημαίνει αυτό που συνήθως εννοούμε με τον όρο αιτιότητα.

Για την διαπίστωση αιτιότητας κατά Granger εφαρμόζεται ο έλεγχος Granger ή ο έλεγχος Sims. Οι συγκεκριμένοι έλεγχοι ελέγχουν αν μία ενδογενής μεταβλητή μπορεί να μεταχειριστεί ως εξωγενής. Παρακάτω αναλύεται διεξοδικά ο έλεγχος Granger, τον οποίο και θα χρησιμοποιήσουμε στην ανάλυσή μας.

Έλεγχος Granger

Έστω ότι έχουμε δύο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t και για τις οποίες ισχύουν τα ακόλουθα δύο υποδείγματα :

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$X_t = \sum \gamma_i Y_{t-i} + \sum \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

για $i = 1, \dots, m$, όπου m το μήκος των υστερήσεων.

Στο πρώτο υπόδειγμα υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της Y είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της καθώς και των προηγούμενων τιμών της X , ενώ στο δεύτερο υπόδειγμα υποθέτουμε παρόμοια συμπεριφορά της X . Υποθέτουμε, δηλαδή, ότι οι τρέχουσες τιμές της X σχετίζονται με τις προηγούμενες τιμές της καθώς και με τις προηγούμενες τιμές της Y . Υποθέτουμε, επίσης, ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και ε_t δεν συσχετίζονται.

Με βάση τα παραπάνω υποδείγματα, διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις :

1) Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στο πρώτο υπόδειγμα είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στο δεύτερο υπόδειγμα δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει *αιτιότητα κατά Granger από την X προς την Y* .

2) Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στο πρώτο υπόδειγμα δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στο δεύτερο υπόδειγμα είναι στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει *αιτιότητα κατά Granger από την Y προς την X* .

3) Τόσο οι συντελεστές της Y όσο και οι συντελεστές της X είναι στατιστικά σημαντικοί, δηλαδή διαφορετικοί του μηδενός, και στις δύο παλινδρομήσεις. Σ' αυτή την περίπτωση υπάρχει *αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις*.

4) Ούτε οι συντελεστές της Y ούτε οι συντελεστές της X είναι σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις. Η περίπτωση αυτή υποδηλώνει *ανεξαρτησία*.

Η μέθοδος των VAR (Vector Autoregressive) μοντέλων παρέχει έναν αμερόληπτο έλεγχο για την αιτιότητα κατά Granger και μπορεί να ανιχνεύσει σχέσεις ανάδρασης (feedback relations) μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger εντός ενός αυτοπαλίνδρομου διανύσματος

εξετάζει αν μία ενδογενής μεταβλητή του συστήματος μπορεί να μεταχειριστεί ως εξωγενής.

Για κάθε εξίσωση στο VAR μοντέλο, παρουσιάζεται η χ^2 (Wald) στατιστική για την από κοινού στατιστική σημαντικότητα της κάθε μίας από τις υπόλοιπες ενδογενείς μεταβλητές με χρονική υστέρηση (lagged endogenous variables) της συγκεκριμένης εξίσωσης. Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος καθώς και από την στασιμότητα των μεταβλητών. Σύμφωνα με τους **Geweke, Meese και Dent (1983)** η αξιοπιστία του εν λόγω ελέγχου μειώνεται αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν σε αυτόν είναι μη στάσιμες. Γενικά, μπορούμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας εντός ενός πολυμεταβλητού VAR συστήματος είναι πιο γενικά και περισσότερο αξιόπιστα σε σύγκριση με τα αντίστοιχα των διμεταβλητών ελέγχων.

4.5.2. Ανάλυση Διάσπασης της Διακύμανσης (Variance Decomposition Analysis)

Η ανάλυση της διάσπασης της διακύμανσης των μεταβλητών σε επιμέρους ποσοστά επηρεασμού μας πληροφορεί για την βαρύτητα της επίδρασης των μεταβλητών ενδιαφέροντος στην υπό εξέταση μεταβλητή. Με αυτόν τον τρόπο διαπιστώνουμε ποιο ποσοστό της διακύμανσης της εξεταζόμενης μεταβλητής εξηγείται από τον εαυτό της και ποιο από τις υπόλοιπες μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην ανάλυση.

Αναλυτικότερα, η συγκεκριμένη μέθοδος μας παρέχει πληροφορίες για την σχετική σημασία του κάθε τυχαίου διαταρακτικού όρου (random innovation) όσον αφορά την επίδρασή του στις μεταβλητές του VAR συστήματος.

4.5.3. Ανάλυση της Συνάρτησης Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Function Analysis)

Τα διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα (Vector Autoregressive) υποδείγματα στερούνται κάποιας θεωρητικής βάσεως με αποτέλεσμα να μην είναι πολλές φορές σαφές το τι παριστάνουν οι συντελεστές των συγκεκριμένων υποδειγμάτων από την άποψη της οικονομικής θεωρίας. Ως συνέπεια, το επίκεντρο του ενδιαφέροντος έχει καταστεί η εκτίμηση των αποκαλούμενων συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Functions).

Η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μία τυχαία, αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές. Συνήθως, οι διαταραχές εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων, ή σε μεταβολή κατά μια μονάδα. Επομένως, η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων περιγράφει τις επιπτώσεις στις ενδογενείς μεταβλητές, για έναν αριθμό μελλοντικών περιόδων, όταν μεταβάλλονται οι διαταρακτικοί όροι.

Με άλλα λόγια, μέσω της Ανάλυσης της Συνάρτησης Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Function Analysis) εξετάζουμε την αντίδραση μιας μεταβλητής σε μία απρόβλεπτη διαταραχή (shock) σε μια άλλη μεταβλητή. Μία απρόβλεπτη διαταραχή (shock) σε μία μεταβλητή επηρεάζει άμεσα όχι μόνο την ίδια, αλλά μεταδίδεται και στις υπόλοιπες ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος, μέσω της δυναμικής (lag-υστέρηση) δομής του VAR (Vector Autoregressive) μοντέλου.

4.6. Θεωρία συνολοκλήρωσης (Cointegration)

Πολλές χρονοσειρές που προέρχονται από τον τομέα της οικονομίας περιέχουν μοναδιαία ρίζα, οπότε και δεν είναι στάσιμες. Όμως, τα οικονομικά υποδείγματα με μη στάσιμες σειρές οδηγούν σε νόθα (spurious) αποτελέσματα. Το πρόβλημα που δημιουργείται στην ερμηνεία των οικονομετρικών υποδειγμάτων με μη στάσιμες σειρές μπορεί να αποφευχθεί με τη μετατροπή των χρονολογικών σειρών από μη στάσιμες σε στάσιμες. Αυτή η μετατροπή επιτυγχάνεται όταν εκφράσουμε τις χρονολογικές σειρές σε διαφορές. Η διαδικασία αυτή, όμως, με τις διαδοχικές διαφορές μπορεί να οδηγήσει σε απώλεια πληροφοριών. Η θεωρία της συνολοκλήρωσης των Engle και Granger (1987) δίνει μια λύση σε αυτό το πρόβλημα.

Οι Engle και Granger έδειξαν ότι μεταξύ δύο ή περισσότερων μη στάσιμων χρονολογικών σειρών μπορεί να υπάρξει ένας γραμμικός συνδυασμός τους που να είναι στάσιμος. Αν ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός υπάρχει τότε λέμε ότι οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες. Ο στάσιμος αυτός γραμμικός συνδυασμός λέγεται εξίσωση συνολοκλήρωσης και μπορεί να ερμηνευτεί σαν μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

Στην περίπτωση αυτή μπορεί να κατασκευαστεί ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (ECM – Error Correction Model), το οποίο είναι πολύ σημαντικό γιατί επιτρέπει την ταυτόχρονη μελέτη τόσο των βραχυχρόνιων όσο και των μακροχρόνιων σχέσεων. Οι χρηματιστηριακοί δείκτες μπορεί να απομακρυνθούν βραχυχρόνια αλλά έχουν την τάση να κινούνται προς τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μέσω του μηχανισμού διόρθωσης σφάλματος (error correction mechanism), αν είναι συνολοκληρωμένοι.

Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης δύο μέθοδοι χρησιμοποιούνται:

- *Η μέθοδος συνολοκλήρωσης σε δυο βήματα των Engle και Granger.*
- *Η μέθοδος συνολοκλήρωσης του Johansen.*

4.6.1. Η μέθοδος συνολοκλήρωσης σε δυο βήματα των Engle και Granger

Μια από τις πρώτες μεθόδους που διαμορφώθηκαν για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης είναι αυτή των **Engle και Granger (1987)**, η οποία ολοκληρώνεται σε δυο βήματα. Αν και είναι μια από τις πιο συχνά χρησιμοποιούμενες μεθόδους λόγω της ευκολίας και της αμεσότητάς της, οι δυνατότητές της είναι ιδιαίτερα περιορισμένες για τη διεξαγωγή συμπερασμάτων.

Το πρώτο βήμα της μεθόδου είναι να εκτιμηθεί η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας όπως αυτή ορίζεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$X_1 = \beta_0 + \beta_1 X_2 + \dots + \beta_p X_p + u_t$$

Στην εξίσωση αυτή οι μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_p πρέπει να είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού $I(1)$. Η υπόθεση αυτή ελέγχεται με κάποιον από τους ελέγχους για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, οι οποίοι παρουσιάστηκαν προηγουμένως. Εννοείται πως σε περίπτωση που ο έλεγχος δείξει πως κάποια από τις μεταβλητές είναι στάσιμη, δεν θα προχωρήσουμε στον έλεγχο για συνολοκλήρωση.

Το δεύτερο βήμα της μεθόδου έχει να κάνει με τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων u_t από την παραπάνω εξίσωση. Αν αυτές οι αποκλίσεις από την μακροχρόνια ισορροπία βρεθούν ότι είναι στάσιμες, τότε οι ακολουθίες X_1, X_2, \dots, X_p είναι συνολοκληρωμένες.

Ο έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων γίνεται με κάποιον από τους ελέγχους για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, οι οποίοι παρουσιάστηκαν προηγουμένως, πάνω στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα των καταλοίπων που έχει τη μορφή:

$$\Delta u_t = c + a u_{t-1} + e_t$$

4. Μεθοδολογία

Η εισαγωγή του σταθερού ορού c στο παραπάνω υπόδειγμα δεν θεωρείται αναγκαία και μπορεί να παραληφθεί.

Η παράμετρος που πρέπει να μελετηθεί είναι η α και γι' αυτό θεωρούμε την μηδενική υπόθεση $H_0 : \alpha = 0$, έναντι της εναλλακτικής $H_1 : \alpha < 0$. Δηλαδή η μηδενική υπόθεση είναι αυτή της μη συνολοκλήρωσης, ενώ η εναλλακτική δηλώνει ότι η μεταβλητή X_1 συνολοκληρώνεται με τουλάχιστον μια εκ των μεταβλητών στο δεξί μέρος της σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας.

Αν ο έλεγχος δεν οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης τότε συνεπάγεται ότι η σειρά των καταλοίπων περιέχει μοναδιαία ρίζα, επομένως οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες. Αντίθετα, η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η ακολουθία των καταλοίπων είναι στάσιμη. Δεδομένου ότι οι μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_p είναι $I(1)$ και τα κατάλοιπα είναι στάσιμα, μπορούμε να οδηγηθούμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

4.6.2. Η μέθοδος συνολοκλήρωσης του Johansen

Στην παρούσα έρευνα θα χρησιμοποιηθεί η μέθοδος συνολοκλήρωσης που αναπτύχθηκε από τους **Johansen (1988, 1991)** και **Johansen και Juselius (1990)**. Ο Johansen ανέπτυξε μια διαδικασία για έλεγχο της ύπαρξης συνολοκλήρωσης σε ένα σύστημα εξισώσεων, βασισμένη πάνω στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood method).

Η ανάλυσή της μεθόδου ξεκινά από ένα πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο, VAR(p):

$$X_t = C + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

όπου X_t είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα με n ενδογενείς μη στάσιμες $I(1)$ μεταβλητές. Το ε_t είναι ένα διάνυσμα από σφάλματα τα οποία είναι κανονικά και

4. Μεθοδολογία

ανεξάρτητα κατανομημένα με μηδενικό μέσο και σταθερή διακύμανση $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$.

Στη συνέχεια κατασκευάζεται ένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος VECM (Vector Error Correction Model) το οποίο γράφεται ως εξής:

$$\Delta X_t = C + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

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

Έτσι στη VEC μορφή το στοιχείο που μας ενδιαφέρει πιο πολύ είναι ο πίνακας Π , ο οποίος περιέχει όλες τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών. Σε αντιδιαστολή με τον πίνακα Π , το άθροισμα $(\sum \Gamma_i \Delta X_{t-1})$, περιέχει τις βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών.

Ο έλεγχος λοιπόν για συνολοκλήρωση γίνεται εξετάζοντας την τάξη του πίνακα Π . Η τάξη αυτού του πίνακα είναι αυτή που καθορίζει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (cointegration vectors) που υπάρχουν στο υπόδειγμα.

Ανάλογα με την τάξη του πίνακα Π , $r(\Pi)$, έχουμε τρεις περιπτώσεις:

1) $r(\Pi) = 0$

Η τάξη του Π είναι ίση με 0. Τότε ο πίνακας Π είναι ο μηδενικός πίνακας και το υπόδειγμα VECM ανάγεται σε ένα κανονικό VAR στις πρώτες διαφορές και δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών.

2) $r(\Pi) = n$

Ο πίνακας Π έχει την μέγιστη τάξη που μπορεί να πάρει, δηλαδή είναι τάξης n . Σε αυτή την περίπτωση η υπόθεση της στασιμότητας που έχει γίνει για τον όρο του σφάλματος, απαιτεί ότι και στα επίπεδα (levels) η διαδικασία (process) των X_t να είναι στάσιμη. Αυτό συνεπάγεται την απουσία οποιονδήποτε στοχαστικών τάσεων από τα δεδομένα, σε αντίθεση με την αρχική $I(1)$ δήλωση.

3) $r(\Pi) = r$, όπου $0 < r < n$.

Στην περίπτωση αυτή, υπάρχουν r σχέσεις ισορροπίας και ο πίνακας Π μπορεί να γραφτεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων A και B διαστάσεων $n \times r$ ο καθένας (δηλαδή $\Pi = AB'$). Κάθε στήλη του πίνακα B είναι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης (cointegrating vector) και δίνει τους συντελεστές με τους οποίους συμμετέχει η κάθε μεταβλητή στις σχέσεις ισορροπίας.

Τα στοιχεία του πίνακα A ονομάζονται παράμετροι προσαρμογής (adjustment parameters) και δείχνουν δηλαδή πόσο γρήγορα προσαρμόζονται οι αντίστοιχες μεταβλητές στις σχέσεις ισορροπίας. Από τα στοιχεία μάλιστα του πίνακα A μπορούμε να κάνουμε και έλεγχο για την ασθενή εξωγένεια των μεταβλητών.

Αν για παράδειγμα η πρώτη σειρά του πίνακα A είναι μηδενική, η πρώτη μεταβλητή του συστήματος είναι ασθενώς εξωγενής και δεν οδηγεί στην ισορροπία του συστήματος. Αν επιπρόσθετα το παρελθόν των υπολοίπων μεταβλητών δεν επηρεάζει την πρώτη μεταβλητή (γεγονός που θα ίσχυε αν τα αντίστοιχα στοιχεία των πινάκων Γ ήταν μηδενικά), τότε η μεταβλητή αυτή θεωρείται ισχυρώς εξωγενής.

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen βασίζεται λοιπόν στην εκτίμηση της τάξης του πίνακα Π και έπειτα στον έλεγχο των στοιχείων των πινάκων A και B .

4. Μεθοδολογία

Ο Johansen προτείνει δύο στατιστικούς ελέγχους, το *trace test* και το *maximum eigenvalue test*, για τον καθορισμό του αριθμού των σχέσεων συνολοκλήρωσης.

A) Το **trace test** ελέγχει την μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι λιγότερο από ή ίσος με το r έναντι μιας γενικής εναλλακτικής των n σχέσεων.

Το statistic του trace test είναι:

$$LR_r(r | n) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

όπου λ_i είναι η i κατά σειρά μεγαλύτερη ιδιοτιμή (eigenvalue) του πίνακα Π

B) Το **maximum eigenvalue test** ελέγχει την μηδενική υπόθεση των r σχέσεων ισορροπίας έναντι της εναλλακτικής των $r+1$ σχέσεων. Επιπρόσθετα, από τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (r) και τον αριθμό των μεταβλητών στο σύστημα (n) μπορεί κανείς να βρει τον αριθμό των κοινών στοχαστικών τάσεων που οδηγεί το σύστημα ($n-r$).

Το statistic του maximum eigenvalue test είναι:

$$LR_{\max}(r | r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR_r(r | n) - LR_r(r+1 | n), \quad \text{για } r = 0, 1, 2, \dots, n-1$$

όπου λ_i είναι η i κατά σειρά μεγαλύτερη ιδιοτιμή (eigenvalue) του πίνακα Π .

Ο Johansen ανέπτυξε πέντε υποθέσεις για το υπόδειγμα σχετικά με την ύπαρξη τάσης και σταθεράς. Για την ανάλυσή τους θα χρησιμοποιήσουμε ένα VAR με μία χρονική υστέρηση, χωρίς όμως να χάνεται η γενικότητα για το VAR(p):

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + z + \delta t + \varepsilon_t, \quad \text{όπου } \varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

4. Μεθοδολογία

Τα δυο $n \times 1$ διανύσματα z και δ μπορούν να αναλυθούν σε δυο νέα διανύσματα, από τα οποία το ένα σχετίζεται με τη μέση τιμή της συνολοκλήρωσης $\beta'X_{t-1}$ και το άλλο με το ρυθμό αύξησης στο ΔX_t :

$$z = \alpha\mu + \gamma$$

$$\delta = \alpha\rho + \tau$$

Μετά την αντικατάσταση των παραπάνω το VAR θα είναι:

$$\Delta X_t = \alpha\beta'X_{t-1} + \alpha\mu + \gamma + \alpha\rho\tau + \tau\tau + \varepsilon_t$$

Η τάση μπορεί να ερμηνευτεί από την εξίσωση: $E[\Delta X_t] = \gamma + \tau\tau$. Άρα $\gamma \neq 0$ αντιστοιχεί σε σταθερή αύξηση στις μεταβλητές X_t , ενώ $\tau \neq 0$ αντιστοιχεί σε γραμμική τάξη στην αύξηση, οπότε και σε τετραγωνική τάση (quadratic trend) στις μεταβλητές.

Στη συνέχεια παρουσιάζουμε τις πέντε περιπτώσεις που προκύπτουν θέτοντας περιορισμούς στους ντετερμινιστικούς όρους:

1) $H_2(\mathbf{r})$: $\delta = 0$ και $z = 0$, έτσι το υπόδειγμα δε συμπεριλαμβάνει ντετερμινιστικούς όρους στα δεδομένα, με $E[\Delta X_t] = 0$ και $E[\beta'X_t] = 0$, το οποίο σημαίνει μηδενική μέση τιμή και μη ύπαρξη σταθεράς σε κάθε εξίσωση ισορροπίας.

2) $H_1^*(\mathbf{r})$: $\delta = 0$, $\gamma = 0$ αλλά $\mu \neq 0$, έτσι ο σταθερός όρος περιορίζεται να υπάρχει μόνο στο χώρο συνολοκλήρωσης. Σε αυτή την περίπτωση δεν υπάρχουν γραμμικές τάσεις στα δεδομένα, σύμφωνα με $E[\Delta X_t] = 0$. Οι μόνοι ντετερμινιστικοί όροι που υπάρχουν είναι σταθεροί όροι στις σχέσεις συνολοκλήρωσης.

3) $H_1(\mathbf{r})$: $\delta = 0$ και επειδή ο σταθερός όρος z δεν έχει κάποιο περιορισμό ($z \neq 0$), τότε υπάρχουν γραμμικές τάσεις στα δεδομένα αλλά δεν υπάρχουν ντετερμινιστικές τάσεις στις σχέσεις συνολοκλήρωσης. Ακόμα το $E[\Delta X_t] = \gamma \neq 0$, είναι σύμφωνο με γραμμικές ντετερμινιστικές τάσεις στις μεταβλητές, αλλά

4. Μεθοδολογία

επειδή $\rho = 0$, αυτές οι τάσεις αναιρούνται μέσα στις σχέσεις ισορροπίας. Τέλος επειδή και το $z \neq 0$, συνεπάγεται ότι υπάρχουν γραμμικές τάσεις στα δεδομένα και μη μηδενικοί σταθεροί όροι στις σχέσεις συνολοκλήρωσης.

4) $H^*(r)$: $\tau = 0$, αλλά γ , μ , ρ δεν είναι περιορισμένα, άρα υπάρχει γραμμική τάση στις σχέσεις συνολοκλήρωσης και στα δεδομένα αλλά επειδή $\tau = 0$ δεν επιτρέπει τετραγωνική (quadratic) τάση στα δεδομένα.

5) $H(r)$: δεν υπάρχουν καθόλου περιορισμοί στα z και δ , άρα στο μοντέλο υπάρχουν γραμμικές τάσεις στα ΔX_t και τετραγωνικές τάσεις στα δεδομένα X_t .

Οι παραπάνω πέντε περιπτώσεις σύμφωνα με τον Johansen, είναι υποσύνολα η μία της άλλης με την ακόλουθη σειρά:

$$H_2(r) \subset H_1^*(r) \subset H_1(r) \subset H^*(r) \subset H(r)$$

Για τον έλεγχο των πέντε περιπτώσεων ξεκινάμε ελέγχοντας την πιο περιοριστική περίπτωση και απορρίπτοντας διαδοχικά τις υποθέσεις προχωράμε στην πιο απεριόριστη. Όταν κάποιος έλεγχος γίνει δεκτός τότε δεχόμαστε αυτήν την υπόθεση.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Ξεκινώντας τη μελέτη μας το πρώτο που θα εξετάσουμε είναι κατά πόσο οι μεταβλητές P και $PUSD$ εμφανίζουν τάση για επιστροφή στο μέσο (mean reversion). Δηλαδή αν η σχετική κεφαλαιοποίηση (relative capitalization) της Αμερικής και της Ευρώπης εμφανίζει mean reverting συμπεριφορά. Η εξέταση αυτή θα γίνει με τρεις μεθόδους, έτσι ώστε να καταλήξουμε σε όσο το δυνατόν πιο έγκυρα συμπεράσματα. Στη συνέχεια παρατίθενται τα αποτελέσματα και η ανάλυση των μεθόδων:

- 1) Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (unit root test).
- 2) Variance-ratio test.
- 3) Long-horizon regressions.

5.1. Unit Root Tests

Αν και οι έλεγχοι αυτοί εξετάζουν άμεσα την υπόθεση της στασιμότητας, στη διεθνή βιβλιογραφία χρησιμοποιούνται και για να ελεγχθεί αν η μεταβλητή εμφανίζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο. Από τους πολυάριθμους ελέγχους αυτής της μορφής εμείς θα χρησιμοποιήσουμε τους εξής:

- 1) Dickey-Fuller unit root test
- 2) Augmented Dickey-Fuller unit root test
- 3) Phillips-Perron unit root test
- 4) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test

Για τη διεξαγωγή των ελέγχων αυτών αρχικά πρέπει να επιλεγεί η βέλτιστη χρονική υστέρηση (lag). Από τα κριτήρια πληροφορίας (information criteria) των Akaike και Schwarz προτείνεται να χρησιμοποιηθεί 1 χρονική υστέρηση στους ελέγχους ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, τόσο για τη μεταβλητή P , όσο και για τη μεταβλητή $PUSD$.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.1.1. Dickey-Fuller unit root test

Τα αποτελέσματα από το Dickey-Fuller unit root test για τις μεταβλητές P και PUSD είναι:

Dickey-Fuller unit root test on P

Null Hypothesis: P has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Dickey-Fuller test statistic | -2.009705 | 0.2826 |
| Test critical values: 1% level | -3.460884 | |
| 5% level | -2.874868 | |
| 10% level | -2.573951 | |

Dickey-Fuller unit root test on PUSD

Null Hypothesis: PUSD has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Dickey-Fuller test statistic | -3.100737 | 0.0280 |
| Test critical values: 1% level | -3.460884 | |
| 5% level | -2.874868 | |
| 10% level | -2.573951 | |

Από τον παραπάνω έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή P, δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Αντίθετα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή PUSD, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.

5.1.2. Augmented Dickey-Fuller unit root test

Τα αποτελέσματα από το Augmented Dickey-Fuller unit root test για τις μεταβλητές P και PUSD είναι:

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Augmented Dickey-Fuller unit root test on P

Null Hypothesis: P has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.009705 | 0.2826 |
| Test critical values: 1% level | -3.460884 | |
| 5% level | -2.874868 | |
| 10% level | -2.573951 | |

Augmented Dickey-Fuller unit root test on PUSD

Null Hypothesis: PUSD has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.100737 | 0.0280 |
| Test critical values: 1% level | -3.460884 | |
| 5% level | -2.874868 | |
| 10% level | -2.573951 | |

Από τον παραπάνω έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή P, δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Αντίθετα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή PUSD, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.

5.1.3. Phillips-Perron unit root test

Τα αποτελέσματα από το Phillips-Perron unit root test για τις μεταβλητές P και PUSD είναι:

Phillips-Perron unit root test on P

Null Hypothesis: P has a unit root

Lag Length: 1

| | Adj. t-Stat | Prob. |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -2.099934 | 0.2450 |
| Test critical values: 1% level | -3.460739 | |
| 5% level | -2.874804 | |
| 10% level | -2.573917 | |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Phillips-Perron unit root test on PUSD

Null Hypothesis: PUSD has a unit root

Lag Length: 1

| | Adj. t-Stat | Prob. |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -3.357113 | 0.0136 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.460739 | |
| 5% level | -2.874804 | |
| 10% level | -2.573917 | |

Από τον παραπάνω έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή P, δεν υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Αντίθετα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή PUSD, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, οπότε εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.

5.1.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test

Τα αποτελέσματα από το Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test για τις μεταβλητές P και PUSD είναι:

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test on P

Null Hypothesis: P is stationary

Lag Length: 1

| | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.961568 |
| Asymptotic critical values: | |
| 1% level | 0.739000 |
| 5% level | 0.463000 |
| 10% level | 0.347000 |

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin unit root test on PUSD

Null Hypothesis: PUSD is stationary

Lag Length: 1

| | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 2.082539 |
| Asymptotic critical values: | |
| 1% level | 0.739000 |
| 5% level | 0.463000 |
| 10% level | 0.347000 |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Από τον παραπάνω έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή P , υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της στασιμότητας, οπότε ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για τη μεταβλητή $PUSD$, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της στασιμότητας, οπότε ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

- **Για τη μεταβλητή P στο συμπέρασμα στο οποίο μας οδηγούν όλα τα παραπάνω τεστ είναι πως ακολουθεί τυχαίο περίπατο.**
- **Για τη μεταβλητή $PUSD$ στο συμπέρασμα στο οποίο μας οδηγούν όλα τα παραπάνω τεστ, εκτός από το $KPSS$, είναι πως εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.**

5.2. Variance-ratio Test

Μία ακόμα μέθοδος για να εξεταστεί αν μια μεταβλητή εμφανίζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο είναι το variance-ratio test, το οποίο δίνεται από τον εξής τύπο για τη μεταβλητή P (ομοίως χρησιμοποιείται και για τη μεταβλητή $PUSD$):

$$VR(k) = \frac{1}{k} \frac{\text{var}(P_t - P_{t-k})}{\text{var}(P_t - P_{t-1})}, \quad \text{όπου } k=1,2,3,\dots \text{ χρονικοί περίοδοι}$$

Το μέτρο αυτό παίρνει τιμές από 0 έως 1. Αν η εξεταζόμενη μεταβλητή ακολουθεί τυχαίο περίπατο τότε η διακύμανση των k -διαφορών μεγαλώνει μαζί με το k και το κλάσμα τείνει στη μονάδα. Αν η διακύμανση των k -διαφορών προσεγγίζει μια σταθερή τιμή, τότε το κλάσμα τείνει στο μηδέν δηλώνοντας την ύπαρξη mean reversion.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Έτσι όσο πιο μακριά είναι η τιμή του αποτελέσματος από τη μονάδα, τόσο πιο ισχυρή είναι η υπόθεση ότι η χρονοσειρά παρουσιάζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο μετά από κάποια περίοδο.

Τα αποτελέσματα από το variance-ratio test για τις μεταβλητές P και PUSD για διάφορες χρονικές υστερήσεις είναι:

| Variance-Ratio Test Statistic | | |
|-------------------------------|---------|---------|
| Lag Length | P | PUSD |
| 2 | 0,98771 | 0,9466 |
| 4 | 0,97569 | 0,8843 |
| 6 | 0,96699 | 0,83178 |
| 12 | 0,93496 | 0,69281 |
| 24 | 0,83739 | 0,54998 |
| 36 | 0,70814 | 0,47148 |

Παρατηρούμε ότι για τη μεταβλητή P, η ύπαρξη τυχαίου περιπάτου είναι αρκετά έντονη στα δεδομένα, μιας και οι τιμές του variance-ratio test παραμένουν κοντά στη μονάδα μετά από αρκετές χρονικές υστερήσεις, γεγονός που αποκλείει την ύπαρξη τάσης για επιστροφή στο μέσο.

Αντιθέτως για τη μεταβλητή PUSD βλέπουμε ότι οι τιμές του variance-ratio test εξασθενούν και απομακρύνονται πολύ γρήγορα από τη μονάδα, οπότε έπειτα από 36 χρονικές υστερήσεις, είναι πλέον πιο κοντά στο μηδέν. Η τάση αυτή των τιμών ερμηνεύεται ως μια τάση της μεταβλητής για επιστροφή στο μέσο με την πάροδο του χρόνου.

Όπως και προηγουμένως με τα unit root tests, έτσι και με το variance-ratio test καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

- *Η μεταβλητή P ακολουθεί τυχαίο περίπατο.*
- *Η μεταβλητή PUSD εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.*

5.3. Long-horizon Regressions

Τέλος μια ακόμη μέθοδος για να εξεταστεί αν μια μεταβλητή εμφανίζει την τάση να επιστρέφει στο μέσο είναι αυτή των Long-horizon regressions. Τα μοντέλα τα οποία θα χρησιμοποιήσουμε στην παρούσα μελέτη για τις σχετικές τιμές P και PUSD, είναι της μορφής:

$$\alpha) R_t \equiv P_t - P_{t-h} = a_0 + a_1 P_{t-h} + a_2 (R_{t-1}) + u_t$$

$$\beta) RUSD_t \equiv PUSD_t - PUSD_{t-h} = a_0 + a_1 PUSD_{t-h} + a_2 (RUSD_{t-1}) + u_t$$

Η χρονική περίοδος h αναφέρεται σε 1,3,6,...36 μήνες.

Αυτό που μας ενδιαφέρει είναι αν το a_1 είναι στατιστικά σημαντικό, δηλαδή αν η μεταβλητή εξαρτάται από τις προηγούμενες τιμές της, το οποίο δηλώνει την ύπαρξη mean reversion. Η μηδενική υπόθεση που θα ελέγξουμε είναι $H_0: a_1=0$ και η εναλλακτική $H_1: a_1 \neq 0$.

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης θα γίνει με το corrected t-statistic t/\sqrt{h} το οποίο προτάθηκε από τον [Valkanov \(2003\)](#). Το corrected t-statistic του Valkanov σε αυτή την περίπτωση θα ακολουθεί μια καλά ορισμένη κανονική κατανομή, σε αντίθεση με το απλό t-statistic, το οποίο λόγω των overlapped δεδομένων δεν θα προσεγγίζει πλέον την κανονική κατανομή.

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης $H_0: a_1=0$ θα γίνει σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, οπότε θα συγκρίνουμε το Valkanov t-statistic $|t/\sqrt{h}|$ με την κριτική τιμή 1,96. Αν είναι μεγαλύτερο τότε θα έχω ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και θα οδηγηθώ στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή παρουσιάζει mean reversion. Αν είναι μικρότερο τότε δεν θα έχω ισχυρές ενδείξεις για να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση, οπότε η μεταβλητή θα ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Παρακάτω δίνονται τα αποτελέσματα των t-statistic των Long-horizon regressions για τη μεταβλητή P, πριν και μετά τη διόρθωση για διάφορες περιόδους :

| Long-horizon regressions on P | | | |
|-------------------------------|-------------|----------------------|----------------|
| Lag Length | t-statistic | Valkanov t-statistic | Result |
| 1 | -2,0097 | -2,00970 | mean reversion |
| 3 | -3,66058 | -2,11344 | mean reversion |
| 6 | -4,3737 | -1,78556 | unit root |
| 12 | -5,16672 | -1,49150 | unit root |
| 18 | -5,08587 | -1,19875 | unit root |
| 24 | -5,79916 | -1,18375 | unit root |
| 30 | -5,77636 | -1,05461 | unit root |
| 36 | -5,33084 | -0,88847 | unit root |

Από τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε πως υπάρχει μια βραχυχρόνια τάση για επιστροφή στο μέσο, η οποία όμως δεν είναι ιδιαίτερα ισχυρή. Έτσι μπορούμε να παραβλέψουμε την ασθενή αυτή τάση και να θεωρήσουμε ότι η μεταβλητή P ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Παρακάτω δίνονται τα αποτελέσματα των t-statistic των Long-horizon regressions για τη μεταβλητή PUSD, πριν και μετά τη διόρθωση για διάφορες περιόδους :

| Long-horizon Regressions on PUSD | | | |
|----------------------------------|-------------|----------------------|----------------|
| Lag Length | t-statistic | Valkanov t-statistic | Result |
| 1 | -3,10074 | -3,10074 | mean reversion |
| 3 | -5,74693 | -3,31799 | mean reversion |
| 6 | -6,38802 | -2,60790 | mean reversion |
| 12 | -6,9091 | -1,99449 | mean reversion |
| 18 | -5,85454 | -1,37993 | unit root |
| 24 | -8,16567 | -1,66681 | unit root |
| 30 | -8,07263 | -1,47385 | unit root |
| 36 | -7,36046 | -1,22674 | unit root |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Από τα παραπάνω αποτελέσματα βλέπουμε μια ισχυρή mean reverting συμπεριφορά της μεταβλητής για μικρές χρονικές περιόδους. Όσο μεγαλώνει η περίοδος τόσο μικρότερη είναι η εμφάνιση της τάσης αυτής για επιστροφή στο μέσο.

Η μέθοδος των Long-horizon regressions μας οδηγεί στα ίδια συμπεράσματα με τις προηγούμενες μεθόδους των unit root tests και του variance-ratio test. Συγκεκριμένα καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

- **Η μεταβλητή P ακολουθεί τυχαίο περίπατο.**
- **Η μεταβλητή PUSD εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο.**

Από τα παραπάνω βρήκαμε ότι η μεταβλητή PUSD εμφανίζει mean reversion τάση, άρα και η σχετική κεφαλαιοποίηση της Αμερικής και της Ευρώπης θα εμφανίζει mean reverting συμπεριφορά. Η ύπαρξη του φαινομένου αυτού είναι σύμφωνη με τα αποτελέσματα των ερευνών των **Fama και French (1988)** και των **Poterba και Summers (1988)**, ενώ αντιβαίνει στα αποτελέσματα των **Lo και MacKinlay (1988)**.

Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι δύο δείκτες θα κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Δηλαδή αν ο δείκτης Eurostoxx 50 αυξηθεί, τότε θα ακολουθήσει μία περαιτέρω αύξηση του δείκτη S&P 500, ώστε να διατηρηθεί η μεταξύ τους ισορροπία.

Αντίθετα η μεταβλητή P δεν έχει mean reverting συμπεριφορά, οπότε η συναλλαγματική ισοτιμία είναι αρνητικά συσχετισμένη με τις σχετικές τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών. Δηλαδή αν η σχετική τιμή P αυξηθεί, τότε η ισοτιμία \$/€ θα μειωθεί για να διατηρηθεί η ισορροπία στη σχετική κεφαλαιοποίηση.

Τα συμπεράσματα θα διερευνηθούν πιο διεξοδικά στη συνέχεια της μελέτης, εξετάζοντας τη σχέση των χρηματιστηριακών δεικτών μεταξύ τους, αλλά και τη σχέση τους με τη συναλλαγματική ισοτιμία.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.4. Σχέση Μεταξύ των Χρηματιστηριακών Δεικτών

Η σχετική τιμή P των δεικτών εκφρασμένων σε διαφορετικό νόμισμα ακολουθεί τυχαίο περίπατο, σε αντίθεση με τη σχετική τιμή P_{USD} των δεικτών εκφρασμένων σε κοινό νόμισμα. Επειδή η δεύτερη εμφανίζει τάση για επιστροφή στο μέσο καταλήγουμε έτσι στο συμπέρασμα ότι υπάρχει mean reversion στο relative capitalization της Αμερικής και της Ευρώπης. Ως απόρροια αυτού οι δείκτες Eurostoxx 50 και S&P 500 θα κινούνται ταυτόχρονα προς την ίδια κατεύθυνση.

Για να εξεταστεί αυτή η ταυτόχρονη σχέση των δύο δεικτών για μηνιαίες αποδόσεις, θα γίνει χρήση της μεθόδου εκτίμησης ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Πριν όμως χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο OLS θα ελέγξουμε αν οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών είναι στάσιμες, για να μην οδηγηθούμε σε νόθα (spurious) αποτελέσματα.

Ο έλεγχος στασιμότητας θα γίνει με το Augmented Dickey-Fuller unit root test για τις πρώτες διαφορές DEU και DSP των μεταβλητών EU και SP. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Augmented Dickey-Fuller unit root test on DEU

Null Hypothesis: DEU has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -9.592094 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.461030 | |
| 5% level | -2.874932 | |
| 10% level | -2.573985 | |

Augmented Dickey-Fuller unit root test on DSP

Null Hypothesis: DSP has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.44586 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.461030 | |
| 5% level | -2.874932 | |
| 10% level | -2.573985 | |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Σύμφωνα με το ADF unit root test οι χρονοσειρές DEU και DSP είναι στάσιμες, οπότε μπορούμε να συνεχίσουμε με τη μέθοδο OLS¹. Από τα αποτελέσματα της μεθόδου αυτής που παρατίθενται στη συνέχεια επιβεβαιώνουμε το θεωρητικό συμπέρασμα, μιας και υπάρχει αμφίδρομη θετική εξάρτηση των αποδόσεων των δύο χρηματιστηριακών δεικτών σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Ordinary Least Square Method of DSP on DEU

| | | | | |
|--------------------------------------|--------------|--------------------|----------|------------|
| Dependent Variable DEU | | | | |
| Monthly Data From 1989:02 To 2006:12 | | | | |
| Usable Observations | 215 | Degrees of Freedom | 213 | |
| Centered R**2 | 0.579995 | | | |
| Standard Error of Estimate | 0.0301002399 | | | |
| Sum of Squared Residuals | 0.1929832068 | | | |
| Log Likelihood | 449.12565 | | | |
| Durbin-Watson Statistic | 2.026768 | | | |
| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
| 1. Constant | 0.0004347870 | 0.0020866142 | 0.20837 | 0.83513950 |
| 2. DSP | 0.8829892881 | 0.0514850160 | 17.15041 | 0.00000000 |

Ordinary Least Square Method of DEU on DSP

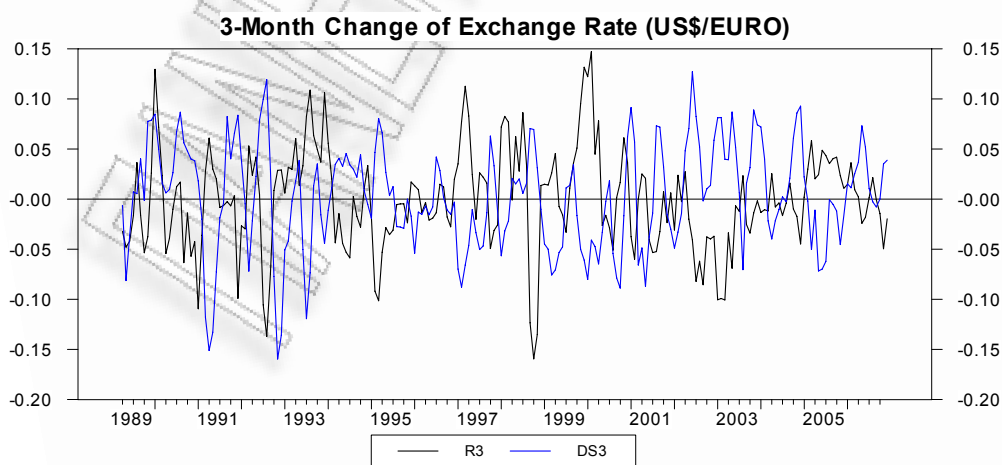
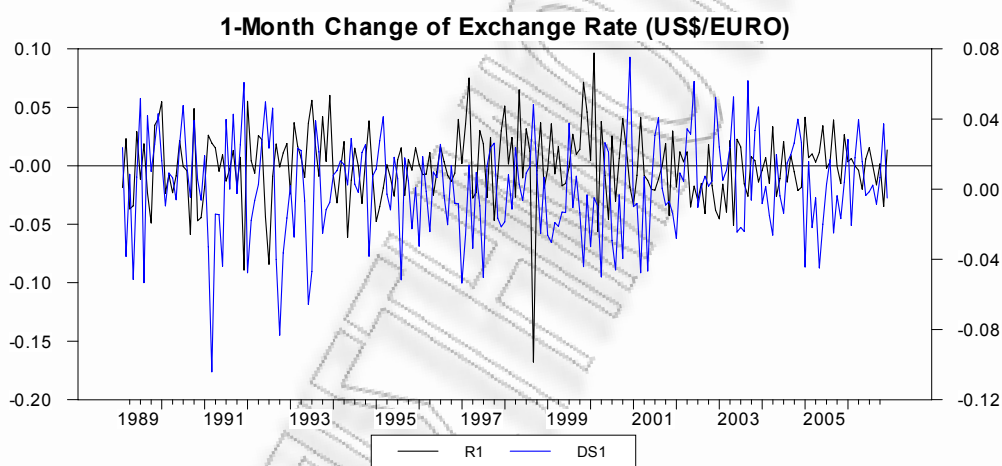
| | | | | |
|--------------------------------------|--------------|--------------------|----------|------------|
| Dependent Variable DSP | | | | |
| Monthly Data From 1989:02 To 2006:12 | | | | |
| Usable Observations | 215 | Degrees of Freedom | 213 | |
| Centered R**2 | 0.579995 | | | |
| Standard Error of Estimate | 0.0259613098 | | | |
| Sum of Squared Residuals | 0.1435597863 | | | |
| Log Likelihood | 480.92970 | | | |
| Durbin-Watson Statistic | 2.327287 | | | |
| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
| 1. Constant | 0.0027656010 | 0.0017898749 | 1.54514 | 0.12379768 |
| 2. DEU | 0.6568538039 | 0.0382995910 | 17.15041 | 0.00000000 |

¹ Τα κατάλοιπα που προκύπτουν από την OLS είναι $iid \sim (0, \sigma^2)$ και κατανέμονται κανονικά.

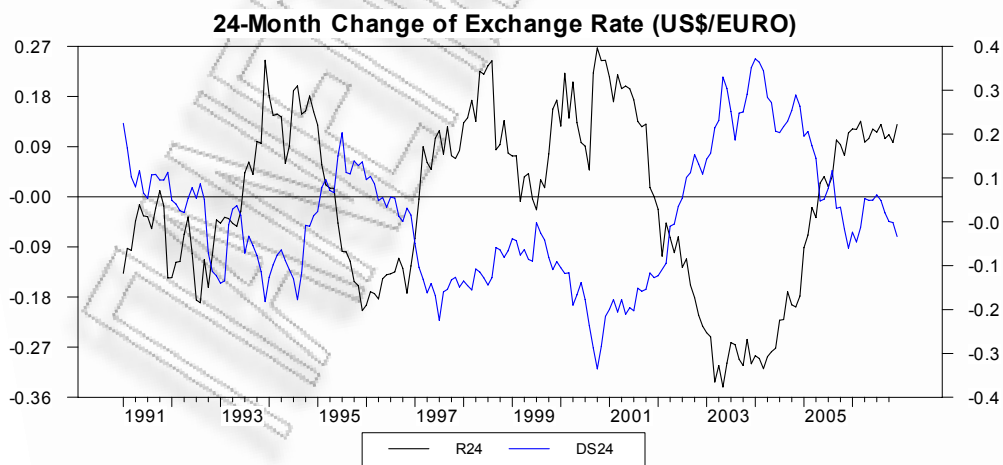
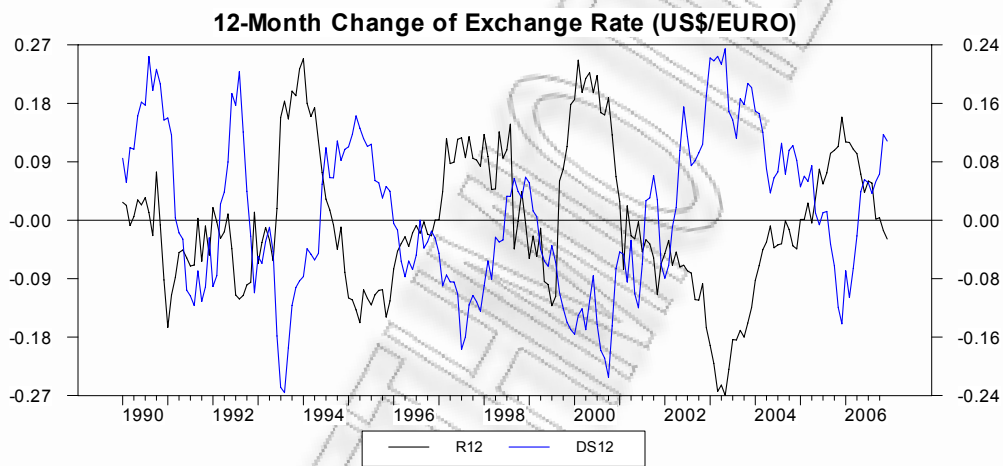
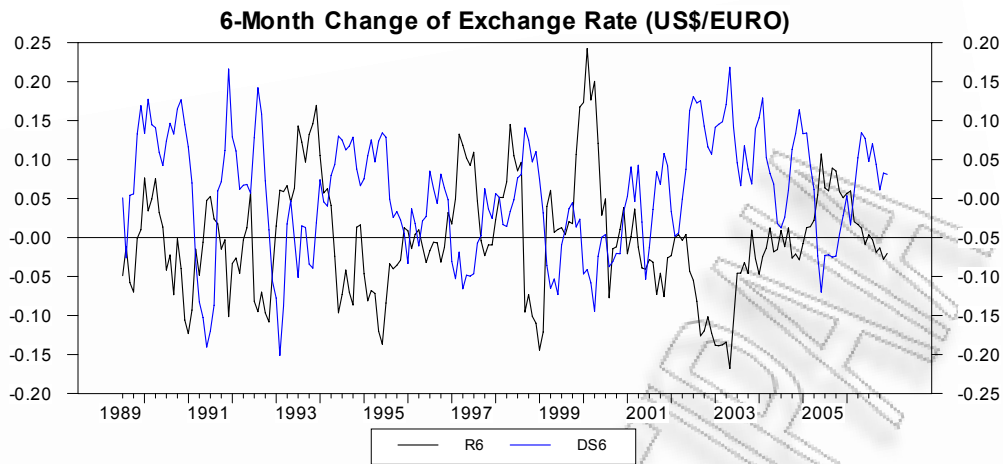
5.5. Σχέση Χρηματιστηριακών Δεικτών και Συναλλαγματικής Ισοτιμίας

Στη συνέχεια θα εξετάσουμε κατά πόσο ισχύει το συμπέρασμα ότι η συναλλαγματική ισοτιμία κινείται αντίθετα από τη σχετική τιμή P των χρηματιστηριακών δεικτών εκφρασμένων σε διαφορετικό νόμισμα. Η αρνητική αυτή σχέση ισχύει σύμφωνα με τη έρευνα του [Malliaropoulou \(1998\)](#).

Τη σχέση αυτή είναι εύκολο να τη διακρίνουμε από τη διαγραμματική απεικόνιση των αποδόσεων των μεταβλητών για διάφορες περιόδους. Όσο μεγαλώνει η περίοδος αναφοράς τόσο πιο καθαρά φαίνεται η αρνητική αυτή σχέση.



5. Εμπειρικά Αποτελέσματα



5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Πέραν των διαγραμμάτων, το παραπάνω θα εξεταστεί οικονομετρικά με τη μέθοδο OLS με την εξίσωση της μορφής:

$$R_{t-h,t} \equiv P_{t-h} - P_t = a_0 + a_1 \Delta s_{t-h,t} + e_t, \quad \text{όπου } h=1,3,6,12,24 \text{ μήνες.}$$

Πριν όμως χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο OLS θα ελέγξουμε αν οι αποδόσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμες, για να μην οδηγηθούμε σε νόθα (spurious) αποτελέσματα. Ο έλεγχος στασιμότητας θα γίνει με το Augmented Dickey-Fuller unit root test για την πρώτη διαφορά DS της μεταβλητής S. Σύμφωνα με το ADF unit root test που παρατίθεται στη συνέχεια η μεταβλητή DS είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller unit root test on DS

Null Hypothesis: DS has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -9.836748 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.461030 | |
| 5% level | -2.874932 | |
| 10% level | -2.573985 | |

Από την εφαρμογή της μεθόδου OLS για διάφορες περιόδους² καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζει τη σχετική τιμή των δεικτών και μάλιστα η σχέση αυτή είναι αρνητική.

Εξετάζοντας όμως και την αντίστροφη σχέση της μορφής

$$\Delta s_{t-h,t} = a_0 + a_1 R_{t-h,t} + u_t$$

για τις ίδιες περιόδους h όπως και προηγουμένως³, καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως και η σχετική τιμή των δεικτών επηρεάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία με αρνητικό πρόσημο.

^{2,3} Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων δίνονται στο παράρτημα. Επιπλέον τα κατάλοιπα που προκύπτουν είναι iid $\sim (0, \sigma^2)$ και κατανέμονται κανονικά.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Για μια πιο ολοκληρωμένη ανάλυση, σχετικά με την κατεύθυνση της επίδρασης θα μελετήσουμε τη μηνιαία απόδοση της σχετικής τιμής των χρηματιστηριακών δεικτών R και τη μηνιαία απόδοση της συναλλαγματικής ισοτιμίας DS σε ένα πλαίσιο Διανυσματικής Αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Σύμφωνα με το κριτήριο του Akaike θα χρησιμοποιηθεί 1 χρονική υστέρηση στο μοντέλο αυτό. Τα αποτελέσματα του VAR(1) παρατίθενται αναλυτικά στο παράρτημα.

Για τις μεταβλητές αυτές διενεργούμε Granger Causality test τα αποτελέσματα του οποίου έχουν ως εξής:

| Granger Causality Test | | | |
|-----------------------------|-----|-------------|-------------|
| Sample: 1989:01 2006:12 | | | |
| Lags: 1 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
| DS does not Granger Cause R | 214 | 9.36902 | 0.00249 |
| R does not Granger Cause DS | 214 | 0.01742 | 0.89511 |

Σύμφωνα με τον παραπάνω έλεγχο η συναλλαγματική ισοτιμία Granger-causes τη σχετική τιμή των χρηματιστηριακών δεικτών, ενώ το αντίστροφο δεν ισχύει. Η μονόδρομη αυτή επίδραση όπως φαίνεται από τα αποτελέσματα του VAR(1) έχει αρνητικό πρόσημο. Έτσι η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζει τη σχετική τιμή των χρηματιστηριακών δεικτών, οπότε κάθε κίνησή της ωθεί τη σχετική τιμή προς την αντίθετη κατεύθυνση.

Αφού βρήκαμε τη σχέση μεταξύ της σχετικής τιμής των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, στη συνέχεια θα εμβαθύνουμε για να δούμε κατά πόσο αυτή η σχέση υπάρχει και με τον κάθε χρηματιστηριακό δείκτη ξεχωριστά.

Αυτό θα γίνει σε ένα VAR(1) πλαίσιο ανάλυσης στο οποίο θα εξετάσουμε σε δύο βήματα τις μεταβλητές DS, DEU και DSP. Πρώτα θα εξεταστούν οι μεταβλητές σε διμεταβλητό περιβάλλον και έπειτα σε πολυμεταβλητό, για να ληφθεί υπόψη και η όποια αλληλεπίδραση υπάρχει μεταξύ τους.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.5.1. Διμεταβλητό Περιβάλλον

Από τα VAR(1) έχω τα παρακάτω αποτελέσματα για τα Granger-causality tests.

| Granger Causality Tests | | | |
|--------------------------------|-----|-------------|-------------|
| Sample: 1989:01 2006:12 | | | |
| Lags: 1 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
| DEU does not Granger Cause DS | 214 | 3.83372 | 0.05155 |
| DS does not Granger Cause DEU | | 2.42112 | 0.12121 |
| DSP does not Granger Cause DS | 214 | 5.10835 | 0.02483 |
| DS does not Granger Cause DSP | | 0.21680 | 0.64197 |
| DSP does not Granger Cause DEU | 214 | 0.10264 | 0.74900 |
| DEU does not Granger Cause DSP | | 1.55895 | 0.21320 |

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή DEU Granger-causes τη DS σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%, ενώ η μεταβλητή DSP Granger-causes τη DS σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Επίσης δεν φαίνεται να υπάρχει κάποια επίδραση ανάμεσα στους δυο χρηματιστηριακούς δείκτες, η οποία όμως όπως αποδείχθηκε προηγουμένως υπάρχει στην ταυτόχρονη σχέση τους.

Έτσι όταν οι μεταβλητές βρίσκονται σε διμεταβλητό περιβάλλον, υπάρχει επίδραση από τον κάθε χρηματιστηριακό δείκτη ξεχωριστά, προς τη συναλλαγματική ισοτιμία. Στη συνέχεια θα δούμε κατά πόσο τα αποτελέσματα αυτά ισχύουν και σε πολυμεταβλητό περιβάλλον.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.5.2. Πολυμεταβλητό Περιβάλλον

Από το VAR(1) έχω τα παρακάτω αποτελέσματα για τα Granger-causality tests.

Granger Causality Tests

Sample: 1989:01 2006:12

Included observations: 214

Dependent variable: DS

| Exclude | Chi-sq | df | Prob. |
|---------|----------|----|--------|
| DSP | 1.350512 | 1 | 0.2452 |
| DEU | 0.103943 | 1 | 0.7471 |
| All | 5.190596 | 2 | 0.0746 |

Dependent variable: DSP

| Exclude | Chi-sq | df | Prob. |
|---------|----------|----|--------|
| DS | 0.001019 | 1 | 0.9745 |
| DEU | 1.335440 | 1 | 0.2478 |
| All | 1.552590 | 2 | 0.4601 |

Dependent variable: DEU

| Exclude | Chi-sq | df | Prob. |
|---------|----------|----|--------|
| DS | 2.892377 | 1 | 0.0890 |
| DSP | 0.579645 | 1 | 0.4465 |
| All | 2.995937 | 2 | 0.2236 |

Παρατηρούμε ότι πλέον σε πολυμεταβλητό περιβάλλον η κάθε μια από τις μεταβλητές DEU και DSP, από μόνες τους δεν αιτιάζουν κατά Granger τη DS, ενώ συνολικά αυτό συμβαίνει σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%. Επιπλέον η μεταβλητή DS Granger-causes τη DEU σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%, κάτι το οποίο δεν ίσχυε σε διμεταβλητό περιβάλλον.

Δηλαδή συμπεραίνουμε ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger συνολικά από τους δυο χρηματιστηριακούς δείκτες προς τη συναλλαγματική ισοτιμία, ενώ παράλληλα υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη συναλλαγματική ισοτιμία προς το χρηματιστηριακό δείκτη Eurostoxx 50.

5.5.3. Choleski Decomposition

Για να δούμε την αντίδραση των μεταβλητών μεταξύ τους θα χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο Choleski decomposition. Με τη μέθοδο αυτή θα μπορέσουμε να δούμε εάν και πόσο επιδρά η κάθε μεταβλητή στις υπόλοιπες. Το shock το οποίο δέχεται η εκάστοτε μεταβλητή σε κάθε περίοδο, είναι η μεταβολή της κατά μια μονάδα, π.χ. κατά 1 basis point.

Επιπλέον με τη μέθοδο αυτή θα μπορέσουμε να δούμε την ταυτόχρονη (contemporaneous) επίδραση, όπως προτείνει και το κριτήριο πληροφoρίας του Schwarz για το VAR, το οποίο δεν μπορούσαμε να μελετήσουμε άμεσα μέσω του VAR αφού έπρεπε να χρησιμοποιήσουμε τουλάχιστον μια χρονική υστέρηση στα δεδομένα μας. Η σειρά που χρησιμοποιείται για το Choleski decomposition, είναι: **DSP** → **DEU** → **DS**.

| Responses to shocks in DSP | | | |
|----------------------------|----------|---------|----------|
| | DSP | DEU | DS |
| 0 | 1.00000 | 0.88747 | -0.05335 |
| 1 | -0.03723 | 0.11409 | -0.11383 |
| 2 | 0.01791 | 0.02101 | -0.01163 |
| 3 | -0.00011 | 0.00430 | -0.00331 |
| 4 | 0.00050 | 0.00071 | -0.00045 |
| 5 | 0.00001 | 0.00015 | -0.00011 |
| 6 | 0.00001 | 0.00002 | -0.00002 |
| 7 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 8 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 9 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 10 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 11 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 12 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |

Μεταβολή μιας μονάδας στη μεταβλητή DSP, έχει ως αποτέλεσμα την ταυτόχρονη αύξηση της μεταβλητής DEU κατά 0,88747 μονάδες και την ταυτόχρονη μείωση της μεταβλητής DS κατά 0,05335 μονάδες.

Έπειτα από μια περίοδο η DSP βρίσκεται 0,03723 μονάδες κάτω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DEU και DS βρίσκονται 0,11409 μονάδες πάνω και 0,11383 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Κατά τη δεύτερη περίοδο η DSP βρίσκεται 0,01791 μονάδες πάνω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DEU και DS βρίσκονται 0,02101 μονάδες πάνω και 0,01163 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

Κατά την τρίτη περίοδο η επίδραση της DSP στις άλλες μεταβλητές έχει αρχίσει να εξασθενεί και ελαχιστοποιείται στην έκτη περίοδο.

| Responses to shocks in DEU | | | |
|----------------------------|----------|---------|----------|
| | DSP | DEU | DS |
| 0 | 0.00000 | 1.00000 | -0.34843 |
| 1 | 0.11381 | 0.08046 | -0.06011 |
| 2 | -0.00678 | 0.02406 | -0.01838 |
| 3 | 0.00365 | 0.00336 | -0.00193 |
| 4 | -0.00013 | 0.00078 | -0.00061 |
| 5 | 0.00011 | 0.00012 | -0.00007 |
| 6 | -0.00000 | 0.00003 | -0.00002 |
| 7 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 8 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 9 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 10 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 11 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 12 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |

Μεταβολή μιας μονάδας στη μεταβλητή DEU, έχει ως αποτέλεσμα την ταυτόχρονη μείωση της μεταβλητής DS κατά 0,34843 μονάδες, ενώ δεν επηρεάζει καθόλου την DSP.

Έπειτα από μια περίοδο η DEU βρίσκεται 0,08046 μονάδες πάνω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DSP και DS βρίσκονται 0,11381 μονάδες πάνω και 0,06011 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

Κατά τη δεύτερη περίοδο η DEU βρίσκεται 0,02406 μονάδες πάνω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DSP και DS βρίσκονται 0,00678 και 0,01838 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

Κατά την τρίτη περίοδο η επίδραση της DEU στις άλλες μεταβλητές έχει αρχίσει να εξασθενεί και ελαχιστοποιείται στην έκτη περίοδο.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

| Responses to shocks in DS | | | |
|---------------------------|----------|----------|---------|
| | DSP | DEU | DS |
| 0 | 0.00000 | 0.00000 | 1.00000 |
| 1 | 0.00340 | -0.20796 | 0.10877 |
| 2 | -0.02402 | -0.02396 | 0.01615 |
| 3 | 0.00064 | -0.00585 | 0.00441 |
| 4 | -0.00075 | -0.00090 | 0.00055 |
| 5 | 0.00000 | -0.00019 | 0.00015 |
| 6 | -0.00002 | -0.00003 | 0.00002 |
| 7 | -0.00000 | -0.00001 | 0.00000 |
| 8 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 9 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 10 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 11 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 12 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |

Η μεταβολή μιας μονάδας στη μεταβλητή DS, αφήνει ανεπηρέαστες τις μεταβλητές DSP και DEU.

Έπειτα από μια περίοδο η DS βρίσκεται 0,10877 μονάδες πάνω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DSP και DEU βρίσκονται 0,00340 μονάδες πάνω και 0,20796 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

Κατά τη δεύτερη περίοδο η DS βρίσκεται 0,01615 μονάδες πάνω από την αρχική της τιμή, ενώ οι DSP και DEU βρίσκονται 0,02402 και 0,02396 μονάδες κάτω από την αρχική τους τιμή αντίστοιχα.

Κατά την τρίτη περίοδο η επίδραση της DS στις άλλες μεταβλητές έχει αρχίσει να εξασθενεί και ελαχιστοποιείται στην έκτη περίοδο.

Στη συνέχεια εμφανίζονται τα παραπάνω αποτελέσματα αλλά από μια άλλη οπτική γωνία. Τώρα βλέπουμε πως επιδρά η κάθε μεταβλητή σε κάθε αλλαγή που σημειώνεται στις υπόλοιπες.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Responses of DSP to shocks in

| | DSP | DEU | DS |
|----|----------|----------|----------|
| 0 | 1.00000 | 0.00000 | 0.00000 |
| 1 | -0.03723 | 0.11381 | 0.00340 |
| 2 | 0.01791 | -0.00678 | -0.02402 |
| 3 | -0.00011 | 0.00365 | 0.00064 |
| 4 | 0.00050 | -0.00013 | -0.00075 |
| 5 | 0.00001 | 0.00011 | 0.00000 |
| 6 | 0.00001 | -0.00000 | -0.00002 |
| 7 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 8 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 9 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 10 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 11 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 12 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |

Responses of DEU to shocks in

| | DSP | DEU | DS |
|----|---------|---------|----------|
| 0 | 0.88747 | 1.00000 | 0.00000 |
| 1 | 0.11409 | 0.08046 | -0.20796 |
| 2 | 0.02101 | 0.02406 | -0.02396 |
| 3 | 0.00430 | 0.00336 | -0.00585 |
| 4 | 0.00071 | 0.00078 | -0.00090 |
| 5 | 0.00015 | 0.00012 | -0.00019 |
| 6 | 0.00002 | 0.00003 | -0.00003 |
| 7 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00001 |
| 8 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 9 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 10 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 11 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |
| 12 | 0.00000 | 0.00000 | -0.00000 |

Responses of DS to shocks in

| | DSP | DEU | DS |
|----|----------|----------|---------|
| 0 | -0.05335 | -0.34843 | 1.00000 |
| 1 | -0.11383 | -0.06011 | 0.10877 |
| 2 | -0.01163 | -0.01838 | 0.01615 |
| 3 | -0.00331 | -0.00193 | 0.00441 |
| 4 | -0.00045 | -0.00061 | 0.00055 |
| 5 | -0.00011 | -0.00007 | 0.00015 |
| 6 | -0.00002 | -0.00002 | 0.00002 |
| 7 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 8 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 9 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 10 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 11 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |
| 12 | -0.00000 | -0.00000 | 0.00000 |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.5.4. Decomposition of Variance

Από τη μέθοδο Decomposition of Variance για την κάθε μεταβλητή, τα αποτελέσματα της οποίας παρουσιάζονται στη συνέχεια μπορούμε να δούμε ποιο ποσοστό της επίδρασης εξηγείται από κάθε μεταβλητή και σε ποια περίοδο, βγάζοντας έτσι επιπλέον συμπεράσματα για την αλληλεπίδραση των μεταβλητών.

| Decomposition of Variance for Series DSP | | | | |
|--|------------|---------|-------|-------|
| Step | Std Error | DSP | DEU | DS |
| 1 | 0.03971120 | 100.000 | 0.000 | 0.000 |
| 2 | 0.03987464 | 99.319 | 0.680 | 0.000 |
| 3 | 0.03988617 | 99.294 | 0.682 | 0.024 |
| 4 | 0.03988631 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 5 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 6 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 7 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 8 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 9 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 10 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 11 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |
| 12 | 0.03988632 | 99.293 | 0.683 | 0.024 |

Η διακύμανση της μεταβλητής DSP εξηγείται σε ποσοστό 100% από την ίδια στο πρώτο βήμα, ενώ από το δεύτερο και έπειτα συμμετέχει σε μικρό βαθμό και η DEU. Από το τρίτο βήμα και έπειτα συμμετέχει ελάχιστα και η DS.

| Decomposition of Variance for Series DEU | | | | |
|--|------------|--------|--------|-------|
| Step | Std Error | DSP | DEU | DS |
| 1 | 0.04557361 | 59.801 | 40.199 | 0.000 |
| 2 | 0.04616282 | 59.248 | 39.433 | 1.320 |
| 3 | 0.04617964 | 59.237 | 39.427 | 1.336 |
| 4 | 0.04618030 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 5 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 6 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 7 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 8 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 9 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 10 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 11 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |
| 12 | 0.04618032 | 59.237 | 39.426 | 1.337 |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Η διακύμανση της μεταβλητής DEU εξηγείται στο πρώτο βήμα σε ποσοστό 40,199% από την ίδια και σε μεγαλύτερο ποσοστό της τάξης του 59,801% από την DSP. Η DS συμμετέχει ελάχιστα από το δεύτερο βήμα και έπειτα.

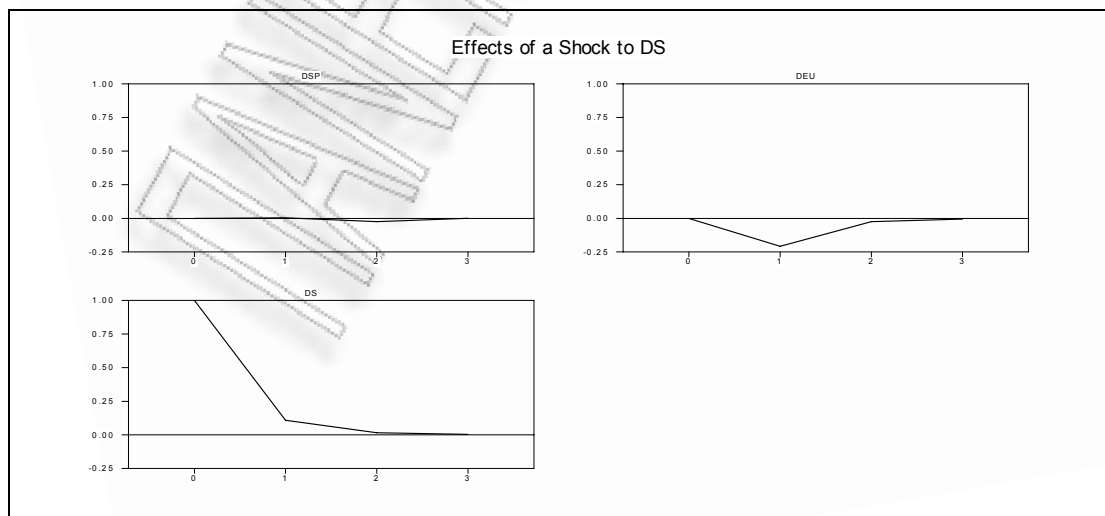
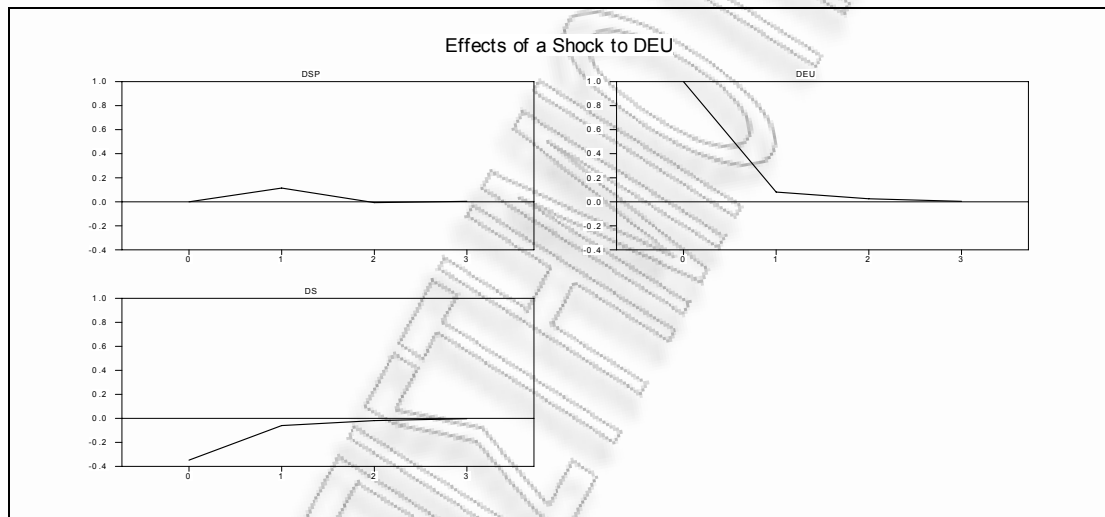
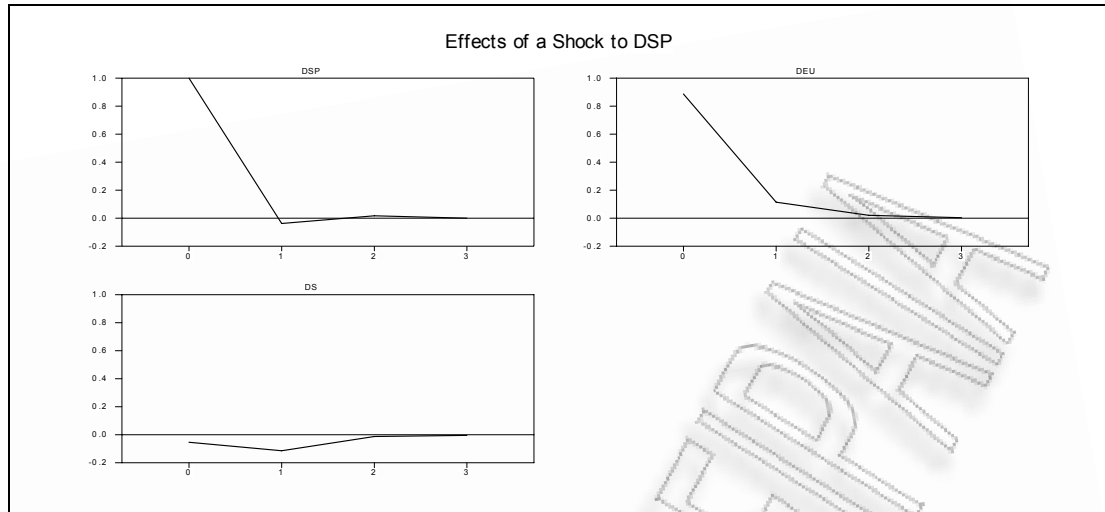
| Decomposition of Variance for Series DS | | | | |
|---|------------|-------|--------|--------|
| Step | Std Error | DSP | DEU | DS |
| 1 | 0.02749709 | 0.594 | 13.406 | 86.000 |
| 2 | 0.02805769 | 3.166 | 13.259 | 83.575 |
| 3 | 0.02806954 | 3.190 | 13.283 | 83.526 |
| 4 | 0.02807012 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 5 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 6 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 7 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 8 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 9 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 10 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 11 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |
| 12 | 0.02807014 | 3.192 | 13.283 | 83.524 |

Η διακύμανση της μεταβλητής DS εξηγείται στο πρώτο βήμα σε ποσοστό 86% από την ίδια και σε μικρότερο ποσοστό της τάξης του 13,406% από την DEU και 0,594% από την DSP. Στο δεύτερο βήμα η DSP συμμετέχει λίγο περισσότερο με ποσοστό 3,166%.

Συμπερασματικά από την παραπάνω ανάλυση μπορούμε να πούμε πως από τις επιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών, οι σημαντικότερες είναι αυτές του S&P 500 στον Eurostoxx 50 και του Eurostoxx 50 στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Τα παραπάνω μπορούν να απεικονιστούν διαγραμματικά μέσω των Impulse responses, οι οποίες στηρίζονται στη μέθοδο του Choleski decomposition.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα



5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Τα παραπάνω αποτελέσματα μας δίνουν σαφείς ενδείξεις ότι υπάρχει επίδραση των χρηματιστηριακών δεικτών μεταξύ τους αλλά και με τη συναλλαγματική ισοτιμία \$/€.

Περιγραφικά οι επιδράσεις αυτές μπορούν να αναλυθούν σε 3 φάσεις με βάση τη χρονική υστέρηση που εμφανίζονται.

Χρόνος 0:

- Η διαταραχή ξεκινάει από το χρηματιστηριακό δείκτη S&P 500 ο οποίος επηρεάζει θετικά το χρηματιστηριακό δείκτη Eurostoxx 50 και αρνητικά τη συναλλαγματική ισοτιμία, ενώ την ίδια στιγμή ο Eurostoxx 50 επιδρά αρνητικά στην ισοτιμία.

Χρόνος 1:

- Ο S&P 500 επιδρά θετικά στον Eurostoxx 50 και αρνητικά στην ισοτιμία.

- Ο Eurostoxx 50 επιστρέφει μια θετική επίδραση στον S&P 500 οδηγώντας σε περαιτέρω αύξησή του. Επιπλέον επιδρά αρνητικά στην ισοτιμία μειώνοντάς την κι άλλο.

- Η ισοτιμία με τη σειρά της επιστρέφει ένα μέρος των επιδράσεων που έχει δεχτεί στον Eurostoxx 50 αυξάνοντας τον.

Χρόνος 2:

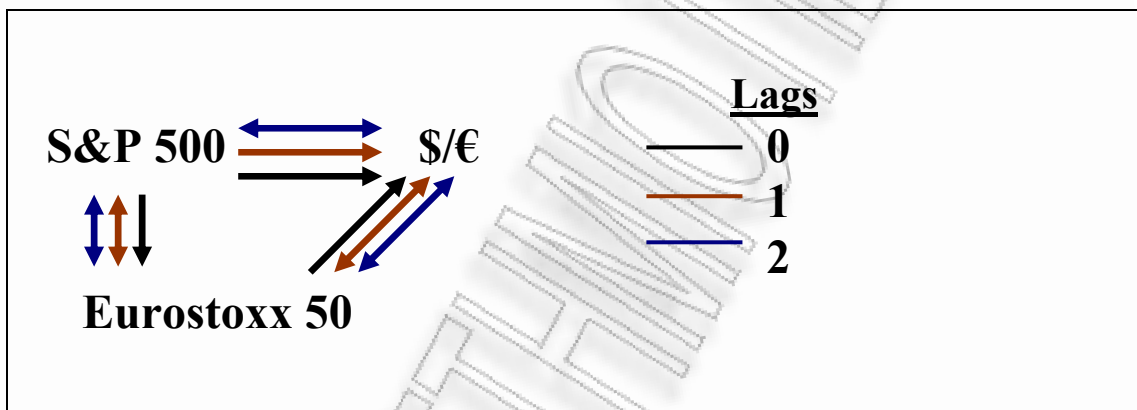
- Ο S&P 500 επηρεάζει θετικά το χρηματιστηριακό δείκτη Eurostoxx 50 και αρνητικά τη συναλλαγματική ισοτιμία, ενώ την ίδια στιγμή επηρεάζεται αρνητικά τόσο από τον Eurostoxx 50, όσο και από την ισοτιμία.

- Ο Eurostoxx 50 επηρεάζει και επηρεάζεται αρνητικά από την ισοτιμία.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Από τα παραπάνω βλέπουμε πως η διαταραχή ξεκινά από τον S&P 500 ισχυρά προς τον Eurostoxx 50 και πιο ασθενή προς την ισοτιμία. Η ισοτιμία φαίνεται να έχει έναν διαμεσολαβητικό ρόλο έτσι ώστε να κρατηθεί μια ισορροπία μεταξύ των δύο χρηματιστηριακών δεικτών. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να υπάρχει μια mean reversion τάση του relative capitalization της Αμερικής και της Ευρώπης, δηλαδή της σχετικής τιμής P των δεικτών του χρηματιστηρίου, την οποία αναλύσαμε προηγουμένως.

Τα παραπάνω απεικονίζονται στο διάγραμμα ροής που ακολουθεί:



5.6. Έλεγχος για Συνολοκλήρωση (Cointegration Test)

Μέχρι τώρα αναλύσαμε τη βραχυχρόνια σχέση των κύριων δεικτών του Αμερικανικού και Ευρωπαϊκού χρηματιστηρίου μεταξύ τους, αλλά κυρίως πως αλληλεπιδρούν με τη συναλλαγματική ισοτιμία \$/€. Στη συνέχεια θα εξετάσουμε τη σχέση αυτή σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Αυτό θα γίνει μέσω της θεωρίας συνολοκλήρωσης.

Δεδομένης της μη στασιμότητας στα επίπεδα των μεταβλητών P και S, τα οποία θέλουμε να μελετήσουμε στη συνέχεια, θα δούμε αν υπάρχει κάποια μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους χρησιμοποιώντας πρώτα τη μέθοδο των Engle-Granger και έπειτα τη μέθοδο του Johansen.

Για τις μεθόδους αυτές το βέλτιστο lag που προτείνεται από το κριτήριο του Akaike είναι 1, ενώ από το κριτήριο του Schwarz είναι 0. Αν και θα εφαρμόσουμε τις μεθόδους και για τις δύο προτεινόμενες υστερήσεις, αυτή στην οποία θα στηρίξουμε τα συμπεράσματά μας είναι του Schwarz.

Πριν προχωρήσουμε στους ελέγχους για συνολοκλήρωση θα εξετάσουμε τις μεταβλητές P και S, για να δούμε το βαθμό ολοκλήρωσής τους. Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα των ADF unit root tests για τα επίπεδα και τις πρώτες διαφορές DP και DS των μεταβλητών είναι:

| Augmented Dickey-Fuller unit root tests | | | |
|---|-------------|--------------------|--------|
| Series | Lag Length* | ADF test statistic | Prob. |
| P | 1 | -2,0097 | 0,2826 |
| S | 2 | -1,7412 | 0,4091 |
| DP | 0 | -15,4467 | 0,0000 |
| DS | 1 | -9,8367 | 0,0000 |

* Οι χρονικές υστερήσεις βασίζονται στο κριτήριο πληροφορίας του Schwarz.

Βλέπουμε από τον παραπάνω πίνακα ότι οι μεταβλητές P και S είναι ολοκληρωμένες πρώτη τάξης, δηλαδή I(1), οπότε μπορούμε να προχωρήσουμε στη διεξαγωγή των ελέγχων για συνολοκλήρωση.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.6.1. Engle-Granger Cointegration Test

Ο έλεγχος των Engle-Granger για συνολοκλήρωση στηρίζεται στην εκτίμηση μιας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας, δηλαδή μιας εξίσωσης της μορφής:

$$P = \beta_0 + \beta_1 S + u_t$$

Από την παλινδρόμηση αυτή της μεταβλητής S στην P , διενεργούμε τον έλεγχο ADF unit root test, πάνω στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα των καταλοίπων που έχει τη μορφή:

$$\Delta u_t = c + \alpha u_{t-1} + e_t$$

Αν τα κατάλοιπα είναι στάσιμα τότε οι μεταβλητές P και S συνολοκληρώνονται, ενώ αν τα κατάλοιπα είναι μη-στάσιμα τότε οι μεταβλητές P και S δε συνολοκληρώνονται.

Ουσιαστικά για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης των Engle και Granger, η μηδενική υπόθεση είναι αυτή της ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών P και S , έναντι της εναλλακτικής της μη ύπαρξης συνολοκλήρωσης.

Επειδή το κριτήριο πληροφορίας του Akaike προτείνει 1 χρονική υστέρηση, ενώ το πιο αυστηρό του Schwarz προτείνει 0 χρονικές υστερήσεις, ο έλεγχος θα διεξαχθεί και για τις δύο περιπτώσεις. Τα αποτελέσματα των ADF unit root tests για τις δύο περιπτώσεις των χρονικών υστερήσεων είναι:

Augmented Dickey Fuller unit root test on U

Null Hypothesis: U has a unit root

Lag Length: 0

| | t-Statistic | Prob. |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.734117 | 0.0042 |
| Test critical values: 1% level | -3.460739 | |
| 5% level | -2.874804 | |
| 10% level | -2.573917 | |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Augmented Dickey Fuller unit root test on U

Null Hypothesis: U has a unit root

Lag Length: 1

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.267058 | 0.0177 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.460884 | |
| 5% level | -2.874868 | |
| 10% level | -2.573951 | |

Όπως βλέπουμε και στις δύο περιπτώσεις τα κατάλοιπα U χαρακτηρίζονται από στασιμότητα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, το οποίο σημαίνει ότι οι μεταβλητές P και S συνολοκληρώνονται.

Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ της σχετικής κεφαλαιοποίησης της Αμερικής και της Ευρώπης και της συναλλαγματικής ισοτιμίας \$/€.

Λόγω των περιορισμένων δυνατοτήτων του ελέγχου συνολοκλήρωσης των Engle και Granger, στη συνέχεια θα εξετάσουμε αυτή τη σχέση ισορροπίας και με τη μέθοδο του Johansen.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.6.2. Johansen Cointegration Test

Η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο αυτό όπως και πριν είναι η ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών, έναντι της εναλλακτικής της μη ύπαρξης.

Όπως αποδείχθηκε προηγουμένως τα κατάλοιπα χαρακτηρίζονται από στασιμότητα οπότε μπορούμε να προχωρήσουμε στη χρήση της μεθόδου αυτής για 0 και 1 χρονική υστέρηση.

Τα αποτελέσματα της μεθόδου αυτής για 0 χρονικές υστερήσεις έχουν ως εξής:

Johansen Cointegration Test

Sample: 1989:02 2006:12

Observations: 215

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: S P

Lags interval: 0

Unrestricted Cointegration Rank Test

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | Max-Eigen Statistic |
|------------------------------|--------------------|------------------------|
| None | 16.92817* | 14.72938* |
| At most 1 | 2.198790 | 2.198790 |

*denotes rejection of the hypothesis at the 5% level

Trace test indicates 1 cointegrating equation at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation at the 5% level

1 Cointegrating Equation: Log likelihood 933.9406

Το τεστ του Johansen για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μας δίνει θετικά αποτελέσματα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, οπότε υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών S και P. Καταλήγει δηλαδή στο ίδιο συμπέρασμα με τον έλεγχο των Engle και Granger.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Οι συντελεστές της εξίσωσης αυτής δίνονται παρακάτω.

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|-------------------------------------|
| S(-1) | 1.000000 |
| P(-1) | 1.290863 (0.18621) [6.93237] |
| C | -1.429147 |

Εξετάζοντας τα Error Correction Terms μπορούμε να βγάλουμε συμπεράσματα για την ύπαρξη αιτιότητας μεταξύ των δυο μεταβλητών.

Error Correction Terms

Standard errors in () & t-statistics in []

| Error Correction: | D(S) | D(P) |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.009294 (0.02535) [-0.36660] | -0.090948 (0.02669) [-3.40733] |
| C | 0.000788 (0.00192) [0.41021] | -0.000415 (0.00202) [-0.20525] |

Για το συντελεστή β του S το t-statistic του έλεγχου της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta=0$, είναι -0,36660, δηλαδή μικρότερο σε απόλυτη τιμή από την κριτική τιμή -1,96, άρα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Αυτό συνεπάγεται ότι η μεταβλητή S είναι εξωγενής μακροπρόθεσμα.

Για το συντελεστή β του P το t-statistic του έλεγχου της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta=0$, είναι -3,40733, δηλαδή μεγαλύτερο σε απόλυτη τιμή από την κριτική τιμή -1,96, άρα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Αυτό συνεπάγεται ότι η μεταβλητή P δεν είναι εξωγενής μακροπρόθεσμα.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Από τα παραπάνω καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όχι μόνο υπάρχει μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των S και P, αλλά επιπλέον υπάρχει μακροπρόθεσμα αιτιότητα από την S προς την P, $S \rightarrow P$.

Τα αποτελέσματα της μεθόδου του Johansen για 1 χρονική υστέρηση έχουν ως εξής:

Johansen Cointegration Test

Sample: 1989:03 2006:12
Observations: 214
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: S P
Lags interval: 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | Max-Eigen Statistic |
|---------------------------|-----------------|---------------------|
| None | 13.80483** | 10.86707** |
| At most 1 | 2.937761 | 2.937761 |

**denotes rejection of the hypothesis at the 10% level

Trace test indicates 1 cointegrating equation at the 10% level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation at the 10% level

1 Cointegrating Equation: Log likelihood 932.8765

Το τεστ του Johansen για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μας δίνει θετικά αποτελέσματα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%, οπότε υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών S και P. Καταλήγει δηλαδή στο ίδιο συμπέρασμα με τον έλεγχο των Engle και Granger.

Οι συντελεστές της εξίσωσης αυτής δίνονται παρακάτω.

Vector Error Correction Estimates

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|-------------------------------------|
| S(-1) | 1.000000 |
| P(-1) | 1.250720 (0.20816) [6.00859] |
| C | -1.388814 |

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Εξετάζοντας τα Error Correction Terms μπορούμε να βγάλουμε συμπεράσματα για την ύπαρξη αιτιότητας μεταξύ των δυο μεταβλητών.

| Error Correction Terms | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| Error Correction: | D(S) | D(P) |
| CointEq1 | -0.021969 (0.02684) [-0.81860] | -0.074528 (0.02818) [-2.64459] |
| D(S(-1)) | 0.147927 (0.07573) [1.95335] | -0.192289 (0.07952) [-2.41811] |
| D(P(-1)) | 0.021560 (0.06994) [0.30825] | -0.100535 (0.07344) [-1.36886] |
| C | 0.000571 (0.00192) [0.29761] | -0.000222 (0.00201) [-0.11008] |

Για το συντελεστή β του S το t-statistic του έλεγχου της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta=0$, είναι -0,81860, δηλαδή μικρότερο σε απόλυτη τιμή από την κριτική τιμή -1,96, άρα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Αυτό συνεπάγεται ότι η μεταβλητή S είναι εξωγενής μακροπρόθεσμα.

Για το συντελεστή β του P το t-statistic του έλεγχου της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \beta=0$, είναι -2,64459, δηλαδή μεγαλύτερο σε απόλυτη τιμή από την κριτική τιμή -1,96, άρα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Αυτό συνεπάγεται ότι η μεταβλητή P δεν είναι εξωγενής μακροπρόθεσμα.

Από τα παραπάνω καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όπως και προηγουμένως, υπάρχει μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των S και P και μακροπρόθεσμα υπάρχει αιτιότητα από την S προς την P, $S \rightarrow P$.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Το συμπέρασμα από τις δύο προηγούμενες μεθόδους συνολοκλήρωσης είναι πως υπάρχει μια long-run ισορροπία στις μεταβλητές S και P, δηλαδή στη σχετική κεφαλαιοποίηση της Αμερικής και της Ευρώπης και στη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου-ευρώ, ενώ παράλληλα υπάρχει αιτιότητα με την εξής κατεύθυνση: $S \rightarrow P$.

Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με αυτό των [Abdala και Murinde \(1997\)](#) και των [Granger, Huang και Yang \(2000\)](#), ενώ έρχεται σε αντίθεση με τους [Nieh και Lee \(2000\)](#).

5.7. Οικονομικά Συμπεράσματα

Αυτό το οποίο αρχικά αποδείξαμε είναι η ύπαρξη τάσης για επιστροφή στο μέσο της σχετικής κεφαλαιοποίησης της Αμερικής και της Ευρώπης. Η τάση αυτή οφείλεται στην αλληλεπίδρασή της με τη συναλλαγματική ισοτιμία.

Από την βραχυπρόθεσμη ανάλυση των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι ορατή η αλληλεπίδραση των μεταβλητών μεταξύ τους, με τέτοιο τρόπο ώστε να υπάρχει η τάση η σχετική κεφαλαιοποίηση της Αμερικής και της Ευρώπης να επιστρέφει σε μια κατάσταση ισορροπίας μετά από μια χρονική περίοδο.

Τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα οι κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας αιτιάζονται τη σχετική κεφαλαιοποίηση. Η μακροπρόθεσμη αυτή σχέση των δύο μεταβλητών έρχεται να ισχυροποιήσει την παραδοσιακή προσέγγιση, η οποία θέλει τη μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία να προκαλεί τη μεταβολή στις τιμές των μετοχών.

Με βάση τα παραπάνω και την αρνητική συσχέτιση μεταξύ των χρηματιστηρίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, οι επενδυτές φαίνεται να αποζημιώνονται μακροπρόθεσμα από τη συναλλαγματική ισοτιμία για επενδύσεις που έκαναν σε αγορές που δεν εκπλήρωσαν τις οικονομικές τους προσδοκίες.

6. Ανακεφαλαίωση

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να εξετάσει την ύπαρξη του mean reversion στις χρηματιστηριακές αγορές της Αμερικής και της Ευρώπης μέσω της σχετικής τιμής των χρηματιστηριακών δεικτών Dow Jones Eurostoxx 50 και Standard & Poor's 500 και τον τρόπο με τον οποίο αλληλεπιδρά με τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου-ευρώ.

Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα που αφορούν την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1989 έως τον Δεκέμβριο του 2006 για τους δείκτες του χρηματιστηρίου Dow Jones Eurostoxx 50 και Standard & Poor's 500, αλλά και για τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου-ευρώ.

Με τη χρήση εξειδικευμένων οικονομετρικών μεθόδων αποδείξαμε την ύπαρξη τάσης για επιστροφή στο μέσο, της σχετικής κεφαλαιοποίησης της Αμερικής και της Ευρώπης. Από την περαιτέρω ανάλυση ανακαλύψαμε ότι η τάση αυτή οφείλεται όχι μόνο στην ταυτόχρονη κίνηση των δύο δεικτών προς την ίδια κατεύθυνση, αλλά κατά κύριο λόγο στην κίνηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Από την ανάλυση τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα συμπεραίνουμε ότι οι κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας αιτιάζουν τη σχετική κεφαλαιοποίηση. Η μακροπρόθεσμη αυτή σχέση των δύο μεταβλητών έρχεται να ισχυροποιήσει την παραδοσιακή προσέγγιση, η οποία θέλει τη μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία να προκαλεί τη μεταβολή στις τιμές των μετοχών.

Τέλος αποδείχθηκε η ύπαρξη μιας αρνητικής σχέσης μεταξύ των χρηματιστηρίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Έτσι οι επενδυτές οι οποίοι στηρίχθηκαν σε αγορές που δεν απέδωσαν όσο ανέμεναν, αποζημιώνονται τελικά από τα κέρδη της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Το αποτέλεσμα της μακροπρόθεσμης αιτιότητας μπορεί ίσως να ερμηνευθεί ως αποτέλεσμα μιας επίδρασης της ισοτιμίας στην ανταγωνιστικότητα των εταιρειών και κατά συνέπεια στα μακροπρόθεσμα κέρδη. Αυτό είναι ένα ενδιαφέρον θέμα για μελλοντική έρευνα.

7. Βιβλιογραφία

Abdalla, I.S.A. and Murinde, V., 1997, "Exchange rate and stock prices interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines", *Applied Financial Economics*, 7:25-35.

Annaert, J. and W. V. Hyfte, 2004, "Long Horizon Mean Reversion for the Brussels Stock Exchange: Evidence for the 19th Century", working paper, Ghent University.

Bachelier, L., 1900, "Theorie de la speculation", *Ann. Sci. Ecole Norm. Sup.*17, 21-86

Balvers, R., Y. Wu and E. Gilliland, 2000, "Mean Reversion Across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies", *Journal of Finance*, 55, 745–772.

Chaudhuri, K. and Wu, Y., 2003, "Random walk versus breaking trend in stock prices: evidence from emerging markets", *Journal of Banking and Finance*, 27: 575–92

Chaudhuri, K. and Wu, Y., 2004, "Mean reversion in stock prices: evidence from emerging markets", *Managerial Finance*, 30: 22–31

Chow, K. V. and Denning, K., 1993, "A simple multiple variance ratio test", *Journal of Econometrics*, 58, 385-401.

Cochrane, J.H., 1988, "How Big Is the Random Walk in GNP?", *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, 893-920

DeBondt, W. F. M. and R. H. Thaler, 1985, "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance* 40(3): 793-808.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431.

Engle, F.R and Granger, C.W, 1987, "Co-Integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol.55, No.2, 251-276.

Fama, E.F., 1965, "The Behavior of Stock-Market Prices", *Journal of Business*, volume 38, page 34

Fama, E. F. and K. R. French, 1988, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, 92, 246–273.

Geweke, J., Meese, R., and Dent, W., 1983, "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence", *Journal of Econometrics* 21, 161-94.

Granger, C.W, 1969, "Investigation causal relations by econometrics models and crossspectral methods", *Econometrica*, Vol.37, 424-39.

Granger, C.W, 1988, "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, 39,199-211.

Granger, C.W, Huang, B. and Yang, C., 2000, "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from Asian flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40, 337-354.

Hansen, L.P. and Hodrick, R.J., 1980, "Forward Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy* 88, 829-853.

7. Βιβλιογραφία

Hatemi, A. and Irandoust, M., 2002, “On the Causality Between exchange rates and stock prices: A note”, *Bulletin of Economic Research* 54:2, 0307-3378.

Johansen, S., 1988, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S., 1991, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551–1580.

Johansen, S. and Juselius, K., 1990, “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.

Kim, C.-J., C. R. Nelson and R. Startz, 1991, “Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence”, *Review of Economic Studies*, 48, 515–528.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y., 1992, “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics* 54, 159-178.

Liu, C.Y. and He, J, 1991, “A variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates”, *J. Finance* 36, 773–785.

Lo, A. W., and A. C. MacKinlay, 1988, “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, *Review of Financial Studies*, 1, 41–66.

Malliaropulos, D., 1996, “Are Long-Horizon Stock Returns Predictable? A Bootstrap Analysis”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 23(1) , 93-106

7. Βιβλιογραφία

Malliaropoulos, D, 1998, “International Stock Return Differentials and Real Exchange Rate Changes”, *Journal of International Money and Finance*, 17, 493-511

Malliaropoulos, D. and Priestley, R., 1999 ,”Mean reversion in Southeast Asian stock Markets”, *Journal of Empirical Finance*, 6, 355–384

McQueen, G., 1992, “Long-Horizon Mean-Reverting Stock Prices Resited”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 1–18.

Narayan, P. and Smyth, R., 2005, “Are OECD stock prices characterized by a random walk? Evidence from sequential trend break and panel data models”, *Applied Financial Economics*, 15, 547-56

Nieh, C., Lee, C., 2001, “Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 41, 477-490.

Perron, P. and Phillips P.C.B., 1988, “Testing for unit root in time series regression”, *Biometrika* 75, 599-607.

Poterba, J.M., and L. H. Summers, 1988, “Mean Reversion in Stock Prices”, *Journal of Financial Economics*, 22, 27–59.

Richardson, M., 1993, “Temporary components of stock prices: A skeptic’s view”, *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 199–207.

Richardson, M. and Smith, T., 1991, “Tests of Financial Models in the Presence of Overlapping Observations”, *Review of Financial Studies* 4, 227-254.

Richardson, M., and J. Stock, 1989, “Drawing Inferences from Statistics Based on Multi-year Asset Returns”, *Journal of Financial Economics*, 25, 323-348.

7. Βιβλιογραφία

Roberts, H., 1959, "Stock-Market 'Patterns' and Financial Analysis: Methodological Suggestions", *Journal of Finance* 14, 1-10.

Smith, G., Jefferis, K. and Ryoo, H-J., 2002, "African Stock Markets: Multiple Variance Ratio Tests of Random Walks", *Applied Financial Economics Journal*. 12, 7, 475 –484.

Smyth, R. and Nandha, M., 2003, "Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia", *Applied Economics Letters*, 10, 699-704.

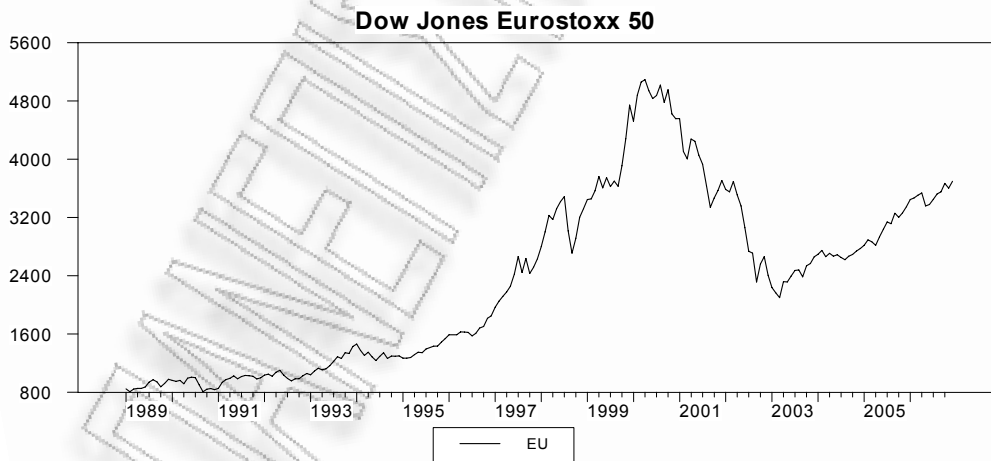
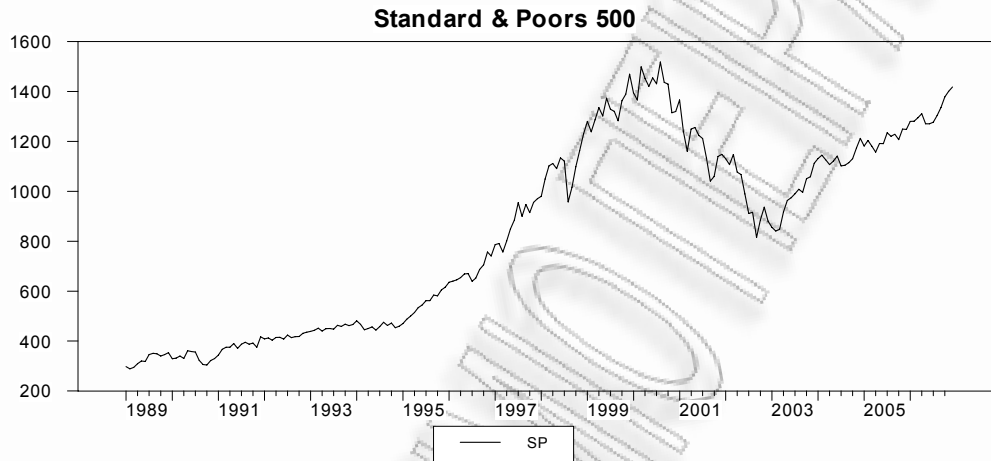
Summers, L.H., 1986, " Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?", *Journal of Finance* 41(3),591-601

Valkanov, R., 2003, "Long-Horizon Regressions: Theoretical Results and Applications", *Journal of Financial Economics*, 68, 2, 201-232.

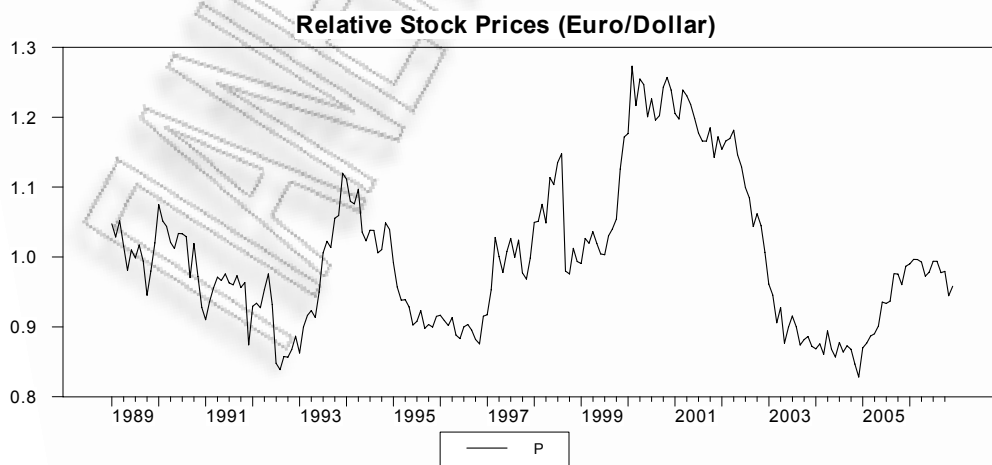
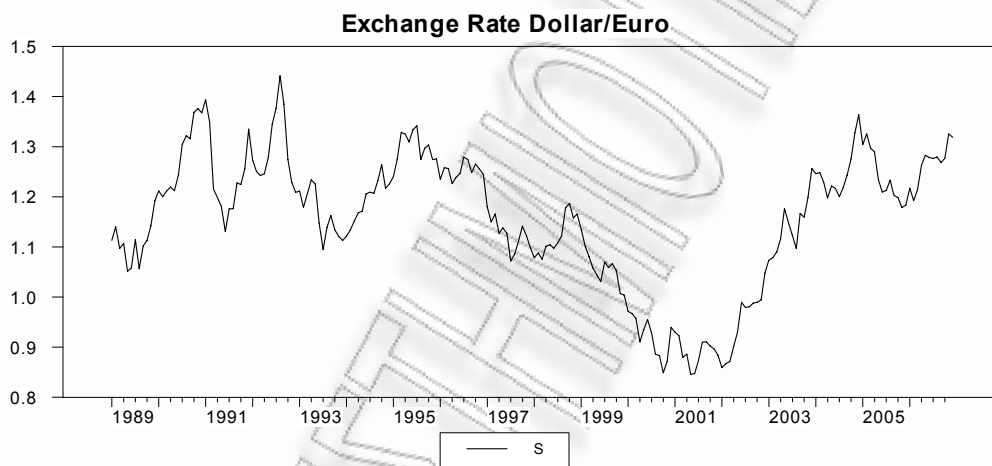
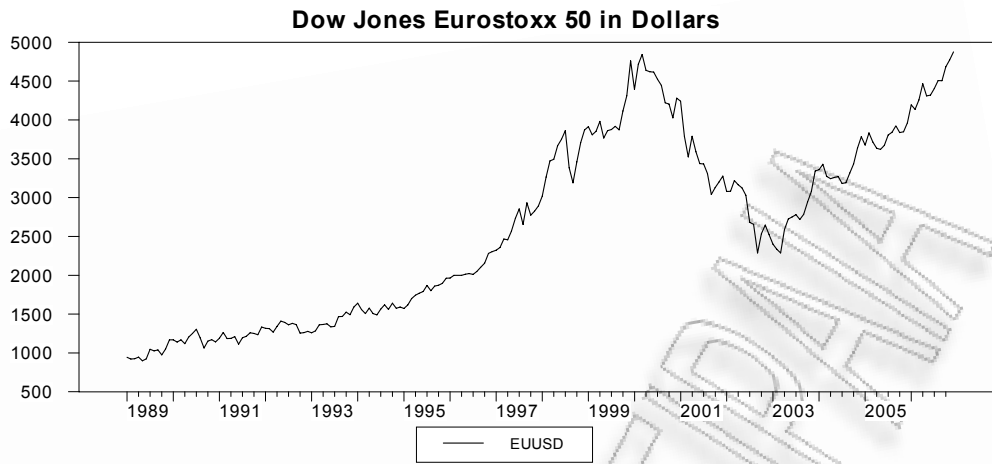
Zhu, Z., 1998, "The random walk of stock prices: evidence from a panel of G7 countries", *Applied Economics Letters*, 5: 411–13

8. Παράρτημα

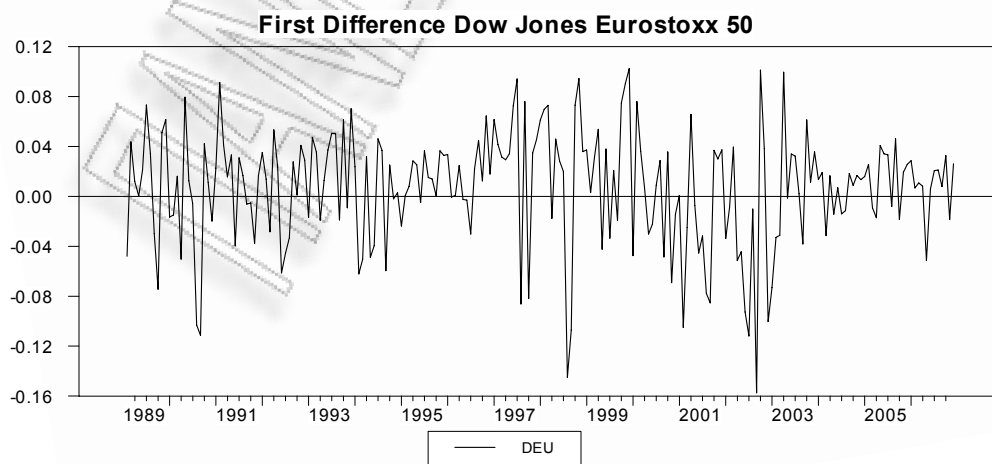
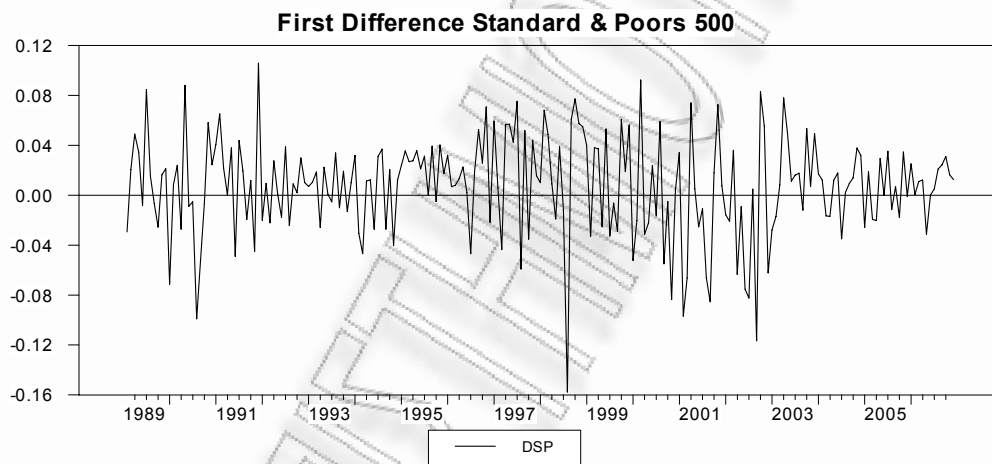
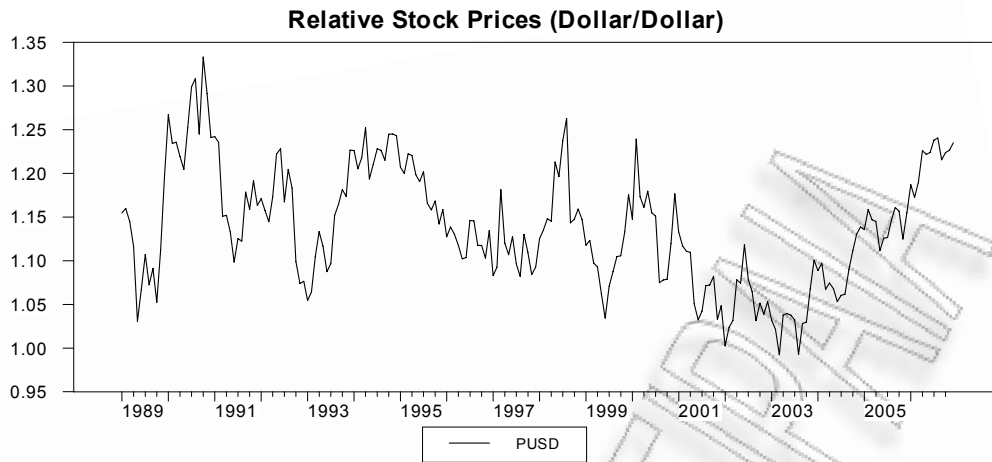
Διαγραμματική απεικόνιση των τιμών των μεταβλητών ενδιαφέροντος.



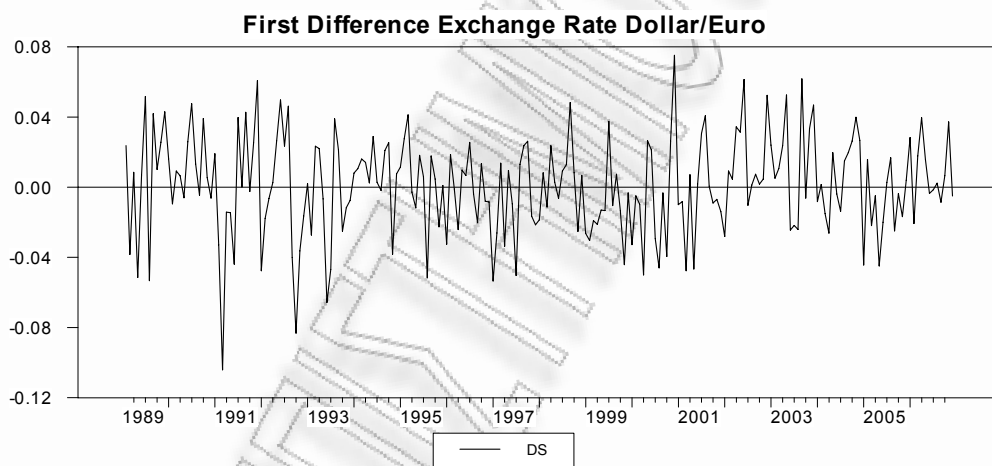
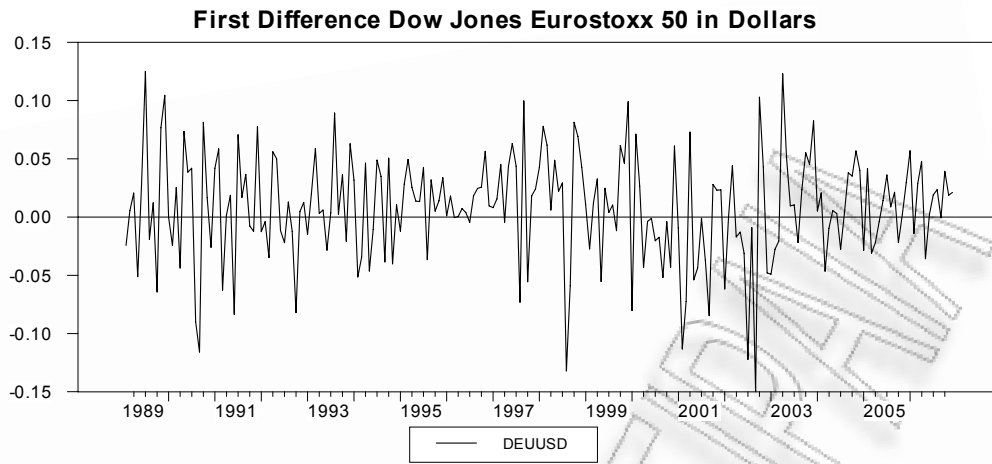
8. Παράρτημα



8. Παράρτημα



8. Παράρτημα



8. Παράρτημα

Αποτελέσματα των Long-horizon regressions στη μεταβλητή P για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες.

Linear Regression - Estimation by Least Squares
Dependent Variable R1
Monthly Data From 1989:03 To 2006:12
Usable Observations 214 Degrees of Freedom 211
Centered R**2 0.022164 R Bar **2 0.012896
Uncentered R**2 0.022280 T x R**2 4.768
Mean of Dependent Variable -0.000330180
Std Error of Dependent Variable 0.030437346
Standard Error of Estimate 0.030240455
Sum of Squared Residuals 0.1929563595
Regression F(2,211) 2.3913
Significance Level of F 0.09398456
Log Likelihood 446.55275
Durbin-Watson Statistic 1.994446

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| 1. Constant | 0.039716736 | 0.020047687 | 1.98111 | 0.04887727 |
| 2. P{1} | -0.040016524 | 0.019911641 | -2.00970 | 0.04573603 |
| 3. R1{1} | -0.038565624 | 0.068784679 | -0.56067 | 0.57561622 |

Valkanov t-statistic is -2.00970 so the series is Mean Reverting

Linear Regression - Estimation by Least Squares
Dependent Variable R3
Monthly Data From 1989:05 To 2006:12
Usable Observations 212 Degrees of Freedom 209
Centered R**2 0.467600 R Bar **2 0.462506
Uncentered R**2 0.467817 T x R**2 99.177
Mean of Dependent Variable -0.001008158
Std Error of Dependent Variable 0.050051322
Standard Error of Estimate 0.036694633
Sum of Squared Residuals 0.2814176768
Regression F(2,209) 91.7811
Significance Level of F 0.00000000
Log Likelihood 401.38220
Durbin-Watson Statistic 1.764461

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| 1. Constant | 0.087664399 | 0.024163459 | 3.62797 | 0.00035907 |
| 2. P{3} | -0.087845320 | 0.023997651 | -3.66058 | 0.00031874 |
| 3. R3{1} | 0.643376399 | 0.050598849 | 12.71524 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -2.11344 so the series is Mean Reverting

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R6
 Monthly Data From 1989:08 To 2006:12
 Usable Observations 209 Degrees of Freedom 206
 Centered R**2 0.720347 R Bar **2 0.717632
 Uncentered R**2 0.720416 T x R**2 150.567
 Mean of Dependent Variable -0.001137972
 Std Error of Dependent Variable 0.072386803
 Standard Error of Estimate 0.038465131
 Sum of Squared Residuals 0.3047906662
 Regression F(2,206) 265.3135
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 385.87537
 Durbin-Watson Statistic 1.903699

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.112501018 | 0.025876910 | 4.34754 | 0.00002163 |
| 2. P{6} | -0.112423717 | 0.025704472 | -4.37370 | 0.00001939 |
| 3. R6{1} | 0.796440970 | 0.037728023 | 21.11006 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.78556 so the series has a Unit Root

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R12
 Monthly Data From 1990:02 To 2006:12
 Usable Observations 203 Degrees of Freedom 200
 Centered R**2 0.863380 R Bar **2 0.862014
 Uncentered R**2 0.863414 T x R**2 175.273
 Mean of Dependent Variable -0.001688229
 Std Error of Dependent Variable 0.107584467
 Standard Error of Estimate 0.039963814
 Sum of Squared Residuals 0.3194212930
 Regression F(2,200) 631.9588
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 367.08219
 Durbin-Watson Statistic 2.065093

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.147499337 | 0.028760859 | 5.12847 | 0.00000069 |
| 2. P{12} | -0.147652509 | 0.028577611 | -5.16672 | 0.00000057 |
| 3. R12{1} | 0.858627960 | 0.028652201 | 29.96726 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.49150 so the series has a Unit Root

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R18
 Monthly Data From 1990:08 To 2006:12
 Usable Observations 197 Degrees of Freedom 194
 Centered R**2 0.904375 R Bar **2 0.903389
 Uncentered R**2 0.904455 T x R**2 178.178
 Mean of Dependent Variable -0.003901344
 Std Error of Dependent Variable 0.134847212
 Standard Error of Estimate 0.041913618
 Sum of Squared Residuals 0.3408097674
 Regression F(2,194) 917.3777
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 346.89311
 Durbin-Watson Statistic 1.920812

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.167746761 | 0.033126096 | 5.06389 | 0.00000095 |
| 2. P{18} | -0.167521238 | 0.032938556 | -5.08587 | 0.00000086 |
| 3. R18{1} | 0.869114340 | 0.026678876 | 32.57687 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.19875 so the series has a Unit Root

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R24
 Monthly Data From 1991:02 To 2006:12
 Usable Observations 191 Degrees of Freedom 188
 Centered R**2 0.926455 R Bar **2 0.925673
 Uncentered R**2 0.926588 T x R**2 176.978
 Mean of Dependent Variable -0.006478926
 Std Error of Dependent Variable 0.152892035
 Standard Error of Estimate 0.041683026
 Sum of Squared Residuals 0.3266452356
 Regression F(2,188) 1184.1295
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 337.42795
 Durbin-Watson Statistic 1.967760

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.208825126 | 0.035955505 | 5.80788 | 0.00000003 |
| 2. P{24} | -0.207082512 | 0.035709065 | -5.79916 | 0.00000003 |
| 3. R24{1} | 0.862751449 | 0.025478622 | 33.86178 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.18375 so the series has a Unit Root

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R30
 Monthly Data From 1991:08 To 2006:12
 Usable Observations 185 Degrees of Freedom 182
 Centered R**2 0.933965 R Bar **2 0.933239
 Uncentered R**2 0.934202 T x R**2 172.827
 Mean of Dependent Variable -0.009988208
 Std Error of Dependent Variable 0.166877880
 Standard Error of Estimate 0.043118144
 Sum of Squared Residuals 0.3383697272
 Regression F(2,182) 1287.0509
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 320.61378
 Durbin-Watson Statistic 1.867664

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.240573642 | 0.041670055 | 5.77330 | 0.00000003 |
| 2. P{30} | -0.238398259 | 0.041271349 | -5.77636 | 0.00000003 |
| 3. R30{1} | 0.853695756 | 0.026590731 | 32.10501 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.05461 so the series has a Unit Root

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R36
 Monthly Data From 1992:02 To 2006:12
 Usable Observations 179 Degrees of Freedom 176
 Centered R**2 0.942224 R Bar **2 0.941567
 Uncentered R**2 0.942529 T x R**2 168.713
 Mean of Dependent Variable -0.012743763
 Std Error of Dependent Variable 0.175398721
 Standard Error of Estimate 0.042398911
 Sum of Squared Residuals 0.3163895016
 Regression F(2,176) 1435.1177
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 313.27595
 Durbin-Watson Statistic 1.661628

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.242996428 | 0.045570063 | 5.33237 | 0.00000029 |
| 2. P{36} | -0.239904469 | 0.045003165 | -5.33084 | 0.00000030 |
| 3. R36{1} | 0.857652105 | 0.027194437 | 31.53778 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -0.88847 so the series has a Unit Root

8. Παράρτημα

Αποτελέσματα των Long-horizon regressions στη μεταβλητή PUSD για περίοδο $h = 1, 3, 6, \dots, 36$ μήνες.

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable RUSD1

Monthly Data From 1989:03 To 2006:12

Usable Observations 214 Degrees of Freedom 211

Centered R**2 0.057827 R Bar **2 0.048896

Uncentered R**2 0.057936 T x R**2 12.398

Mean of Dependent Variable 0.0003509855

Std Error of Dependent Variable 0.0327086459

Standard Error of Estimate 0.0318989620

Sum of Squared Residuals 0.2147017373

Regression F(2,211) 6.4751

Significance Level of F 0.00186553

Log Likelihood 435.12667

Durbin-Watson Statistic 2.001997

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.117408028 | 0.037801150 | 3.10594 | 0.00215737 |
| 2. PUSD{1} | -0.102861067 | 0.033173107 | -3.10074 | 0.00219392 |
| 3. RUSD1{1} | -0.068916595 | 0.068991920 | -0.99891 | 0.31898333 |

Valkanov t-statistic is -3.10074 so the series is Mean Reverting

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable RUSD3

Monthly Data From 1989:05 To 2006:12

Usable Observations 212 Degrees of Freedom 209

Centered R**2 0.446035 R Bar **2 0.440733

Uncentered R**2 0.446372 T x R**2 94.631

Mean of Dependent Variable 0.0012470477

Std Error of Dependent Variable 0.0506095262

Standard Error of Estimate 0.0378478902

Sum of Squared Residuals 0.2993847229

Regression F(2,209) 84.1399

Significance Level of F 0.00000000

Log Likelihood 394.82191

Durbin-Watson Statistic 1.747632

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.253159484 | 0.044012549 | 5.75198 | 0.00000003 |
| 2. PUSD{3} | -0.222052046 | 0.038638386 | -5.74693 | 0.00000003 |
| 3. RUSD3{1} | 0.567037194 | 0.051707556 | 10.96623 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.31799 so the series is Mean Reverting

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD6
 Monthly Data From 1989:08 To 2006:12
 Usable Observations 209 Degrees of Freedom 206
 Centered R**2 0.655145 R Bar **2 0.651797
 Uncentered R**2 0.656136 T x R**2 137.132
 Mean of Dependent Variable 0.0036079289
 Std Error of Dependent Variable 0.0673673732
 Standard Error of Estimate 0.0397526571
 Sum of Squared Residuals 0.3255363917
 Regression F(2,206) 195.6759
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 378.99414
 Durbin-Watson Statistic 1.831108

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.313247313 | 0.048947845 | 6.39961 | 0.00000000 |
| 2. PUSD{6} | -0.274660442 | 0.042996160 | -6.38802 | 0.00000000 |
| 3. RUSD6{1} | 0.681379502 | 0.042905989 | 15.88076 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -2.60790 so the series is Mean Reverting

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD12
 Monthly Data From 1990:02 To 2006:12
 Usable Observations 203 Degrees of Freedom 200
 Centered R**2 0.772454 R Bar **2 0.770179
 Uncentered R**2 0.773526 T x R**2 157.026
 Mean of Dependent Variable 0.0058295485
 Std Error of Dependent Variable 0.0849551630
 Standard Error of Estimate 0.0407272324
 Sum of Squared Residuals 0.3317414923
 Regression F(2,200) 339.4719
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 363.24091
 Durbin-Watson Statistic 1.736670

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|--------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.385179614 | 0.055712841 | 6.91366 | 0.00000000 |
| 2. PUSD{12} | -0.338417792 | 0.048981430 | -6.90910 | 0.00000000 |
| 3. RUSD12{1} | 0.714525453 | 0.038649368 | 18.48738 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.99449 so the series is Mean Reverting

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD18
 Monthly Data From 1990:08 To 2006:12
 Usable Observations 197 Degrees of Freedom 194
 Centered R**2 0.756854 R Bar **2 0.754348
 Uncentered R**2 0.757187 T x R**2 149.166
 Mean of Dependent Variable 0.0030934068
 Std Error of Dependent Variable 0.0837452368
 Standard Error of Estimate 0.0415069360
 Sum of Squared Residuals 0.3342281924
 Regression F(2,194) 301.9376
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 348.81391
 Durbin-Watson Statistic 1.912029

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|--------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.344070314 | 0.058786830 | 5.85285 | 0.00000002 |
| 2. PUSD{18} | -0.302933129 | 0.051743317 | -5.85454 | 0.00000002 |
| 3. RUSD18{1} | 0.709455616 | 0.041951736 | 16.91123 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.37993 so the series has a Unit Root

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD24
 Monthly Data From 1991:02 To 2006:12
 Usable Observations 191 Degrees of Freedom 188
 Centered R**2 0.815068 R Bar **2 0.813100
 Uncentered R**2 0.815101 T x R**2 155.684
 Mean of Dependent Variable -0.001196630
 Std Error of Dependent Variable 0.088786268
 Standard Error of Estimate 0.038384004
 Sum of Squared Residuals 0.2769863726
 Regression F(2,188) 414.2936
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 353.17651
 Durbin-Watson Statistic 1.776931

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|--------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.458652584 | 0.056251662 | 8.15358 | 0.00000000 |
| 2. PUSD{24} | -0.405075871 | 0.049607186 | -8.16567 | 0.00000000 |
| 3. RUSD24{1} | 0.682079589 | 0.038642279 | 17.65112 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.66681 so the series has a Unit Root

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD30
 Monthly Data From 1991:08 To 2006:12
 Usable Observations 185 Degrees of Freedom 182
 Centered R**2 0.832675 R Bar **2 0.830837
 Uncentered R**2 0.832826 T x R**2 154.073
 Mean of Dependent Variable -0.002868761
 Std Error of Dependent Variable 0.095747860
 Standard Error of Estimate 0.039380589
 Sum of Squared Residuals 0.2822511996
 Regression F(2,182) 452.8530
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 337.38788
 Durbin-Watson Statistic 1.753933

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|--------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.498370464 | 0.061718063 | 8.07495 | 0.00000000 |
| 2. PUSD{30} | -0.439514550 | 0.054445011 | -8.07263 | 0.00000000 |
| 3. RUSD30{1} | 0.679563548 | 0.040055954 | 16.96536 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.47385 so the series has a Unit Root

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RUSD36
 Monthly Data From 1992:02 To 2006:12
 Usable Observations 179 Degrees of Freedom 176
 Centered R**2 0.829611 R Bar **2 0.827675
 Uncentered R**2 0.830238 T x R**2 148.613
 Mean of Dependent Variable -0.005964308
 Std Error of Dependent Variable 0.098409998
 Standard Error of Estimate 0.040852041
 Sum of Squared Residuals 0.2937245099
 Regression F(2,176) 428.4650
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 319.92864
 Durbin-Watson Statistic 1.499743

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|--------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.495289117 | 0.067372575 | 7.35149 | 0.00000000 |
| 2. PUSD{36} | -0.437220276 | 0.059401227 | -7.36046 | 0.00000000 |
| 3. RUSD36{1} | 0.675071579 | 0.042478670 | 15.89201 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -1.22674 so the series has a Unit Root

8. Παράρτημα

Αποτελέσματα OLS των αποδόσεων των μεταβλητών P και S για περίοδο h = 1, 3, 6, ..., 36 μήνες.

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable R1

Monthly Data From 1989:02 To 2006:12

Usable Observations 215 Degrees of Freedom 213

Centered R**2 0.144336 R Bar **2 0.140319

Uncentered R**2 0.144497 T x R**2 31.067

Mean of Dependent Variable -0.000415256

Std Error of Dependent Variable 0.030391759

Standard Error of Estimate 0.028178933

Sum of Squared Residuals 0.1691331281

Regression F(1,213) 35.9295

Significance Level of F 0.00000001

Log Likelihood 463.30674

Durbin-Watson Statistic 2.277521

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| 1. Constant | -0.000091578 | 0.001922546 | -0.04763 | 0.96205271 |
| 2. DS1 | -0.410638790 | 0.068506909 | -5.99412 | 0.00000001 |

Valkanov t-statistic is -5.99412 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable R3

Monthly Data From 1989:04 To 2006:12

Usable Observations 213 Degrees of Freedom 211

Centered R**2 0.266836 R Bar **2 0.263362

Uncentered R**2 0.267229 T x R**2 56.920

Mean of Dependent Variable -0.001155049

Std Error of Dependent Variable 0.049979137

Standard Error of Estimate 0.042895917

Sum of Squared Residuals 0.3882525934

Regression F(1,211) 76.7938

Significance Level of F 0.00000000

Log Likelihood 369.50327

Durbin-Watson Statistic 0.812610

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| 1. Constant | -0.000070526 | 0.002941784 | -0.02397 | 0.98089623 |
| 2. DS3 | -0.489447726 | 0.055852576 | -8.76321 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -5.05944 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R6
 Monthly Data From 1989:07 To 2006:12
 Usable Observations 210 Degrees of Freedom 208
 Centered R**2 0.330283 R Bar **2 0.327063
 Uncentered R**2 0.330523 T x R**2 69.410
 Mean of Dependent Variable -0.001364827
 Std Error of Dependent Variable 0.072288211
 Standard Error of Estimate 0.059299985
 Sum of Squared Residuals 0.7314295389
 Regression F(1,208) 102.5790
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 296.30841
 Durbin-Watson Statistic 0.439443

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.001303080 | 0.004100557 | 0.31778 | 0.75096980 |
| 2. DS6 | -0.564226675 | 0.055708875 | -10.12813 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.13479 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R12
 Monthly Data From 1990:01 To 2006:12
 Usable Observations 204 Degrees of Freedom 202
 Centered R**2 0.460511 R Bar **2 0.457840
 Uncentered R**2 0.460623 T x R**2 93.967
 Mean of Dependent Variable -0.001544832
 Std Error of Dependent Variable 0.107338695
 Standard Error of Estimate 0.079035101
 Sum of Squared Residuals 1.2618025381
 Regression F(1,202) 172.4283
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 229.26557
 Durbin-Watson Statistic 0.282725

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.003943383 | 0.005549326 | 0.71061 | 0.47814815 |
| 2. DS12 | -0.695018226 | 0.052928788 | -13.13119 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.79065 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R18
 Monthly Data From 1990:07 To 2006:12
 Usable Observations 198 Degrees of Freedom 196
 Centered R**2 0.632990 R Bar **2 0.631118
 Uncentered R**2 0.633309 T x R**2 125.395
 Mean of Dependent Variable -0.003953000
 Std Error of Dependent Variable 0.134506488
 Standard Error of Estimate 0.081693399
 Sum of Squared Residuals 1.3080670549
 Regression F(1,196) 338.0461
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 216.00211
 Durbin-Watson Statistic 0.291585

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | 0.002537106 | 0.005816418 | 0.43620 | 0.66317364 |
| 2. DS18 | -0.836324849 | 0.045486972 | -18.38603 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.33363 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R24
 Monthly Data From 1991:01 To 2006:12
 Usable Observations 192 Degrees of Freedom 190
 Centered R**2 0.678939 R Bar **2 0.677250
 Uncentered R**2 0.679647 T x R**2 130.492
 Mean of Dependent Variable -0.007160044
 Std Error of Dependent Variable 0.152783049
 Standard Error of Estimate 0.086797771
 Sum of Squared Residuals 1.4314320645
 Regression F(1,190) 401.7886
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 197.85052
 Durbin-Watson Statistic 0.255414

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | -0.001604471 | 0.006270218 | -0.25589 | 0.79831450 |
| 2. DS24 | -0.864664261 | 0.043136879 | -20.04466 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.09160 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R30
 Monthly Data From 1991:07 To 2006:12
 Usable Observations 186 Degrees of Freedom 184
 Centered R**2 0.697680 R Bar **2 0.696037
 Uncentered R**2 0.698859 T x R**2 129.988
 Mean of Dependent Variable -0.010388892
 Std Error of Dependent Variable 0.166515938
 Standard Error of Estimate 0.091804956
 Sum of Squared Residuals 1.5507795891
 Regression F(1,184) 424.6268
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 181.26740
 Durbin-Watson Statistic 0.233823

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | -0.004218517 | 0.006738123 | -0.62607 | 0.53204677 |
| 2. DS30 | -0.836473346 | 0.040592742 | -20.60648 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.76221 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable R36
 Monthly Data From 1992:01 To 2006:12
 Usable Observations 180 Degrees of Freedom 178
 Centered R**2 0.724339 R Bar **2 0.722790
 Uncentered R**2 0.725936 T x R**2 130.668
 Mean of Dependent Variable -0.013327194
 Std Error of Dependent Variable 0.175083157
 Standard Error of Estimate 0.092182538
 Sum of Squared Residuals 1.5125764014
 Regression F(1,178) 467.7203
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 174.71388
 Durbin-Watson Statistic 0.234101

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | -0.007244915 | 0.006876634 | -1.05356 | 0.29351455 |
| 2. DS36 | -0.812464271 | 0.037567401 | -21.62684 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.60447 so a is significant

8. Παράρτημα

Αποτελέσματα OLS των αποδόσεων των μεταβλητών S και P για περίοδο h = 1, 3, 6, ..., 36 μήνες.

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable DS1

Monthly Data From 1989:02 To 2006:12

Usable Observations 215 Degrees of Freedom 213

Centered R**2 0.144336 R Bar **2 0.140319

Uncentered R**2 0.145011 T x R**2 31.177

Mean of Dependent Variable 0.0007882288

Std Error of Dependent Variable 0.0281179259

Standard Error of Estimate 0.0260706574

Sum of Squared Residuals 0.1447716652

Regression F(1,213) 35.9295

Significance Level of F 0.00000001

Log Likelihood 480.02603

Durbin-Watson Statistic 1.899519

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.000642270 | 0.001778171 | 0.36120 | 0.71831018 |
| 2. R1 | -0.351491526 | 0.058639365 | -5.99412 | 0.00000001 |

Valkanov t-statistic is -5.99412 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable DS3

Monthly Data From 1989:04 To 2006:12

Usable Observations 213 Degrees of Freedom 211

Centered R**2 0.266836 R Bar **2 0.263362

Uncentered R**2 0.268134 T x R**2 57.112

Mean of Dependent Variable 0.0022158108

Std Error of Dependent Variable 0.0527478569

Standard Error of Estimate 0.0452722443

Sum of Squared Residuals 0.4324605584

Regression F(1,211) 76.7938

Significance Level of F 0.00000000

Log Likelihood 358.01884

Durbin-Watson Statistic 0.683319

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.001586103 | 0.003102835 | 0.51118 | 0.60976041 |
| 2. R3 | -0.545178166 | 0.062212169 | -8.76321 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -5.05944 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS6
 Monthly Data From 1989:07 To 2006:12
 Usable Observations 210 Degrees of Freedom 208
 Centered R**2 0.330283 R Bar **2 0.327063
 Uncentered R**2 0.333047 T x R**2 69.940
 Mean of Dependent Variable 0.0047284304
 Std Error of Dependent Variable 0.0736303809
 Standard Error of Estimate 0.0604010028
 Sum of Squared Residuals 0.7588424763
 Regression F(1,208) 102.5790
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 292.44511
 Durbin-Watson Statistic 0.417386

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.003929497 | 0.004168812 | 0.94259 | 0.34698204 |
| 2. R6 | -0.585373087 | 0.057796764 | -10.12813 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.13479 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS12
 Monthly Data From 1990:01 To 2006:12
 Usable Observations 204 Degrees of Freedom 202
 Centered R**2 0.460511 R Bar **2 0.457840
 Uncentered R**2 0.463571 T x R**2 94.568
 Mean of Dependent Variable 0.0078965059
 Std Error of Dependent Variable 0.1048045268
 Standard Error of Estimate 0.0771691546
 Sum of Squared Residuals 1.2029258399
 Regression F(1,202) 172.4283
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 234.13959
 Durbin-Watson Statistic 0.265581

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.006872918 | 0.005403484 | 1.27194 | 0.20485608 |
| 2. R12 | -0.662588130 | 0.050459090 | -13.13119 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.79065 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS18
 Monthly Data From 1990:07 To 2006:12
 Usable Observations 198 Degrees of Freedom 196
 Centered R**2 0.632990 R Bar **2 0.631118
 Uncentered R**2 0.634342 T x R**2 125.600
 Mean of Dependent Variable 0.0077602695
 Std Error of Dependent Variable 0.1279578186
 Standard Error of Estimate 0.0777160218
 Sum of Squared Residuals 1.1837968889
 Regression F(1,196) 338.0461
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 225.88464
 Durbin-Watson Statistic 0.273692

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.004768356 | 0.005525434 | 0.86298 | 0.38920148 |
| 2. R18 | -0.756871561 | 0.041165578 | -18.38603 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.33363 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS24
 Monthly Data From 1991:01 To 2006:12
 Usable Observations 192 Degrees of Freedom 190
 Centered R**2 0.678939 R Bar **2 0.677250
 Uncentered R**2 0.679567 T x R**2 130.477
 Mean of Dependent Variable 0.0064251215
 Std Error of Dependent Variable 0.1455938959
 Standard Error of Estimate 0.0827135316
 Sum of Squared Residuals 1.2998903791
 Regression F(1,190) 401.7886
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 207.10448
 Durbin-Watson Statistic 0.241589

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 0.000803014 | 0.005975921 | 0.13437 | 0.89324836 |
| 2. R24 | -0.785205796 | 0.039172808 | -20.04466 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -4.09160 so a is significant

8. Παράρτημα

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS30
 Monthly Data From 1991:07 To 2006:12
 Usable Observations 186 Degrees of Freedom 184
 Centered R**2 0.697680 R Bar **2 0.696037
 Uncentered R**2 0.698277 T x R**2 129.880
 Mean of Dependent Variable 0.0073766543
 Std Error of Dependent Variable 0.1662768819
 Standard Error of Estimate 0.0916731573
 Sum of Squared Residuals 1.5463300686
 Regression F(1,184) 424.6268
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 181.53462
 Durbin-Watson Statistic 0.214768

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | -0.001288443 | 0.006734942 | -0.19131 | 0.84849582 |
| 2. R30 | -0.834073324 | 0.040476273 | -20.60648 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.76221 so a is significant

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DS36
 Monthly Data From 1992:01 To 2006:12
 Usable Observations 180 Degrees of Freedom 178
 Centered R**2 0.724339 R Bar **2 0.722790
 Uncentered R**2 0.724800 T x R**2 130.464
 Mean of Dependent Variable 0.0074862109
 Std Error of Dependent Variable 0.1834049236
 Standard Error of Estimate 0.0965640072
 Sum of Squared Residuals 1.6597801326
 Regression F(1,178) 467.7203
 Significance Level of F 0.00000000
 Log Likelihood 166.35552
 Durbin-Watson Statistic 0.216124

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| 1. Constant | -0.004395425 | 0.007218394 | -0.60892 | 0.54335378 |
| 2. R36 | -0.891533184 | 0.041223456 | -21.62684 | 0.00000000 |

Valkanov t-statistic is -3.60447 so a is significant

8. Παράρτημα

Αποτελέσματα του VAR(1) για τις αποδόσεις των μεταβλητών P και S.

Vector Autoregression Estimates

Sample(adjusted): 1989:03 2006:12
Included observations: 214 after adjusting
endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

| | R | DS |
|------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| R(-1) | -0.143142 (0.07267) [-1.96986] | 0.009000 (0.06819) [0.13200] |
| DS(-1) | -0.240313 (0.07851) [-3.06089] | 0.133770 (0.07367) [1.81578] |
| C | -0.000203 (0.00204) [-0.09941] | 0.000576 (0.00192) [0.30071] |
| R-squared | 0.045815 | 0.017051 |
| Adj. R-squared | 0.036771 | 0.007734 |
| Sum sq. resids | 0.188289 | 0.165789 |
| S.E. equation | 0.029873 | 0.028031 |
| F-statistic | 5.065594 | 1.830080 |
| Log likelihood | 449.1726 | 462.7899 |
| Akaike AIC | -4.169837 | -4.297102 |
| Schwarz SC | -4.122651 | -4.249915 |
| Mean dependent | -0.000330 | 0.000681 |
| S.D. dependent | 0.030437 | 0.028140 |
| Determinant Residual Covariance | | 6.07E-07 |
| Log Likelihood (d.f. adjusted) | | 924.4217 |
| Akaike Information Criteria | | -8.583381 |
| Schwarz Criteria | | -8.489007 |

8. Παράρτημα

Αποτελέσματα του VAR(1) για τις μεταβλητές DSP, DEU και DS.

Vector Autoregression Estimates

Sample(adjusted): 1989:03 2006:12
Included observations: 214 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

| | DSP | DEU | DS |
|------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| DSP(-1) | -0.139105 (0.10975) [-1.26744] | 0.095895 (0.12595) [0.76134] | -0.088316 (0.07600) [-1.16212] |
| DEU(-1) | 0.114993 (0.09951) [1.15561] | 0.008002 (0.11420) [0.07007] | -0.022214 (0.06890) [-0.32240] |
| DS(-1) | 0.003401 (0.10655) [0.03192] | -0.207957 (0.12228) [-1.70070] | 0.108768 (0.07378) [1.47429] |
| C | 0.007663 (0.00279) [2.74770] | 0.006527 (0.00320) [2.03928] | 0.001382 (0.00193) [0.71571] |
| R-squared | 0.008761 | 0.026264 | 0.040681 |
| Adj. R-squared | -0.005399 | 0.012354 | 0.026977 |
| Sum sq. resids | 0.337474 | 0.444468 | 0.161803 |
| S.E. equation | 0.040088 | 0.046006 | 0.027758 |
| F-statistic | 0.618710 | 1.888072 | 2.968458 |
| Log likelihood | 386.7373 | 357.2704 | 465.3936 |
| Akaike AIC | -3.576984 | -3.301593 | -4.312090 |
| Schwarz SC | -3.514069 | -3.238677 | -4.249174 |
| Mean dependent | 0.007436 | 0.007106 | 0.000681 |
| S.D. dependent | 0.039980 | 0.046292 | 0.028140 |
| Determinant Residual Covariance | | 9.06E-10 | |
| Log Likelihood (d.f. adjusted) | | 1316.995 | |
| Akaike Information Criteria | | -12.19621 | |
| Schwarz Criteria | | -12.00747 | |