

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ
ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER ΚΑΙ
ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΜΕΤΑΞΥ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΚΑΙ
ΔΕΙΚΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ**

Ευδοξία Γ. Παλτόγλου

Διπλωματική Εργασία

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

Πειραιάς
Οκτώβριος 2005

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

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- (Επιβλέπων)
-
-

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

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**GRANGER CAUSALITY AND
CO-INTEGRATION BETWEEN
EXCHANGE RATE AND STOCK
INDICES**

By

Evdoxia G. Paltoglou

MSc Dissertation

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

Piraeus, Greece
October 2005

*Στους γονείς μου, στα αδέρφια μου
και σε όσους ήταν κοντά μου*

Ευχαριστίες

Σε όλους εκείνους που με στήριξαν ηθικά και υλικά ώστε να μπορέσω ολοκληρώσω την διπλωματική μου εργασία.

Περίληψη

Η εργασία αυτή έχει ως αντικείμενο μελέτης τις σχέσεις μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Ο καθορισμός των σχέσεων αυτών, γίνεται με την εφαρμογή των πιο πρόσφατων θεωριών και τεχνικών της οικονομετρίας. Αρχικά πραγματοποιείται ο έλεγχος ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών. Για τον προσδιορισμό των αιτιωδών εφαρμόζεται το κριτήριο αιτιότητας κατά Granger. Η διερεύνηση των μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, αποτελεί το δεύτερο σκέλος των ελέγχων. Εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία, όπως αναπτύχθηκε από τους Engle και Granger, εξετάζεται αν οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες και συνεπώς, η μακροχρόνια συμπεριφορά τους.

Χρησιμοποιώντας μηνιαίες και εβδομαδιαίες παρατηρήσεις των χρηματιστηριακών δεικτών για τις χώρες Ελλάδα, Ιταλία, Γαλλία, Αγγλία, Γερμανία, Αυστρία, Ισπανία και της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) για το χρονικό διάστημα 2002-2004, δεν προέκυψε κάποια ένδειξη αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών. Επίσης, από την εφαρμογή της θεωρίας συνολοκλήρωσης προκύπτει ότι δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των υπό εξεταζόμενων μεταβλητών. Το χρονικό διάστημα, για το οποίο υπήρχαν διαθέσιμες οι τιμές των μεταβλητών, δεν ήταν επαρκές ώστε να μπορέσει να δώσει στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα που να στηρίζουν τις υποθέσεις αιτιότητας και συνολοκλήρωσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των χρηματιστηριακών δεικτών.

Abstract

This study examines the relationship between exchange rate (€/€) and stock indices in countries of European Union. The assessment of these relationships is implemented with the use of most recent econometric techniques. Firstly, the causality test between these two financial variables is taking place. For the determination of causal relationships is applied the Granger causality test. Long-run equilibrium relationships between stock indices and exchange rate (€/€) investigated next. By applying Engle's and Granger's methodology is examining whether the variables are co-integrated, thus, the long run behavior.

Using monthly and weekly observations of stock indices for Greece, Italy, France, United Kingdom, Germany, Austria, Spain and exchange rate (€/€), for the period 2002-2004, this study concludes non-causal relationships will arise. Additional, the implementation of co-integration theory, no long-run relationships between the examined variables are found. Perhaps, one explanation of this was the data couldn't provide statistical significant results about Granger causality and co-integration between exchange rate (€/€) and stock indices.

Περιεχόμενα

Κατάλογος Πινάκων	xvι
Κατάλογος Σχημάτων	xix
Κατάλογος Συντομογραφιών	xxiii
1. Η σχέση συναλλαγματικής ισοτιμίας και δεικτών χρηματιστηρίου	
1.1 Εισαγωγή	1
1.2 Ανασκόπηση σε σχετική βιβλιογραφία	2
1.3 Ο ρόλος του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος	5
1.4 Αναδρομή στις χρηματιστηριακές και συναλλαγματικές ισοτιμίες	6
1.5 Οικονομικές υποθέσεις συσχέτισης των μεταβλητών	12
1.6 Ανακεφαλαίωση	15
2. Αιτιότητα κατά Granger και συνολοκλήρωση	
2.1 Εισαγωγή	18
2.2 Αιτιότητα κατά Granger	19
2.3 Έλεγχος ύπαρξης αιτιότητας κατά Granger	21
2.4 Η έννοια της συνολοκλήρωσης	23
2.5 Έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης	26
2.6 Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών	30
2.7 Ανακεφαλαίωση	31
3. Παρουσίαση δεδομένων και έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	
3.1 Εισαγωγή	34
3.2 Παρουσίαση δεδομένων	34
3.3 Η πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας	36
3.4 Η πορεία των χρηματιστηριακών δεικτών	37
3.5 Συγκριτική απεικόνιση της πορείας των μεταβλητών	45
3.6 Προσδιορισμός του μοντέλου	51

3.7	Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας	57
3.8	Ανακεφαλαίωση	60
4.	Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger και συνολοκλήρωσης	
4.1	Εισαγωγή	62
4.2	Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger	62
3.3	Έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης	73
4.4	Ανακεφαλαίωση	76
	Βιβλιογραφία	78

Κατάλογος Πινάκων

3.1	Ευρωπαϊκοί Χρηματιστηριακοί Δείκτες	35
3.2	Τιμές συντελεστών αυτοσυσχέτισης	52
3.3	Τιμές συντελεστών μερικής αυτοσυσχέτισης	52
3.4	Τιμές συντελεστών αυτοσυσχέτισης ($d=1$)	54
3.5	Τιμές συντελεστών μερικής αυτοσυσχέτισης ($d=1$)	55
3.6	Τιμές Των Πληροφοριακών Κριτηρίων AIC βάσει μηνιαίων παρατηρήσεων	58
3.7	Τιμές Των Πληροφοριακών Κριτηρίων AIC βάσει εβδομαδιαίων παρατηρήσεων	58
3.8	Τιμές Του DF-test Και Οι Κριτικές Τιμές Βάσει Μηνιαίων Παρατηρήσεων	59
3.9	Τιμές Του DF-test Και Οι Κριτικές Τιμές Βάσει Εβδομαδιαίων Παρατηρήσεων	59
4.1	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ελλάδα με μηνιαία δεδομένα	64
4.2	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ιταλία με μηνιαία δεδομένα	65
4.3	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γαλλία με μηνιαία δεδομένα	65
4.4	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αγγλία με μηνιαία δεδομένα	66
4.5	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γερμανία με μηνιαία δεδομένα	66
4.6	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αυστρία με μηνιαία δεδομένα	67
4.7	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ισπανία με μηνιαία δεδομένα	67
4.8	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ελλάδα με	69

	εβδομαδιαία δεδομένα	
4.9	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ιταλία με εβδομαδιαία δεδομένα	69
4.10	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γαλλία με εβδομαδιαία δεδομένα	70
4.11	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αγγλία με εβδομαδιαία δεδομένα	70
4.12	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γερμανία με εβδομαδιαία δεδομένα	71
4.13	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αυστρία με εβδομαδιαία δεδομένα	71
4.14	Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ισπανία με εβδομαδιαία δεδομένα	72
4.15	Έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων βάσει μηνιαίων δεδομένων	74
4.16	Έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων βάσει εβδομαδιαίων δεδομένων	75

Κατάλογος Διαγραμμάτων

1.1	Δείκτης τιμών μετοχών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών	7
1.2	Συναλλαγματική ισοτιμία Ευρω/Δολαρίου(€/€)	10
2.1	Συνολοκληρωμένες και μη συνολοκληρωμένες σειρές	25
3.1	Η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	36
3.2	Η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	36
3.3	Ο δείκτης ATG σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	37
3.4	Ο δείκτης ATG σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	38
3.5	Ο δείκτης ATX σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	38
3.6	Ο δείκτης ATX σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	39
3.7	Ο δείκτης MIB-30 σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	39
3.8	Ο δείκτης MIB-30 σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	40
3.9	Ο δείκτης CAC-40 σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	41
3.10	Ο δείκτης CAC-40 σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	41
3.11	Ο δείκτης GDAX σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	42
3.12	Η πορεία του δείκτη GDAX σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	42
3.13	Η πορεία του δείκτη SMSI σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα	43

	01/01/2002-31/12/2004	
3.14	Η πορεία του δείκτη SMSI σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	43
3.15	Η πορεία του δείκτη FTSE σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	44
3.16	Η πορεία του δείκτη FTSE σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	44
3.17	Η πορεία του δείκτη ATG σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	45
3.18	Η πορεία του δείκτη ATG σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	45
3.19	Η πορεία του δείκτη ATX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	46
3.20	Η πορεία του δείκτη ATX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	46
3.21	Η πορεία του δείκτη MIB-30 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	47
3.22	Η πορεία του δείκτη MIB-30 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	47
3.23	Η πορεία του δείκτη CAC-40 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	47
3.24	Η πορεία του δείκτη CAC-40 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	48
3.25	Η πορεία του δείκτη GDAX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό	48

	διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	
3.26	Η πορεία του δείκτη GDAX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	48
3.27	Η πορεία του δείκτη SMSI σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	49
3.28	Η πορεία του δείκτη SMSI σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	49
3.29	Η πορεία του δείκτη FTSE σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	50
3.30	Η πορεία του δείκτη FTSE σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004	50
3.31	Συντελεστές αυτοσυσχετίσης της μεταβλητής ATG-INDEX	53
3.32	Συντελεστές μερικών αυτοσυσχετίσεων της μεταβλητής ATG-INDEX	53
3.33	Συντελεστές αυτοσυσχετίσης της μεταβλητής ATG-INDEX σε πρώτες διαφορές	55
3.34	Συντελεστές μερικών αυτοσυσχετίσεων της μεταβλητής ATG-INDEX σε πρώτες διαφορές	56

Κατάλογος Συντομογραφιών

A.E.Π	Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν
β.ε	Βαθμοί ελευθερίας
E.E	Ευρωπαϊκή Ένωση
ε.σ	Επίπεδο σημαντικότητας
Z.E	Ζώνη Ευρώ
H.Π.A	Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής
π.χ	Παραδείγματος χάριν
X.A	Χρηματιστήριο Αθηνών
ACF	Autocorrelation function
ADF	Augment Dickey-Fuller
AIC	Akaike Information Criteria
ARIMA	Integrated autoregressive – moving average
ARMA	Autoregressive – moving average
DF	Dickey-Fuller
IFC	International Finance Corporation
OLS	Ordinary least squares
PACF	Partial autocorrelation function
VAR	Vector autoregressive
VECM	Vector error correction model

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Η ΣΧΕΣΗ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΚΑΙ ΔΕΙΚΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η σχέση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των δεικτών των χρηματιστηρίων έχει γίνει αντικείμενο μελέτης σε πολλές εργασίες. Η σημαντικότητα και η επίδραση στις χρηματο-οικονομικές εξελίξεις, αφ' ενός της κάθε μιας μεταβλητής και αφ' ετέρου της ενδεχόμενης εξάρτησης που μπορεί να υπάρχει μεταξύ τους, έχει προκαλέσει το επιστημονικό ενδιαφέρον.

Η αναλογία με την οποία δυο νομίσματα ανταλλάσσονται μεταξύ τους ονομάζεται συναλλαγματική ισοτιμία (exchange rate), η οποία αποτελεί συγχρόνως ένα μέγεθος ισχύς της μιας οικονομίας έναντι της άλλης. Ένα δεύτερο μέγεθος, που μπορεί να αποτελέσει κριτήριο για την πορεία της οικονομίας μιας χώρας, είναι ο δείκτης του χρηματιστηρίου. Ο χρηματιστηριακός δείκτης απεικονίζει την γενική τάση των μετοχών στο σύνολο τους και κατ' επέκταση μπορεί να θεωρηθεί ότι απεικονίζει την πορεία της οικονομίας, αφού η επιχειρηματική ανάπτυξη κάθε χώρας αποτελεί αναπόσπαστο κομμάτι της οικονομίας της.

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 ισότητα των επιτοκίων, μια μεταβολή στην 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 στην συναλλαγματική ισοτιμία.

Συνεπώς, θεωρώντας ότι η συναλλαγματική ισοτιμία αιτιάζει τις τιμές των μετοχών, επιλέγοντας την κατάλληλη συναλλαγματική πολιτική θα μπορούσε να αντιμετωπιστεί μια ενδεχόμενη καμπή του χρηματιστηρίου. Αντιστρόφως, αν οι τιμές των μετοχών αιτιάζουν

την συναλλαγματική ισοτιμία θα μπορούσε μια βελτίωση στην αγορά μετοχών να επιφέρει την επιθυμητή κατάσταση στην συναλλαγματική ισοτιμία.

Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται μια ανασκόπηση στη σχετική αρθρογραφία, που πραγματεύεται το θέμα αυτών των αιτιωδών σχέσεων, επικεντρώνοντας στις μεθόδους που χρησιμοποιήθηκαν αλλά και στα συμπεράσματα που προέκυψαν. Κατόπιν, αναλύεται ο ρόλος του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος και η επίδραση που έχει στις δυο μεταβλητές. Η πορεία τόσο των χρηματιστηρίων των χωρών που ανήκουν στη ζώνη του Ευρώ όσο και της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) αναλύεται στη συνέχεια, δίνοντας μια πρώτη εικόνα πως οι δυο αυτοί οικονομικοί παράγοντες μπορούν να αλληλοεπηρεάζονται. Τέλος, μετά την εμπειρική προσέγγιση της σχέσης μεταξύ των δυο μεταβλητών ακολουθεί η οικονομική θεωρία που συνδέει τις δυο μεταβλητές.

1.2 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΣΕ ΣΧΕΤΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ένας μεγάλος όγκος εργασιών της διεθνής αρθρογραφίας έχει ασχοληθεί 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 μπορούν να χωριστούν με βάση τις 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) διερευνούν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών στις αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Ινδίας, Κορέας, Πακιστάν και Φιλιππίνων. Εφαρμόζονται έλεγχοι Granger-αιτιότητας σε ένα μοντέλο BVAR των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών με μηνιαίες παρατηρήσεις του IFC. Ουσιαστικά, πραγματοποιούν τους ελέγχους ADF για διάφορες τάξεις έως ότου ληφθούν οι μεμονωμένες χρονολογικές σειρές για τη SP και τη EX που είναι σύμφωνες με τους όρους λευκού θορύβου (White noise terms).

Καθορίζοντας τη τάξη της ολοκλήρωσης της μεμονωμένης χρονολογικής σειράς, κινούνται προς τον έλεγχο για την συνολική ολοκλήρωση χρησιμοποιώντας τη διαδικασία Engle – Granger σε δύο στάδια. Τα αποτελέσματα προτείνουν ότι πρέπει να συνεχίσουν με ένα

τυποποιημένο VAR για την Κορέα και το Πακιστάν και ένα μοντέλο διορθώσεων λάθους (VECM) για την Ινδία και τις Φιλιππίνες

Το άρθρο των Smyth και Nandha (2003) εξετάζει τη σχέση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών στο Μπαγκλαντές, Ινδία, Πακιστάν και Σρι Λάνκα που χρησιμοποιούν τις ημερήσιες παρατηρήσεις κατά τη διάρκεια μιας εξαετούς περιόδου από το 1995 ως το 2001. Ο έλεγχος Engle-Granger σε δύο στάδια και οι μέθοδοι συνολοκλήρωσης - 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 ομοιοκατευθυνόμενη αιτιότητα που τρέχει από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στις τιμές των μετοχών στην Ινδία και τη Σρι Λάνκα, αλλά οι συναλλαγματικές ισοτιμίες του Μπαγκλαντές και του Πακιστάν και οι τιμές των μετοχών είναι ανεξάρτητες.

Στο άρθρο τους οι C. Nieh και C. Lee (2001) κατέληξαν σε δυο πολύ σημαντικά συμπεράσματα. Πρώτον, διαπίστωσαν ότι δεν υπάρχει καμία μακροπρόθεσμη σημαντική σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις χώρες της Ομάδας των 7 (G7). Αυτό το αποτέλεσμα έρχεται σε αντίθεση με τις μελέτες που προτείνουν ότι υπάρχει μια σημαντική σχέση μεταξύ αυτών των δύο οικονομικών μεταβλητών. Δεύτερον, κατέληξαν στο συμπέρασμα, ότι βραχυπρόθεσμη σημαντική σχέση έχει βρεθεί μόνο για μια ημέρα σε ορισμένες χώρες της Ομάδας των 7 (G7). Παραδείγματος χάριν, η υποτίμηση νομίσματος παρασύρει σε πτώση τις αποδόσεις των μετοχών στη γερμανική χρηματιστηριακή αγορά, αλλά υποκινεί τις канаδικές και βρετανικές αγορές την επόμενη ημέρα. Εντούτοις, μια αύξηση στην τιμή των μετοχών προκαλεί συχνά την υποτίμηση νομίσματος την επόμενη ημέρα στην Ιταλία και την Ιαπωνία.

Αντίθετα, από τις περισσότερες μελέτες στη βιβλιογραφία που υπολογίζουν μόνο τη σύγχρονη σχέση μεταξύ της χρονικής σειράς, αυτό το άρθρο ερευνά τις δυναμικές σχέσεις μεταξύ των αξιών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών κάθε χώρας της Ομάδας των 7. Για να καταλήξουν στα συμπεράσματα που προαναφέρθηκαν χρησιμοποίησαν τόσο την μέθοδο των δυο βημάτων των Engle-Granger όσο και τους ελέγχους μέγιστης πιθανοφάνειας 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.

Οι C. Granger, B. Huang και C. Yang (2000) εφαρμόζουν τις πρόσφατα προηγμένες στατιστικές τεχνικές, όπως πρότυπα μοναδιαίας ρίζας και έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης (cointegration) για να καθορίσει τις κατάλληλες σχέσεις Granger μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιώντας καθημερινά στοιχεία, για να αναλύσουν το πρόβλημα στις ασιατικές οικονομίες. Αφ' ενός διαπιστώθηκε ότι τα στοιχεία από τη Νότια Κορέα είναι σε συμφωνία με την παραδοσιακή προσέγγιση. Δηλαδή η συναλλαγματική ισοτιμία οδηγεί τις τιμές των μετοχών. Αφ' ετέρου, τα στοιχεία των Φιλιππίνων προτείνουν το αποτέλεσμα που αναμένεται κάτω από την προσέγγιση χαρτοφυλακίου: συναλλαγματικές ισοτιμίες αιτιάζουν τις τιμές των μετοχών με αρνητικό συσχετισμό. Στοιχεία από το Χονγκ Κονγκ, Μαλαισία, Σιγκαπούρη, Ταϊλάνδη, και η Ταϊβάν δείχνουν τις ισχυρές σχέσεις ανατροφοδότησης.

Η μελέτη των A. Hatemi και M. Irandoost (2002) βασίζεται σε έναν νέο έλεγχο μη – αιτιότητας κατά Granger που αναπτύσσεται από τους Toda – Yamamoto για να συμβάλει στη συζήτηση σχετικά με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες 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 η αιτιότητα Granger κατευθύνεται από τις τιμές των μετοχών προς τις τιμές της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας. Πιο συγκεκριμένα τα αποτελέσματα αποκαλύπτουν ότι μια αύξηση στις σουηδικές τιμές μετοχών συνδέεται με μια ανατίμηση της σουηδικής κορώνας.

Από την ανάπτυξη των εργασιών προκύπτει το συμπέρασμα ότι τα αποτελέσματα της διερεύνησης της σχέσης αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών ποικίλουν. Σε ορισμένες μόνο από τις χώρες που διεξαγόταν η έρευνα, υπήρχαν ενδείξεις συσχέτισης των δυο μεταβλητών. Το αποτέλεσμα διαφοροποιούταν αν οι παρατηρήσεις που συνιστούσαν την βάση δεδομένων ήταν μηνιαίες ή ημερήσιες. Επιπλέον, στις περιπτώσεις που διαπιστώθηκε η ύπαρξη σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, διαφοροποίηση υπήρχε και ως προς την κατεύθυνση της σχέσης αυτής.

1.3 Ο ΡΟΛΟΣ ΤΟΥ ΕΝΙΑΙΟΥ ΕΥΡΩΠΑΪΚΟΥ ΝΟΜΙΣΜΑΤΟΣ

Η δημιουργία της ζώνης του Ενιαίου Νομίσματος στην Ευρωπαϊκή Ένωση έχει ως βασική συνέπεια την εξάλειψη ενός μεγάλου αριθμού από περιορισμούς, οι οποίοι εμποδίζουν την ολοκλήρωση της ενιαίας αγοράς αγαθών και υπηρεσιών. Με την κυκλοφορία του Ευρώ σε φυσική μορφή ολοκληρώθηκε η διαδικασία εισαγωγής του ενιαίου νομίσματος και εδραιώθηκε η μετάβαση στο νέο νομισματικό περιβάλλον.

Η εισαγωγή του Ευρώ αναμένεται να έχει πολύ θετικές επιπτώσεις στην οικονομική ανάπτυξη των χωρών της ΖΕ. Η οικονομία των χωρών, που ανήκουν στη ζώνη του Ευρώ, λειτουργεί σε ένα νέο νομισματικό περιβάλλον που διασφαλίζει υψηλό βαθμό σταθερότητας των τιμών και προάγει την οικονομική ανάπτυξη, διαμορφώνοντας ταυτόχρονα ένα σταθερότερο μακροοικονομικό περιβάλλον και ένα ανταγωνιστικότερο πλαίσιο λειτουργίας των αγορών.

Η πραγματοποίηση της οικονομικής συνεργασίας των χωρών της Ε.Ε. εξασφαλίζει μια “συναλλαγματική σταθερότητα” με την έννοια ότι οι ενδο-ευρωπαϊκές συναλλαγές δεν παρεμποδίζονται από την αστάθεια των συναλλαγματικών ισοτιμιών μεταξύ των κοινοτικών νομισμάτων και δεν θα αποθαρρύνεται η ανάληψη οικονομικών δραστηριοτήτων σε ευρωπαϊκό επίπεδο, από την αβεβαιότητα προς τις ισοτιμίες.

Η μείωση αυτή της αβεβαιότητας και της μεροληψίας που παράγουν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες όταν δεν βρίσκονται στα επίπεδα ισορροπίας, συμβάλλει στην αύξηση του ανταγωνισμού και την μείωση των στρεβλώσεων που προκαλεί ενδεχομένως η ύπαρξη πολλών νομισμάτων σε μια ενιαία αγορά. Η υιοθέτηση του Ευρώ βοήθησε τις χώρες της ΖΕ να αντιμετωπίσουν ενδο-κοινοτικά τις επιπτώσεις του καθεστώτος των ελεύθερων κυμαινόμενων ισοτιμιών, όπως είναι η αποσταθεροποιητική κερδοσκοπία και οι διαταραχές στην αγορά χρήματος και εμπορίου.

Η μείωση του κόστους συναλλαγών και η εξάλειψη τόσο του συναλλαγματικού κινδύνου στις ευρωπαϊκές πράξεις όσο κυρίως και των νομισματικών κρίσεων, καταστούν το Ευρώ ικανό νόμισμα να ανταπαρατεθεί στο δολάριο των Η.Π.Α.. Ωστόσο, σημαντικός παράγοντας για την παγκόσμια οικονομία εξακολουθεί να είναι οι συχνές διακυμάνσεις των άλλων διεθνών νομισμάτων, κυρίως του δολαρίου (\$) και του Γιέν (¥). Όπως προαναφέρθηκε το ευρώ θεωρείται ισχυρός αντίπαλος του δολαρίου και για το λόγο αυτό η συναλλαγματική ισοτιμία Ευρώ/δολάριο (€/ \$) βρίσκεται στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος.

1.4 ΑΝΑΔΡΟΜΗ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ ΚΑΙ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΕΣ ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ

Στην ενότητα αυτή, έχοντας ως σημείο αναφοράς την επίσημη κυκλοφορία του Ευρώ, γίνεται μια αναδρομή τόσο στις χρηματιστηριακές όσο και στις συναλλαγματικές εξελίξεις. Η αναφορά, στην πορεία των χρηματιστηρίων των χωρών που ανήκουν στη ζώνη του Ευρώ και στην πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€), είναι ένα πρώτο βήμα για την κατανόηση του τρόπου που συνδέονται οι δυο μεταβλητές.

Η ΠΟΡΕΙΑ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ ΣΤΗ ΖΩΝΗ ΤΟΥ ΕΥΡΩ ΤΟ ΔΙΑΣΤΗΜΑ 2001-2003

Οι δείκτες των χρηματιστηρίων διεθνώς υποχώρησαν το 2001 αντανακλώντας κυρίως γεγονότα με μεγάλη βαρύτητα στη διεθνή οικονομία. Οι διεθνείς οικονομικές εξελίξεις, όσο αφορά τη μεγάλη επιβράδυνση της οικονομικής δραστηριότητας, η χρηματιστηριακή επίπτωση που είχαν γεγονότα, όπως είναι οι τρομοκρατική επίθεση στις Η.Π.Α στις 11 Σεπτεμβρίου αλλά και η κατάρρευση του ενεργειακού κολοσσού Enron, είναι ορισμένα από τα σημαντικά γεγονότα που αύξησαν την ανασφάλεια και τη μεταβλητότητα στις αγορές και συνέβαλαν στην μετακίνηση κεφαλαίων προς ασφαλέστερες επενδυτικές επιλογές.

Η τρομοκρατική επίθεση στις 11 Σεπτεμβρίου 2001 επέφερε σημαντικό κλονισμό στην εμπιστοσύνη των καταναλωτών και τις επιχειρηματικές προσδοκίες, θέτοντας σε κίνδυνο την ομαλή λειτουργία των χρηματιστηριακών αγορών. Η αρχική υπεραντίδραση των χρηματιστηριακών αγορών μετριάστηκε τις επόμενες εβδομάδες και ήδη από τα μέσα Οκτωβρίου οι περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές επανήλθαν στα προ της 11ης Σεπτεμβρίου επίπεδα.

Η ανοδική τάση των χρηματιστηριακών δεικτών, υποβοηθούμενη από την επιθετική νομισματική πολιτική μείωσης των επιτοκίων από τις κεντρικές τράπεζες των μεγάλων οικονομιών, συνεχίστηκε μέχρι τις αρχές του 2002, περιορίζοντας τις απώλειες που είχαν υποστεί όλα τα διεθνή χρηματιστήρια κατά το 2001. Το πρώτο δίμηνο του 2002 οι χρηματιστηριακοί δείκτες επανήλθαν σε πτωτική τροχιά με αφορμή την κατάρρευση της Enron και την αβεβαιότητα που προκάλεσε αυτό το γεγονός ιδίως όσο αφορά την αξιοπιστία των μεγάλων εταιριών. Στις αρχές του Μαρτίου του 2002 οι περισσότεροι χρηματιστηριακοί δείκτες σημείωσαν πρόσκαιρη μικρή άνοδο. Στη συνέχεια, εξαιτίας της αυξημένης έντασης

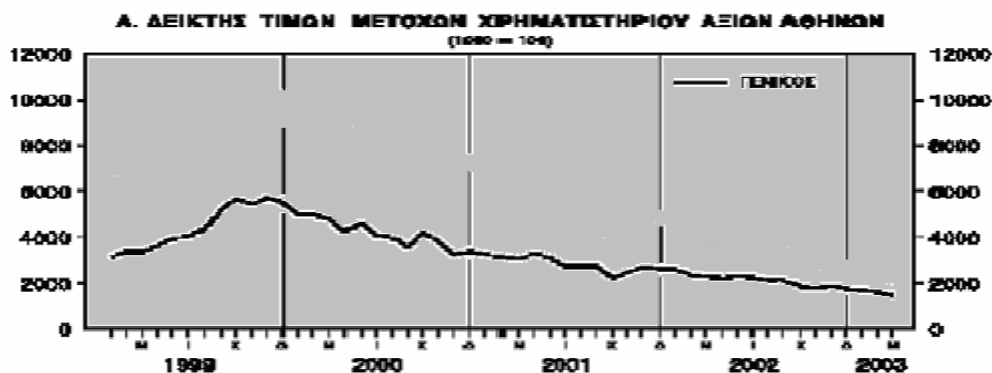
στη Μέση Ανατολή και της ανόδου της διεθνούς τιμής του πετρελαίου η τάση αντιστράφηκαν και πάλι.

Το πρώτο τρίμηνο του 2003, υπό το βάρος των τότε επικείμενων πολεμικών επιχειρήσεων στο Ιράκ, όλοι οι χρηματιστηριακοί δείκτες κατέγραψαν περαιτέρω απώλειες, ενώ σημείωσαν πρόσκαιρη άνοδο με την έναρξη των επιχειρήσεων αυτών στα τέλη του Μαρτίου. Παρότι η εξέλιξη ορισμένων μακροοικονομικών δεικτών συνέχισε να ασκεί αρνητική επίδραση στις τιμές των μετοχών το πρώτο εξάμηνο του έτους, η γενική στάση των επενδυτών, η οποία έγινε θετική μετά τη υποχώρηση των γεωπολιτικών εντάσεων που συνδεόταν με τη κρίση στο Ιράκ, συνέβαλε στην άνοδο των τιμών των μετοχών. Η κερδοφορία των επιχειρήσεων το πρώτο τρίμηνο ήταν υψηλότερη της αναμενόμενης και σε συνδυασμό με τις βελτιωμένες προβλέψεις για τις πωλήσεις κατά το υπόλοιπο του έτους, έδωσε ώθηση στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές στη διάρκεια του δευτέρου και τρίτου τριμήνου του 2003.

Η ΠΟΡΕΙΑ ΤΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ ΤΟ ΔΙΑΣΤΗΜΑ

2001-2003

Στο ακόλουθο Διάγραμμα 1.1 παρατηρούμε μια καθοδική πορεία του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών από τα μέσα του 1999 και έπειτα. Επικεντρώνοντας στο διάστημα 2001 – 2003, δηλαδή μετά την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε ότι ενώ στις αρχές του 2001 ο δείκτης ακολουθεί μια σταθερή πορεία, στη συνέχεια, παρουσιάζει μια μικρή καμπή.



Πηγή : Έκθεση του Διοικητή Για Τα Έτη 2001-2003-Τράπεζα Της Ελλάδος

Διάγραμμα 1.1

Δείκτης τιμών μετοχών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών

Συγκεκριμένα, το 2001 όλα τα μεγέθη της χρηματιστηριακής αγοράς σημείωσαν αρνητική επίδοση. Οι τιμές των μετοχών, οι χρηματιστηριακές συναλλαγές και η άντληση κεφαλαίων από τη χρηματιστηριακή αγορά διαμορφώθηκαν σε επίπεδα χαμηλότερα από εκείνα του 2000.

Οι εξελίξεις στην χρηματιστηριακή αγορά κατά το 2001 επηρεάστηκαν από παράγοντες, όπως το δυσμενές κλίμα που επικράτησε στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές στην διάρκεια του έτους, ιδιαίτερα μετά το Σεπτέμβριο του 2001. Η πτώση της κερδοφορίας των περισσότερων επιχειρήσεων με μετοχές στο Χ.Α., ενώ και η αναβάθμιση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς το Μάιο του 2001 από την κατηγορία των αναδυομένων σε εκείνη των αναπτυγμένων αγορών δεν είχε τα αναμενόμενα θετικά αποτελέσματα. Η μειωμένη κερδοφορία των επιχειρήσεων με μετοχές εισηγμένες στο Χ.Α., η οποία εκδηλώθηκε το 2000, συνεχίστηκε με εντονότερο ρυθμό το 2001. Ο αριθμός των ζημιολόγων εταιρειών αυξήθηκε κατά 15 στη χρήση του 2001 έναντι του 2000.

Οι εξελίξεις που σημειώθηκαν την τελευταία διετία στις τιμές των μετοχών και στην κερδοφορία των επιχειρήσεων με μετοχές εισηγμένες στο Χ.Α., σε σχέση με τις αντίστοιχες εξελίξεις στις λοιπές χρηματιστηριακές αγορές της Ευρωπαϊκής Ένωσης, είχαν ως αποτέλεσμα την αναβάθμιση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Στο τέλος του 2001 φαίνεται να κατατάσσεται, βάση το λόγο τιμής προς κέρδη ανά μετοχή, μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της ευρωπαϊκής ένωσης που προτείνονται για επενδύσεις.

Η αναβάθμιση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς από την κατηγορία των αναδυόμενων σε εκείνη των αναπτυγμένων αγορών είχε αρνητική επίδραση στις χρηματιστηριακές εξελίξεις ιδίως στην περίοδο από τα τέλη Μαΐου μέχρι και τα μέσα Ιουλίου του 2001. Συγκεκριμένα, η αναβάθμιση αυτή οδήγησε τους ξένους θεσμικούς επενδυτές που κυρίως επενδύουν σε αναδυόμενες αγορές και είχαν ήδη τοποθετήσει κεφάλαια στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά να αναδιαρθρώσουν τα χαρτοφυλάκια μετοχικών τίτλων τους μειώνοντας τις τοποθετήσεις τους σε ελληνικές μετοχές, ενώ, αρχικά, ήταν πολύ περιορισμένες οι αντίστοιχες τοποθετήσεις των θεσμικών επενδυτών του εξωτερικού που επενδύουν σε αναπτυγμένες αγορές.

Κατά το πεντάμηνο Ιανουαρίου-Μαΐου του 2001, ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του Χ.Α. παρουσίασε διακυμάνσεις, αλλά το μέσο επίπεδο του δεν υποχώρησε αισθητά σε σχέση με το τέλος Δεκεμβρίου του 2000. Από τις αρχές Ιουνίου μέχρι και τα μέσα Ιουλίου του 2001, οι τιμές των μετοχών παρουσίασαν έντονη πτωτική τάση. Από τα μέσα

Ιουλίου, οι τιμές των μετοχών σημείωσαν ελαφρά άνοδο, ενώ μετά την τρομοκρατική επίθεση της 11ης Σεπτεμβρίου στις ΗΠΑ παρουσίασαν και πάλι σημαντική πτώση, με τάση ανάκαμψης από τις αρχές του Οκτωβρίου μέχρι το τέλος του 2001. Μεταξύ τέλους Δεκεμβρίου του 2000 και του τέλους Δεκεμβρίου του 2001, ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών υποχώρησε κατά 23,5%. Η υψηλότερη τιμή του δείκτη (3.360,5 μονάδες) καταγράφηκε στις 3 Ιανουαρίου 2001 και η χαμηλότερη (2.105,6 μονάδες) στις 21 Σεπτεμβρίου 2001.

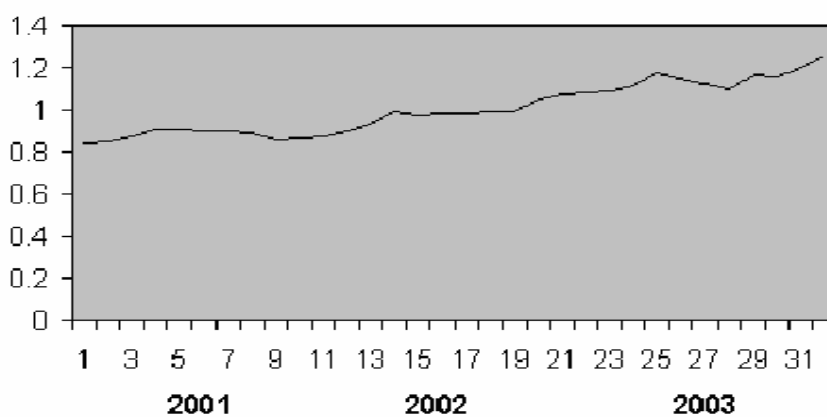
Το δυσμενές κλίμα που χαρακτήρισε τη χρηματιστηριακή αγορά τη διετία 2000-2001 συνεχίστηκε και το 2002. Όλα τα χρηματιστηριακά μεγέθη, όπως οι τιμές των μετοχών, οι συναλλαγές σε μετοχές και η άντληση κεφαλαίων μέσω του χρηματιστηρίου, διαμορφώθηκαν σε επίπεδα χαμηλότερα εκείνων του 2001. Ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών μειώθηκε κατά 32,5% μεταξύ τέλους Δεκεμβρίου 2001 και τέλους Δεκεμβρίου 2002. Η υψηλότερη τιμή του δείκτη (2.646,4 μονάδες) καταγράφηκε στις 4 Ιανουαρίου και η χαμηλότερη (1.727,1 μονάδες) στις 9 Οκτωβρίου. Η πτώση των τιμών των μετοχών ήταν σχετικά εντονότερη τους τέσσερις τελευταίους μήνες του 2002, ενώ συνεχίστηκε και το πρώτο τρίμηνο του 2003.

Ο γενικός δείκτης τιμών μετοχών του Χ.Α. ακολούθησε πτωτική πορεία στη διάρκεια του πρώτου τριμήνου του 2003 αλλά στη συνέχεια από τις αρχές Απριλίου μέχρι το τέλος Αυγούστου παρουσίασε αισθητή άνοδο, η οποία όμως ανεκόπη το Σεπτέμβριο του 2003, οπότε οι τιμές των μετοχών σημείωσαν πτώση. Στη συνέχεια και παρά τη πτώση που σημείωσαν στη διάρκεια του Σεπτεμβρίου του 2003, οι τιμές μετοχών παρουσίασαν αξιόλογη ανάκαμψη, η οποία οφείλεται στην υποχώρηση των γεωπολιτικών εντάσεων. Επίσης, η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά επηρεάστηκε ευνοϊκά από την άνοδο της κερδοφορίας των ελληνικών επιχειρήσεων με μετοχές εισηγμένες στο Χ.Α. το πρώτο εξάμηνο του τρέχοντος έτους.

Αναλυτικότερα, μεταξύ τέλους Δεκεμβρίου 2002 και τέλους Σεπτεμβρίου του 2003, ο γενικός δείκτης τιμών μετοχών του Χ.Α. αυξήθηκε κατά 15,5%. Η υψηλότερη τιμή του δείκτη (2.310,5 μονάδες) καταγράφηκε στις 22 Αυγούστου 2003 και η χαμηλότερη (1.467,3 μονάδες) στις 31 Μαρτίου 2003.

ΟΙ ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΤΟΥ ΕΥΡΩ ΜΕΧΡΙ ΚΑΙ ΤΟ 2003

Η ολοκλήρωση της οικονομικής συνεργασίας των χωρών της Ε.Ε. και η υιοθέτηση ενός ενιαίου νομίσματος συνέβαλε ουσιαστικά στην πορεία των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η αντικατάσταση των κοινοτικών νομισμάτων από το Ευρώ είχε ως αποτέλεσμα την ενδυνάμωση του έναντι άλλων ισχυρών νομισμάτων. Από το Διάγραμμα 1.2, όπου περιγράφεται η πορεία του ευρώ έναντι του δολαρίου για το χρονικό διάστημα 2001-2003, διαφαίνεται η ανοδική πορεία της ισοτιμίας.



Πηγή : Έκθεση του Διοικητή Για Τα Έτη 2001-2003-Τράπεζα Της Ελλάδος

Διάγραμμα 1.2

Συναλλαγματική ισοτιμία Ευρώ/Δολαρίου(€/Δ)

Η αβεβαιότητα και οι διαδοχικές εκτιμήσεις σχετικά με το μέγεθος και την χρονική διάρκεια της επιβράδυνσης της οικονομικής δραστηριότητας στις ΗΠΑ σε συσχετισμό με τις εκτιμήσεις για τις αντίστοιχες εξελίξεις στη ζώνη του Ευρώ επηρέασαν σημαντικά την πορεία των συναλλαγματικών ισοτιμιών των κυριότερων νομισμάτων το 2001. Οι αναθεωρήσεις των μακροοικονομικών στοιχείων και προβλέψεων, καθώς και οι μεταβαλλόμενες προσδοκίες για τη χρονική στιγμή και την έκταση της μείωσης των βασικών επιτοκίων των κεντρικών τραπεζών των μεγάλων οικονομιών αποτυπώθηκαν στη μεταβολή των συναλλαγματικών ισοτιμιών ιδίως του ευρώ έναντι του δολαρίου.

Το ευρώ ενώ είχε ενισχυθεί έναντι του δολαρίου το τελευταίο δίμηνο του 2000 ακολούθησε πτωτική πορεία το πρώτο εξάμηνο του 2001 φθάνοντας στο ιστορικό χαμηλότερο επίπεδο των 0,838 δολ. ανά ευρώ στις αρχές του Ιουλίου. Έκτοτε άρχισε να

ανακάμπτει και η μέση ισοτιμία του και τον Αύγουστο διαμορφώθηκε στα 0,901 δολ. ανά ευρώ. Στις αρχές Σεπτεμβρίου το ευρώ υποτιμήθηκε ελαφρά, ενώ μετά τα γεγονότα της 11ης Σεπτεμβρίου παρουσίασε προσωρινή άνοδο.

Οι απαισιόδοξες εκτιμήσεις για την οικονομική δραστηριότητα στη ζώνη του Ευρώ ανέκοψε την ανοδική πορεία του ευρωπαϊκού νομίσματος. Σε αυτό συνέβαλε η επιστροφή των κεφαλαίων στις αγορές των ΗΠΑ λόγω της συγκρατημένης ευφορίας που χαρακτήρισε την αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά λίγες εβδομάδες μετά την αρχική διαταραχή εξαιτίας των τρομοκρατικών επιθέσεων.

Η μέση ισοτιμία του ευρώ έναντι του δολαρίου διαμορφώθηκε σε 0,892 δολ. ανά ευρώ το Δεκέμβριο του 2001, δηλαδή σε επίπεδο κατά 0,5% χαμηλότερο από ότι το Δεκέμβριο του 2000. Το μέσο ετήσιο επίπεδο της ισοτιμίας του ευρώ έναντι του δολαρίου υποχώρησε κατά 3,1%.

Το πρώτο τρίμηνο του 2002 συνεχίστηκε η ελαφρώς πτωτική τάση του ευρώ και το μέσο επίπεδο της ισοτιμίας του τον Μάρτιο προσέγγισε τα 0,876 δολ. ανά ευρώ. Πιο αναλυτικά για το 2002, η διακοπή της σχεδόν συνεχούς από το 1996 ανατιμητικής τάσης του δολαρίου ΗΠΑ και η μεταβολή των προσδοκιών των αγορών προς όφελος του ευρώ ήταν τα βασικά χαρακτηριστικά των εξελίξεων στις διεθνείς αγορές συναλλάγματος το 2002.

Η επανεκτίμηση των επενδυτών σχετικά με την ασφάλεια που παρέχουν οι τίτλοι σε δολάρια ΗΠΑ μετά τα γεγονότα του Σεπτεμβρίου του 2001 σε συνδυασμό με περαιτέρω διερεύνηση του ελλείμματος του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών των ΗΠΑ αλλά και τα ιστορικά πολύ χαμηλά αμερικανικά επιτόκια, ήταν οι κυριότεροι λόγοι αντιστροφής των προσδοκιών ως προς τη μελλοντική ισοτιμία του αμερικάνικου νομίσματος. Η πέραν των προσδοκιών μείωση της κερδοφορίας των επιχειρήσεων σε συνδυασμό με την αβεβαιότητα που επικράτησε σχετικά με την πραγματική χρηματοοικονομική κατάσταση πολλών μεγάλων αμερικάνικων εταιριών υπήρξε ένας πρόσθετος αρνητικός παράγοντας που ενίσχυσε κατά διαστήματα την τάση υποχώρησης του δολαρίου.

Το ευρώ ενισχύθηκε σημαντικά στη διάρκεια του 2002. Η μέση ετήσια ανατίμηση ανήλθε στο 5,1% το 2002 ενώ στις αρχές του 2003 η ανατίμηση επιταχύνθηκε. Το Φεβρουάριο του 2003 η σταθμισμένη ισοτιμία του ευρώ ήταν κατά 14,6% υψηλότερη από ότι τον ίδιο μήνα του προηγούμενου έτους. Σε όρους πραγματικής σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας το ευρώ ενισχύθηκε κατά 4,4% το 2002 με αποτέλεσμα να μειωθεί η ανταγωνιστικότητα της οικονομίας της ζώνης του Ευρώ.

Συγκεκριμένα, η συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου Η.Π.Α έναντι του ευρώ αφού είχε διαμορφωθεί στο υψηλότερο επίπεδο του έτους το Φεβρουάριο του 2002 (1 ευρώ=0,87 δολ. Η.Π.Α) στη συνέχεια υποχώρησε φθάνοντας το Δεκέμβριο στο χαμηλότερο επίπεδο του έτους (1 ευρώ=1,018 δολ. Η.Π.Α). Σε μέσα επίπεδα έτους, το δολάριο υποχώρησε κατά 5,3% έναντι του ευρώ το 2002.

Το πρώτο δίμηνο του 2003 το δολάριο συνέχισε να διολισθαίνει (τον Φεβρουάριο η διμερής συναλλαγματική ισοτιμία ήταν 1 ευρώ=1,077 δολ. Η.Π.Α). Η ισοτιμία ευρώ/δολαρίου στα τέλη του Μαΐου έφθασε τα 1,19 δολ. Η.Π.Α ανά ευρώ αλλά μετά υποχώρησε και στις αρχές Σεπτεμβρίου βρέθηκε στο 1,08. Κατά τη διάρκεια του Σεπτεμβρίου όμως το ευρώ άρχισε και πάλι να ενισχύεται και στα τέλη του μηνός έφθασε στα 1,17δολ. Η.Π.Α ανά ευρώ. Η μέση συναλλαγματική ισοτιμία το Σεπτέμβριο (1,12δολ/ευρώ) αντιστοιχεί σε ανατίμηση του ευρώ κατά 19% σε σχέση με το 2002 και κατά 32% σε σχέση με το χαμηλότερο επίπεδο που είχε σημειωθεί τον Ιούνιο του 2001.

1.5 ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Προτού γίνει η ανάλυση της μεθοδολογίας που θα χρησιμοποιηθεί για τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των τιμών των μετοχών κρίνεται απαραίτητο να γίνει μια αναφορά στην οικονομική θεωρία που συνδέει αυτές τις δυο μεταβλητές. Ήδη, από την ανασκόπηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των χρηματιστηριακών αγορών που αναφέραμε σε προηγούμενη ενότητα, έχουμε τις πρώτες ενδείξεις για το πως η συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να συνδέεται με την χρηματιστηριακή αγορά. Διαπιστώνεται μια ισχυρή σχέση μεταξύ των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, μια σχέση που δεν καθίστα σαφές από την αρχή πως θα μπορούσε να εξηγή τον τρόπο με τον οποίο συνδέονται οι μεταβολές στις συναλλαγματικής με τις μεταβολές στις τιμές των μετοχών.

Σύμφωνα με τους Krugman και Obstfeld (1997) η συνθήκη ισότητας επιτοκίων αποτελεί τον συνδετικό κρίκο μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της ισορροπίας στην αγορά των περιουσιακών στοιχείων. Όπως είναι γνωστόν, η συνθήκη ισότητας των επιτοκίων εκφράζεται από την σχέση:

$$R = R^* + (E^e - E) / E \quad (1.1)$$

όπου:

R και R^* είναι τα επιτόκια του εγχώριου και ξένου νομίσματος αντίστοιχα,

E και E^e δηλώνουν την συναλλαγματική ισοτιμία και την αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία αντίστοιχα.

Σε αυτή τη θεωρία αναφέρθηκαν οι Krugman και Obstfeld στο βιβλίο τους “International Economics” όπου υποστηρίζουν ότι “προκειμένου να διατηρηθεί η ισορροπία στις αγορές των περιουσιακών στοιχείων, η αύξηση του εγχωρίου προϊόντος θα πρέπει να συνοδεύεται από ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος, με σταθερούς όλους τους άλλους παράγοντες, και η μείωση του εγχώριου προϊόντος θα πρέπει να συνοδεύεται από υποτίμηση”.

Πιο αναλυτικά, το εγχώριο επιτόκιο που ικανοποιεί την συνθήκη ισοτιμίας των επιτοκίων θα πρέπει επίσης να εξισώνει την εγχώρια πραγματική προσφορά χρήματος (M^S / P) με τη συνολική πραγματική ζήτηση χρήματος:

$$M^S / P = L(R, Y) \quad (1.2)$$

όπου M^S : προσφορά χρήματος,

P : επίπεδο τιμών,

R : επιτόκιο,

Y : πραγματικό ΑΕΠ.

Μια αύξηση του επιτοκίου προκαλεί άνοδο της συνολικής ζήτησης $L(R, Y)$. Η άνοδος αυτή με τη σειρά της προκαλεί αύξηση του επιτοκίου. Με σταθερά το E^e και το R^* , το εγχώριο νόμισμα πρέπει να ανατιμηθεί για να επιστρέψει η αγορά συναλλάγματος σε κατάσταση ισορροπίας. Το εγχώριο νόμισμα ανατιμάται ακριβώς όσο απαιτείται, ώστε να αντισταθμίσει το πλεονέκτημα επιτοκίου των καταθέσεων εγχώριου νομίσματος.

Ένας άλλος τρόπος, με τον οποίο μπορούμε να ερμηνεύσουμε πως η συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών, είναι μέσω της επίδρασης που ασκεί στην κερδοφορία (αξία) των εταιρειών. Ο Aggarwal (1981) ισχυρίζεται ότι η μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία θα μπορούσε να μεταβάλλει τις τιμές των μετοχών των πολυεθνικών εταιριών άμεσα και εκείνες των εγχώριων εταιριών έμμεσα.

Στην περίπτωση των πολυεθνικών εταιριών η συναλλαγματική ισοτιμία θα μεταβάλλει την αξία των ξένων δραστηριοτήτων της εταιρείας, η οποία θα επιδράσει στην κατάσταση ισορροπίας των κερδών ή ζημιών. Συνεπώς, συνεισφέρει στην τρέχουσα λογιστική ισορροπία. Όταν ανακοινωθούν τα κέρδη ή οι ζημιές, η αξία των μετοχών της εταιρείας θα αλλάξουν. Ο ισχυρισμός αυτός δείχνει ότι η υποτίμηση μπορεί είτε να αυξήσει είτε να μειώσει την τιμή της μετοχής της εταιρείας δεδομένου ότι είναι εταιρεία εξαγωγών ή έχει μεγάλο όγκο εσόδων από εισαγωγές.

Με ανάλογο τρόπο, οι εταιρείες που δραστηριοποιούνται μόνο στη εγχώρια αγορά μπορούν να επηρεαστούν από τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Παραδείγματος χάριν, μια υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος καταστεί τα εγχώρια προϊόντα φθηνότερα και επομένως περισσότερο ανταγωνιστικά απέναντι στα εισαγόμενα.

Επιπροσθέτως, ο Jorion (1990) ισχυρίζεται ότι η σύνδεση μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και τιμών των μετοχών μπορεί να προσδιοριστεί ως εξής :

$$R_{it} = b_{0i} + b_{1i}R_{st} + e_{it} \quad (1.3)$$

όπου R_{it} : ο ρυθμός αποδόσεων των κοινών μετοχών της εταιρείας i ,

R_{st} : ο ρυθμός μεταβολής της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας, $t = 1, \dots, T$.

Ωστόσο, επειδή παρατηρείται διαφορά στη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών των εγχώριων και των πολυεθνικών εταιρειών, είναι σημαντικό να προσδιορίσουμε την σχέση του συναλλαγματικού κινδύνου και του βαθμού των δραστηριοτήτων της εταιρείας σε ξένες αγορές ως εξής :

$$b_{1i} = a_0 + a_1F_i + m_i \quad (1.4)$$

όπου F_i : το ποσοστό των πωλήσεων στην ξένη αγορά προς τις συνολικές πωλήσεις.

Επομένως, για να εξετάσουμε την έκθεση των τιμών των μετοχών στον συναλλαγματικό κίνδυνο θα πρέπει να θεωρήσουμε την γενικευμένη μορφή της (1.1) :

$$R_{it} = b_{0i} + b_{1i}R_{st} + b_{2i}R_{mt} + e_{it} \quad (1.5)$$

όπου R_{mt} : ο εγχώριος γενικός χρηματιστηριακός δείκτης για τον μήνα i .

Από όσα αναφέραμε παραπάνω συμπεραίνουμε ότι η μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να προκαλέσει μεταβολή στις τιμές των μετοχών. Από την άλλη, σύμφωνα με την προσέγγιση χαρτοφυλακίου υποστηρίζεται ότι η αιτιότητα (Causality) μεταξύ των δυο αυτών μεταβλητών μπορεί να έχει την αντίθετη κατεύθυνση δηλαδή, οι μεταβολές στις τιμές των μετοχών να προκαλούν μεταβολή στην τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Εξετάζοντας την περίπτωση που θα παρατηρηθεί μια αύξηση στις τιμές των εγχώριων μετοχών, τότε η αύξηση που θα προκληθεί στον εγχώριο πλούτο θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση ζήτησης χρήματος και συνεπώς του επιτοκίου. Η συνακόλουθη αύξηση του επιτοκίου θα οδηγήσει σε ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος, εξαιτίας της αύξησης των κεφαλαιακών εισροών. Επομένως, η σχέση αιτιότητας που εξετάζουμε είναι πιθανόν να έχει αυτή την κατεύθυνση, δηλαδή, οι μεταβολές των τιμών των μετοχών να αιτιάζουν (cause) την μεταβολή στην τιμή της ισοτιμίας.

1.6 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Τελειώνοντας, από την ανασκόπηση στη σχετική αρθρογραφία, συμπεραίνουμε ότι τόσο η αναζήτηση ύπαρξης όσο και ο προσδιορισμός της κατεύθυνσης των αιτιωδών 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 των αιτιωδών σχέσεων, ενώ για κάποιες χώρες δεν προκύπτει καμία σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών.

Η παρούσα εργασία, ασχολείται με την εξέταση των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των δυο μεταβλητών στις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Η καθιέρωση του Ευρώ στις χώρες της Ε.Ε. εξάλειψε την αβεβαιότητα προς τις ισοτιμίες μεταξύ των κοινοτικών νομισμάτων, με συνέπεια να προάγεται η ανάληψη οικονομικών δραστηριοτήτων σε ευρωπαϊκό επίπεδο.

Στη συνέχεια, γίνεται αναφορά στην πορεία τόσο της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€ όσο και των χρηματιστηρίων των χωρών που ανήκουν στη ζώνη του Ευρώ. Επισημαίνονται

τα γεγονότα εκείνα που συνετέλεσαν στην ανοδική πορεία τους, αλλά και οι αιτίες που προκάλεσαν την πτώση των τιμών τους. Μελετώντας την πορεία των δυο χρηματοοικονομικών μεταβλητών για το χρονικό διάστημα 2001-2003, δίνεται μια πρώτη εικόνα για τον τρόπο που οι δυο μεταβλητές μπορεί να συνδέονται.

Επίσης, αναπτύσσεται η οικονομική θεωρία που αναλύει τον τρόπο σύνδεσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του χρηματιστηριακού δείκτη. Υπάρχουν τρεις οικονομικές υποθέσεις που ερμηνεύουν τον τρόπο σύνδεσης των δυο μεταβλητών. Σύμφωνα με τη πρώτη οικονομική υπόθεση, η οποία αναφέρονται οι Krugman και Obstfeld (1997) στο βιβλίο τους “Διεθνής Οικονομική”, η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζει τον χρηματιστηριακό δείκτη βάσει της συνθήκης ισότητας των επιτοκίων. Η δεύτερη οικονομική υπόθεση αναφέρεται σε άρθρο του Aggarwal (1981), σύμφωνα με το οποίο η συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να επηρεάσει τον χρηματιστηριακό δείκτη μέσω της επίδρασης που ασκεί στην κερδοφορία των επιχειρήσεων. Τέλος, αναφέρεται η τρίτη οικονομική θεωρία, η οποία στηρίζεται στη προσέγγιση του χαρτοφυλακίου και περιγράφει τον τρόπο με τον οποίο οι μεταβολές στις τιμές των μετοχών μπορούν να προκαλέσουν μεταβολή στη τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER ΚΑΙ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ

2.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η εργασία έχει ως σκοπό να ερευνήσει τις αιτιώδεις σχέσεις μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών τόσο στην ελληνική αγορά όσο και σε άλλες χώρες της Ε.Ε. Στην προσπάθεια να διερευνηθεί η σχέση μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και τιμών των μετοχών θα χρησιμοποιηθούν ορισμένες σύγχρονες μέθοδοι της οικονομετρικής θεωρίας και της θεωρίας των χρονοσειρών, όπως είναι η αιτιότητα κατά Granger, ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (μη-στασιμότητα), η συνολοκλήρωση και το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.

Η εφαρμογή των σύγχρονων μεθόδων της οικονομετρίας και της θεωρίας των χρονοσειρών προσφέρει πολλά πλεονεκτήματα στον ερευνητή. Οι περισσότερες οικονομικές μεταβλητές είναι μη στάσιμες, δηλαδή, μακροχρόνια απομακρύνονται από την κατάσταση ισορροπίας. Σε αυτήν την περίπτωση, η διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών θα οδηγούσε σε νόθα (spurious) αποτελέσματα αν γινόταν μέσω της απλής μεθόδου της παλινδρόμησης. Η νόθα παλινδρόμηση (spurious regression) συμβαίνει όταν ένα ζευγάρι ανεξάρτητων χρονολογικών σειρών, αλλά με ιδιότητες που μεταβάλλονται διαχρονικά, καταλήγει φαινομενικά να συμφωνεί με τα αποτελέσματα που προτείνει η απλή παλινδρόμηση. Σε αντίθεση, η εφαρμογή της θεωρίας της συνολοκλήρωσης επιτρέπει την χρησιμοποίηση των μη στάσιμων χρονοσειρών, διευρύνοντας το φάσμα των μεταβλητών που μπορούν να μελετηθούν.

Ειδικότερα, στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει αρχικά, παρουσίαση της θεωρίας της αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality). Η παρουσίαση αποτελείται από την ανάλυση της έννοιας και της μεθοδολογίας που περιλαμβάνει η συγκεκριμένη θεωρία που διατύπωσε ο Granger (1988). Κατόπιν, θα αναλυθεί η έννοια της συνολοκλήρωσης (Cointegration), την οποία επίσης συνοδεύει η παρουσίαση της μεθοδολογίας, όπως αναπτύχθηκε από τους Engle

και Granger (1987). Τέλος, θα γίνει αναλυτική αναφορά στο Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών και στην εκτίμηση του υποδείγματος (Error Correction Model).

2.2 ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER

Η επισήμανση και ο καθορισμός των αιτιωδών σχέσεων αποτελεί την πεμπτούσια της οικονομικής θεωρίας. Σε πολλές οικονομικές σχέσεις η αιτιώδης κατεύθυνση μεταξύ αιτίας και αιτιατού δεν είναι εκ των προτέρων γνωστή. Αν υποθέσουμε ότι οι μεταβλητές συναλλαγματική ισοτιμία και χρηματιστηριακός δείκτης αλληλεξαρτώνται, σκοπός της έρευνας είναι να ερευνηθεί αν οι μεταβολές στην συναλλαγματική ισοτιμία προηγούνται, έπονται ή είναι σύγχρονες των μεταβολών των τιμών των μετοχών.

Αξιοματικά, δεχόμαστε ότι το παρελθόν και το παρόν μπορούν να προκαλέσουν το μέλλον, αλλά το αντίστροφο δεν ισχύει. Το μέλλον, δηλαδή, δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Αν ένα γεγονός A συμβεί πριν το γεγονός B, γνωρίζουμε ότι το γεγονός B δεν μπορεί να προκαλέσει το γεγονός A. Επίσης, το γεγονός ότι το A προηγείται του B δεν έπεται ότι το A προκαλεί το B. Κλασσική περίπτωση είναι η πρόβλεψη του μετεωρολόγου που προηγείται του καιρικού φαινομένου χωρίς αυτό να σημαίνει ότι το προκαλεί.

Στην περίπτωση των δυο μεταβλητών - συναλλαγματική ισοτιμία και χρηματιστηριακό δείκτη - που είναι και το αντικείμενο έρευνας της συγκεκριμένης εργασίας το πρώτο ερώτημα που πρέπει να απαντηθεί είναι αν υπάρχει μια σχέση που να τις συνδέει. Ο παραδοσιακός τρόπος για να απαντηθεί αυτό το ερώτημα είναι να θεωρήσουμε αυθαίρετα ότι η μια (ανεξάρτητη) μεταβλητή προσδιορίζει τη δεύτερη (εξαρτημένη). Στη συνέχεια, να παλινδρομήσουμε την εξαρτημένη πάνω στην ανεξάρτητη και να ελέγξουμε την στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της ανεξάρτητης μεταβλητής προκειμένου να διαπιστώσουμε αν υπάρχει σχέση εξάρτησης μεταξύ τους. Η ανάλυση της παλινδρόμησης μπορεί να αποτελέσει εργαλείο για την ανάλυση εξαρτήσεως ανάμεσα σε δυο ή περισσότερες μεταβλητές, ωστόσο, δεν μπορεί να αποτελέσει απόδειξη ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών.

Η σπουδαιότητα του καθορισμού των πραγματικών σχέσεων αιτιότητας μεταξύ οικονομικών μεταβλητών οδήγησε τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής θεωρίας της αιτιότητας, η οποία είναι γνωστή ως αιτιότητα κατά Granger (Granger Causality).

Γενικά, μια μεταβλητή Y_t , αιτιάζει κατά Granger μian άλλη X_t , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής Y_t βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της μεταβλητής X_t .

Σύμφωνα με το άρθρο του Granger (1988), θεωρούμε ότι ενδιαφερόμαστε αν το διάνυσμα της οικονομικής χρονοσειράς y_t “αιτιάζει” ένα άλλο διάνυσμα x_t . Επιπλέον, υπάρχει ένα διάνυσμα w_t , το οποίο αποτυπώνει το ερώτημα της αιτιότητας που τίθεται. Υπάρχουν δυο σύνολα πληροφορίας για τα οποία ενδιαφερόμαστε :

$$J_t : x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j}, \quad j \geq 0$$

και

$$J'_t : x_{t-j}, w_{t-j}, \quad j \geq 0$$

Το σύνολο J_t χρησιμοποιεί όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες, ενώ το σύνολο J'_t εξαιρεί τις πληροφορίες σχετικά με το παρελθόν και το παρόν του y_t . Θεωρούμε ότι η μεταβλητή y_t δεν μπορεί να εκφραστεί ως συνάρτηση των άλλων μεταβλητών του συνόλου J_t . Για παράδειγμα δεν υπάρχει συνάρτηση $g(\cdot)$ τέτοια ώστε να ισχύει $y_t = g(w_{t-j}, j \geq 0)$. θέτοντας ως $f(x|J)$ την υπό συνθήκη κατανομή της x δεδομένου του J , διατυπώνονται οι ακόλουθοι ορισμοί για τη αιτιότητα και τη μη αιτιότητα:

(i) Η y_t δεν αιτιάζει την x_{t+1} δεδομένου του J_t αν ισχύει:

$$f(x_{t+1} | J_t) = f(x_{t+1} | J'_t)$$

(ii) Διαφορετικά αν ισχύει:

$$f(x_{t+1} | J_t) \neq f(x_{t+1} | J'_t),$$

Τότε y_t αιτιάζει την x_{t+1} δεδομένου του J_t .

Οι ορισμοί βασίζονται σε δυο βασικές αρχές :

(α) Η αιτία λαμβάνει χώρα πριν το αποτέλεσμα και

(β) Οι αιτιώδεις χρονοσειρές περιέχουν πληροφορίες για τις χρονοσειρές που αιτιάζονται, οι οποίες δεν είναι διαθέσιμες σε άλλες χρονοσειρές, π.χ. w_t .

Από τον ορισμό (ii) συνεπάγεται ότι η πρόβλεψη οποιασδήποτε συνάρτησης $g(x_{t+1})$ της χρονοσειράς x_{t+1} , θα είναι καλύτερη αν χρησιμοποιηθεί η πληροφόρηση που προσφέρει η y_{t-j} παρά από ότι να μη χρησιμοποιηθεί.

2.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Στο παρελθόν, ο παραδοσιακός τρόπος ελέγχου ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ δυο μεταβλητών γινόταν μέσω της μεθόδου των Box-Jenkins. Ουσιαστικά, ο έλεγχος ξεκινούσε με τον προσδιορισμό του ARMA μοντέλου για κάθε μια σειρά και στη συνέχεια γινόταν ο έλεγχος για την ανεξαρτησία των καταλοίπων των σειρών. Ωστόσο, αυτός ο τρόπος ελέγχου πολλές φορές οδηγούσε σε λανθασμένα αποτελέσματα για την μονόδρομη αιτιότητα και γενικότερα μεταξύ άλλων προβλημάτων, μια αδυναμία του ελέγχου είναι η αμφισβητούμενη φύση της στατιστικής του ισχύς.

Τα τελευταία χρόνια, η ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ δυο μεταβλητών ενός υποδείγματος ελέγχεται με τη βοήθεια του κριτηρίου Granger. Σε αυτήν την ενότητα θα γίνει η παρουσίαση της θεωρίας που προαναφέρθηκε, θεωρώντας ότι το μοντέλο αποτελείται από δυο μεταβλητές.

Έστω δυο χρονολογικές σειρές Y_t , X_t και τα ακόλουθα δυο υποδείγματα

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + u_t \quad (2.1)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m c_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_i X_{t-i} + e_t \quad (2.2)$$

όπου, m είναι το μήκος υστερήσεως.

Οι διαταρακτικοί όροι u_t και e_t ικανοποιούν όλες τις αναγκαίες προϋποθέσεις της παλινδρόμησης, $E[u_t u_s] = 0 = E[e_t e_s]$ για $s \neq t$ και οι τιμές τους δεν συσχετίζονται μεταξύ τους.

Η ιδέα που κρύβεται πίσω από αυτό το σύστημα υποδειγμάτων είναι ότι οι παρελθούσες τιμές των μεταβλητών σχετίζονται μεταξύ τους. Στο υπόδειγμα (2.1) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της Y_t είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της, καθώς και των προηγούμενων τιμών της X_t . Αντίστοιχα στο υπόδειγμα (2.2) υποθέτουμε παρόμοια συμπεριφορά για την X_t .

Βάση το παραπάνω σύστημα υποδειγμάτων, διακρίνουμε τέσσερις περιπτώσεις :

1. Οι συντελεστές b_i των μεταβλητών X_{t-i} στη σχέση (2.1) είναι στατιστικά σημαντικοί, $b_i \neq 0$, ενώ οι συντελεστές c_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη σχέση (2.2) δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν, $c_i = 0$. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger από την X_t στην Y_t .

2. Οι συντελεστές b_i των μεταβλητών X_{t-i} στη σχέση (2.1) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, $b_i = 0$, ενώ οι συντελεστές c_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη σχέση (2.2) είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν, $c_i \neq 0$. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger από την Y_t στην X_t .

3. Τόσο οι συντελεστές της X_t όσο και οι συντελεστές της Y_t είναι στατιστικά σημαντικοί, $b_i \neq 0$ και $c_i \neq 0$ αντίστοιχα. Σε αυτήν την περίπτωση υπάρχει αμφίδρομη αιτιότητα κατά Granger.

4. Τόσο οι συντελεστές της X_t όσο και οι συντελεστές της Y_t δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, $b_i = 0$ και $c_i = 0$ αντίστοιχα. Σε αυτήν την περίπτωση οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες.

Ο έλεγχος των υποθέσεων που προαναφέρθηκαν γίνεται με τη χρήση της στατιστικής F :

$$F = \frac{(SSE^* - SSE) / m}{SSE / (n - k)} \quad (2.3)$$

όπου,

SSE^* : Το άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων στην παλινδρόμηση με περιορισμό, όταν δηλαδή δεν περιλαμβάνονται οι m όροι X_{t-i} ή Y_{t-i} .

SSE : Το άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων στην παλινδρόμηση χωρίς περιορισμό.

n : Το μέγεθος του δείγματος.

k : ο αριθμός των παραμέτρων στην παλινδρόμηση χωρίς περιορισμό.

Η στατιστική F ακολουθεί τη F -κατανομή με m και $(n-k)$ βαθμούς ελευθερίας:

$$F \sim F(m, n - k)$$

2.4 Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Πολύ συχνά, κατά την εφαρμογή οικονομετρικών υποδειγμάτων έχει διαπιστωθεί το πρόβλημα της φαινομενικής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών. Υπάρχουν περιπτώσεις μεταβλητών που συμμετέχουν σε οικονομετρικό μοντέλο να παρουσιάζουν υψηλό βαθμό συσχέτισης, ενώ στη πραγματικότητα να μην υπάρχει άμεση αιτιολογική σχέση που να τις συνδέει (π.χ συσχέτιση κατανάλωσης και βροχόπτωσης). Σε μια τέτοια περίπτωση, ενώ αρχικά διαπιστώνεται μια φαινομενική συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών, η μη στασιμότητα που τις χαρακτηρίζει θα τις οδηγήσει σε απόκλιση μακροχρόνια.

Αντίθετα, όταν υπάρχει αιτιολογική σχέση μεταξύ μη στάσιμων μεταβλητών που να δικαιολογεί την συμμετοχή τους στο υπό εκτίμηση υπόδειγμα, οι μεταβλητές δεν θα αποκλίνουν μακροχρόνια παρόλο που θα αυξάνονται διαχρονικά. Ένα τέτοιο παράδειγμα είναι η συσχέτιση ιδιωτικής κατανάλωσης C και εθνικού ακαθάριστου προϊόντος GNP , όπου, ενώ, διαχρονικά παρατηρείται αύξηση των τιμών τους (μη στάσιμες), ο γραμμικός συνδυασμός τους $u_t = (C_t, GNP_t)$ παραμένει σταθερός γύρω από το μηδέν. Σε αυτήν την περίπτωση λέμε ότι οι δυο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, εννοώντας ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους.

Η έννοια της συνολοκλήρωσης που αρχικά αναπτύχθηκε από τους Engle και Granger (1987), αναφέρεται στη μακροχρόνια ισορροπία μιας οικονομικής σχέσης. Από την άποψη της συνολοκλήρωσης, ισορροπία σημαίνει μια σταθερή σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές στην μακροχρόνια περίοδο.

Οι Engle και Granger, ξεκινούν την ανάλυση της έννοιας της συνολοκλήρωσης θεωρώντας ένα σύνολο μεταβλητών ότι βρίσκεται σε μακροχρόνια ισορροπία όταν

$$b_1 x_{1t} + b_2 x_{2t} + \dots + b_n x_{nt} = 0 \quad (2.4)$$

Αν \mathbf{b} και x_t ορίσουμε τα διανύσματα (b_1, b_2, \dots, b_n) και $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ αντίστοιχα, τότε το σύστημα είναι σε ισορροπία όταν:

$$\mathbf{b}x_t = 0 \quad (2.5)$$

Είναι φανερό ότι αυτό δεν μπορεί να συμβαίνει συνεχώς, οπότε η διαφορά:

$$\mathbf{b}x_t = e_t \quad (2.6)$$

παριστάνει την έκταση της ανισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές. Η απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία είναι γνωστή και ως σφάλμα ισορροπίας (equilibrium error). Η ισορροπία που περιγράφεται παραπάνω έχει νόημα όταν η χρονοσειρά e_t είναι στάσιμη.

Σύμφωνα με τους Engle και Granger αν δυο ή περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας d , αυτές είναι συνολοκληρωμένες ή συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου του βαθμού ολοκλήρωσης d των μεταβλητών αυτών.

Σύμφωνα με τον αυστηρό ορισμό που δόθηκε από τους Engle και Granger οι μεταβλητές $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ θα χαρακτηρίζονται συνολοκληρωμένες τάξεως d, b και θα συμβολίζεται ως εξής $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt} \sim CI(d, b)$, όταν :

1. Όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d
2. Υπάρχει ένα διάνυσμα $\mathbf{b} = (b_1, b_2, \dots, b_n)$ τέτοιο ώστε, ο γραμμικός συνδυασμός $b_1x_{1t} + b_2x_{2t} + \dots + b_nx_{nt}$ είναι ολοκληρωμένος τάξεως $(d-b)$, $b > 0$. Το διάνυσμα \mathbf{b} ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

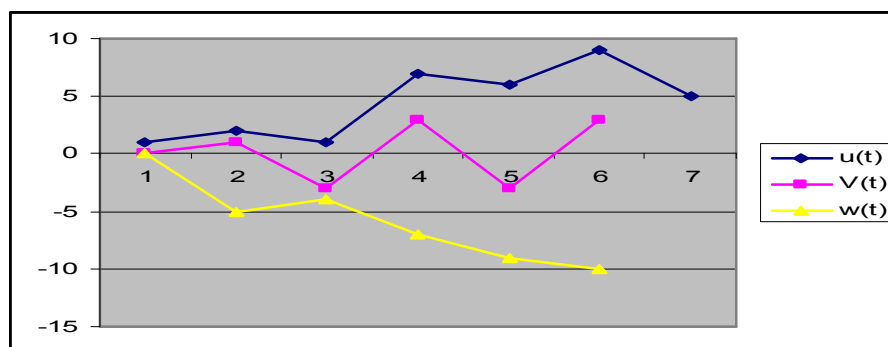
Αναφορικά με τον ορισμό της συνολοκλήρωσης θα πρέπει να παρατηρήσουμε τα εξής:

- α. Η συνολοκλήρωση αναφέρεται στον γραμμικό συνδυασμό μη στάσιμων μεταβλητών. Θεωρητικά, είναι πιθανόν να υπάρχει μη γραμμική μακροχρόνια σχέση μεταξύ των ολοκληρωμένων μεταβλητών. Επίσης, πρέπει να αναφερθεί ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης \mathbf{b} δεν είναι μοναδικό.

β. Όλες οι μεταβλητές θα πρέπει να έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης. Αυτό δεν θα πρέπει να οδηγεί στο λανθασμένο συμπέρασμα ότι όλες οι ολοκληρωμένες μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Συνήθως, αυτό που συμβαίνει είναι σε ένα σύνολο με μεταβλητές $I(1)$ να μην συνολοκληρώνονται, με συνέπεια να μην υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους και η καθεμία να κινείται ανεξάρτητα από την άλλη.

γ. Αν υπάρχουν n μεταβλητές, τότε το πολύ μπορεί να υπάρχουν $n-1$ γραμμικά ανεξάρτητα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Για παράδειγμα αν εξετάζονται δυο μεταβλητές τότε υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης καλείται τάξη συνολοκλήρωσης των μεταβλητών.

Θεωρώντας δυο μεταβλητές X , Y ότι βρίσκονται σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας, τότε, διαχρονικά, τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να εμφανίζουν μια ανάλογη με αυτή που ακολουθεί η σειρά καταλοίπων $v(t)$ στο Διάγραμμα 2.1 και όχι για παράδειγμα όπως αυτές που ακολουθούν οι σειρές καταλοίπων $u(t)$ και $w(t)$. Οι σειρές καταλοίπων $u(t)$ και $w(t)$ φανερώνουν ότι διαχρονικά οι μεταβλητές X και Y απομακρύνονται η μια από την άλλη συνεχώς, επομένως οι μεταβλητές X και Y δεν συνολοκληρώνονται. Μια τέτοια πορεία, συνεπώς, απέχει πολύ από την κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας ανάμεσα στις δυο μεταβλητές.



Διάγραμμα 2.1

Συνολοκληρωμένες και μη συνολοκληρωμένες σειρές

Μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας για να μπορεί να έχει νόημα θα πρέπει τα σφάλματα ισορροπίας να σχηματίζουν διαχρονικά μια στάσιμη σειρά με μέσο το μηδέν, να παρουσιάζουν, δηλαδή, μια εικόνα ανάλογη με εκείνη της σειράς καταλοίπων $v(t)$.

Αν οι μεταβλητές X , Y είναι $I(1)$, όπως η πλειοψηφία των μακροοικονομικών μεταβλητών τότε λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός τους συνδυασμός $Y_t - bX_t$ είναι στάσιμος. Στην περίπτωση που υπάρχει ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών.

2.5 ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Η παράγραφος που προηγήθηκε με αναφορά στην έννοια της συνολοκλήρωσης, μπορεί να αποτελέσει έναν οδηγό για την διαδικασία που πρέπει να ακολουθηθεί για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Η έρευνα, επομένως, για την ύπαρξη της συνολοκλήρωσης ξεκινάει με τον έλεγχο του βαθμού ολοκληρωσιμότητας των υπό εξέταση χρονοσειρών. Ο έλεγχος αυτός είναι απαραίτητος, εξαιτίας της συγκεκριμένης στοχαστικής δομής που απαιτεί η θεωρία της συνολοκλήρωσης – κάθε σειρά ξεχωριστά θα πρέπει να έχει βαθμό ολοκληρωσιμότητας 1 ($I(1)$) ή 0 ($I(0)$, στάσιμη).

Για να μπορέσει η θεωρία της συνολοκλήρωσης να έχει εφαρμογή θα πρέπει το σύνολο των υπό εξέταση χρονοσειρών να είναι στάσιμες μετά τις πρώτες διαφορές και μη στάσιμες στα αρχικά επίπεδα. Στην περίπτωση των δυο μεταβλητών, αν και οι δυο μεταβλητές είναι $I(1)$, τότε μπορεί να συνολοκληρώνονται, διαφορετικά αν η μία είναι στάσιμη και η άλλη $I(1)$ τότε δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ τους και μακροχρόνια θα αποκλίνουν. Στη συνέχεια, ακολουθεί αναλυτική περιγραφή της μεθοδολογίας που εφαρμόζεται για τον έλεγχο ύπαρξης της συνολοκλήρωσης.

ΒΗΜΑ 1: Γνωρίζουμε ότι όταν αναφερόμαστε στην συνολοκλήρωση δυο μεταβλητών, εννοούμε την ύπαρξη μιας στάσιμης μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα σε δυο μη στάσιμες $I(1)$ μεταβλητές. Επομένως, το πρώτο βήμα που απαιτείται προκειμένου να γίνει ο έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ δυο μεταβλητών είναι να εξεταστεί και να καθοριστεί η τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Το τεστ του Dickey-Fuller μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο μη στασιμότητας κάθε σειράς χωριστά. Με τη βοήθεια ενός $AR(1)$ μοντέλο θα παρουσιαστεί η μεθοδολογία που ακολουθείται όταν εφαρμόζεται το Dickey-Fuller τεστ.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + e_t \quad (2.7)$$

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t \quad (2.8)$$

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + e_t \quad (2.9)$$

όπου $e_t \sim iid(0, S^2)$

Η σειρά y_t θα είναι στάσιμη αν $a_1 < 1$ και μη στάσιμη αν $a_1 = 1$.

Θέτουμε ως μηδενική υπόθεση την $H_0 : a_1 = 1$, (η οποία συνεπάγεται την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) έναντι της εναλλακτικής :

$$H_1 : a_1 < 1$$

Στη συνέχεια αφαιρώντας τον όρο y_{t-1} και από τις δυο πλευρές της εξίσωσης (2.7) από όπου προκύπτει η εξίσωση :

$$\Delta y_t = g y_{t-1} + e_t \quad (2.10)$$

όπου $g = a_1 - 1$.

Προσαρμόζοντας τις αλλαγές τόσο στην μηδενική όσο και στην εναλλακτική υπόθεση προκύπτουν αντίστοιχα ως $H'_0 : g = 0$ και $H'_1 : g < 0$.

Το επόμενο βήμα είναι η εφαρμογή του αντίστοιχου t-test για την παράμετρο g και τα αποτελέσματα που θα προκύψουν θα συγκριθούν με τις κατάλληλες κριτικές τιμές που αναφέρονται στον πίνακα τιμών των Dickey-Fuller (1979) από όπου και θα συμπεράνουμε αν θα πρέπει να γίνει αποδεχτή ή θα πρέπει να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση $H'_0 : g = 0$.

Προκειμένου να παρουσιαστεί η μεθοδολογία του ελέγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller χρησιμοποιήθηκε ένα AR(1) μοντέλο. Ωστόσο ένα σημαντικό βήμα που προηγείται του ελέγχου στασιμότητας είναι ο προσδιορισμός του μοντέλου που θα αντιπροσωπεύει την υπό εξέταση χρονοσειρά.

Συνεπώς, το υπόδειγμα μπορεί να περιλαμβάνει περισσότερες από μια χρονικές υστερήσεις. Σε αυτήν την περίπτωση, προκειμένου να γίνει ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας εφαρμόζεται το Επαυξημένο Κριτήριο των Dickey-Fuller (Augment Dickey-Fuller test).

Από μελέτες που έχουν γίνει για την καταλληλότητα του κριτηρίου έχει διαπιστωθεί ότι το ADF-test εμφανίζει προβληματική συμπεριφορά όταν ο αριθμός των υστερήσεων (lag-length) είναι μεγάλος, Αγιακλόγλου-Newbold (1991).

Η ύπαρξη πολλών χρονικών υστερήσεων μειώνει την ισχύ του τεστ να απορρίψει την μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Αυτό συμβαίνει γιατί ο αυξημένος αριθμός των χρονικών υστερήσεων απαιτεί επιπλέον εκτιμήσεις παραμέτρων με συνέπεια να χάνονται βαθμοί ελευθερίας. Οι β.ε μειώνονται εξαιτίας της αύξησης των εκτιμήσεων παραμέτρων αλλά και εξαιτίας της μείωσης των παρατηρήσεων (χάνεται μια παρατήρηση για κάθε επιπρόσθετη χρονική υστέρηση που περιλαμβάνεται στο μοντέλο).

Όπως έχει αποδειχθεί, μία από τις αξιόπιστες μεθόδους για τον καθορισμό του μήκους των χρονικών υστερήσεων είναι η χρήση του κριτηρίου Akaike (AIC). Πρακτικά, αν έχουμε μια χρονοσειρά η οποία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξεως και θέλουμε να ελέγξουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, τότε χρησιμοποιούμε το επαυξημένο Dickey-Fuller τεστ με το μικρότερο δυνατό αριθμό υστερήσεων.

Αν από την εφαρμογή του ADF κριτηρίου προκύψει το συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές είναι $I(1)$ τότε συνεχίζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Ένα πιθανό αποτέλεσμα του DF κριτηρίου είναι οι μεταβλητές να είναι στάσιμες, οπότε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης δεν χρειάζεται να γίνει. Ένα δεύτερο ενδεχόμενο του κριτηρίου είναι οι μεταβλητές να έχουν διαφορετικό βαθμό ολοκλήρωσης. Σε αυτή την περίπτωση θεωρούμε ότι οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται και η διαδικασία του ελέγχου σταματάει αφού βασική προϋπόθεση είναι οι μεταβλητές να είναι μόνο $I(1)$.

ΒΗΜΑ 2 : Αν η εφαρμογή του ελέγχου μη στασιμότητας οδηγήσει στο συμπέρασμα ότι οι δυο μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες βαθμού 1 ($I(1)$), τότε το επόμενο βήμα είναι να εκτιμηθεί η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας όπως αυτή ορίζεται από την παρακάτω σχέση:

$$y_t = b_0 + b_1 z_t + e_t \quad (2.11)$$

Στην προσπάθεια να καθοριστεί αν οι μεταβλητές είναι πράγματι συνολοκληρωμένες, ορίζεται μια ακολουθία καταλοίπων βάσει της εξίσωσης (2.11) ως $\left\{ \hat{e}_t \right\}$. Έτσι προκύπτει η σειρά \hat{e}_t , η οποία ουσιαστικά είναι μια σειρά εκτιμηθέντων καταλοίπων της μακροχρόνιας

σχέσης. Αν αυτές οι αποκλίσεις από την μακροχρόνια ισορροπία βρεθούν ότι είναι στάσιμες, τότε οι ακολουθίες $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (1,1).

Ένας βολικός τρόπος, για να προσδιοριστεί η τάξη ολοκλήρωσης των καταλοίπων είναι η εφαρμογή του DF-test. Θεωρώντας το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα των καταλοίπων ως εξής:

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + e_t \quad (2.12)$$

Επειδή η ακολουθία των $\{\hat{e}_t\}$ έχει προκύψει από μια εξίσωση παλινδρόμησης, η εισαγωγή σταθερού ορού δεν θεωρείται αναγκαία και μπορεί να παραληφθεί. Η παράμετρος που πρέπει να μελετηθεί είναι η a_1 . θεωρούμε την μηδενική υπόθεση $H_0 : a_1 = 0$. Αν ο έλεγχος δεν οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης H_0 τότε συνεπάγεται ότι η σειρά των καταλοίπων περιέχει μοναδιαία ρίζα, επομένως οι μεταβλητές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ δεν είναι συνολοκληρωμένες. Αντίθετα, η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης H_0 οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η ακολουθία των καταλοίπων είναι στάσιμη. Δεδομένου ότι οι μεταβλητές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ είναι $I(1)$ και τα κατάλοιπα είναι στάσιμα, μπορούμε να οδηγηθούμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

Συνοψίζοντας την παραπάνω διαδικασία μπορούμε να πούμε ότι αν δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση $a_1 = 0$, τότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση ότι οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες.

Αν οι μεταβλητές της παλινδρόμησης είναι συνολοκληρωμένες, οι OLS εκτιμητές των παραμέτρων του υποδείγματος εξακολουθούν όχι μόνο να είναι συνεπείς αλλά να συγκλίνουν ασυμπτωτικά ταχύτερα προς τις αληθινές τιμές τους από ότι όταν οι μεταβλητές είναι στάσιμες. η ιδιότητα αυτή είναι γνωστή ως υπερσυνέπεια (supercosistency). Η πρακτική συνέπεια της ιδιότητας αυτής είναι ότι δεν προκύπτει αναγκαστικά το πρόβλημα της φαινομενικής παλινδρομήσεως ανάμεσα σε $I(1)$ μεταβλητές.

2.6 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΛΑΘΩΝ

Αν οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τα κατάλοιπα από την εξίσωση παλινδρόμησης μπορούν να χρησιμοποιηθούν, έτσι ώστε να εκτιμηθεί το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών. Η εκτίμηση του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Model) μπορεί να γίνει όταν η μηδενική υπόθεση μη συνολοκλήρωσης των μεταβλητών απορριφθεί. Αν οι μεταβλητές $\{y_t\}$ και $\{z_t\}$ είναι συνολοκληρωμένες, τότε το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών έχει την εξής μορφή :

$$\Delta y_t = a_1 + a_y (y_{t-1} - b_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} a_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{12}(i) \Delta z_{t-i} + e_{yt} \quad (2.13)$$

$$\Delta z_t = a_2 + a_z (y_{t-1} - b_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} a_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{22}(i) \Delta z_{t-i} + e_{zt} \quad (2.14)$$

όπου,

b_1 : είναι η παράμετρος του διανύσματος συνολοκλήρωσης που προκύπτει από την από την (2.11)

e_{yt} και e_{zt} : λευκοί θόρυβοι

$a_1, a_2, a_y, a_z, a_{11}(i), a_{12}(i), a_{21}(i), a_{22}(i)$ είναι παράμετροι.

Επειδή οι τιμές των καταλοίπων $\left\{ \hat{e}_{t-1} \right\}$ εκτιμούν τις αποκλίσεις από την μακροχρόνια ισορροπία για την περίοδο (t-1), μπορούν να χρησιμοποιηθούν ώστε να αντικατασταθεί η έκφραση $(y_{t-1} - b_1 z_{t-1})$ στις εξισώσεις (2.13) και (2.14). Με αυτόν τον τρόπο μπορεί να εκτιμηθεί το ακόλουθο Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών :

$$\Delta y_t = a_1 + a_y \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{12}(i) \Delta z_{t-i} + e_{yt} \quad (2.15)$$

$$\Delta z_t = a_2 + a_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} a_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} a_{22}(i) \Delta z_{t-i} + e_{zt} \quad (2.16)$$

Κατόπιν, είναι απαραίτητο να γίνει η αποτίμηση της καταλληλότητας του υποδείγματος. Υπάρχει ένα πλήθος από μεθόδους που μπορούν να χρησιμοποιηθούν προκειμένου να διαπιστωθεί αν το υπόδειγμά είναι το κατάλληλο.

Μια μέθοδος που προτείνεται για τον έλεγχο της καταλληλότητας με τη χρήση του κριτηρίου της ταχύτητας προσαρμογής των συντελεστών a_y και a_z . Για παράδειγμα, στην εξίσωση (2.16) είναι ολοφάνερο ότι για κάθε δεδομένη τιμή των e_{t-1} , μια μεγάλη τιμή του συντελεστή a_z είναι συνδεδεμένη με μεγάλη τιμή της Δz_t .

Αν $a_z = 0$, τότε, η μεταβολή της z_t δεν αντιδρά καθόλου στην απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία την $(t-1)$ – περίοδο. Αν $a_z = 0$ και όλες οι τιμές των $a_{(21)}(i) = 0$, τότε, συνεπάγεται ότι η Δy_t δεν αιτιάζει κατά Granger την Δz_t . Από τη θεωρία που προαναφέρθηκε είναι γνωστό ότι οι τιμές των a_y και / ή a_z πρέπει να είναι μη μηδενικές αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Διαφορετικά, το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών δεν ισχύει και οι εξισώσεις (2.15) και (2.16) αποτελούν απλά ένα VAR μοντέλο στις πρώτες διαφορές. Επιπλέον, οι απόλυτες τιμές που προσδιορίζουν την ταχύτητα προσαρμογής των συντελεστών δεν πρέπει να είναι πολύ μεγάλες.

2.7 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Από την ανάλυση που προηγήθηκε, διαπιστώνεται ότι πολλές φορές η ερμηνεία οικονομικών υποδειγμάτων μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένα συμπεράσματα. Η συμμετοχή μη στάσιμων χρονοσειρών αλλά και μεταβλητών μεταξύ των οποίων δεν υπάρχουν αιτιώδεις σχέσεις είναι οι αιτίες των λανθασμένων συμπερασμάτων κατά την εφαρμογή της οικονομικής θεωρίας.

Διαπιστώνοντας, επομένως, ότι σε ορισμένες περιπτώσεις η απλή μέθοδος της παλινδρόμησης δεν οδηγεί πάντα σε ορθά αποτελέσματα αναπτύχθηκε η θεωρία της αιτιότητας κατά Granger και της συνολοκλήρωσης. Η ανάγκη για την αντιμετώπιση της φαινομενικής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών που συμμετέχουν σε ένα οικονομικό μοντέλο οδήγησε τον Granger (1969) να αναπτύξει την θεωρία της αιτιότητας κατά Granger

(Granger Causality). Τόσο η θεωρητική όσο και η πρακτική προσέγγιση της αιτιότητας κατά Granger αναπτύχθηκαν στις ενότητες αυτού το κεφαλαίου.

Στη συνέχεια, αναπτύσσεται η θεωρία της συνολοκλήρωσης (cointegration) η οποία αναφέρεται στη σταθερή σχέση μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών στη μακροχρόνια περίοδο. Η ανάπτυξη της θεωρίας της συνολοκλήρωσης από τους Engle και Granger επιτρέπει τη συμμετοχή μη στάσιμων μεταβλητών σε ένα οικονομετρικό υπόδειγμα. Τέλος, μετά τη περιγραφή των σταδίων της μεθοδολογίας για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης ακολουθεί η εκτίμηση του Υποδείματος Διόρθωσης Λαθών και η αποτίμηση καταλληλότητας αυτού του Υποδείματος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

3.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται η παρουσίαση των δεδομένων που θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση και τα οποία αποτελούνται από τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Επίσης εξετάζεται η διαχρονική τους εξέλιξη, έχοντας ως αφετηρία χρονικά την εισαγωγή του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος (€). Σκοπός της παρουσίασης αυτής είναι αφ' ενός η απεικόνιση της πορείας κάθε μιας μεταβλητής και αφ'ετέρου μια αρχική ανάλυση των σχέσεων μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των χρηματιστηριακών δεικτών.

Στη συνέχεια, βασιζόμενοι στη οικονομετρική θεωρία, προσδιορίζεται σε κάθε χρονοσειρά η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας. Αυτό είναι ένα σημαντικό βήμα που προηγείται των ελέγχων συνολοκληρωσης και αιτιότητας, αφού το σύνολο των δεδομένων αποτελείται από οικονομικές μεταβλητές, οι οποίες χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Οι συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης καθώς και η ανάλυση ARIMA που ακολουθεί, βοηθούν στον εντοπισμό της μοναδιαίας ρίζας καθώς και στον προσδιορισμό των διαφορών d που απαιτούνται ώστε να γίνουν στάσιμες οι χρονοσειρές. Κατόπιν, εφαρμόζεται ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller και παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για κάθε μια μεταβλητή σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

3.2 ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Για την ανάπτυξη της θεωρίας χρησιμοποιείται δείγμα από οικονομικές μεταβλητές. Συγκεκριμένα, τα δεδομένα αποτελούνται από την συναλλαγματική ισοτιμία €/€ και τους δείκτες διάφορων ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων, όπως φαίνεται στον Πίνακα 3.1 που ακολουθεί:

Πίνακας 3.1
Ευρωπαϊκοί Χρηματιστηριακοί Δείκτες

ΧΩΡΑ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	ΣΥΜΒΟΛΟ
ΕΛΛΑΔΑ	ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ ΑΘΗΝΩΝ	ATG
ΑΥΣΤΡΙΑ	ATX INDEX-VIENNA	ATX
ΙΤΑΛΙΑ	MIB-30	MIB-30
ΓΑΛΛΙΑ	CAC-40	CAC-40
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	XEXTRA DAX INDEX	GDAX
ΙΣΠΑΝΙΑ	MADRID GEN INDEX	SMSI
ΒΡΕΤΑΝΙΑ	FTSE	FTSE

Ενδεικτικά, επιλέχθηκαν οι δείκτες που αναφέρονται στον Πίνακα 3.1, παρουσιάζοντας μια γενική εικόνα της ευρωπαϊκής χρηματιστηριακής αγοράς. Το δείγμα των χωρών αποτελείται τόσο από χώρες με ισχυρή οικονομία αλλά και από χώρες με λιγότερο ισχυρή οικονομία.

Στην ανάλυση θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα με μηνιαίες αλλά και εβδομαδιαίες παρατηρήσεις και θα καλύπτει την περίοδο από 01/01/2002 έως 31/12/2004.¹ Στα δεδομένα της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, που αποτελούνται από μηνιαίες παρατηρήσεις, χρησιμοποιείται η τιμή αγοράς κατά την τελευταία εργάσιμη ημέρα κάθε μήνα. Ενώ στα δεδομένα των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, χρησιμοποιείται η τελευταία εργάσιμη ημέρα κάθε εβδομάδας. Η συλλογή των δεδομένων πραγματοποιήθηκε από τη βάση δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”.²

Με ανάλογο τρόπο στα δεδομένα των χρηματιστηριακών δεικτών, όσο αφορά τα δεδομένα των μηνιαίων παρατηρήσεων, χρησιμοποιείται η τιμή κλεισίματος των χρηματιστηριακών δεικτών κατά την τελευταία εργάσιμη ημέρα κάθε μήνα. Αντίστοιχα, για τα δεδομένα των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, χρησιμοποιείται η τιμή κλεισίματος των χρηματιστηριακών δεικτών κατά την τελευταία εργάσιμη ημέρα κάθε εβδομάδας.

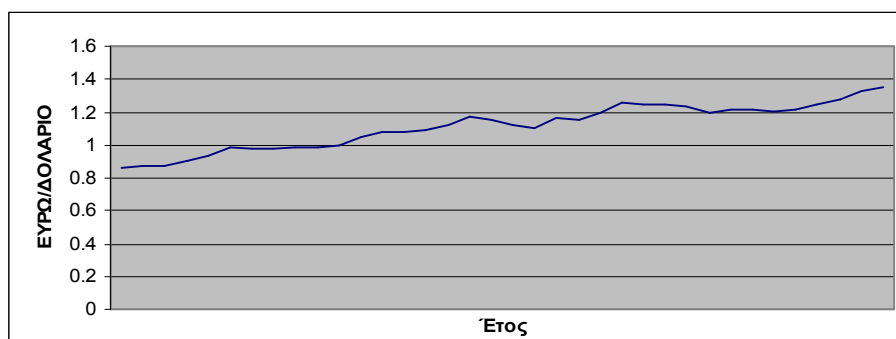
Στη συνέχεια, παρουσιάζεται μια σειρά από διαγράμματα, όπου φαίνεται η πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€ και των χρηματιστηριακών δεικτών, κατά την περίοδο 01/01/2002 - 31/12/2004. Επιπλέον, παρουσιάζονται μια σειρά συγκριτικών διαγραμμάτων της πορείας της συναλλαγματικής ισοτιμίας με κάθε ένα χρηματιστηριακό δείκτη για την ίδια χρονική περίοδο. Τέλος, γίνεται ανάλυση των χρονοσειρών και ο προσδιορισμός του μοντέλου που θα χρησιμοποιήσουμε για τον έλεγχο ύπαρξης αιτιότητας και συνολοκλήρωσης.

¹ Οι τιμές των δεδομένων που χρησιμοποιούνται έχουν εκφραστεί σε λογαρίθμους

² ιστοσελίδα της “Ναυτεμπορικής” : www.naftemporiki.gr

3.3 Η ΠΟΡΕΙΑ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ

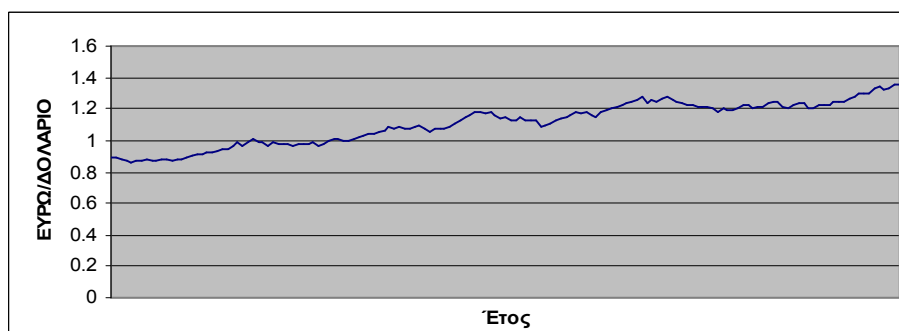
Μια από τις μεταβλητές, όπου επικεντρώνεται η συγκεκριμένη μελέτη είναι η συναλλαγματική ισοτιμία €/\$. Τα Διαγράμματα 3.1 και 3.2 απεικονίζουν την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε μηνιαία και εβδομαδιαία βάση αντίστοιχα. Παρατηρείται μια σταθερά ανοδική πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Συγκεκριμένα, η ισοτιμία στις 31/01/2002 ξεκινά από την τιμή των 0,858 €/\$. Ακολουθώντας ανοδική πορεία η τιμή της ισοτιμίας φτάνει τα 1,25 €/€ τον Δεκέμβριο του 2003. Ακολουθεί μια παροδική πτώση και στη συνέχεια η τιμή της ισοτιμίας ακολουθεί ανοδική πορεία φτάνοντας στα επίπεδα των 1,35 €/€ στο τέλος του 2004.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της "Ναυτεμπορικής"

Διάγραμμα 3.1

Η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της "Ναυτεμπορικής"

Διάγραμμα 3.2

Η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

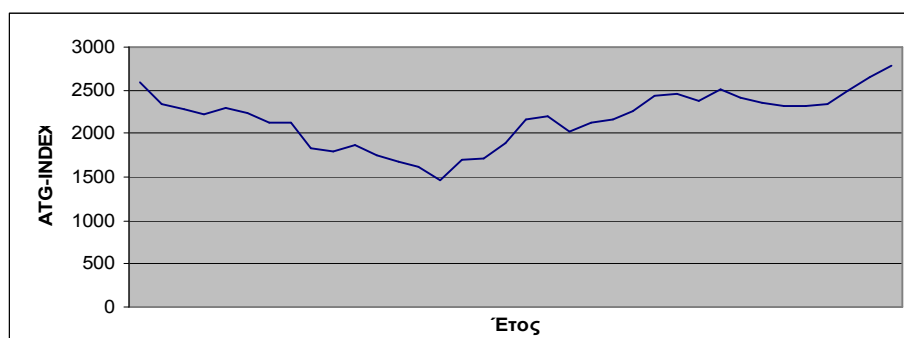
Από το Διάγραμμα 3.2 διακρίνονται ευκολότερα οι διακυμάνσεις της ισοτιμίας για το συγκεκριμένο χρονικό διάστημα. Στο σύνολο τους, πρόκειται για μικρού μεγέθους διακυμάνσεις που δεν επηρεάζουν ουσιαστικά την ανοδική πορεία της ισοτιμίας. Την πρώτη

εβδομάδα του 2002 η συναλλαγματική ισοτιμία ισούται με 0,89 €/€ και ακολουθεί ανοδική πορεία φτάνοντας σχεδόν την μονάδα στο τέλος του πρώτου εξαμήνου του 2002. Στο τέλος της εξεταζόμενης περιόδου, η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ βρίσκεται σε πολύ υψηλό επίπεδο, φτάνοντας την τιμή των 1,35 €/€.

3.4 Η ΠΟΡΕΙΑ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

Η δεύτερη μεταβλητή, στην οποία επικεντρώνεται η εργασία είναι ο χρηματιστηριακός δείκτης. Συγκεκριμένα, έχουν επιλεγθεί ενδεικτικά οι δείκτες των αγορών, που αναφέρονται στον Πίνακα 3.1. Στη συνέχεια, θα παρουσιαστεί μια σειρά από διαγράμματα, στα οποία θα απεικονίζεται η πορεία των δεικτών τη χρονική περίοδο που εξετάζουμε.

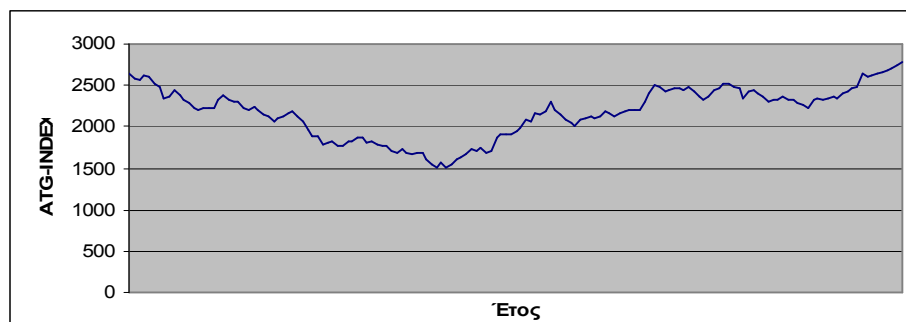
Στα Διαγράμματα 3.3 και 3.4 αποτυπώνεται η συμπεριφορά του χρηματιστηριακού δείκτη ATG (Αθηνών). Από τη πρώτη ματιά, διαπιστώνεται η έντονη πτωτική τάση του δείκτη έως και το πρώτο εξάμηνο του 2003, από όπου αρχίζει και αναστρέφεται η συμπεριφορά του δείκτη. Η τάση του δείκτη ATG δεν δείχνει να ακολουθεί την ελαφρώς ανοδική τάση της ισοτιμίας. Εξετάζοντας το χρονικό διάστημα 2002-2004, ο δείκτης ATG έχει αρχική τιμή τις 2596,75 μονάδες στις 31/01/2002. Στη συνέχεια ακολουθεί πτωτική πορεία φτάνοντας στις 31/03/2003 τις 1467,3 μονάδες. Η πτωτική πορεία σταματάει σε αυτό το σημείο, από όπου ο δείκτης αρχίζει να σημειώνει πάλι άνοδο, φτάνοντας τις 2786,18 μονάδες στις 31/12/2004.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της "Ναυτεμπορικής"

Διάγραμμα 3.3

Ο δείκτης ATG σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



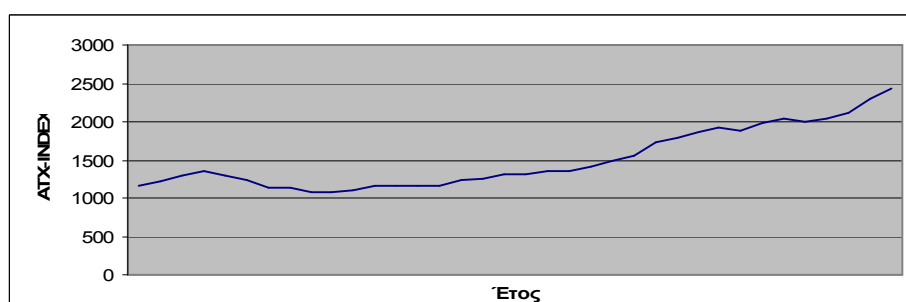
Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.4

Ο δείκτης ATG σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Στο Διάγραμμα 3.4, το οποίο βασίζεται σε εβδομαδιαίες παρατηρήσεις είναι πιο ευδιάκριτες και οι μικρότερες αυξομειώσεις των τιμών του Γενικού Δείκτη Αθηνών. Την πρώτη εβδομάδα (04/01/2002) του υπό εξέταση διαστήματος ο δείκτης σημειώνει την τιμή των 2646,38 μονάδων. Στο πρώτο εξάμηνο του ίδιου έτους σημειώνεται μια μικρή πτώση, φτάνοντας στις 16/06/2002 τις 2225 μονάδες. Η πτωτική πορεία συνεχίζεται σημειώνοντας την πρώτη εβδομάδα του Φεβρουαρίου 2003 (07/02/2003) την τιμή των 1674,2 μονάδων. Στη συνέχεια το κλίμα αναστρέφεται για τον δείκτη ATG, ο οποίος ακολουθεί ανοδική πορεία φτάνοντας τις 2786,18 μονάδες στις 31/12/2004.

Κατόπιν, εξετάζοντας τα Διαγράμματα 3.5 και 3.6 που αφορούν την συμπεριφορά του χρηματιστηριακού δείκτη της Αυστρίας - ATX, παρατηρούμε ότι η αρχική τιμή του είναι στις 1165,6 μονάδες στις 31/01/2002. Διαπιστώνουμε ότι το πρώτο εξάμηνο ο δείκτης έχει μια μικρή ανοδική τάση. Κατά το δεύτερο εξάμηνο παρατηρείται μια μείωση στη τιμή του δείκτη επαναφέροντας τον σε επίπεδα που είχε στη αρχή του έτους, φτάνοντας στις 31/10/2002 την τιμή των 1082,8 μονάδων. Για τα δυο επόμενα έτη η τάση του είναι σταθερά ανοδική, σημειώνοντας στις 31/12/2004 τις 2431,38 μονάδες, την μεγαλύτερη τιμή για το υπό εξέταση διάστημα.

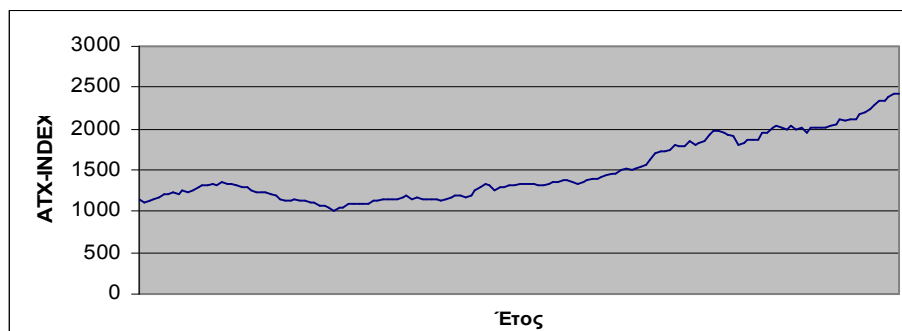


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.5

Ο δείκτης ATX σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Στο Διάγραμμα 3.6 αποτυπώνεται αναλυτικότερα η κίνηση του δείκτη ATX. Χρησιμοποιώντας παρατηρήσεις με εβδομαδιαία συχνότητα, δεν διαφοροποιείται σημαντικά η εικόνα από εκείνη που βασίζεται σε μηνιαία δεδομένα.

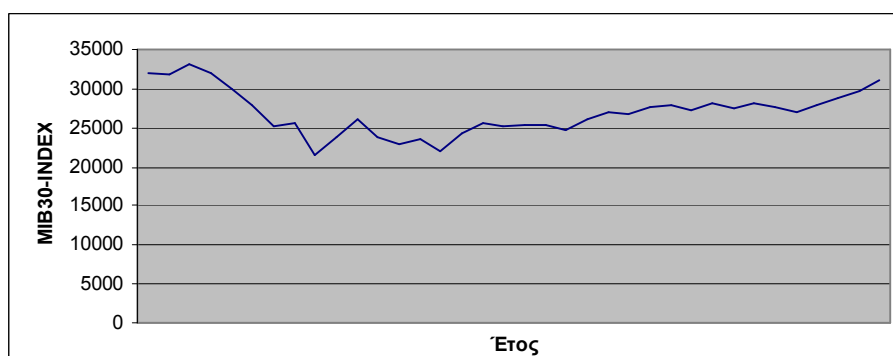


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.6

Ο δείκτης ATX σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Στη συνέχεια, τα Διαγράμματα 3.7 και 3.8 διαγράφουν την πορεία του χρηματιστηριακού δείκτη της Ιταλίας - MIB-30. Ο δείκτης MIB-30 εμφανίζει μια παρόμοια εικόνα με εκείνη των δεικτών ATG και ATX που προαναφέρθηκαν. Σε γενικές γραμμές, ενώ η αρχική τιμή του δείκτη στις αρχές του 2002 έφτανε τις 31989 μονάδες, στο πρώτο έτος της περιόδου που εξετάζουμε παρατηρείται μια έντονη πτωτική τάση. Η πτωτική πορεία συνεχίζεται μέχρι και τις 31/03/2003 όπου σημειώνεται η τιμή των 21975 μονάδων. Στη συνέχεια, το κλίμα αναστρέφεται χωρίς να σημειωθεί έντονη ανοδική συμπεριφορά, καταλήγοντας στην τιμή των 31220 μονάδων στο τέλος του χρονικού διαστήματος που εξετάζουμε.

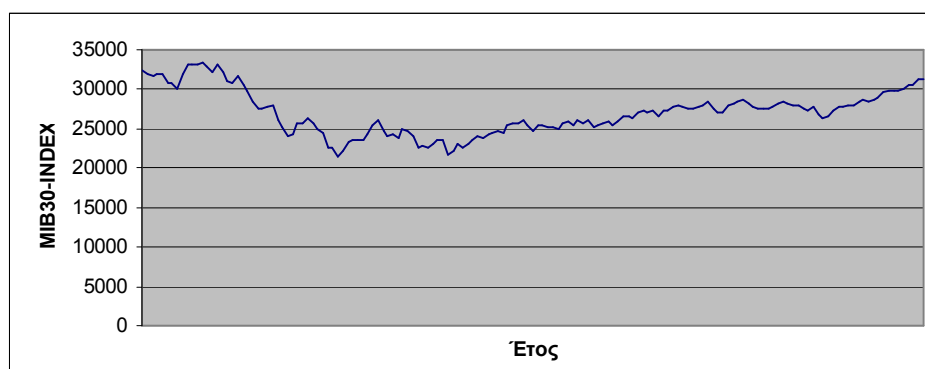


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.7

Ο δείκτης MIB-30 σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Στο Διάγραμμα 3.8, το οποίο βασίζεται σε δείγμα εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, ο δείκτης MIB-30 φαίνεται να σημειώνει εντονότερες διακυμάνσεις στις τιμές του συγκριτικά, με τους υπόλοιπους δείκτες που έχουμε μελετήσει ως τώρα. Την πρώτη εβδομάδα του 2002, στις 04/01/2002 η τιμή του δείκτη φτάνει τις 32.465 μονάδες. Αρχικά, για μικρό χρονικό διάστημα είχε ανοδική τάση στη συνέχεια η πορεία του ήταν κυρίως πτωτική. Στις 28/03/2002 η τιμή του δείκτη έφτασε τις 22.650 μονάδες. Η ανάκαμψη της πορείας που ακολούθησε είχε ως αποτέλεσμα ο δείκτης να φτάσει στις 26.041 μονάδες. Η ανοδική πορεία συνεχίστηκε και στο τέλος της περιόδου 31/12/2004 η τιμή του δείκτη MIB-30 αυξήθηκε στις 31.220 μονάδες.

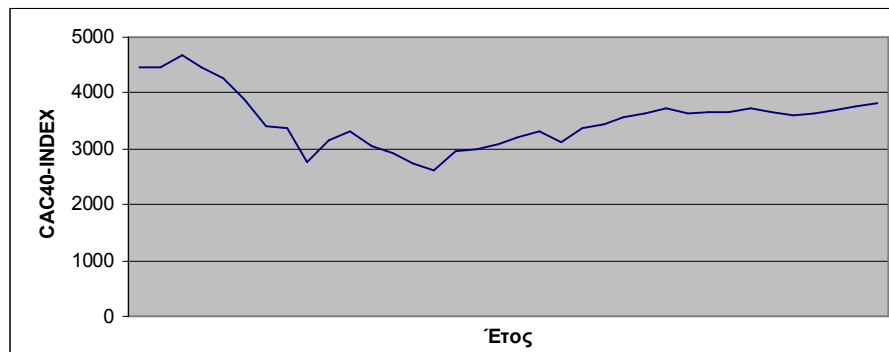


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.8

Ο δείκτης MIB-30 σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Ανάλογη εικόνα με εκείνη που παρουσιάζει ο δείκτης MIB-30, εμφανίζει ο δείκτης CAC-40 στα Διαγράμματα 3.9 και 3.10 μηνιαίων και εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, αντίστοιχα. Στο διάγραμμα των μηνιαίων παρατηρήσεων, διακρίνουμε ότι η ο δείκτης CAC-40 στις 31/01/2002 έχει την τιμή των 4461,87 μονάδων. Στη συνέχεια ακολουθεί πτωτική πορεία, φτάνοντας την τιμή των 2618,46 μονάδων από όπου βαθμιαία αρχίζει να ανακάμπτει. Στο τέλος του χρονικού διαστήματος που εξετάζουμε η τιμή του δείκτη CAC-40 φτάνει τις 3821,16 μονάδες.

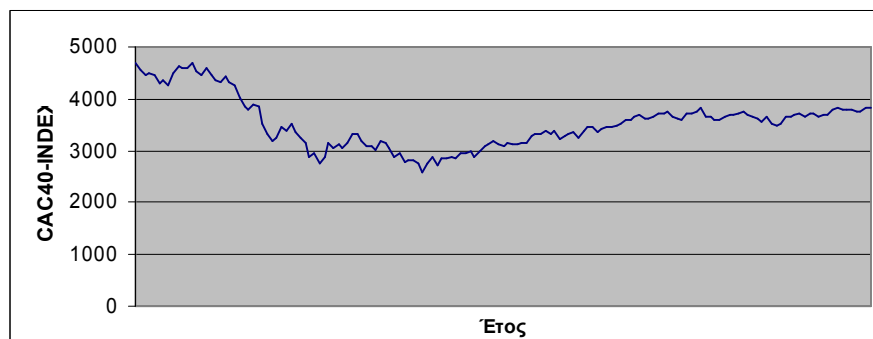


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.9

Ο δείκτης CAC-40 σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Χωρίς ιδιαίτερες διαφοροποιήσεις από το διάγραμμα των μηνιαίων παρατηρήσεων, παρουσιάζεται η πορεία του δείκτη CAC-40 από το διάγραμμα των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων.

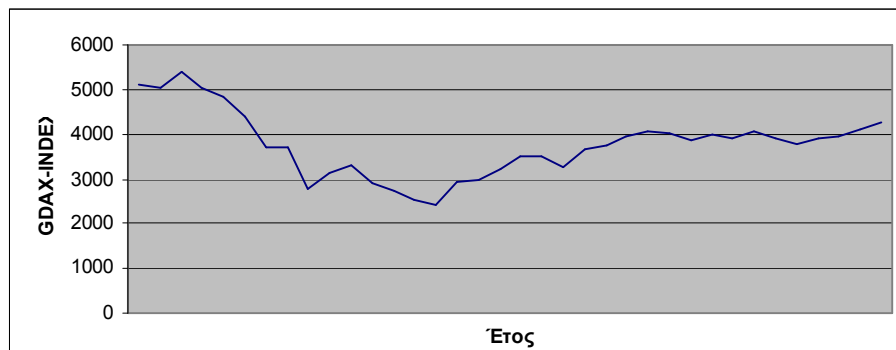


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.10

Ο δείκτης CAC-40 σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

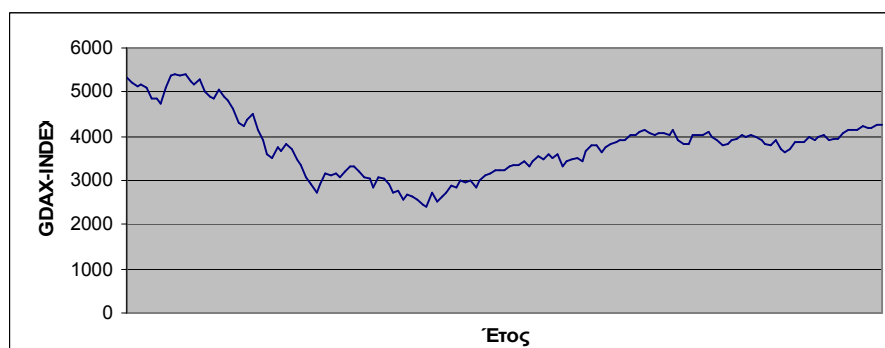
Παρόμοια είναι η εικόνα των Διαγράμματα 3.11 και 3.12 που περιγράφουν την πορεία του χρηματιστηριακού δείκτη GDAX, βάσει μηνιαίων και εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, αντίστοιχα. Από τα Διαγράμματα 3.11 και 3.12 παρατηρούμε ότι ο δείκτης GDAX στις 31/01/2002 έχει φτάσει τις 5.107,61 μονάδες. Στη συνέχεια σημειώνει μια μικρή άνοδο, η οποία είναι μικρής διάρκειας. Ο δείκτης για μεγάλο χρονικό διάστημα ακολουθεί πτωτική πορεία έως τις 31/03/2003 που η τιμή του φτάνει τις 2.423,87 μονάδες. Η πτωτική πορεία ανακάμπτει, αρχίζοντας ο δείκτης να σημειώνει άνοδο. Στις 31/12/2004 ο δείκτης έφτασε την τιμή των 4.256,08 μονάδων.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.11

Ο δείκτης GDAX σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

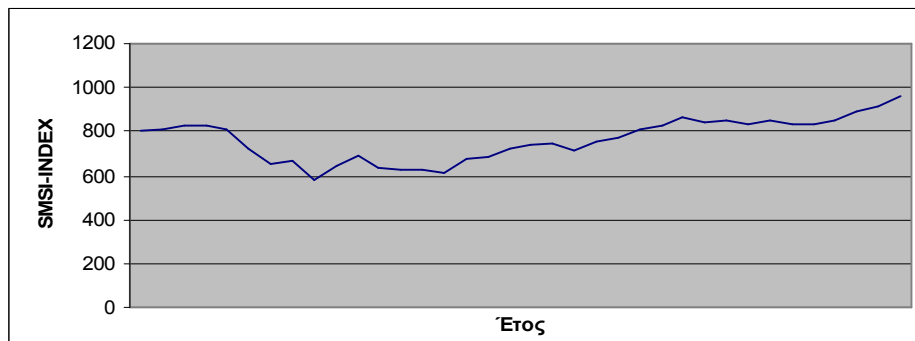
Διάγραμμα 3.12

Η πορεία του δείκτη GDAX σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Βασιζόμενοι, στην εικόνα που μας δίνουν τα Διαγράμματα 3.7 - 3.12 παρατηρούμε ότι έχουν πολλά κοινά σημεία μεταξύ τους. Μπορούμε να πούμε ότι σε γενικές γραμμές οι χρηματιστηριακοί δείκτες MIB-30, CAC-40 και GDAX διαγράφουν κοινή πορεία.

Από την άλλη, ο ισπανικός δείκτης SMSI, το πρώτο εξάμηνο του 2002 φαίνεται να διατηρεί μια σταθερή πορεία. Η ουδέτερη εικόνα που δίνει ο δείκτης το πρώτο εξάμηνο, σταματάει με την πτωτική τάση που υιοθετεί ο δείκτης από το δεύτερο εξάμηνο του έτους. Αυτή η αρνητική εικόνα διατηρείται, ουσιαστικά, χωρίς έντονες διακυμάνσεις, μέχρι το δεύτερο εξάμηνο του 2003, όπου, ο δείκτης αρχίζει την ανοδική του πορεία.

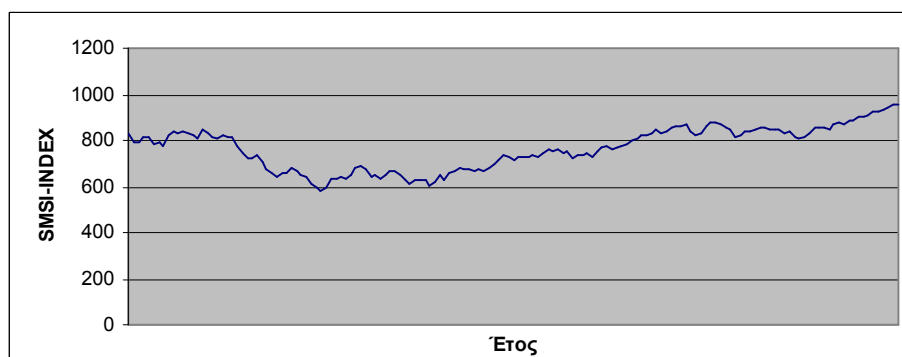
Συγκεκριμένα, όπως παρατηρούμε από τα Διαγράμματα 3.13 και 3.14, ο δείκτης SMSI στις 31/01/2002 έχει φτάσει την τιμή των 802,92 μονάδων. Ακολουθεί ένα χρονικό διάστημα που ο δείκτης καταγράφει πτώση της τιμής του, φτάνοντας στις 31/03/2003 τις 614,05 μονάδες. Επακολουθεί άνοδος της του δείκτη, σημειώνοντας στις 31/12/2004 την τιμή των 959,06 μονάδων.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.13

Η πορεία του δείκτη SMSI σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

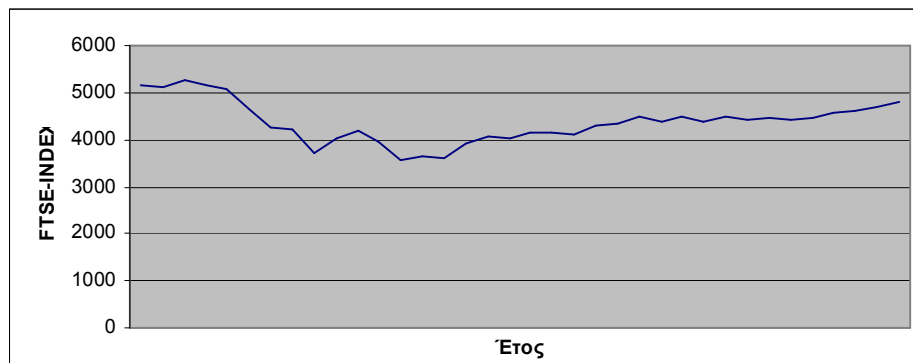


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.14

Η πορεία του δείκτη SMSI σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

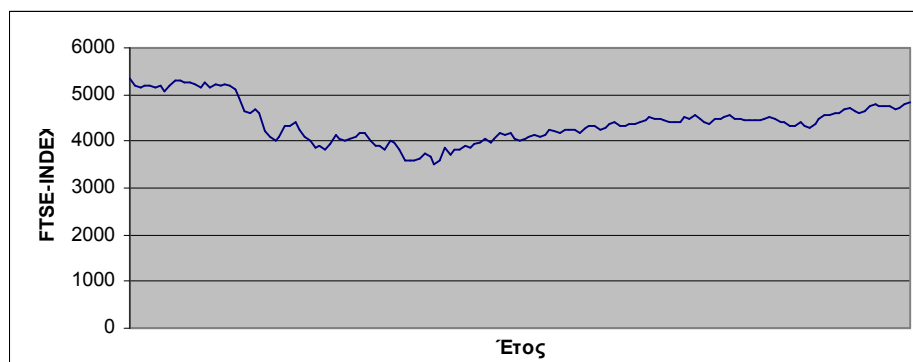
Τέλος, τα Διαγράμματα 3.15 - 3.16 αφορούν το δείκτη FTSE του Λονδίνου. Ο δείκτης FTSE μέχρι και το τέλος του πρώτου εξαμήνου του 2003 ακολουθεί πτωτική πορεία. Στη συνέχεια, εμφανίζει μια ελαφρώς ανοδική πορεία. Αναλυτικότερα, στις 31/01/2002 ο δείκτης FTSE αγγίζει την τιμή των 5.164,8 μονάδων. Ένα χρόνο αργότερα, η τιμή του δείκτη έχει πέσει στις 3.567,4 μονάδες, όπου διατηρείται περίπου σταθερή για ένα εξάμηνο επιπλέον. Στη συνέχεια ακολουθεί άνοδος της τιμής, φτάνοντας στις 31/12/2004 την τιμή των 4.814,3 μονάδων.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.15

Η πορεία του δείκτη FTSE σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.16

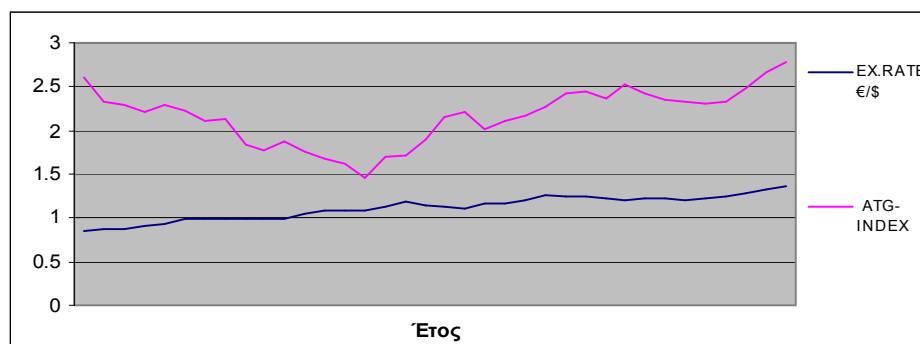
Η πορεία του δείκτη FTSE σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

Από το Διάγραμμα 3.16, των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, παρατηρείται ότι ο δείκτης FTSE, για το πρώτο εξάμηνο βρίσκεται πάνω από την τιμή των 5.000 μονάδων παρουσιάζοντας πολύ μικρές αυξομειώσεις. Η εικόνα αυτή αναστρέφεται μετά την πτώση των 1.000 μονάδων. Ακολουθεί μια περίοδος πιο έντονων αυξομειώσεων, καταφέροντας στο τέλος του 2004 να προσεγγίσει τα αρχικά επίπεδα τιμών.

3.5 ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΑΠΕΙΚΟΝΙΣΗ ΤΗΣ ΠΟΡΕΙΑΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Προτού, εφαρμοστεί η μεθοδολογία για τον έλεγχο αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών, παρουσιάζεται μια διαγραμματική σύγκριση της πορείας που διαγράφουν οι μεταβλητές. Τα διαγράμματα που θα παρουσιασθούν στη συνέχεια απεικονίζουν την τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€ σε σχέση με την τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη σε χιλιάδες μονάδες, με σκοπό την διερεύνηση των σχέσεων που ενδεχομένως υπάρχουν μεταξύ τους.

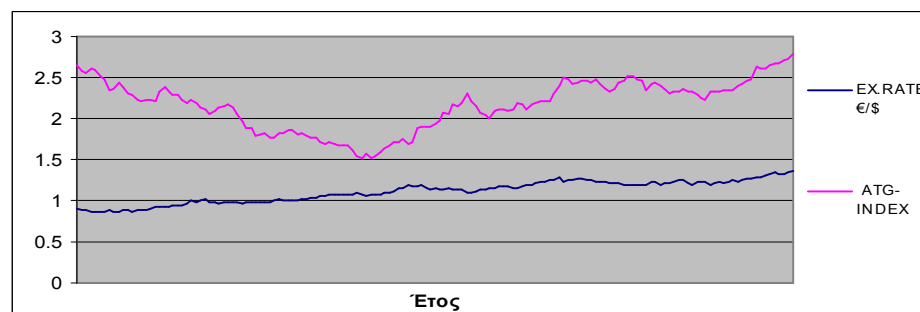
Στα Διαγράμματα 3.17 και 3.18 παρουσιάζεται η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ σε σχέση με τον χρηματιστηριακό δείκτη ATG (Αθηνών). Η τάση του δείκτη ATG δεν δείχνει να ακολουθεί την ελαφρώς ανοδική τάση της ισοτιμίας αλλά ούτε και το αντίστροφο, δηλαδή, η καθοδική πορεία που διαγράφει ο δείκτης ATG δεν φαίνεται να συμπαρασύρει τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.17

Η πορεία του δείκτη ATG σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

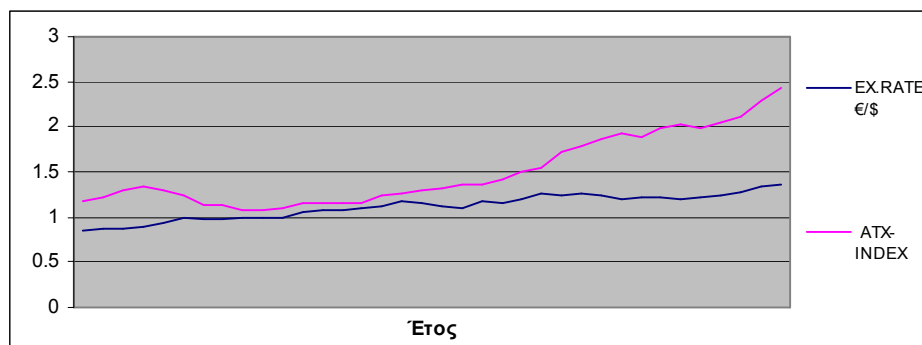


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.18

Η πορεία του δείκτη ATG σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

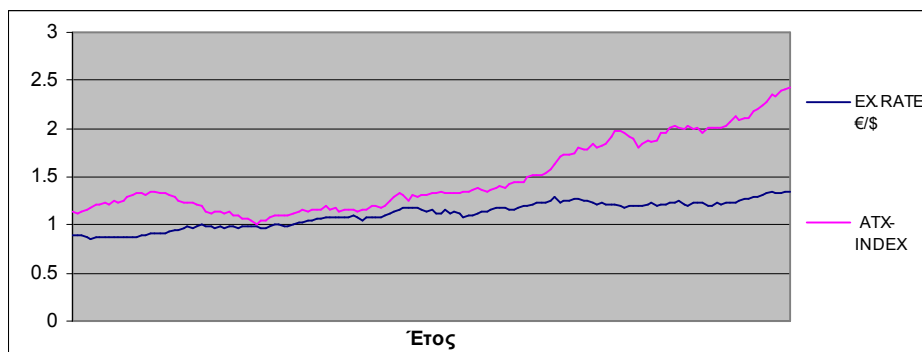
Παρατηρώντας, τα συγκριτικά Διαγράμματα 3.19 και 3.20 μπορούμε να σημειώσουμε ότι όσο η συναλλαγματική ισοτιμία (€/€) ακολουθεί ανοδική πορεία, ο χρηματιστηριακός δείκτης ATX διαγράφει ανάλογη συμπεριφορά. Ενώ, το χρονικό διάστημα που οι τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€ εμφανίζουν σταθερή πορεία, το διάγραμμα της πορείας του δείκτη ATX παρουσιάζει καμπή.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.19

Η πορεία του δείκτη ATX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

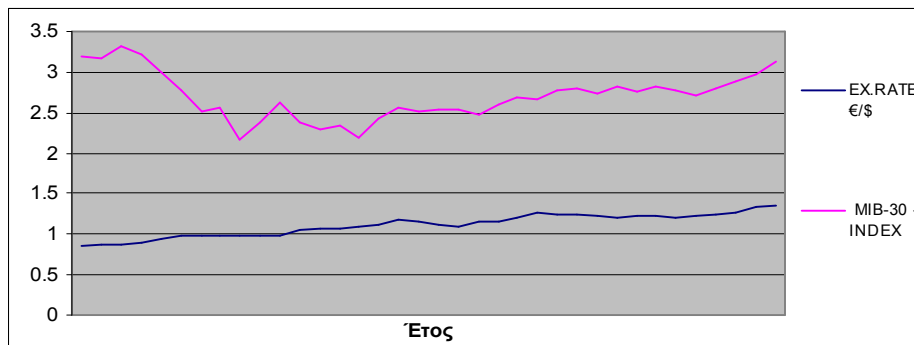


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.20

Η πορεία του δείκτη ATX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

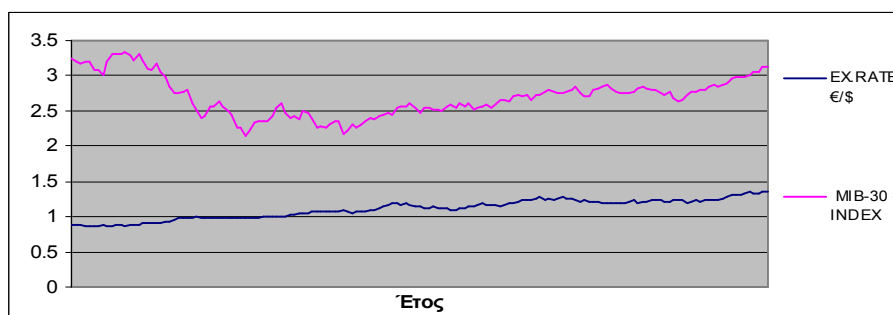
Στη συνέχεια, τα Διαγράμματα 3.21 και 3.22 διαγράφουν την πορεία του χρηματιστηριακού δείκτη MIB-30, συγκρίνοντας την ταυτόχρονα με εκείνη της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, για την ίδια χρονική περίοδο. Η αρχή της εξεταζόμενης περιόδου δεν παρουσιάζει κάποια ένδειξη συσχέτισης μεταξύ τους.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.21

Η πορεία του δείκτη MIB-30 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

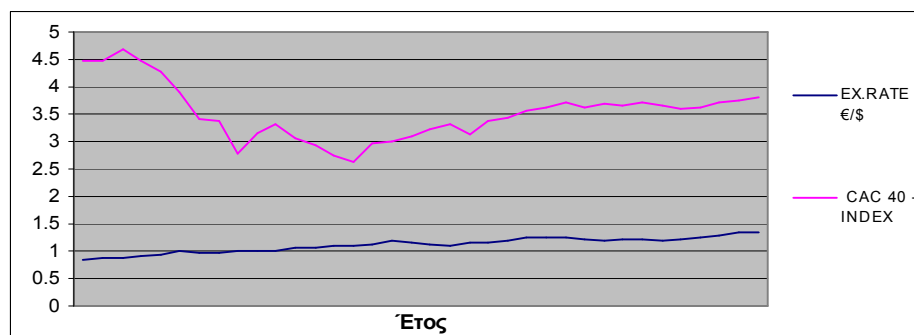


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.22

Η πορεία του δείκτη MIB-30 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

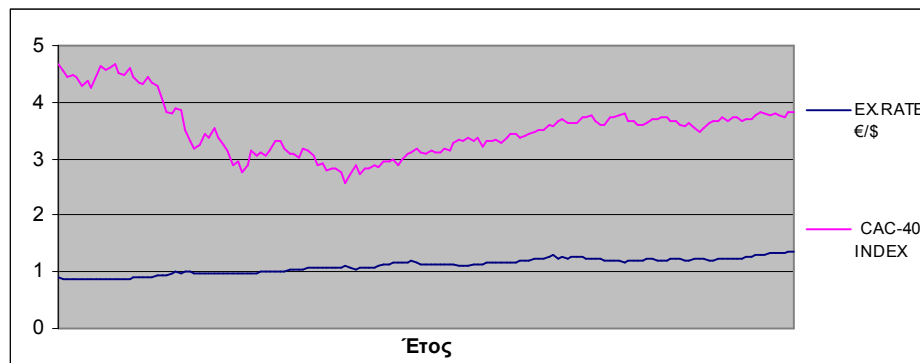
Από τα Διαγράμματα 3.23-3.26 παρατηρούμε ότι, όπως την περίπτωση του ιταλικού δείκτη, η πορεία τόσο των τιμών του δείκτη CAC-40 όσο και του δείκτη G-DAX, δεν δημιουργούν την εντύπωση ότι σχετίζονται με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.23

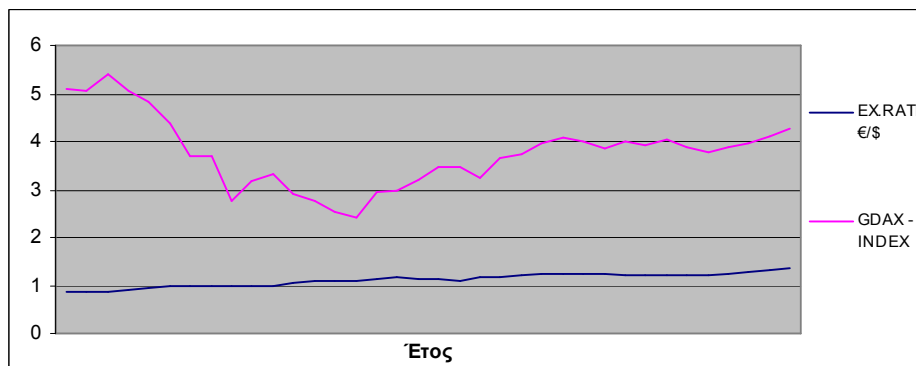
Η πορεία του δείκτη CAC-40 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.24

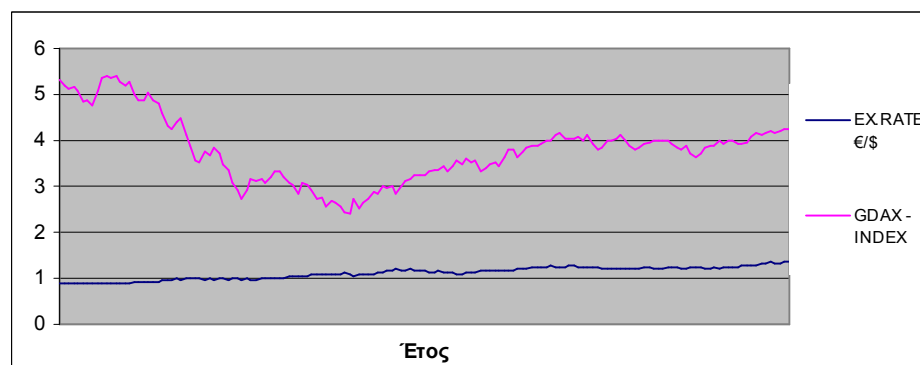
Η πορεία του δείκτη CAC-40 σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/\$, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.25

Η πορεία του δείκτη GDAX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/\$, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

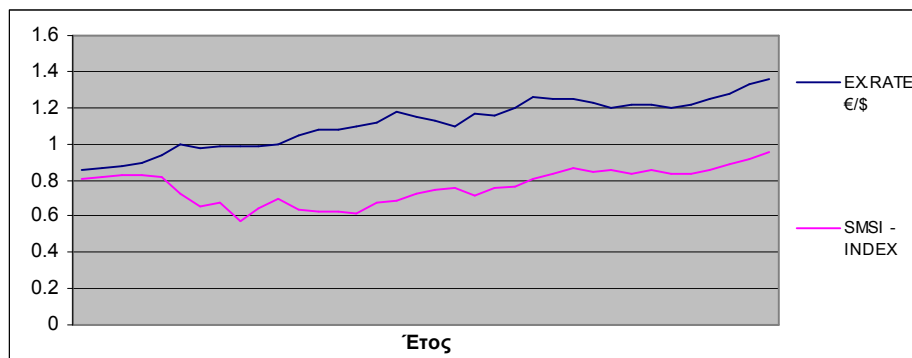


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.26

Η πορεία του δείκτη GDAX σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/\$, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

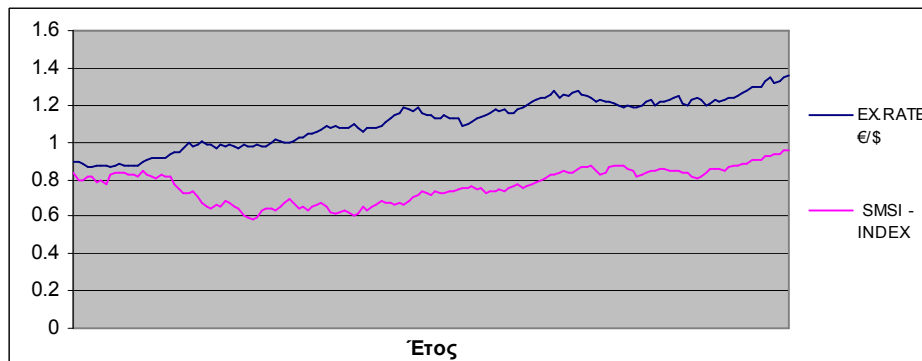
Στα Διαγράμματα 3.27 και 3.28, τα οποία απεικονίζουν την πορεία του δείκτη SMSI σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, παρατηρείται ότι οι δυο οικονομικές μεταβλητές δείχνουν αρχικά να αποκλίνουν. Από τη μέση της χρονικής περιόδου που εξετάζουμε φαίνεται να ακολουθούν κοινή πορεία.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.27

Η πορεία του δείκτη SMSI σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

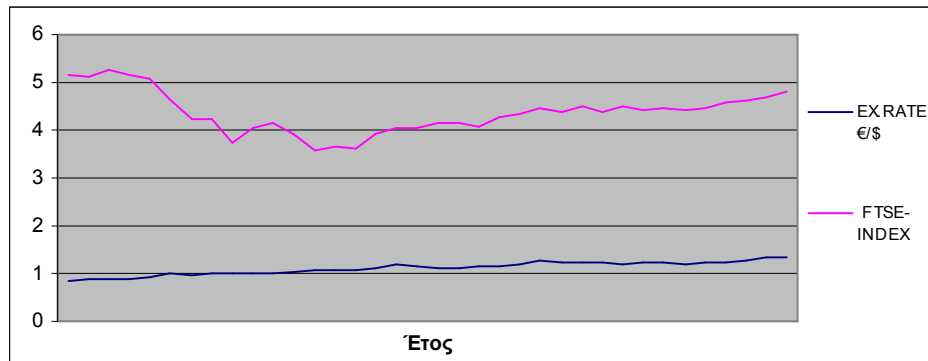


Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.28

Η πορεία του δείκτη SMSI σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

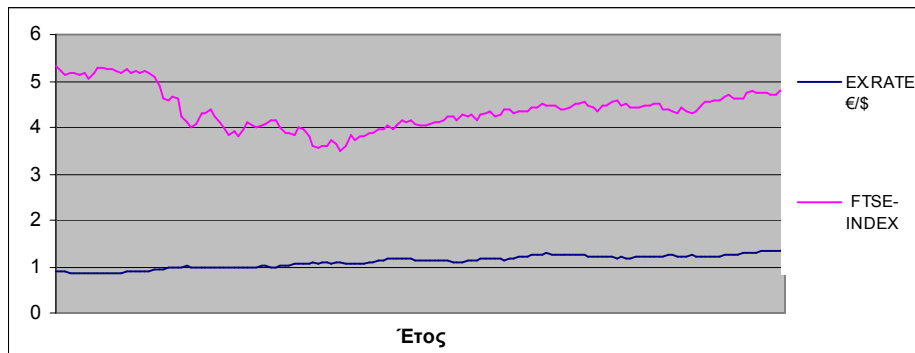
Τέλος, τα Διαγράμματα 3.29 και 3.30 απεικονίζουν τη πορεία που διέγραψε ο δείκτης FTSE τη περίοδο 01/01/2002-31/12/2004 σε σχέση με εκείνη της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Το πρώτο χρονικό διάστημα που η συναλλαγματική ισοτιμία €/€ δεν παρουσιάζει μεγάλες αυξήσεις στις τιμές της, ο δείκτης FTSE φαίνεται να ακολουθεί πτωτική τάση. Η ανοδική πορεία του δείκτη ξεκινά από το δεύτερο εξάμηνο του 2003 όπου, και η ανοδική τάση των τιμών της συναλλαγματικής ισοτιμίας γίνεται περισσότερο αισθητή.



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.29

Η πορεία του δείκτη FTSE σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε μηνιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004



Πηγή: Βάση Δεδομένων της “Ναυτεμπορικής”

Διάγραμμα 3.30

Η πορεία του δείκτη FTSE σε σχέση με την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€, σε εβδομαδιαία βάση για το χρονικό διάστημα 01/01/2002-31/12/2004

3.6 ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Το σημαντικό βήμα, που προηγείται της διαδικασίας ελέγχου ύπαρξης αιτιότητας και συνολοκλήρωσης, είναι ο καθορισμός του κατάλληλου μοντέλου που θα χρησιμοποιηθεί για την πραγματοποίηση αυτών των ελέγχων. Το σύνολο των δεδομένων που θα χρησιμοποιηθεί αποτελείται από οικονομικές μεταβλητές, οι οποίες στην πλειοψηφία τους είναι μη στάσιμες.

Κάθε μη στάσιμη χρονοσειρά μπορεί να εκφραστεί σαν μια ARIMA διαδικασία τάξεως (p, d, q) . Το πρακτικό πρόβλημα που προκύπτει είναι η επιλογή των κατάλληλων τιμών των p, d, q , που ορίζουν το μοντέλο ARIMA. Εν μέρει, το πρόβλημα αντιμετωπίζεται εξετάζοντας τις συναρτήσεις συσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης για κάθε μια χρονοσειρά.

Για κάθε χρονοσειρά $\{y_t\}$ και κάθε φυσικό αριθμό $d > 0$ ορίζεται μια νέα χρονοσειρά, η οποία συμβολίζεται $\{\Delta^d y_t\}$ και ονομάζεται διαφορά τάξης της χρονολογικής σειράς $\{y_t\}$ και ορίζεται ως εξής: $\Delta^d y_t = (1 - L)^d y_t$, όπου $L^s y_t = y_{t-s}$. Εάν έχουμε μια μη στάσιμη χρονοσειρά $\{y_t\}$, τότε υπάρχει φυσικός αριθμός d , τέτοιος ώστε η χρονοσειρά $\{\Delta^d y_t\}$ να είναι στάσιμη. Η χρονοσειρά $\{y_t\}$ χαρακτηρίζεται ως ολοκληρωμένη d τάξεως και συμβολίζεται με $I(d)$.

Συνεπώς, στο πρώτο στάδιο γίνεται η ταυτοποίηση, κατά το οποίο επιλέγεται ο μικρότερος αριθμός των διαφορών d , ώστε να γίνει στάσιμη η χρονοσειρά. Ο καθορισμός του αριθμού των διαφορών d γίνεται μέσω των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης καθώς και των αντίστοιχων διαγραμμάτων. Όταν οι συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης μιας χρονοσειράς φθίνουν με αργούς ρυθμούς τότε πιθανότατα η χρονοσειρά είναι μη στάσιμη.

Ενδεικτικά, παρουσιάζονται οι τιμές που προέκυψαν από το τεστ αυτοσυσχετίσεων (ACF-test) και μερικών αυτοσυσχετίσεων (PACF-test) για τον χρηματιστηριακό δείκτη Αθηνών – ATG INDEX, καθώς και τα αντίστοιχα διαγράμματα, μέσω του προγράμματος SPSS. Ο υπολογισμός βασίζεται στις λογαριθμικές τιμές των μηνιαίων παρατηρήσεων.

Πίνακας 3.2
Τιμές συντελεστών αυτοσυσχέτισης

Autocorrelations: ATGM ATG MONTHLY

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-jung	Prob.
1	.849	.160						↔*****	*****			28.179	.000
2	.716	.158						↔*****	*****			48.815	.000
3	.594	.155						↔*****	*****			63.434	.000
4	.471	.153						↔*****	***			72.928	.000
5	.375	.151						↔*****	*			79.129	.000
6	.281	.148						↔*****				82.733	.000
7	.150	.146						↔***	.			83.797	.000
8	.019	.143						.	*			83.814	.000
9	-.111	.140					**↔					84.436	.000
10	-.205	.138					****↔	.				86.653	.000
11	-.292	.135					*.****↔	.				91.321	.000
12	-.358	.132					**.*****↔	.				98.613	.000
13	-.407	.130					***.*****↔	.				108.469	.000
14	-.410	.127					***.*****↔	.				118.930	.000
15	-.367	.124					**.*****↔	.				127.707	.000
16	-.336	.121					**.*****↔	.				135.411	.000

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .
 Total cases: 36 Computable first lags: 35

Πηγή: SPSS-Output

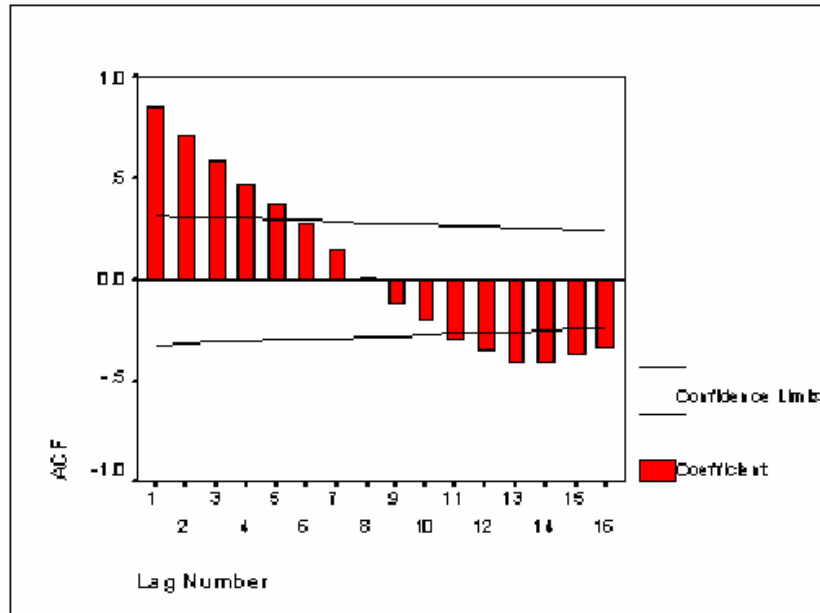
Πίνακας 3.3
Τιμές συντελεστών μερικής αυτοσυσχέτισης

Partial Autocorrelations: ATGM ATG MONTHLY

Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1
1	.849	.167						↔*****	*****		
2	-.017	.167						*	.		
3	-.036	.167						*↔	.		
4	-.074	.167						*↔	.		
5	.013	.167						*	.		
6	-.054	.167						*↔	.		
7	-.203	.167						****↔	.		
8	-.126	.167						***↔	.		
9	-.123	.167						**↔	.		
10	-.006	.167						*	.		
11	-.104	.167						**↔	.		
12	-.049	.167						*↔	.		
13	-.040	.167						*↔	.		
14	.098	.167						↔**	.		
15	.137	.167						↔***	.		
16	-.062	.167						*↔	.		

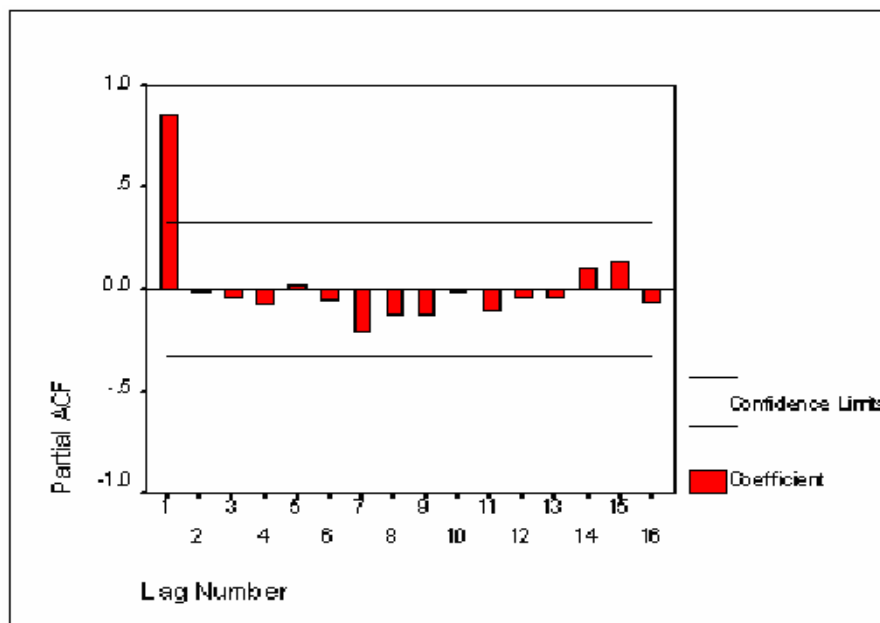
Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .
 Total cases: 36 Computable first lags: 35

Πηγή: SPSS-Output



Πηγή: SPSS-Output

Διάγραμμα 3.31
Συντελεστές αυτοσυσχετίσης της μεταβλητής ATG-INDEX



Πηγή: SPSS-Output

Διάγραμμα 3.32
Συντελεστές μερικών αυτοσυσχετίσεων της μεταβλητής ATG-INDEX

Στα Διαγράμματα 3.31 και 3.32, αυτοσυσχετίσεων (ACF) και μερικών αυτοσυσχετίσεων (PACF) αντίστοιχα, απεικονίζεται ένα διάστημα εμπιστοσύνης 95%, το οποίο βοηθάει στην επιλογή των σημαντικών τιμών. Στο Διάγραμμα 3.31 παρατηρούμε ότι οι 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις είναι στατιστικά σημαντικές. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η χρονοσειρά μας είναι μη στάσιμη.

Στη συνέχεια, υπολογίζοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής (d=1) προκύπτουν τα εξής αποτελέσματα από τα τεστ αυτοσυσχέτισης (ACF) και μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF):

Πίνακας 3.4
Τιμές συντελεστών αυτοσυσχέτισης (d=1)

```
Autocorrelations:  ATGM  ATG MONTHLY
Transformations:  difference (1)
```

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.
1	.126	.162					↔***					.604	.437
2	.085	.160					↔**					.888	.641
3	.160	.157					↔***					1.927	.588
4	-.188	.155				****↔						3.400	.493
5	.015	.152				*						3.410	.637
6	.265	.150				↔*****						6.551	.364
7	-.066	.147				*↔						6.752	.455
8	.114	.144				↔**						7.376	.497
9	-.058	.142				*↔						7.546	.580
10	-.174	.139				***↔						9.118	.521
11	-.021	.136				*						9.142	.609
12	.084	.133				↔**						9.540	.656
13	-.138	.130				***↔						10.668	.639
14	-.103	.127				**↔						11.318	.661
15	-.037	.124				*↔						11.406	.723
16	-.118	.121				**↔						12.350	.720

Πηγή: SPSS-Output

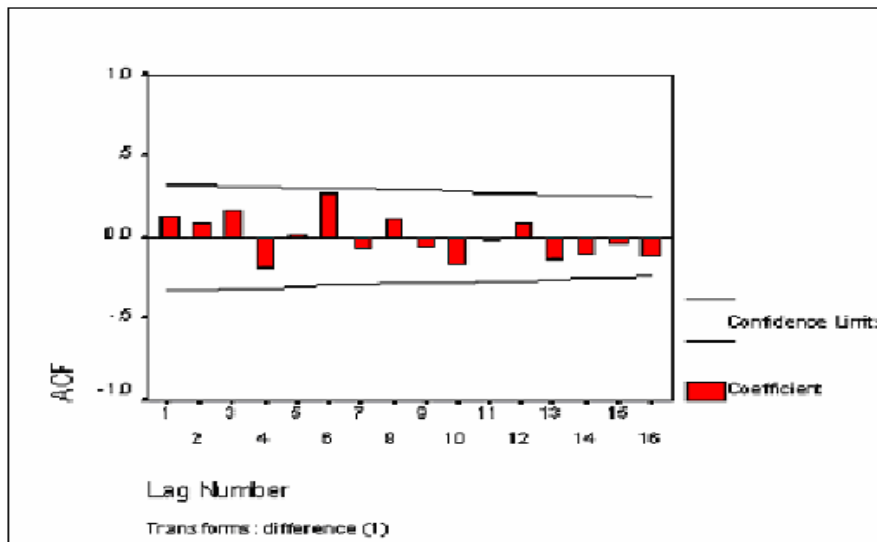
Πίνακας 3.5
Τιμές συντελεστών μερικής αυτοσυσχέτισης (d=1)

Partial Autocorrelations: ATGM ATG MONTHLY

Transformations: difference (1)

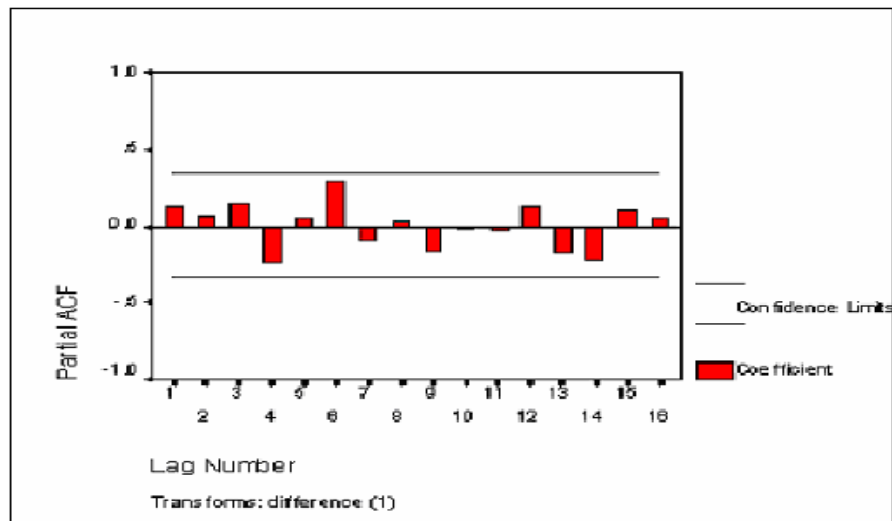
Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1
1	.126	.169									
2	.070	.169									
3	.144	.169									
4	-.237	.169									
5	.052	.169									
6	.289	.169									
7	-.094	.169									
8	.031	.169									
9	-.160	.169									
10	-.020	.169									
11	-.030	.169									
12	.126	.169									
13	-.176	.169									
14	-.218	.169									
15	.098	.169									
16	.048	.169									

Πηγή: SPSS-Output



Πηγή: SPSS-Output

Διάγραμμα 3.33
Συντελεστές αυτοσυσχέτισης της μεταβλητής ATG-INDEX
σε πρώτες διαφορές



Πηγή: SPSS-Output

Διάγραμμα 3.34

Συντελεστές μερικών αυτοσυσχετίσεων της μεταβλητής ATG-INDEXT σε πρώτες διαφορές

Από τους Πίνακες 3.4 και 3.5 καθώς και από τα Διαγράμματα 3.33 και 3.34 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των παρατηρήσεων έχοντας πάρει πρώτες διαφορές δεν είναι σημαντικές. Επομένως, διαπιστώνουμε ότι η χρονοσειρά που σχηματίζεται από τις μηνιαίες τιμές του χρηματιστηριακού δείκτη ATG, μετατρέπεται σε στάσιμη χρονοσειρά παίρνοντας πρώτες διαφορές.

Μετά τον προσδιορισμό του αριθμού των διαφορών που απαιτούνται ώστε η χρονοσειρά να μετατραπεί σε στάσιμη, ακολουθεί το δεύτερο στάδιο, που απαιτείται για τον προσδιορισμό του μοντέλου. Κατά το δεύτερο στάδιο, εφαρμόζοντας την Box – Jenkins ανάλυση, υπολογίζονται οι τιμές p και q του ARMA (p, q) μοντέλου που ακολουθεί η d τάξεως διαφορά της χρονολογικής σειράς. Με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας εκτιμούνται οι παράμετροι του ακόλουθου στοχαστικού μοντέλου:

$$\Delta^d y_t = a_0 + a_1 \Delta^d y_{t-1} + \mathbf{K} + a_p \Delta^d y_{t-p} + e_t q_1 e_{t-1} + \mathbf{K} + q_{t-q} e_{t-q}$$

Κατόπιν, με τη χρήση των στατιστικών κριτηρίων AIC του Akaike και SBC του Schwarz, θα προσδιοριστεί πλήρως το ARIMA(p, d, q) μοντέλο της χρονολογικής σειράς. Θεωρούμε ότι το καλύτερο υπόδειγμα είναι εκείνο που έχει την μικρότερη τιμή στα δυο κριτήρια που προαναφέρθηκαν .

Οι έλεγχοι που προαναφέρθηκαν πραγματοποιήθηκαν για το σύνολο των μεταβλητών, τόσο σε μηνιαία αλλά και εβδομαδιαία βάση παρατηρήσεων. Εξετάζοντας όλα τα πιθανά μοντέλα που προκύπτουν για $p+q \leq 5$, $d=0,1$ καθώς και $a_0 = 0$, $a_0 \neq 0$, συμπεραίνουμε ότι ένα ικανοποιητικό μοντέλο, το οποίο ελαχιστοποιεί τις τιμές των κριτηρίων AIC και SBC, είναι το ARIMA (0,1,0) με $a_0 \neq 0$.

3.7 ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΥΠΑΡΞΗ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

Πριν προβούμε στη παρουσίαση των ελέγχων ύπαρξης αιτιότητας κατά Granger και συνολοκλήρωσης, θα παρουσιαστεί ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια για την στασιμότητα των υπό εξέταση σειρών, θα βασιστεί στο Augment Dickey-fuller test (ADF test).

Τα τεστ για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας θα βασιστούν στις παρακάτω ADF-παλινδρομήσεις:

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + \sum_{i=0}^N b_i \Delta Y_{t-p} + e_t \quad (3.1)$$

Το υπόδειγμα (3.1) περιγράφει μια παλινδρόμηση ορισμένη για p -χρονικές υστερήσεις. Μια ειδική περίπτωση της 3.1, περιγράφεται από την παλινδρόμηση $\Delta Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + e_t$, στην οποία δεν περιλαμβάνονται χρονικές υστερήσεις ($p=0$). Η επιλογή του μοντέλου θα διεξαχθεί με την χρήση των γενικευμένων πληροφοριακών κριτηρίων Akaike και Schwarz, τα οποία υπολογίζονται με την χρήση των ακόλουθων σχέσεων:

$$AIC = N \log|S.S.E| + 2k$$

$$SBC = N \log|S.S.E| + k \ln N$$

Όπου,

N : Ο αριθμός των παρατηρήσεων

k : Ο αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων στο σύστημα

$\log|S.S.E|$: φυσικός λογάριθμος του αθροίσματος τετραγώνων των καταλοίπων

Η διαδικασία καθορισμού θα βασιστεί στην επιλογή εκείνου του μοντέλου που ελαχιστοποιεί τα κριτήρια αυτά. Από την εφαρμογή των παραπάνω σχέσεων στα δεδομένα μας προκύπτει ότι απορρίπτεται η συμμετοχή p -υστερήσεων στο μοντέλο που καθορίζει την χρονοσειρά. Το αποτέλεσμα αυτό προέκυψε, συγκρίνοντας τις τιμές των πληροφοριακών

κριτηρίων, του υποδείγματος (3.1) μέχρι και 5 - χρονικές υστερήσεις.

Υπολογίζοντας τις τιμές του πληροφοριακού κριτηρίου AIC του υποδείγματος (3.1), για κάθε μία μεταβλητή σε μηνιαία και εβδομαδιαία βάση, προκύπτει ότι το υπόδειγμα $\Delta Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + e_t$ δίνει τις μικρότερες τιμές του κριτηρίου. Στους Πίνακες 3.6 και 3.7 παρουσιάζονται οι τιμές του κριτηρίου AIC για το υπόδειγμα (3.1), που υπολογίστηκαν βάσει των μηνιαίων και εβδομαδιαίων τιμών, αντίστοιχα.

Πίνακας 3.6

Τιμές Των Πληροφοριακών Κριτηρίων AIC βάσει μηνιαίων παρατηρήσεων

Χρονικές Υστερήσεις	AIC							
	ATG	ATX	CAC-40	DAX	FTSE	MIB-30	SMSI	EXR
p=5	-15,11	-32,13	-16,37	-7,91	-23,79	-19,07	-19,41	-39,88
p=4	-16,76	-32,84	-18,00	-9,30	-25,32	-20,43	-18,95	-40,34
p=3	-17,62	-32,60	-19,74	-11,17	-27,10	-22,27	-20,40	-41,64
p=2	-18,99	-33,94	-21,24	-11,97	-28,87	-22,53	-21,74	-43,64
p=1	-20,89	-34,99	-21,62	-12,54	-29,61	-23,61	-23,61	-44,97
p=0	-21,52	-35,29	-23,30	-14,43	-31,41	-25,61	-25,61	-46,97

Πίνακας 3.7

Τιμές Των Πληροφοριακών Κριτηρίων AIC βάσει εβδομαδιαίων παρατηρήσεων

Χρονικές Υστερήσεις	AIC							
	ATG	ATX	CAC-40	DAX	FTSE	MIB-30	SMSI	EXR
p=5	-145,38	-182,45	-122,89	-94,56	-165,25	-196,89	-162,29	-230,59
p=4	-146,64	-183,15	-123,84	-95,88	-167,25	-148,13	-161,46	-229,91
p=3	-148,64	-185,16	-125,32	-97,54	-169,25	-150,13	-163,46	-231,91
p=2	-148,46	-187,16	-127,32	-98,20	-169,26	-150,64	-163,64	-231,34
p=1	-149,96	-187,88	-129,32	-99,87	-171,26	-152,64	-163,94	-233,34
p=0	-150,36	-188,63	-130,81	-101,87	-172,29	-153,91	-164,14	-235,34

Μετά τον καθορισμό της εξίσωσης για την ADF-παλινδρόμηση, θα προχωρήσουμε στον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας των υπό εξέταση χρονοσειρών. Το Dickey-Fuller τεστ θέτει ως μηδενική υπόθεση αυτή της μοναδιαίας ρίζας, δηλαδή $H_0 : b_1 = 0$, έναντι της εναλλακτικής

$H_1 : b_1 < 0$. Ο έλεγχος διεξάγεται εκτιμώντας την παραπάνω εξίσωση και συγκρίνοντας τις τιμές του t-statistic με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές, οι οποίες αναφέρονται στο βιβλίο του Fuller. Η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής αν το t-statistic είναι μικρότερο από την αντίστοιχη κριτική τιμή των Dickey-Fuller.

Πίνακας 3.8
Τιμές Του DF-test Και Οι Κριτικές Τιμές Βάσει Μηνιαίων Παρατηρήσεων

Χρονοσειρά	ATG	ATX	MIB-30	CAC-40	GDAX	SMSI	FTSE	Ex.rate €/€
Τιμή του t-statistic	-0,97	1,59	-1,78	-1,86	-1,78	-0,62	-1,75	-1,23

Κριτική τιμή Dickey-Fuller για ε.σ. 1%, 5%, 10% αντίστοιχα είναι ίση με -3,75, -2,99, -2,64.

Πίνακας 3.9
Τιμές Του DF-test Και Οι Κριτικές Τιμές Βάσει Εβδομαδιαίων Παρατηρήσεων

Χρονοσειρά	ATG	ATX	MIB-30	CAC-40	GDAX	SMSI	FTSE	Ex.rate €/€
Τιμή του t-statistic	-0,78	1,44	-1,70	-2,12	-1,84	-0,45	-1,93	-0,63

Κριτική τιμή Dickey-Fuller για ε.σ. 1%, 5%, 10% αντίστοιχα είναι ίση με -3,50, -2,90, -2,59.

Στους Πίνακες 3.8 και 3.9 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του Dickey-Fuller τεστ βάσει των μηνιαίων και εβδομαδιαίων παρατηρήσεων αντίστοιχα. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι κριτικές τιμές του ελέγχου DF είναι οι πλησιέστερες τιμές, που αντιστοιχούν στο μέγεθος του δείγματος μηνιαίων και εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, παρουσία σταθεράς για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10%.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα. Οι τιμές του t-statistic για όλες τις μεταβλητές, είναι μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές του ελέγχου DF σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10%. Επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

3.8 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό εξετάζεται η πορεία των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/€ που θα χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο ύπαρξης αιτιότητας και συνολοκλήρωσης. Επίσης, τα συγκριτικά διαγράμματα μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών.

Κατόπιν, βασιζόμενοι στη θεωρία των χρονοσειρών, παρουσιάστηκε ενδεικτικά για τον χρηματιστηριακό δείκτη των Αθηνών (ATG index) η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε ώστε να προσδιοριστεί το μοντέλο που προσδιορίζει καλύτερα το σύνολο των μεταβλητών. Στη συνέχεια, εφαρμόστηκε ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές. Η εφαρμογή του ελέγχου βασίστηκε στις μηνιαίες παρατηρήσεις του χρηματιστηριακού δείκτη των Αθηνών (ATG index) και στη συνέχεια παρουσιάστηκαν τα εμπειρικά αποτελέσματα για όλες τις μεταβλητές, τόσο σε μηνιαία όσο και σε εβδομαδιαία βάση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΥΠΑΡΞΗ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER ΚΑΙ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

4.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο παρόν κεφάλαιο θα διεξαχθούν οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger και συνολοκλήρωσης, καθώς και η παρουσίαση των εμπειρικών αποτελεσμάτων που προκύπτουν από αυτούς τους ελέγχους. Σκοπός του κεφαλαίου είναι να προσδιοριστούν εμπειρικά οι σχέσεις μεταξύ των υπό εξέταση χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/\$.

Σύμφωνα με το θεωρητικό μέρος που έχει προηγηθεί, αναμένεται να υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των χρηματιστηριακών δεικτών με κάποια χρονική υστέρηση ή ακόμη και με μια μηδενική σχέση αιτιότητας μεταξύ τους. Στην περίπτωση που ανάμεσα στις μεταβλητές υπάρχει σχέση αιτιότητας, τότε αυτή θα περιγράφεται είτε από τη θεωρία χαρτοφυλακίου είτε από τη θεωρία της παραδοσιακής προσέγγισης.

Επίσης, διερευνάται η θεωρία της συνολοκλήρωσης και η εφαρμογή της στα δεδομένα. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν θα χρησιμοποιηθούν ώστε να ερευνηθούν οι μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών.

4.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Μετά την αναλυτική παρουσίαση της θεωρίας της αιτιότητας κατά Granger καθώς και των δεδομένων, που προηγήθηκε σε προηγούμενα κεφάλαια, θα γίνει προσπάθεια να ερευνηθεί το φαινόμενο της αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές που αποτελούν τα δεδομένα αυτής της εργασίας. Από την εφαρμογή του κριτηρίου αιτιότητας του Granger θα

επαληθευθούν είτε όχι, οι θεωρίες χαρτοφυλακίου και παραδοσιακής προσέγγισης, που θέλουν να υπάρχει κάποια σχέση ανάμεσα στην συναλλαγματική ισοτιμία (€/€) και τους συναλλαγματικούς δείκτες.

Συμβολίζοντας την μεταβλητή της συναλλαγματική ισοτιμία ως EX_t και την μεταβλητή του χρηματιστηριακού δείκτη ως SP_t θα εκτιμηθούν οι μηδενικές υποθέσεις :

$$H_0: SP_t \text{ δεν αιτιάζει κατά Granger την } EX_t \text{ και}$$

$$H'_0: EX_t \text{ δεν αιτιάζει κατά Granger την } SP_t$$

Οι εκτιμήσεις των παραπάνω μηδενικών υποθέσεων θα πραγματοποιηθούν χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα που περιγράφονται από τις εξισώσεις (2.1) και (2.2) καθώς και περιορισμένων μορφών τους που προκύπτουν για $b_i = 0$ και $c_i = 0$, αντίστοιχα.

Ειδικότερα, οι εξισώσεις που προκύπτουν από τις (2.1) και (2.2) έχοντας ως μεταβλητές τη συναλλαγματική ισοτιμία EX_t και τον χρηματιστηριακού δείκτη SP_t είναι οι εξής:

$$EX_t = \sum_{i=1}^m a_i EX_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i SP_{t-i} + u_t \quad (4.1)$$

$$EX_t = \sum_{i=1}^m a_i EX_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

$$SP_t = \sum_{i=1}^m c_i EX_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_i SP_{t-i} + e_t \quad (4.3)$$

$$SP_t = \sum_{i=1}^m d_i SP_{t-i} + e_t \quad (4.4)$$

Εφαρμόζοντας τις γραμμικές παλινδρομήσεις μέχρι 5 χρονικές υστερήσεις που περιγράφονται από τις εξισώσεις (4.1) έως (4.4), υπολογίζονται οι τιμές των καταλοίπων

$S.S.E$ και $S.S.E^*$ για το πλήρες και περιορισμένο υπόδειγμα αντίστοιχα. Στην συνέχεια, υπολογίζεται η τιμή της στατιστικής F σύμφωνα με τον τύπο, που περιγράφεται από την

εξίσωση (2.3) ως εξής $F = \frac{(SSE^* - SSE)/m}{SSE/(n-k)}$. Οι τιμές της στατιστικής F που προκύπτουν

από τις παλινδρομήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας με κάθε ένα από τους χρηματιστηριακούς δείκτες (Πίνακας 3.1), συγκρίνονται με τις κριτικές τιμές της κατανομής F με $m, (n-k)$ βαθμούς ελευθερίας

Οι πίνακες 4.1 έως 4.7, που ακολουθούν, παρουσιάζουν αναλυτικά τα αποτελέσματα αιτιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας με κάθε χρηματιστηριακό δείκτη βάσει μηνιαίων δεδομένων. Ο κάθε ένας πίνακας αφορά μια χώρα, χρησιμοποιώντας τον αντίστοιχο χρηματιστηριακό δείκτη. Υπολογίζεται η τιμή της F-statistics για τις δυο μηδενικές υποθέσεις $H_0: SP_t$ δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t , $H_0: EX_t$ δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t , μέχρι 5-χρονικές υστερήσεις. Στην συνέχεια, συγκρίνοντας τις τιμές αυτές με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές της F-κατανομής¹, προκύπτει το αποτέλεσμα για την απόρριψη ή μη των μηδενικών υποθέσεων.

Πίνακας 4.1

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ελλάδα με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,12	ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,5	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	4,29	ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,76	ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,096	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,06	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,5	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,38	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

¹ Κριτικές Τιμές της F-κατανομής, που προκύπτουν χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα $F_{(5,26)} = 2,59$, $F_{(4,28)} = 2,71$, $F_{(3,30)} = 2,92$, $F_{(2,32)} = 3,32$, $F_{(1,34)} = 4,17$

Πίνακας 4.2

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ιταλία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΔΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,2	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,82	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,11	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,8	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,30	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,35	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,72	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,14	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,30	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.3

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γαλλία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΔΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,73	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,82	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,11	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,3	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,51	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,5	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,85	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,25	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.4

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αγγλία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,73	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,31	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,11	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,8	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,77	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,79	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,13	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,97	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,97	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.5

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γερμανία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,36	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,31	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,11	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,8	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,50	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,46	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,71	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.6

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αυστρία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,73	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,39	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,56	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,89	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,25	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,83	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,4	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.7

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ισπανία με μηνιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,2	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,82	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,11	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,8	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,36	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,23	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,31	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,15	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Από τους παραπάνω Πίνακες 4.1 έως και 4.7, διαπιστώνεται ότι για το σύνολο των χρηματιστηριακών δεικτών δεν υπάρχουν ενδείξεις για καμία είδους αιτιότητα με την μεταβλητή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Οι τιμές της F-statistics δεν υπερβαίνουν σε καμία περίπτωση τις αντίστοιχες κριτικές τιμές της F-κατανομής. Επομένως δεν απορρίπτονται οι μηδενικές υποθέσεις της μη αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών που αποτελούν τα δεδομένα.

Από τον Πίνακα 4.1 διαπιστώνεται ότι μόνο για τον δείκτη Αθηνών (ATG) (για 5, 3 και 2 χρονικές υστερήσεις) απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση $H_0: SP_t$ δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t . Επομένως υπάρχουν ενδείξεις για μια μονόδρομη σχέση από τον χρηματιστηριακό δείκτη Αθηνών προς την συναλλαγματική ισοτιμία (€/€). Οι ενδείξεις αυτές δεν μπορούν να θεωρηθούν ισχυρές, αφού οι τιμές της στατιστικής F μόλις που υπερβαίνουν τις αντίστοιχες κριτικές τιμές. Εκ' των πραγμάτων, η υπόθεση ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης Αθηνών αιτιάζει την συναλλαγματική ισοτιμία, δεν μπορεί να υποστηριχτεί. Η Ελλάδα είναι μια μικρή χώρα, συνεπώς δεν μπορεί η χρηματιστηριακή της πορεία να προδιαγράφει και να επηρεάζει την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€).

Η επιλογή και η τελική σύνθεση του συνόλου των χρηματιστηριακών δεικτών δεν μπορεί να αποτελέσει την αιτία της μη ύπαρξης αιτιωδών σχέσεων με την συναλλαγματική ισοτιμία. Το σύνολο των χρηματιστηριακών δεικτών αποτελούταν τόσο από χώρες με ισχυρή οικονομία όσο και από χώρες με λιγότερο ισχυρή οικονομία. Παρόλο, την διαφοροποίηση που υπήρχε μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών, που επιλέχτηκαν ως δεδομένα για την εφαρμογή της θεωρίας, το υπό εξεταζόμενο χρονικό διάστημα ήταν μικρό. Εξαιτίας, της πρόσφατης σχετικά καθιέρωσης του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος, το εύρος του εξεταζόμενου χρονικού διαστήματος είναι περιορισμένο. Επομένως, μια πιθανή αιτία για την απόρριψη της αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών, είναι η περιορισμένη διαθεσιμότητα των τιμών τους.

Ακολουθούν, οι Πίνακες 4.8 έως και 4.14 στους οποίους παρουσιάζονται οι αντίστοιχοι έλεγχοι μη-αιτιότητας και τα αποτελέσματα αυτών, βάσει εβδομαδιαίων δεδομένων. Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία με αυτή που ακολουθήθηκε για τους ελέγχους που περιγράφονται στους πίνακες 4.1 έως 4.7, θα εξεταστεί η απόρριψη ή μη των μηδενικών υποθέσεων H_0 και H_0' , συγκρίνοντας τις τιμές αυτές με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές της F-κατανομής.

Πίνακας 4.8

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ελλάδα με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,25	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,03	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,75	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,14	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,7	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.9

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ιταλία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,22	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,55	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,09	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,06	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,41	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,29	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,15	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,72	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.10

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γαλλία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,22	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,55	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,10	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,06	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,96	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,19	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,18	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,19	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	2,4	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.11

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αγγλία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,22	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,4	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,57	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,77	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,41	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.12

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Γερμανία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,23	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,56	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,09	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,06	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,61	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,38	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,77	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,38	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,77	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.13

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Αυστρία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,22	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,54	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	2,09	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	3,05	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,2	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,74	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	1,5	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Πίνακας 4.14

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger για την Ισπανία με εβδομαδιαία δεδομένα

ΧΡΟΝ. ΥΣΤΕΡΗΣΗ	ΜΗΛΑΕΝΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ (H_0)	F-STATISTICS	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ
m=5	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	1,22	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	SP_t δεν αιτιάζει κατά Granger την EX_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=5	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,44	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=4	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,53	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=3	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,72	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=2	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0
m=1	EX_t δεν αιτιάζει κατά Granger την SP_t	0,01	ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ Η H_0

Στους τους Πίνακες 4.8 έως 4.14, φαίνονται οι τιμές της στατιστικής F που υπολογίστηκαν καθώς και τα αποτελέσματα απόρριψης ή μη των ελέγχων. Οι τιμές της στατιστικής F είναι μικρότερες από τις κριτικές τιμές της F-κατανομής με τους αντίστοιχους βαθμούς ελευθερίας.² Επομένως, δεν υπάρχει καμία ένδειξη ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ τους, αφού δεν απορρίπτονται οι μηδενικές υποθέσεις:

$$H_0: SP_t \text{ δεν αιτιάζει κατά Granger την } EX_t$$

$$H_0': EX_t \text{ δεν αιτιάζει κατά Granger την } SP_t$$

Από τους ελέγχους μη-αιτιότητας που διεξήχθησαν για το σύνολο των δεδομένων τόσο σε μηνιαία όσο και σε εβδομαδιαία βάση, δεν διαπιστώθηκε καμία ισχυρή ένδειξη αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών

²Κριτικές Τιμές της F-κατανομής, που προκύπτουν χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα $F_{(5,147)} = 2,21$, $F_{(4,149)} = 2,37$, $F_{(3,151)} = 2,6$, $F_{(2,153)} = 3$, $F_{(1,155)} = 3,84$

χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Παρόλο, κάποιων ελαχίστων εξαιρέσεων που υποδείκνυαν πιθανή ύπαρξη αιτιότητας από τον χρηματιστηριακό δείκτη προς την συναλλαγματική ισοτιμία, τελικά δεν θεωρήθηκαν στατιστικά σημαντικές. Καθώς, προαναφέρθηκε η έλλειψη στοιχείων που να καλύπτει μεγάλο χρονικό διάστημα, είναι πιθανότατα ο λόγος που τα αποτελέσματα απορρίπτουν κάθε είδους αιτιότητα .

4.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Μετά από τον έλεγχο αιτιότητας που εξετάστηκε σε προηγούμενη ενότητα, ακολουθεί ο έλεγχος για τις μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των χρηματιστηριακών δεικτών. Από τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών, θα διαπιστωθεί αν οι μεταβλητές SP_t και EX_t συνδέονται με μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τον έλεγχο ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας EX_t και των χρηματιστηριακών δεικτών SP_t δεν υποδεικνύουν την ύπαρξη αιτιωδών σχέσεων μεταξύ τους. Επειδή, δεν υπάρχει κάποια ένδειξη ότι η μια μεταβλητή προκαλεί την άλλη κατά την εφαρμογή της μεθοδολογίας έλεγχου συνολοκλήρωσης θα εκτιμηθεί η εξής γραμμική εξίσωση:

$$SP_t = a + bEX_t + e_t \quad (4.5)$$

Θεωρώντας, πιο βάσιμη την άποψη που υποστηρίζει την επίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω στις τιμές του χρηματιστηριακού δείκτη επιλέχτηκε η γραμμική παλινδρόμηση που θεωρεί ως δεδομένη μεταβλητή τον χρηματιστηριακό δείκτη και ανεξάρτητη μεταβλητή την συναλλαγματική ισοτιμία. Ωστόσο, τα αποτελέσματα που θα προέκυπταν εκτιμώντας την γραμμική παλινδρόμηση $EX_t = g + dSP_t + u_t$, δεν θα διέφεραν αν τη θεωρήσουμε ως αντίστροφη της (4.5).

Στην συνέχεια ορίζονται οι ακολουθίες καταλοίπων βάσει των εξίσωσης (4.5) ως $\left\{ \hat{e}_t \right\}$. Αν η σειρά \hat{e}_t που προκύπτει βρεθεί ότι είναι στάσιμη, τότε οι μεταβλητές EX_t και SP_t είναι συνολοκληρωμένες.

Η τάξη ολοκλήρωσης των καταλοίπων θα προσδιοριστεί μέσω του DF-test. Θεωρώντας τα αυτοπαλίνδρομα υπόδειγμα των καταλοίπων ως εξής:

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + e_t \quad (4.7)$$

Επειδή η ακολουθία της $\{\hat{e}_t\}$ έχει προκύψει από εξίσωση παλινδρόμησης, η εισαγωγή σταθερού ορού δεν θεωρείται αναγκαία και μπορεί να παραληφθεί. Η παράμετρος που πρέπει να μελετηθεί είναι η a_1 .

Θεωρώντας τη μηδενική υπόθεση $H_0 : a_1 = 0$. Αν ο έλεγχος δεν οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης H_0 τότε συνεπάγεται ότι η σειρά των καταλοίπων περιέχει μοναδιαία ρίζα, επομένως οι μεταβλητές EX_t και SP_t δεν είναι συνολοκληρωμένες.

Στους παρακάτω πίνακες παρουσιάζονται οι τιμές των t-statistics που προέκυψαν από την παλινδρόμηση. Στον Πίνακα 4.15 φαίνονται οι τιμές της t-statistics μέχρι 5 – χρονικές υστερήσεις, που προέκυψαν για την μηδενική υπόθεση $H_0 : a_1 = 0$, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα. Δηλαδή, εξετάζεται η στασιμότητα των καταλοίπων, που προέκυψαν θεωρώντας την παλινδρόμηση με δεδομένη μεταβλητή τον χρηματιστηριακό δείκτη.

Πίνακας 4.15

Έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων βάσει μηνιαίων δεδομένων

Χρημ. Δείκτης Χρονικές υστερήσεις		t-statistics						
		ATG	ATX	CAC-40	DAX	MIB-30	FTSE	SMSI
m=5		-1,24	-1,04	-1,4	-1,63	-1,08	-1,35	-0,97
m=4		-1,5	-1,23	-1,23	-1,57	-1,46	-1,64	-1,74
m=3		-1,51	-1,77	-1,91	-2	-2,06	-1,74	-2,11
m=2		-1,35	-1,55	-1,99	-1,86	-1,79	-1,89	-1,76
m=1		-1,3	-1,16	-1,54	-1,42	-1,54	-1,44	-1,59
m=0		-1,68	-0,89	-1,45	-1,46	-1,61	-1,41	-1,57

Κριτική τιμή Dickey-Fuller για ε.σ. 1%, 5%, 10% αντίστοιχα είναι ίση με -3,75, -2,99, -2,64.

Από τον Πίνακα 4.15, παρατηρούμε ότι οι τιμές της t-statistics που προκύπτουν από τον έλεγχο $H_0 : a_1 = 0$, είναι μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες DF- κριτικές τιμές για ε.σ. 1%, 5%, 10%. Γενικότερα, προκύπτει ότι βάσει τα μηνιαία δεδομένα σε καμία περίπτωση δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα.

Σε αντιστοιχία με τον Πίνακα 4.15, στον Πίνακα 4.16 φαίνονται τα αποτελέσματα της t-statistics μέχρι 5 – χρονικές υστερήσεις, που προέκυψαν για την μηδενική υπόθεση $H_0 : a_1 = 0$, χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα.

Πίνακας 4.16
Έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων βάσει εβδομαδιαίων δεδομένων

		t-statistics						
		ATG	ATX	CAC-40	DAX	MIB-30	FTSE	SMSI
Χρονικές υστερήσεις	Χρημ. Δείκτης							
	m=5	-1,45	-1,17	-1,22	-1,15	-1,14	-1,2	-1,25
	m=4	-1,55	-1,02	-1,32	-1,31	-1,31	-1,23	-1,36
	m=3	-1,67	-1,11	-1,44	-1,32	-1,4	-1,29	-1,42
	m=2	-1,38	-0,79	-1,46	-1,44	-1,52	-1,39	-1,42
	m=1	-1,38	-0,64	-1,56	-1,41	-1,62	-1,55	-1,39
	m=0	-1,42	-0,73	-1,69	-1,43	-1,49	-1,53	-1,31

Κριτική τιμή Dickey-Fuller για ε.σ. 1%, 5%, 10% αντίστοιχα είναι ίση με -3,50, -2,90, -2,59.

Από τον Πίνακες 4.16, οι τιμές της t-statistics που προκύπτουν από τον έλεγχο $H_0 : a_1 = 0$, υπερβαίνουν τις DF- κριτικές τιμές για ε.σ. 1%, 5%, 10%. Επομένως η υπόθεση της μη στασιμότητας των καταλοίπων δεν απορρίπτεται σε καμία περίπτωση.

4.4 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό έγινε η εφαρμογή των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger και συνολοκλήρωσης πάνω στη συναλλαγματική ισοτιμία (€/€) και βασικών χρηματιστηριακών δεικτών χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Στη συνέχεια παρουσιάστηκαν τα εμπειρικά αποτελέσματα των ελέγχων αυτών αναλυτικά για κάθε μια μεταβλητή, βάση των μηνιαίων και εβδομαδιαίων τιμών τους.

Αρχικά, διεξήχθησαν οι έλεγχοι αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) με κάθε ένα από τους χρηματιστηριακούς δείκτες που αποτελούν τα δεδομένα. Από την εφαρμογή της μεθοδολογίας, που περιγράφεται σε προηγούμενο κεφάλαιο, πάνω στα δεδομένα δεν προέκυψε κάποια ένδειξη που να υποδηλώνει κάποια είδους αιτιότητα. Οι τιμές της στατιστικής – F, που προτείνει το κριτήριο Granger για τον έλεγχο αιτιότητας, ήταν πολύ μικρότερες από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές με τους ανάλογους βαθμούς ελευθερίας. Στις περιπτώσεις που οι τιμές της στατιστικής – F ξεπερνούσαν τις κριτικές τιμές, δεν μπορούσαν να θεωρηθούν σημαντικές γιατί η διαφορά τους ήταν ελάχιστη.

Στην συνέχεια, μελετήθηκε η ολοκληρωσιμότητα των μεταβλητών. Επειδή από το κριτήριο Granger δεν βρέθηκε κάποια σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας (€/€) και των χρηματιστηριακών δεικτών, κατά τον έλεγχο συνολοκλήρωσης εξετάστηκε η υπόθεση H_0 . Η H_0 αφορούσε τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων που προέκυπταν από την παλινδρόμηση με δεδομένη μεταβλητή τον χρηματιστηριακό δείκτη και ανεξάρτητη την συναλλαγματική ισοτιμία (€/€). Τα αποτελέσματα, στο σύνολο τους, οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση της μη στασιμότητας των καταλοίπων δεν μπορεί να απορριφθεί. Εκτιμώντας την γραμμική παλινδρόμηση $EX_t = g + dSP_t + u_t$, το συμπέρασμα δεν διαφοροποιείται.

Όπως, στην περίπτωση ελέγχου ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, τα δεδομένα δεν οδήγησαν σε ασφαλή συμπεράσματα για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των μεταβλητών. Η αδυναμία διερεύνησης των μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών, πιθανώς και πάλι να οφείλεται στο περιορισμένο χρονικό διάστημα, για το οποίο ήταν διαθέσιμες οι τιμές των μεταβλητών.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

- Θαλασσινός Ελευθέριος – Σταματόπουλος Θεόδωρος (1998). *Διεθνή Οικονομικά*.
 Ιστοσελίδα της “Ναυτεμπορικής” : www.naftemporiki.gr
- Καρφάκης Κωνσταντίνος (1999). *Διεθνείς Νομισματικές σχέσεις*, 1η έκδοση.
- Κορλίρας Παναγιώτης (1998). *Εισαγωγή Στην Νομισματική θεωρία*.
- Τράπεζα Της Ελλάδος , *Εκθεση Του Διοικητή Για Τα Έτη 2001-2003*.
- Τράπεζα Της Ελλάδος (2003). *Νομισματική Πολιτική*.

Ξένα

- 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.
- Agiakloglou C. *A selective review on the issue of testing for a unit autoregressive root*, *ΣΠΟΥΔΑΙ*, Τεύχος 49, Τεύχος 1^ο -4^ο.
- Agiakloglou C., Newbold P. (1991). *Empirical evidence on Dickey – Fuller – type tests*, *Journal of time series analysis*, Vol.13, No.6, 471-483.
- Aggarwal R. (1981). *Exchange rates and stock prices:A study of the United States capital markets under floating exchange rates*, *Akron Business and Economic Review*, vol.12,7-12.
- Enders W. *Applied Econometric Time Series*, Wiley.
- Engle F.R, Granger C.W (1987). *Co-Integration and error correction: representation, estimation and testing*, *Econometrica*, vol.55, No.2, 251-276.
- Granger C.W (1969). *Investigation causal relations by econometrics models and cross-spectral methods*, *Econometrica*, Vol.37,424-39.
- Granger C.W (1986). *Developments in the study of cointegrated economic variables*, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 48, 3, 0305-9049.
- Granger C.W (1988). *Some recent developments in a concept of causality*, *Journal of Econometrics*, 39,199-211.
- Granger C.W, Newbold P. (1974). *Spurious regressions in econometrics*, *Journal of Econometrics*, 2,111-120.

- Granger C.W, Namwon Hyung, Yongil Jeon (2001). *Spurious regressions with stationary series*, *Applied Economics*, 33, 899-904.
- Granger C.W, Huang B., 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.
- Jorion P. (1990). *The exchange-rate exposure of U.S. multinational*, *Journal of Business*, 63: 331-345.
- Hatemi A. , Irandoust M. (2002). *On the Causality Between exchange rates ad stock prices: A note**, *Bulletin of Economic Research* 54:2, 0307-3378
- Krueger A. (1983). *Exchange rate determination*, Cambridge University Press.
- Krugman R. Paul – Obstfeld Maurice (1995). *International Economics (Διεθνής Οικονομική, Μετάφραση -3^η έκδοση)*.
- 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.
- Smyth R., Nandha M. (2003). *Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia*, *Applied Economics Letters*, 10, 699-704.
- Phillips C.B (1987). *Time series regression with a unit root*, *Econometrica* Vol.55,No.2, 277-301.

