ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ

Η ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΤΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΜΕ ΤΑ ΜΕΓΑΛΑ ΔΙΕΘΝΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΑ ΚΕΝΤΡΑ ΤΗΣ ΝΕΑΣ ΥΟΡΚΗΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΛΟΝΔΙΝΟΥ ΚΑΙ Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΜΑΚΡΟ-ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΣΤΗ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Μελπομένη – Σταυρούλα Ν. Δριτσάκη
M.Sc.(International Banking and Financial Studies)

Διδακτορική Διατριβή
(υποβλήθηκε στο Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας)

ΘΕΣΣΑΛΟΝΙΚΗ 2005

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ

Η ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΤΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΜΕ ΤΑ ΜΕΓΑΛΑ ΔΙΕΘΝΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΑ ΚΕΝΤΡΑ ΤΗΣ ΝΕΑΣ ΥΟΡΚΗΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΛΟΝΔΙΝΟΥ ΚΑΙ Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΜΑΚΡΟ-ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΣΤΗ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Μελπομένη – Σταυρούλα Ν. Δριτσάκη
M.Sc.(International Banking and Financial Studies)

Διδακτορική Διατριβή
(υποβλήθηκε στο Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής
του Πανεπιστημίου Μακεδονίας)

Επιβλέπουσα Συμβουλευτική Επιτροπή

Επιβλέπων: **Αναστάσιος Κάτος**
Καθηγητής
Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

Μέλη: **Σταύρος Τσόπογλου**
Αν. Καθηγητής
Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

Γεώργιος Στεφανίδης
Επίκ. Καθηγητής
Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

στους αγαπητούς μου γονείς ,

ΠΙΝΑΚΕΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

ΚΑΤΑΓΟΛΟΣ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

ABSTRACT

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 Εισαγωγή στο θέμα της διατριβής

1.1 Εισαγωγή
1.2 Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος
1.3 Σκοπός της διατριβής
1.4 Διάρθρωση της διατριβής

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 Βιβλιογραφική ανασκόπηση

2.1 Εισαγωγή
2.2 Η θεωρία των χρηματιστηρίων και της μακροοικονομίας
2.2.1 Τα παραδοσιακά μακρο-οικονομικά υποδείγματα
2.2.2 Η χρηματοοικονομική προσέγγιση
2.2.3 Τα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών (CAPM).
2.3 Εμπειρικά αποτελέσματα από προηγούμενες έρευνες
2.4 Χαρακτηριστικά των αναδυόμενων αγορών
2.5 Χαρακτηριστικά της ελληνικής αγοράς
2.6 Πρόσφατες εξελίξεις στο Χ.Α.Α
2.7 Αποτελεσματικότητα των αγορών
2.7.1 Αποτελεσματικότητα ασθενούς μορφής
2.7.2 Ημι-ισχυρή αποτελεσματικότητα
2.7.3 Ισχυρή αποτελεσματικότητα

2.8 Μελέτες σχετικά με την αποτελεσματικότητα διεθνών χρηματαγορών
2.9 Η συσχέτιση του χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με τα ξένα χρηματιστήρια
2.10 Μακρο-οικονομικοί παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις
2.11 Η επίδραση βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών πάνω στις χρηματιστηριακές αγορές.
2.11.1 Η επίδραση των επιτοκίων
2.11.2 Η επίδραση του δείκτη τιμών καταναλωτή
2.11.3 Η επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής
2.12 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 Δεδομένα και εξειδίκευση του υποδείγματος

3.1 Εισαγωγή
3.2 Το πλαίσιο της έρευνας
3.3 Μαθηματική εξειδίκευση
3.4 Μεθοδολογία
3.4.1 Έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας των μεταβλητών του υποδείγματος
3.4.2 Συνολοκλήρωση
3.4.3 Διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών
3.4.4 Η Μεθοδολογία του Johansen
3.4.5 Έλεγχος του βαθμού συνολοκλήρωσης
3.4.6 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger
3.4.7 Μεθοδολογία των σχέσεων αιτιότητας
3.5 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνα

4.1 Εισαγωγή
4.2 Παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στο υπόδειγμα
4.3 Παρουσίαση των ποσοστιαίων μεταβολών των μεταβλητών του υποδείγματος
4.4 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 Στασιμότητα των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών

5.1 Εισαγωγή
5.2 Έλεγχος της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου και επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων
5.3 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 Μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών.

6.1 Εισαγωγή
6.2 Υποδείγματα συνολοκλήρωσης με δύο μεταβλητές
6.2.1 Έλεγχος των Engel - Granger
6.3 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
6.4 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών.
6.5 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.
6.6 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη FTSE και των δεικτών της Νέας Υόρκης.
6.7 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη FTSE και του General Share – Greece.
6.8 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των χρηματιστηρίων και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών.
6.9 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 Βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών.

7.1 Εισαγωγή

7.2 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

7.3 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης Λονδίνου και Αθηνών

7.4 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

7.5 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

7.6 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών.

7.7 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8 Μακροχρόνιες σχέσεις πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης.

8.1 Εισαγωγή

8.2 Υποδείγματα συνολοκλήρωσης με περισσότερες από δύο μεταβλητές

8.3 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

8.4 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

8.5 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών.

8.6 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών.

8.7 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
8.8 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος
8.9 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9 Συνολοκλήρωση και υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR υποδείγματα)

9.1 Εισαγωγή
9.2 Εμπειρικά αποτελέσματα συνολοκλήρωσης
9.3 Εμπειρικά αποτελέσματα υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος
9.4 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών

10.1 Εισαγωγή
10.2 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Dow – Jones και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
10.3 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Nasdaq και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
10.4 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη S&P 500 και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
10.5 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
10.6 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των δεικτών των χρηματιστηρίων
10.7 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη General Share - Greece και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος
10.8 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος
10.9 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των μεταβλητών των υποδειγμάτων
10.10 Συμπεράσματα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 11 Συμπεράσματα

11.1 Εισαγωγή
11.2 Περιορισμοί στην έρευνά μας
11.3 Συμπεράσματα
11.4 Συμβολή της έρευνας και πρακτική εφαρμογή των πορισμάτων της
11.5 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Βιβλιογραφία

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Συσχέτιση του Χ.Α.Α με χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Μακρο-οικονομικοί παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις.
Η επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής στο χρηματιστήριο.
Η επίδραση του δείκτη τιμών του καταναλωτή στο χρηματιστήριο.
Η επίδραση των επιτοκίων στο χρηματιστήριο.

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Πίνακας 4.1: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share – Greece.

Πίνακας 4.2: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α και της Ελλάδος.

Πίνακας 4.3: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των αποδόσεων των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share – Greece.

Πίνακας 4.4: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία της ποσοστιαίας μεταβολής των μακρο-οικονομικών δεικτών.

Πίνακας 4.5: Συντελεστές συσχέτισης των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Πίνακας 4.6: Συντελεστές συσχέτισης των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών

Πίνακας 4.7: Συντελεστές συσχέτισης του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Πίνακας 4.8: Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των ποσοστιαίων μεταβολών των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Πίνακας 4.9: Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών

Πίνακας 4.10: Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των ποσοστιαίων μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Πίνακας 5.1: Κρίσιμες τιμές του MacKinnon για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας

Πίνακας 5.2:: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη Dow Jones.

Πίνακας 5.3: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη Nasdaq.

Πίνακας 5.4: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη S&P 500.
Πίνακας 5.5: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη FTSE 100.
Πίνακας 5.6: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη General Share – Greece.
Πίνακας 5.7: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.
Πίνακας 5.8: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α.
Πίνακας 5.9: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.
Πίνακας 5.10: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.
Πίνακας 5.11: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος.
Πίνακας 5.12: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.
Πίνακας 5.13: Έλεγχοι της τάξης ολοκλήρωσης, της αυτοσυσχέτισης, της κανονικότητας και της ετεροσκεδαστικότητας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

Πίνακας 6.1: Κρίσιμες τιμές τ για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engel – Granger
Πίνακας 6.2: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
Πίνακας 6.3: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Αθηνών.

Πίνακας 6.4: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών, και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.
Πίνακας 6.5: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, και του Λονδίνου.
Πίνακας 6.6: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών.
Πίνακας 6.7: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
Πίνακας 6.8: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη Nasdaq και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
Πίνακας 6.9: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
Πίνακας 6.10: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share – Greece και του δείκτη Dow Jones.
Πίνακας 6.11: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.
Πίνακας 6.12: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη FTSE 100, και των δεικτών Dow Jones Nasdaq,και S&P 500.
Πίνακας 6.13: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7

Πίνακας 7.1: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α
Πίνακας 7.2: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

Πίνακας 7.3: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α
Πίνακας 7.4: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α
Πίνακας 7.5: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α
Πίνακας 7.6: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α
Πίνακας 7.7: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α
Πίνακας 7.8: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α
Πίνακας 7.9: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α
Πίνακας 7.10: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.
Πίνακας 7.11: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.
Πίνακας 7.12: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.
Πίνακας 7.13: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.
Πίνακας 7.14: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος
Πίνακας 7.15: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος
Πίνακας 7.16: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.
Πίνακας 7.17: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Dow – Jones.
Πίνακας 7.18: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Nasdaq.
Πίνακας 7.19: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη S&P 500.

Πίνακας 7.20: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8

Πίνακας 8.1: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
Πίνακας 8.2: Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.
Πίνακας 8.3: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.
Πίνακας 8.4: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share - Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.
Πίνακας 8.5: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow - Jones και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
Πίνακας 8.6: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
Πίνακας 8.7: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α
Πίνακας 8.8: Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9

Πίνακας 9.1: Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 3.1
Πίνακας 9.2: Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 3.2
Πίνακας 9.3: Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 3.3
Πίνακας 9.4: Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 3.4

Πίνακας 9.5: Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 3.5

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10

Πίνακας 10.1: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LRRFRUSA
Πίνακας 10.2: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LRRFRUSA
Πίνακας 10.3: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LINFUSA
Πίνακας 10.4: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LINFUSA
Πίνακας 10.5: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LIPIUSA
Πίνακας 10.6: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LIPIUSA
Πίνακας 10.7: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LRRFRUSA
Πίνακας 10.8: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LRRFRUSA
Πίνακας 10.9: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LINFUSA
Πίνακας 10.10: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LINFUSA
Πίνακας 10.11: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LIPIUSA
Πίνακας 10.12: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LIPIUSA
Πίνακας 10.13: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LRRFRUSA
Πίνακας 10.14: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LRRFRUSA
Πίνακας 10.15: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LINFUSA
Πίνακας 10.16: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LINFUSA
Πίνακας 10.17: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LIPIUSA
Πίνακας 10.18: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LIPIUSA
Πίνακας 10.19: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRUSA και LIPIUSA
Πίνακας 10.20: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRUSA και LIPIUSA
Πίνακας 10.21: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LINFUSA και LIPIUSA
Πίνακας 10.22: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LINUSA και LIPIUSA
Πίνακας 10.23: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRUSA και LINFUSA
Πίνακας 10.24: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRUSA και LINFUSA
Πίνακας 10.25: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LNAS
Πίνακας 10.26: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LNAS
Πίνακας 10.27: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LSP
Πίνακας 10.28: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LSP
Πίνακας 10.29: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LSP

Πίνακας 10.30: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LSP
Πίνακας 10.31: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LFTSE
Πίνακας 10.32: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LFTSE
Πίνακας 10.33: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LGSG
Πίνακας 10.34: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LGSG
Πίνακας 10.35: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LFTSE
Πίνακας 10.36: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LFTSE
Πίνακας 10.37: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LGSG
Πίνακας 10.38: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LGSG
Πίνακας 10.39: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LFTSE
Πίνακας 10.40: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LFTSE
Πίνακας 10.41: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LGSG
Πίνακας 10.42: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LGSG
Πίνακας 10.43: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LFTSE και LGSG
Πίνακας 10.44: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LFTSE και LGSG
Πίνακας 10.45: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LRFRGR
Πίνακας 10.46: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LRFRGR
Πίνακας 10.47: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LINFGR
Πίνακας 10.48: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LINFGR
Πίνακας 10.49: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LIPIGR
Πίνακας 10.50: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LIPIGR
Πίνακας 10.51: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRGR και LIPIGR
Πίνακας 10.52: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRGR και LIPIGR
Πίνακας 10.53: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LINFGR και LIPIGR
Πίνακας 10.54: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LINFGR και LIPIGR
Πίνακας 10.55: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRGR και LINFGR
Πίνακας 10.56: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRGR και LINFGR
Πίνακας 10.57: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA
Πίνακας 10.58: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA (k=1)
Πίνακας 10.59: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA (k=2)
Πίνακας 10.60: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

Πίνακας 10.61: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA
Πίνακας 10.62: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA
Πίνακας 10.63: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA
Πίνακας 10.64: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG
Πίνακας 10.65: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG
Πίνακας 10.66: Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR
Πίνακας 10.67: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR (k=1)
Πίνακας 10.68: Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR (k=2)

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 11

Πίνακας 11.1: Συνοπτική επισκόπηση της διατριβής

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Πίνακας Α1: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Συσχέτιση του Χ.Α.Α με το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Πίνακας Β1: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Μακροχρόνιοι παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις
Πίνακας Β2: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Η επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής
Πίνακας Β3: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Η επίδραση του δείκτη τιμών του καταναλωτή.
Πίνακας Β4: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Η επίδραση των επιτοκίων.

ΚΑΤΑΓΟΛΟΣ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Διάγραμμα 3.1: Το πλαίσιο της έρευνας

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Διάγραμμα 4.1: Δείκτης τιμών μετοχών Dow Jones
Διάγραμμα 4.2: Δείκτης τιμών μετοχών Nasdaq
Διάγραμμα 4.3: Δείκτης τιμών μετοχών S&P 500
Διάγραμμα 4.4: Δείκτης τιμών μετοχών FTSE 100
Διάγραμμα 4.5: Δείκτης τιμών μετοχών General Share - Greece
Διάγραμμα 4.6: Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.7: Δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.8: Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.9: Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.
Διάγραμμα 4.10: Δείκτης τιμών καταναλωτή της Ελλάδος
Διάγραμμα 4.11: Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.
Διάγραμμα 4.12: Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών Dow Jones
Διάγραμμα 4.13: Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών Nasdaq
Διάγραμμα 4.14: Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών S&P 500
Διάγραμμα 4.15: Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών FTSE 100
Διάγραμμα 4.16: Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών General Share - Greece
Διάγραμμα 4.17: Ποσοστιαία μεταβολή των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.18: Ποσοστιαία μεταβολή των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος
Διάγραμμα 4.19: Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.20: Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος
Διάγραμμα 4.21:Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α
Διάγραμμα 4.22:Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9

Διάγραμμα 9.1: Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.1
Διάγραμμα 9.2: Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.2
Διάγραμμα 9.3: Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.3
Διάγραμμα 9.5: Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.5

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10

Διάγραμμα 10.1: Αιτιακές σχέσεις όλων των μεταβλητών των υποδειγμάτων

Πρόλογος

Το θέμα της διεθνούς συσχέτισης χρηματοοικονομικών αγορών έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον πολλών ακαδημαϊκών ερευνητών. Οι αναπτυσσόμενες αγορές, όπως η ελληνική, είναι συνήθως πιο μικρές, περισσότερο ασταθείς και έχουν μικρότερη ρευστότητα σε σχέση με τις παγκοσμίως γνωστές χρηματοοικονομικές αγορές. Υπάρχουν επίσης μαρτυρίες Niarchos, *et. al*. (1999) ότι οι αναπτυσσόμενες αγορές είναι λιγότερο αποδοτικές στις πληροφορίες. Αυτό θα μπορούσε να αποδοθεί σε ποικίλους παράγοντες, όπως η χαμηλή ποιότητα πληροφοριών, το υψηλό κόστος εμπορίου και ο μικρός ανταγωνισμός λόγω των συνόρων διεθνών επενδύσεων. Ακόμη, η βιομηχανική ανάπτυξη που συναντούμε στις εκκολαπτόμενες οικονομίες είναι συχνά μικρότερη απ' αυτή των αναπτυγμένων οικονομιών.

Οι πρόσφατες παγκόσμιες εξελίξεις έχουν εντείνει την προσοχή στην περιοχή των Βαλκανίων και έχουν αυξήσει το ενδιαφέρον για μια ασφαλιστική αγορά στην περιοχή που να δρα αποτελεσματικά σε περίοδο οικονομικών και πολιτικών κρίσεων και αλλαγών.

Από εμπειρική άποψη η ελληνική αγορά έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Είναι ένα πρότυπο εκκολαπτόμενης αγοράς με αξιόλογη αστάθεια. Επίσης, το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α) έχει πρόσφατα υποστεί μεγάλες αλλαγές στη θεσμική δομή και στη νομική πολιτική του.

Έτσι, εξαιτίας όλων των παραπάνω, σκοπός της διατριβής αυτής είναι η διερεύνηση της διεθνούς μεταβίβασης πληροφοριών ανάμεσα στο χρηματιστήριο των ΗΠΑ και στο ελληνικό χρηματιστήριο. Γι' αυτό το λόγο θα δούμε σε ποιο βαθμό η έκδοση μακρο-οικονομικών ειδήσεων, όπως, ο δείκτης τιμών καταναλωτή (INF), το επιτόκιο (RFR) και η συνολική βιομηχανική παραγωγή (IPI) των Η.Π.Α επηρεάζουν τους χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης και εν συνεχεία, μέσω των χρηματιστηρίων του Λονδίνου και Αθηνών, τα μακρο-οικονομικά μεγέθη της Ελλάδος Ένα ενδιαφέρον θέμα λοιπόν είναι αν η ελληνική αγορά σχετίζεται με τα μεγάλα διεθνή χρηματοοικονομικά κέντρα, όπως αυτό της Νέας Υόρκης, και κατά πόσο τα βασικά μακρο-οικονομικά μεγέθη των Η.Π.Α μπορούν να επηρεάσουν αυτά της Ελλάδος μέσω των χρηματιστηρίων.

Ευχαριστίες

Πρώτα από όλα θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή του Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας κ. Αναστάσιο Κάτο για την επιστημονική, πνευματική και ηθική υποστήριξη που μου παρείχε καθ'όλη τη διάρκεια της εκπόνησης της διδακτορικής διατριβής.

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω τους συνεπιβλέποντες καθηγητές του Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας κ. Σταύρο Τσόπογλου Αν. Καθηγητή, και κ Γεώργιο Στεφανίδη Επ. Καθηγητή για τις πολύτιμες παρατηρήσεις τους και τις ενδιαφέρουσες υποδείξεις τους προς βελτίωση της διατριβής αυτής.

Θα ήταν παράλειψη να μην εκφράσω την βαθειά μου ευγνωμοσύνη προς το σύζυγό μου Θεόδωρο Μπαργιώτα, που σε όλα αυτά τα χρόνια μου συμπαραστάθηκε.

Σε μια πρόταση ευγνωμοσύνης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου Νικόλαο Δριτσάκη, και την Ευανθία Αναστασιάδου - Δριτσάκη για την οικονομική, ηθική και επιστημονική στήριξη που μου παρείχαν στη ζωή μου.

Ως πράξη φιλίας, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους Αναστάσιο Κάπαρη και Λάμπρο Καλύβα για τις πολύτιμες συμβουλές και τη συνεργασία που είχαμε.

Επιπλέον, θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες στην καθηγήτρια του πανεπιστημίου της Βαρκελώνης, Ansotegui Carmen και στον καθηγητή του πανεπιστημίου του Southampton, UK, Ian McManus για την πολύτιμη επιστημονική τους βοήθεια.

Τέλος, πρέπει να σημειώσω ότι ανεξάρτητα από τις υποδείξεις της επιβλέπουσας συμβουλευτικής επιτροπής, όλα τα πιθανά λάθη της διατριβής αυτής βαρύνουν εμένα.

Περίληψη

Η παρούσα διδακτορική διατριβή προσπαθεί να προσδιορίσει τη σχέση ανάμεσα στους δείκτες των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών, αλλά και να εντοπίσει τους βασικούς μακρο-οικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις χρηματαγορές των ΗΠΑ και της Ελλάδας. Ερμηνεύουμε τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και της Ελλάδος, μέσω του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και προσπαθούμε να διαπιστώσουμε με την εφαρμογή διαφόρων μεθόδων την ύπαρξη ή μη σχέσης μεταξύ αυτών.

Η αξιολόγηση των σχέσεων που προαναφέραμε θα μπορούσε να χαρακτηρισθεί ως μια περίπλοκη διαδικασία στον τομέα της εφαρμοσμένης οικονομικής επιστήμης που προσπαθεί χρησιμοποιώντας διάφορες έννοιες της χρηματοοικονομικής θεωρίας να θεμελιώσει τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων. Παράλληλα, διερευνά τη σχέση μεταξύ των δεικτών αυτών και των βασικών μακρο-οικονομικών μεγεθών, καθώς και τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των μεταβλητών που συμμετέχουν στη διατριβή αυτή.

Στα πλαίσια του εμπειρικού σκέλους της διατριβής χρησιμοποιήθηκε το χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης με τους βασικούς δείκτες Dow – Jones, Nasdaq, και S&P 500, του Λονδίνου με το γενικό δείκτη FTSE 100, καθώς και ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου των Αθηνών General, Share – Greece. Επίσης, χρησιμοποιούνται βασικά μακρο-οικονομικά μεγέθη από την οικονομία της Ελλάδος και των Η.Π.Α όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, ο δείκτης τιμών του καταναλωτή και ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση της έρευνας αυτής είναι μηνιαία και καλύπτουν την περίοδο από το 1984:4 μέχρι και 2004:11 για όλους τους χρηματιστηριακούς και μακρο-οικονομικούς δείκτες. Τα παραπάνω στοιχεία προέρχονται από τις βάσεις δεδομένων της Econstats, καθώς και από τα μηνιαία δελτία της στατιστικής επετηρίδας της Ελλάδος.

Για την επίτευξη των στόχων της διατριβής οι βασικότεροι έλεγχοι που χρησιμοποιούνται είναι οι έλεγχοι της μοναδιαίας ρίζας με τη βοήθεια του ελέγχου των Dickey – Fuller, οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης, τα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος, καθώς και οι έλεγχοι της αιτιότητας.

Στα σημαντικότερα συμπεράσματα συγκαταλέγονται ότι οι αποδόσεις μετοχών τόσο στην Ελλάδα όσο και στις ΗΠΑ εξαρτώνται από μια σειρά μακρο-οικονομκών

παραγόντων. Έτσι, οι αποδόσεις μετοχών εξαρτώνται από τις αλλαγές στον πληθωρισμό, αλλαγές στη βιομηχανική παραγωγή αλλά και στα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων. Συγκεκριμένα υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις τόσο μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε, όσο και μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων και των βασικών μακρο-οικονομικών μεγεθών. Επίσης, εντοπίσαμε αιτιακές σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου και της μακροοικονομίας. Τέλος, αποδείξαμε πως τα μακρο-οικονομικά μεγέθη των Η.Π.Α επηρεάζουν τα αντίστοιχα της Ελλάδος μέσω των χρηματιστηρίων τους.

Η συνεισφορά της διατριβής αυτής σε σχέση με προηγούμενες εμπειρικές μελέτες είναι πως με τη βοήθεια της μεθόδου της συνολοκλήρωσης καταφέραμε:

- Να ανακαλύψουμε την ταυτόχρονη ύπαρξη υψηλής μεταβλητότητας στους γενικούς χρηματιστηριακούς δείκτες Η.Π.Α και Ελλάδος βραχυχρόνια, και την ερμηνευτική δύναμη της βιομηχανικής παραγωγής μακροχρόνια.
- Να διαπιστώσουμε μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και των μακρο-οικονομικών μεταβλητών.

Επιπλέον, η εφαρμογή της μεθόδου αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (VAR), συνέβαλε στη διαπίστωση

- Μίας αμφίδρομης αλληλεπίδραση μεταξύ των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών και των επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων.
- Την επίδραση των επιτοκίων των Η.Π.Α στα αντίστοιχα της Ελλάδος, αλλά και τη βιομηχανική παραγωγή, μέσω των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών.

Abstract

This doctoral dissertation aims at defining the relationship which exists between the stock market indexes between the New York, London and the Athens Stock Exchanges. Furthermore, it tries to detect the basic macroeconomic variables that effect the New York and Athens stock exchanges. For the purpose of this studies the US and the Greek markets are taken as examples and we try to investigate their interrelations through the influence of the LSE by applying various methods.

The evaluation of the above relationships could be characterized as a complicated process on the field of the Applied Economics school of thought, and tries, using various concepts and instruments of Economic Theory, to establish not only the long and short-run relations among the stock market indices, but also the relations between these indices and the fundamentals and the causality relations among the major variables of the thesis.

The empirical part within the research is carried out, is the NYSE with its major indices, Dow-Jones, Nasdaq and S&P 500, the LSE with FTSE and the General Price Index of ASE. The fundamentals considered are those generally accepted in the stock market literature, namely: industrial production, interest rates and inflation. The dissertation utilizes monthly data covering the period 1984: 4 to 2004:11 for the stock exchange and macroeconomic indices. The above data is taken from the monthly issues of the National Statistics Services and the Econstats database.

The major tests and methods employed on this thesis, for the completion of its aims an objectives, were the Dickey-Fuller's unit root tests, tests for cointegration, Error Correction Mechanism and the Granger causality tests.

The most important conclusions of the thesis refer that share returns both in Greece and in the USA are effected by a series of macroeconomic variables. Thus, stock returns are reflected by changes in the inflation rate together with changes in industrial production and interest rates. More specifically, there are long-run relations between the stock market indices and also between these indices and the fundamentals. Moreover, the application of Granger causality tests shows the existence of causality between stock market indices and between these indices and fundamentals as well. Finally, the US macroeconomic variables determine the Greek macroeconomic variables through their stock markets' effect.

The contribution of this dissertation thesis in comparison with previous empirical researches is that by applying cointegration analysis we managed to :

- detect the concurrent existence of high volatility within the stock-market indices of U.S.A and Greece in the short – run and the explanatory power of industrial production in the long – run and
- discover the existence of a long – run equilibrium relationship between the stock market indices and the macroeconomic determinants.

Furthermore, the application of Vector Autoregression methodology (VAR model) helped us to:

- prove the existence of a bilateral interdependence between the stock market indices and the interest rates and
- find an impact of the U.S.A interest rates into the Greek interest rates, but also into the industrial production, through the general stock market indices.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ ΤΗΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

1.1 Εισαγωγή

Το πρώτο κεφάλαιο ξεκινά με την έννοια της ολοκλήρωσης των χρηματαγορών, το οποίο είναι ένα θέμα που παρουσιάζει ένα συνεχές και ολοένα αυξανόμενο ενδιαφέρον απο τη διεθνή επιστημονική κοινότητα. Με έναυσμα αυτές τις απόψεις παραθέτουμε τους λόγους ανάληψης του παρόντος ερευνητικού θέματος και τα αίτια επιλογής των συγκεκριμένων χρηματιστηριακών κέντρων και συγκεκριμένων μακροοικονομικών μεταβλητών. Μέσα από μια διαδικασία σύντομων βιβλιογραφικών αναφορών για το παρόν θέμα, προσδιορίζεται ο σκοπός της μελέτης μας καθώς και οι επιμέρους στόχοι για την επίτευξή του. Το κεφάλαιο ολοκληρώνεται με την περιγραφή της δομής και του τρόπου σύνδεσης των επιμέρους κεφαλαίων της.

1.2 Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος

Τα τελευταία χρόνια, η παγκόσμια οικονομική ολοκλήρωση επιταχύνθηκε σε πολλά επίπεδα. Αν και σημειώθηκαν σημαντικά βήματα στην απελευθέρωση των όρων του διεθνούς εμπορίου, στην απελευθέρωση της κίνησης των κεφαλαίων και στην τεχνολογία, οι φαινομενικές μεταβολές παρατηρήθηκαν στο χρηματοοικονομικό χώρο. Η ανάπτυξη των αγορών τα τελευταία χρόνια είναι ιδιαίτερα εντυπωσιακή. Το θέμα της διεθνούς ολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών είναι πολύ σημαντικό στις διεθνείς οικονομίες και έχει προσελκύσει μεγάλο μέρος της σύγχρονης εμπειρικής βιβλιογραφίας.

Η πιο άμεση μέθοδος για τη μέτρηση διεθνούς χρηματοοικονομικής ολοκλήρωσης είναι η εφαρμογή της «αρχής της μιας τιμής» (law of one price) στα χρηματοοικονομικά αξιόγραφα, η οποία δηλώνει πως ένα προϊόν που προσφέρεται σε πολλές αγορές θα πρέπει να έχει το ίδιο κόστος. Όταν ο νόμος αυτός παραβιάζεται είναι δυνατόν να παρατηρήσουμε ευκαιρία κέρδους από την ανωμαλία των τιμών (arbitrage). Για παράδειγμα, ο Mishkin (1984) χρησιμοποιεί μια σχέση ισοτιμίας των επιτοκίων και οι Kleidon and Warner (1993) ψάχνουν για ευκαιρίες κερδοσκοπίας που σχετίζονται με τη διατμηματική κατάτμηση μετοχών. Εντούτοις, αυτές οι στρατηγικές είναι περιορισμένες λόγω της εξάρτησή τους από την παρουσία αξιογράφων σε διαφορετικές χώρες με τον ίδιο βαθμό κινδύνου. Άλλες μελέτες επικεντρώνονται στη έρευνα που εισήγαγε ο Kasa (1992), ο οποίος χρησιμοποιεί

τεχνικές πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης για να εξετάσει τον αριθμό των κοινών στοχαστικών τάσεων σε ένα σύστημα εθνικών μετοχικών τιμών. Αυτή η μέθοδος παρέχει πληροφορίες για το πόσο ολοκληρωμένες έχουν γίνει οι αγορές και για τη δημοφιλή ιδέα για το αν τα χρηματιστήρια μοιράζονται μακροχρόνιες σχέσεις ή όχι. Σχετικές μελέτες είναι και αυτές των Chung and Liu (1994) και Corhay et al.(1995) για τα χρηματιστήρια των χωρών του Ειρηνικού, του Blackman *et al.* (1994) για 17OECD χώρες, των Von Furstenberg and Jeon (1989) και Kwan *et al.* (1995) πάνω στις μεγαλύτερες διεθνείς αγορές χρεογράφων.

Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1960 η έρευνα κατευθύνθηκε προς τη θεωρητική θεμελίωση των κεφαλαιαγορών, η οποία οδήγησε στην υπόθεση των από-τελεσματικών αγορών (Cootner, 1964), σύμφωνα με την οποία οι αγορές είναι αποτε-λεσματικές όταν ενσωματώνουν όλη τη διαθέσιμη δημόσια πληροφορία. Κάτω από την υπόθεση αυτή, της αποτελεσματικής αγοράς, οι τιμές των μετοχών προσαρμόζο-νται αυτόματα και με αμερόληπτο τρόπο σε οποιεσδήποτε νέες πληροφορίες γνωστο-ποιηθούν στην αγορά (Fama,1970). Σύμφωνα δε με την ασθενή μορφή αυτής της υπόθεσης, αποτελεσματική αγορά είναι εκείνη στην οποία οι μεταβολές των τιμών είναι ανεξάρτητες και μπορεί να ακολουθούν ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου και επομένως είναι αδύνατο οι τιμές των μετοχών να χρησιμοποιηθούν για μελλοντικές προβλέψεις.

Η ανάλυση των χρονολογικών σειρών αποτελεί πολλά χρόνια τώρα ένα σημαντικό μέρος της ανάλυσης των κεφαλαιαγορών, με το ισχυρότερο θέμα αυτό της πρόβλεψης των μεταβολών των τιμών των χρηματοοικονομικών προϊόντων. Ο Kendall (1953) έδειξε ότι δεν είναι δυνατή η πρόβλεψη των μελλοντικών επιπέδων των τιμών από τις παρελθούσες τιμές, ενώ ο Osborne (1959) απέδειξε ότι οι μεταβολές των επιπέδων των τιμών είναι ανεξάρτητες και ο Roberts (1959) ότι οι λογάριθμοι των μεταβολών αυτών είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους και όχι οι απόλυτες μεταβολές. Στη συνέχεια πολλές μελέτες προσέφεραν την απόδειξη ότι οι μεταβολές των τιμών είναι ανεξάρτητες, δηλαδή ακολουθούν το υπόδειγμα του τυχαίου περι-πάτου (Granger and Morgenstern ,1963 και Fama 1965b). Επομένως, οι τιμές των μετοχών δεν είναι δυνατόν να προβλεφθούν εκ των προτέρων. Δηλαδή, εάν οι τιμές των μετοχών αντιπροσωπεύουν εκείνη την πληροφόρηση που είναι δυνατόν να προβλεφθεί από τη στιγμή που η αγορά είναι αποτελεσματική, τότε οι αλλαγές στις τιμές αυτές θα πρέπει να είναι τυχαίες (Brealey and Myers ,1984).

Με την ανάπτυξη νέων οικονομετρικών μεθόδων και τη ραγδαία ανάπτυξη της πληροφορικής η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς άρχισε να αμφισβητείται (Goodwin 1990 και Συριόπουλος,1997α). Ειδικότερα η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αναφέρεται και ως υπόθεση της «βραχυχρόνιας μνήμης» από τη στιγμή που οι μελλοντικές προβλέψεις των τιμών των μετοχών δεν μπορούν να γίνουν με βάση τις ιστορικές τιμές των μετοχών. Έτσι άρχισαν να κάνουν την εμφάνιση τους υποδείγματα προσδιορισμού των τιμών των μετοχών με άλλες σύγχρονες μεθόδους (Αλεξάκης και Απέργης 1997, Γκλεζάκος 1997, Συριόπουλος 1997β και Dritsaki and Dritsaki 2004).

Μία άλλη άποψη που κατά καιρούς έχει υποστηριχθεί είναι ότι μερικές μακρο-οικονομικές μεταβλητές παίζουν έναν ουσιαστικό ρόλο στη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών και ότι υπάρχει μία ισχυρή σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, όπως η προσφορά χρήματος, ο πληθωρισμός και η βιομηχανική παραγωγή με τις τιμές των μετοχών (Keran, 1971). Άλλοι όμως ερευνητές αμφισβητούν την άμεση αυτή εξάρτη-ση των βασικών αυτών μακρο-οικονομικών μεταβλητών (Rozeff, 1974).

Ξεκινώντας από τις παραπάνω απόψεις ως ερέθισμα, η επίδραση των μεγεθών αυτών τόσο στους χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης, όσο και σ' αυτόν της Ελλάδος μας έκανε να ασχοληθούμε με το θέμα αυτό της διατριβής, αλλά συγχρόνως να εξετάσουμε και κάποια πιθανή επίδραση του χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης σε αυτό των Αθηνών εφαρμόζοντας μια σειρά μεθόδων που έχουν κατά καιρούς χρησιμοποιηθεί, όπως είναι της συνολοκλήρωσης και της αιτιότητας για την εύρεση μιας πιθανής σχέσης μεταξύ διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Επιλέξαμε το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, το οποίο σε όρους αξίας κεφαλαιοποίησης είναι το μεγαλύτερο στον κόσμο (στα τέλη της δεκαετίας του '80 και μέχρι το 1990, η αγορά του Τόκυο είχε το προβάδισμα), και την αγορά του Λονδίνου, η οποία είναι η μεγαλύτερη αγορά της Ευρωπαϊκής ηπείρου και η τρίτη παγκοσμίως μετά την Νέα Υόρκη και το Τόκυο**.** Οι παράγοντες που καθιστούν το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης πρώτο μεταξύ των διεθνών χρηματιστηρίων είναι οι ακόλουθοι:

- Ιστορία ανοίγματος, σε συνδυασμό με τη σχετικά εύκολη πρόσβαση στις αγορές και την υποδοχή νέων επιχειρήσεων
- Η κουλτούρα εμπορίου, εφ'όσον οι ΗΠΑ ήταν η κυρίαρχη αγορά εμπορίου τον περασμένο αιώνα
- Υψηλή ποιότητα επαγγελματικών υπηρεσιών και υπηρεσιών στήριξης, όπως λογιστική και νομική.

- Πλήρη και ουσιαστικά φυσικά πάγια, ιδιαίτερα στέγαση γραφείων και αποτελεσματική δομή τηλεπικοινωνιών
- Οι καινοτομίες είναι η επιτυχία των νέων ιδεών από την εμπορική κουλτούρα και τον πλούτο της γνώμης των ειδικών
- Το κλίμα κανονισμών είναι επίσης σημαντικό, με τη Νέα Υόρκη να έχει μια εύκαμπτη προσέγγιση στις υλοποιήσεις της, η οποία διευκολύνει τις καινοτομίες
- Η χρήση της αγγλικής γλώσσας, παρ'όλο που η παρουσία ενός μεγάλου αριθμού ξένων επιχειρήσεων και εργαζομένων μπορεί να διεξαχθεί σε άλλες γλώσσες.

Το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών ανοίγει στις 9:00 UTC (Universal Time Conversion είναι επίσης γνωστό και ως GMT, Greenwich Mean Time) και κλείνει στις 11:00 UTC. Το χρηματιστήριο του Λονδίνου λειτουργεί από τις 9:00 UTC έως τις 17:00 UTC και το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από τις 14:30 UTC μέχρι και τις 22:00 UTC. Έτσι, δεν υπάρχει επικάλυψη ανάμεσα στο χρηματιστήριο αξιών Αθηνών και το χρηματιστήριο των ΗΠΑ ,αλλά υπάρχει μια επικάλυψη δυόμιση ωρών μεταξύ του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των ΗΠΑ καθώς και μια χρονική επικάλυψη μεταξύ χρηματιστήριο αξιών Αθηνών και Λονδίνου για όλη την περίοδο που είναι ανοιχτό το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών.

1.3 Σκοπός της διατριβής

Σ'αυτή την έρευνα εξετάζουμε εμπειρικά την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών του χρηματιστηρίου και των μακροοικονομικών παραγόντων. Ερμηνεύουμε τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, της Ελλάδος και του Λονδίνου και προσπαθούμε να διαπιστώσουμε με την εφαρμογή διαφόρων μεθόδων την ύπαρξη ή μη σχέσης μεταξύ αυτών.

Ενδιαφερόμαστε κυρίως για τη συμπεριφορά του συνολικού χρηματιστηρίου σ'ένα μακρο-οικονομικό πλαίσιο, και όχι στη συμπεριφορά μεμονωμένων μετοχών. Συνεπώς, η σχετική μεταβλητή στη μελέτη μας είναι οι δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης και συγκεκριμένα οι δείκτες Dow Jones, Nasdaq και S&P 500, του Λονδίνου FTSE 100 και του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Η αναγνώριση των μακρο-οικονομικών παραγόντων του χρηματιστηρίου βασίζεται στην εμπειρική βιβλιογραφία για τον προσδιορισμό των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Σ'αυτό το σημείο θα ήταν χρήσιμο να αναφέρουμε πως υπάρχουν τρεις βασικές κατηγορίες μεταβλητών που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε μελέτες που

ερευνούν τη σχέση χρηματιστηρίου με μακρο-οικονομικές μεταβλητές. Έτσι, διακρίνουμε τις ακόλουθες ομάδες:

- Οικονομικές μεταβλητές της εσωτερικής οικονομίας, όπως οι αποδόσεις μετοχών, τα τραπεζικά επιτόκια και ο πληθωρισμός.
- Μεταβλητές του πραγματικού τομέα της οικονομίας, όπως εγχώρια βιομηχανική παραγωγή και κατανάλωση, και
- Μεταβλητές από διεθνείς παράγοντες που επηρεάζουν τη διεθνή οικονομία και συνεπώς την ελληνική, αφού διαμορφώνουν σε σημαντικό βαθμό το παγκόσμιο επενδυτικό κλίμα. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται σ'αυτή την περίπτωση είναι οι τιμές πετρελαίου , η παγκόσμια βιομηχανική παραγωγή και οι τιμές συναλλάγματος.

Σ'αυτή τη βιβλιογραφία γίνεται αποδεκτό ότι η παραγωγή προσδιορίζει την απόδοση των συναθροιστικών μετοχικών αποδόσεων. Παίρνουμε την βιομηχανική παραγωγή ως πληρεξούσιο για την πραγματική δραστηριότητα. Αυτή η επιλογή μας επιτρέπει να απομονώσουμε τις μερισματικές πολιτικές. Η απομόνωση της μερισματικής πολιτικής συστήνεται ιδιαίτερα στις περιπτώσεις όπου η δομή του χρηματιστηρίου οδηγεί σε μερισματική πολιτική η οποία είναι ασυσχέτιστη με την αποτίμηση των τιμών. Αυτό γίνεται γιατί η θεσμική κτίση των περισσοτέρων μετοχών που εκδίδονται στην αγορά ανταποκρίνεται περισσότερο σε μια πολιτική κυβερνητικού ελέγχου περισσότερο από κάθε άλλο. Επίσης, η βιομηχανική παραγωγή είναι ένας μεγάλος δείκτης της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας και χαρακτηρίζει γενικές επιχειρηματικές καταστάσεις. Ο Chen (1991) και ο Fama (1981, 1990) παρατηρούν πως ο ρυθμός ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής είναι ένας βασικός προσδιοριστικός παράγοντας μακροπρόθεσμων μετοχικών αποδόσεων, ερμηνεύοντας περισσότερες μεταβολές απόδοσης από τα άλλα μέτρα της πραγματικής δραστηριότητας, όπως το πραγματικό ΑΕΠ και την ιδιωτική επένδυση. Επιπροσθέτως, με τη βιομηχανική παραγωγή, περιλαμβάνουμε ως μακρο-οικονομικές μεταβλητές το δείκτη τιμών του καταναλωτή, και τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων. Στις ΗΠΑ επιτρέπουν τις επενδύσεις υψηλού ρίσκου με τη συμπερίληψη ομολόγων με διαφορετικό βαθμό κινδύνου, εταιρικές ομολογίες και κρατικά ομόλογα.

Για την εξέταση της ύπαρξης μακροπρόθεσμων σχέσεων μεταξύ των τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων και των μακροοικονομικών μεταβλητών, προτείνουμε μια διαδικασία αυτοσυσχέτισης (VAR) η οποία περιλαμβάνει τις

μεταβλητές που αναφέραμε παραπάνω. Η συνεισφορά αυτής της έρευνας σε σχέση με τις προηγούμενες εμπειρικές μελέτες είναι ότι εκτός του ότι ερευνά τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζει με την θεωρία της συνολοκλήρωσης και των υποδειγμάτων VAR, ερευνά με τη βοήθεια της αιτιότητας κατα Granger τις σχέσεις αιτιότητας και τις κατευθύνσεις των σχέσεων αυτών ανάμεσα στις μεταβλητές που εξετάζουμε.

Το πλαίσιο VAR είναι κατάλληλο για την ανάλυση της δυναμικής αλληλεπίδρασης μεταξύ των μεταβλητών στο χρόνο. Θεωρητικά αυτή η επίδραση μπορεί να είναι θετική ή αρνητική. Σ'ένα ολοκληρωμένο σύστημα σαν αυτό που προτείνουμε εδώ, η τελική επίδραση θα εξαρτηθεί από την επίδραση των επιτοκίων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη βιομηχανική παραγωγή.

Σύμφωνα με αυτά που αναφέραμε παραπάνω, θα μπορούσαμε να πούμε ότι ο σκοπός της παρούσας διατριβής θεωρείται:

Ο προσδιορισμός της σχέσης (αν υπάρχει) μεταξύ του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, διαμέσου όμως της έμμεσης επίδρασης του χρηματιστηρίου του Λονδίνου. Σε ένα δεύτερο επίπεδο, σκοπός αυτής της μελέτης είναι να ερευνήσει κατά πόσο η έκδοση μακρο-οικονομικών ειδήσεων από τις κυβερνήσεις των ΗΠΑ επιδρά στο χρηματιστήριό της και αν κατά πόσο οι ειδήσεις αυτές φθάνουν στο χρηματιστήριο της Ελλάδας και κατά συνέπεια επηρεάζουν τα μακρο-οικονομικά μεγέθη της.

Για την επίτευξη αυτού του σκοπού, πρέπει να επιτευχθούν οι παρακάτω στόχοι:

- να ελεγχθεί εμπειρικά αν οι τιμές των μετοχών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου.
- να διερευνηθεί αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις (σχέσεις συνολοκλήρωσης) μεταξύ των τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών.
- να προσδιοριστεί η ύπαρξη μακροχρόνιων σχέσεων (σχέσεις συνολοκλήρωσης) μεταξύ των μακρο-οικονομικών μεταβλητών που εξετάζουμε και των τιμών των μετοχών για τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και των Αθηνών.

- ❖ να προσδιοριστεί αν υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών.
- ❖ να διερευνηθεί αν υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μακρο-οικονομικών μεταβλητών που εξετάζουμε και των τιμών των μετοχών για τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και των Αθηνών.
- ❖ να ελεγχθεί αν υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε, καθώς και των βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών με τις τιμές των μετοχών των αντίστοιχων χρηματιστηρίων.

1.4 Διάρθρωση της διατριβής

Οι στόχοι που τέθηκαν στο προηγούμενο τμήμα αυτού του κεφαλαίου, για να επιτύχουν το σκοπό της διατριβής αυτής προσδιορίζουν και τη διάρθρωση της διατριβής αυτής. Συγκεκριμένα η διατριβή αυτή αποτελείται από 11 κεφάλαια. Τα περισσότερα από τα κεφάλαια έχουν την ίδια σχεδόν διάρθρωση.

Σε κάθε κεφάλαιο υπάρχει η παρακάτω διάρθρωση

- Η εισαγωγή όπου παρουσιάζονται οι βασικές έννοιες του θέματος
- Η μεθοδολογία για την επίτευξη των στόχων και τον έλεγχο των υποθέσεων.
- Οι εκτιμήσεις που έχουν και αυτές σχέση με τους στόχους
- Τα συμπεράσματα για κάθε κεφάλαιο ώστε να δούμε κατά πόσο επιτεύχθηκαν οι στόχοι

Ειδικότερα το κάθε κεφάλαιο χωριστά ασχολείται με τα εξής:

- **Κεφάλαιο 1: (Εισαγωγή στο θέμα της διατριβής)** : Περιλαμβάνει μια σύντομη αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος της παρούσας διατριβής και προσπαθεί με σαφή τρόπο να προσδιορίσει το σκοπό αλλά και τους επιμέρους στόχους που θα βοηθήσουν στην υλοποίηση του βασικού της αντικειμένου.
- **Κεφάλαιο 2: (Βιβλιογραφική ανασκόπηση):** Αναφέρεται αρχικά στις θεωρίες που αναπτύχθηκαν για τη σχέση μακροοικονομίας και χρηματιστηρίου. Ακολουθεί μια σύντομη αναφορά στην έννοια της αποτελεσματικότητας των χρηματαγορών και τις μορφές που μπορεί να πάρει και τέλος γίνεται μια εκτενής βιβλιογραφική ανασκόπηση της θεωρίας η οποία χωρίζεται σε δύο μέρη: 1) τη σχέση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με ξένα χρηματιστήρια και 2) την επίδραση μακρο-οικονομικών παραγόντων στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις.
- **Κεφάλαιο 3: (Δεδομένα και εξειδίκευση του υποδείγματος):** Παρουσιάζουμε και ερμηνεύουμε το πλαίσιο της έρευνας μας, χτίζουμε βήμα προς βήμα τις υποθέσεις που θα διερευνήσουμε και επίσης εξειδικεύουμε το υπόδειγμά μας. Τέλος, αναπτύσσουμε όλη την οικονομετρική και στατιστική μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε στα επόμενα κεφάλαια.
- **Κεφάλαιο 4: (Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνα)**: Σ'αυτό το κεφάλαιο απεικονίζεται γραφικά και σχολιάζεται η πορεία των χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών που συμμετέχουν στην έρευνά μας, τα βασικά περιγραφικά τους στατιστικά και οι συντελεστές συσχέτισης των δεικτών μεταξύ τους.
- **Κεφάλαιο 5: (Στατισμότητα των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών):** Γίνεται ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των μεταβλητών του υποδείγματος και ελέγχουμε την υπόθεση της ασθενούς αποτελεσματικής αγοράς (ή του τυχαίου περιπάτου) για τις υπό εξέταση χώρες
- **Κεφάλαιο 6: (Μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών)** : Με τη βοήθεια της μεθόδου συνολοκλήρωσης των Engel –Granger ελέγχουμε την ύπαρξη διμεταβλητών μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των χρηματιστηριακών και των μακρο-οικονομικών δεικτών .

- **Κεφάλαιο 7: (Βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών):** Σ'αυτό το κεφάλαιο γίνεται η διερεύνηση των βραχυχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μας χρησιμοποιώντας υποδείγματα διόρθωσης λαθών.
- **Κεφάλαιο 8: (Μακροχρόνιες σχέσεις πολυμεταβλητής συνολοκήρωσης):** Διερευνάται αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μας εφαρμόζοντας τον έλεγχο των Engel –Granger αυτή τη φορά όχι μόνο για δύο μεταβλητές αλλά για περισσότερες. Κάνουμε δηλαδή, έναν έλεγχο πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης.
- **Κεφάλαιο 9: (Συνολοκλήρωση και Υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων VAR υποδείγματα):** Σ'αυτό το σημείο ο έλεγχος για την ύπαρξη μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας γίνεται με την εφαρμογή της μεθόδου του Johansen για τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων.
- **Κεφάλαιο 10: (Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών):** Στο παρόν κεφάλαιο προσπαθούμε να προσδιορίσουμε ,με την εφαρμογή της μεθόδου του Granger το κατά πόσο μια μεταβλητή του υποδείγματος μας αιτιάζει μιαν άλλη ή αιτιάζεται από αυτήν. Μ'αυτό τον τρόπο θα ανακαλύψουμε την κατεύθυνση των σχέσεων των μεταβλητών μας και ποια προκαλεί την άλλη.
- **Κεφάλαιο 11: (Συμπεράσματα):** Ανακεφαλαιώνουμε τη διδακτορική διατριβή παρέχοντας μια ολοκληρωμένη εικόνα της έρευνάς μας και παρουσιάζοντας τα βασικά συμπεράσματα. Ακολουθεί η τεκμηρίωση της υλοποίησης των στόχων της εργασίας, που προσδιορίστηκαν στο πρώτο κεφάλαιο. Το κεφάλαιο ολοκληρώνεται με την κατάθεση προτάσεων προς μελλοντική έρευνα και περαιτέρω μελέτη.

Στην εργασία περιλαμβάνονται επίσης τα ακόλουθα παραρτήματα:

Α: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Συσχέτιση του Χ.Α.Α με χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

Β: Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση: Μακρο-οικονομικοί παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις.

Η επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής στο χρηματιστήριο.

Η επίδραση του δείκτη τιμών του καταναλωτή στο χρηματιστήριο. Η επίδραση των επιτοκίων στο χρηματιστήριο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

2.1 Εισαγωγή

Αντικείμενο εξέτασης του παρόντος κεφαλαίου είναι η διερεύνηση και αξιολόγηση της σχετικής με το θέμα της διατριβής βιβλιογραφία και αρθρογραφία. Στις παραγράφους 2.2- 2.6 γίνεται μια προσέγγιση στη θεωρία του χρηματιστηρίου και της μακροοικονομίας με αναφορά στα τρία θεωρητικά μακρο-οικονομικά υποδείγματα. Ακολουθεί μια σύντομη αναφορά στα χαρακτηριστικά των αναδυόμενων χρηματαγορών με ιδιαίτερη έμφαση στα χαρακτηριστικά της ελληνικής αγοράς και τις εξελίξεις που σηματοδότησαν την πορεία του ελληνικού χρηματιστηρίου από το 1983-2003. Οι παράγραφοι 2.7-2.8 πραγματεύονται το θέμα της αποτελεσματικότητας των χρηματαγορών και αναλύουν τις τρεις μορφές που αυτή παίρνει, καθώς και τις σημαντικότερες μελέτες που έχουν ασχοληθεί με αυτό το θέμα. Τέλος, η βιβλιογραφική ανασκόπηση του θέματος της διατριβής καλύπτει τις παραγράφους 2.9- 2.11 και αναφέρεται τόσο στη συσχέτιση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με τα διεθνή χρηματιστηριακά κέντρα, όσο και με την επίδραση συγκεκριμένων μακρο-οικονομικών μεταβλητών στη διαμόρφωση των χρηματιστηριακών δεικτών.

2.2 Η θεωρία των χρηματιστηρίων και της μακροοικονομίας

Ο δείκτης τιμών του χρηματιστηρίου δεν ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (Ansotegui and Esteban, 2002). Άρα, υπάρχουν κάποιες μεταβλητές που να εξηγούν τη διακύμανση της απόδοσης των μετοχών. Αυτό το θέμα έχει απασχολήσει σε μεγάλο βαθμό την οικονομική επιστήμη και παρ'όλες τις έρευνες που έχουν γίνει μέχρι σήμερα καμιά δεν έχει καταλήξει σε ασφαλή συμπεράσματα τα οποία θα ίσχυαν σε κάθε περίπτωση. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι κάθε χρηματαγορά παρουσιάζει ιδιαιτερότητες που οφείλονται στη δομή της οικονομίας κάθε χώρας και στους τομείς από τους οποίους αυτή εξαρτάται. Επιπλέον, στη σύγχρονη παγκοσμιοποιημένη κοινωνία που επιτρέπει τις διακρατικές συναλλαγές με εξαιρετικά μεγάλη ταχύτητα, οι χρηματαγορές εξαρτώνται και από παράγοντες που επηρεάζουν την παγκόσμια οικονομία καθώς και τη κίνηση των υπόλοιπων χρηματαγορών. Η τιμή της μετοχής είναι συνδυασμός τόσο της λογιστικής της αξίας

όσο και των προσδοκώμενων αποδόσεων της μετοχής στο άμεσο μέλλον. Αν υπάρχουν στοιχεία προβλεψιμότητας στις τιμές των μετοχών, αυτά πρέπει να σχετίζονται με τους μακρο-οικονομικούς παράγοντες που επιδρούν στη διαμόρφωσή τους. Αλλά, σε σχέση με τους μακρο-οικονομικούς παράγοντες, οι τιμές των μετοχών είναι πάρα πολύ ευμετάβλητες βραχυπρόθεσμα.

Υπάρχει μια συμφωνία μεταξύ των μακρο-οικονομολόγων και των χρηματο-οικονομικών θεωρητικών, ότι οι τιμές του χρηματιστηρίου καθορίζονται από μακρο-οικονομικές μεταβλητές, γνωστές και ως θεμελιώδεις μεταβλητές της οικονομίας. Επιπλέον, συμφωνούν ότι η σύνδεση τους είναι αμφίδρομη, δηλαδή υπάρχει σχέση ανάμεσα στο χρηματιστήριο και την πραγματική δραστηριότητα.

Η θεωρητική προσέγγιση στο χρηματιστήριο σε ένα μακροοικονομικό υπόδειγμα μπορεί να κατηγοριοποιηθεί σε 3 κύριες ομάδες:

- Τα παραδοσιακά μακρο-οικονομικά υποδείγματα.
- Τη χρηματοοικονομική προσέγγιση και
- Τα υποδείγματα αποτόμησης κεφαλαιουχικών αγαθών

2.2.1 Τα παραδοσιακά μακρο-οικονομικά υποδείγματα

Η παραδοσιακή μακρο-οικονομία έχει ενδιαφερθεί κυρίως για την εξέλιξη των επιτοκίων μέσα στο χρόνο και έχει θεωρήσει συνθήκες βεβαιότητας. Σ'αυτά τα υπο-δείγματα το χρηματιστήριο είναι μια δευτερογενής αγορά, όπου η απόδοσή του ισού-ται με τα επιτόκια, γιατί όλα τα πάγια θεωρούνται ίσα. Η θεωρητική προσέγγιση ανα-γνωρίζει ότι το χρηματιστήριο συνδέει τα μελλοντικά κέρδη με τις διακυμάνσεις των επιτοκίων, τις παρούσες επενδύσεις με τις αποφάσεις κατανάλωσης. Η επίδραση των πραγματικών μεταβλητών στις τιμές των μετοχών προέρχεται από την επανάληψη των προσδοκιών των μελλοντικών επιχειρηματικών κερδών και από αλλαγές στα προεξοφλητικά επιτόκια (Gavin, 1989, Blanchard, 1981 και Fisher and Merton, 1984). Το μόνο κομμάτι της παραδοσιακής βιβλιογραφίας όπου το χρηματιστήριο παίζει ενεργό ρόλο, είναι η ιδέα του q-Tobin, (λόγος της αξίας της επιχείρησης προς την αγοραία αξία των περιουσιακών της στοιχείων, αν q-Tobin >1, τότε η επιχείρηση προχωρά σε επενδύσεις, αν q-Tobin <1, τότε η επιχείρηση μπορεί να αποχωρήσει από την αγορά ή να πουλήσει μέρος του κεφαλαιουχικού της εξοπλισμού) όπου οι τιμές του χρηματιστηρίου επηρεάζουν τις επενδύσεις. Συγκεκριμένα, μια αύξηση στην τιμή του χρηματιστηρίου χαμηλώνει το κόστος κεφαλαίου για τις επιχειρήσεις, ώστε να

αυξάνει τις επενδύσεις και κατά συνέπεια την παραγωγή (Barro, 1990 και Hayasi, 1985).

2.2.2 Η χρηματοοικονομική προσέγγιση

Η χρηματοοικονομική προσέγγιση επικεντρώνεται στην ερμηνεία διαφορετικών αποδόσεων για διαφορετικά πάγια. Η επίδραση της πραγματικής δραστηριότητας στις αγορές κεφαλαίου σ'αυτό το σημείο φανερά εμπεριέχεται στη θεωρία κερδοσκοπικής τιμολόγησης (Arbitrage Price Theory), (APT) (Ross ,1976). Η APT εξειδικεύει τις αποδόσεις των παγίων ως ένα γραμμικό συνδυασμό παραγόντων, ο οποίος συλλαμβάνει τα συστηματικά στοιχεία του κινδύνου. Η διαφοροποίηση είναι λογική στη διαμόρφωση ενός χαρτοφυλακίου, ως εκ τούτου οι μόνες μεταβλητές που επηρεάζουν την τιμή των χρηματιστηριακών συνόλων είναι αυτές που επηρεάζουν τις αναμενόμενες χρηματοροές και τα αναμενόμενα προεξοφλητικά επιτόκια. Οι χρηματοροές επηρεάζονται από αλλαγές στην πραγματική δραστηριότητα και τον πληθωρισμό, ενώ τα προεξοφλητικά επιτόκια χωρίς κίνδυνο καθορίζονται από αλλαγές των επενδύσεων που συνοδεύονται από υψηλό κίνδυνο (Chen *et. al*. ,1986).

Το υπόδειγμα APT αναφέρει πως η απόδοση των μετοχών αποτελεί συνδυασμό της αναμενόμενης απόδοσής τους E(R) με την επίδραση κάποιων εξωτερικών παραγόντων που μπορούν να έχουν πολλές και ποικίλες πηγές. Τέτοιες πηγές θα μπορούσαν να ήταν μια πιθανή άνοδος των επιτοκίων, αύξηση του πληθωρισμού, μια μείωση των τιμών του πετρελαίου αλλά και οτιδήποτε θα μπορούσε να διαταράξει το κλίμα των χρηματαγορών και τις προσδοκώμενες κινήσεις των χρεογράφων. Μια μαθηματική διατύπωση του παραπάνω υποδείγματος φαίνεται παρακάτω:

$$R_j = E(R_j) + b_{j1}F_1 + b_{j2}F_2 .....b_{jk}F_k + \varepsilon_j$$

όπου

R_j : μια στοχαστική απόδοση της j μετοχής

E (R_j) :προσδοκώμενη απόδοσης της μετοχής j

b_{jk} : ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής j στον κ παράγοντα

F_k : είναι η τιμή του κ παράγοντα που επηρεάζει την απόδοση των μετοχών

ε_j : διαταρακτικός όρος

2.2.3 Τα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών (CAPM)

Εισηγητές του μοντέλου ήταν οι Sharpe (1964) και Lintner (1965).Το CAPM αποτελεί επέκταση της θεωρίας του χαρτοφυλακίου όπως αυτή διατυπώθηκε αρχικά από τον Markowitz (1952). Η κατάρτιση χαρτοφυλακίου κατά τον Markowitz , απαιτούσε τον υπολογισμό της συνδιακύμανσης μεταξύ των μετοχών που το απαρτίζουν, ως μέτρο κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Βασική συμβολή του CAPM είναι η εισαγωγή της Μετοχικής Γραμμής Αγοράς (Security Market Line, SML), ενός χαρτοφυλακίου που περιλαμβάνει όλες τις μετοχές της κεφαλαιαγοράς καθώς και ένα χρεόγραφο που δεν έχει κίνδυνο (πχ ομόλογο του δημοσίου). Ο υπολογισμός του κινδύνου για μια μετοχή μπορεί πλέον να γίνει με τη βοήθεια του συντελεστή beta, που υπολογίζει τη συνδιακύμανση μεταξύ της μετοχής και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η παραπάνω μέθοδος ορίζει μόνο μια πηγή κινδύνου, που αποτελεί την τυπική απόκλιση της μετοχής.

2.3 Εμπειρικά αποτελέσματα από προηγούμενες έρευνες

Οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες παίρνουν το υπόδειγμα παρούσας αξίας ως βασικό για τον προσδιορισμό των τιμών του χρηματιστηρίου. Αρκετές εργασίες ασχολούνται απευθείας με την άμεση εξέταση του υποδείγματος παρούσας αξίας που προαναφέρθηκε. Από τη μια, εξετάσεις που βασίζονται σε όρια διακύμανσης οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των μετοχών ποικίλουν πάρα πολύ για να είναι σύμφωνες με το υπόδειγμα παρούσας αξίας. Οι Cambell and Shiller (1988a, 1988b) από την άλλη, εξετάζουν το υπόδειγμα παρούσας αξίας υποθέτοντας πως αν μια μεταβλητή Y είναι η ορθολογική προσδοκία της μεταβλητής X, και X είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης, τότε και οι δυο μεταβλητές πρέπει να είναι συνολοκληρωμένες. Συμπεραίνουμε, πως οι τιμές των χρηματιστηρίων είναι η ορθολογική προσδοκία των μερισμάτων και επομένως ισχύει το υπόδειγμα παρούσας αξίας.

Αντίθετα με το θεωρητικό υπόδειγμα, το οποίο είναι η βάση για εμπειρικές μελέτες του υποδείγματος παρούσας αξίας, οι περισσότερες εμπειρικές αναλύσεις περιλαμβάνουν υψηλό κίνδυνο στην εξίσωση του υποδείγματος παρούσας αξίας για το προεξοφλητικό επιτόκιο των μετοχικών τιμών. Σ'αυτές τις μελέτες το υπόδειγμα παρούσας αξίας είναι μόνο σημείο αναφοράς για τη μελέτη της επίδρασης διαφο-

ρετικών μακροοικονομικών μεταβλητών στον καθορισμό των μετοχικών αποδόσεων ή για την ερμηνεία των διαφόρων αποδόσεων παγίων. Η τιμή του χρηματιστηρίου εξαρτάται από την εξέλιξη της οικονομίας στο μέτρο που τα μερίσματα εξαρτώνται από τις μελλοντικές τιμές των επιχειρηματικών κερδών, τα οποία είναι ένα σημαντικό κομμάτι του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος και είναι υψηλά προκυκλικό. Η τιμή επίσης, εξαρτάται από το επιτόκιο και το προεξοφλητικό επιτόκιο, τα οποία ποικίλουν με τον επιχειρηματικό κύκλο. Υπάρχουν ποικίλες αναλύσεις οι οποίες αναγνωρίζουν τους «μακρο-οικονομικούς παράγοντες», όταν εξηγούν τις μετοχικές αποδόσεις. (Fama and French, 1989 και Keim and Stanbaugh, 1986). Ο Chen *et al* (1986) θεωρεί διάφορες χρηματοοικονομικές μεταβλητές οι οποίες ποικίλουν με τον επιχειρηματικό κύκλο, όταν αναγνωρίζονται οι παράγοντες του υποδείγματος της θεωρίας κερδοσκοπικής τιμολόγησης (APT). Οι ίδιες μεταβλητές διαλέγονται από τους Fama and French (1989) για την εξήγηση των διαφορών στις αποδόσεις των ομολόγων και των μετοχών. Η πραγματική δραστηριότητα περιλαμβάνεται σε ελάχιστες απ'αυτές τις μελέτες. Μόνο οι Fama (1981, 1990), Barro (1989) and Chen *et. al*. (1986) περιλαμβάνουν την πραγματική δραστηριότητα στην ανάλυση τους. Ο Fama βρίσκει πως η βιομηχανική παραγωγή εξηγεί μεγαλύτερη αναλογία της διακύμανσης για μεγαλύτερους ορίζοντες απόδοσης, παρ'ότι για μικρούς.

Αν το υπόδειγμα παρούσας αξίας ισχύει, όπως συμπεραίνουν οι Campell and Shiller (1988), αλλαγές στις τιμές των χρηματιστηρίων οφείλονται μόνο σε απρόβλεπτες αλλαγές στα μερίσματα, και έτσι οι αλλαγές δεν μπορούν να προβλεφθούν. Υπάρχουν έρευνες, εντούτοις, που παρέχουν μαρτυρίες οι οποίες συγκρούονται με τα αποτελέσματα των Cambell and Shiller. Συμπεραίνουν πως υπάρχουν στοιχεία προβλεψιμότητας στις τιμές των χρηματιστηρίων. Η προβλεψιμότητα των τιμών των μετοχών δεν προέρχεται από ένα δομικό υπόδειγμα που εξηγεί τις αποδόσεις, αλλά αυτές οι έρευνες διαφοροποιούν αρχές της στατιστικής οι οποίες οδηγούν στην απόρριψη του τυχαίου περιπάτου για τις τιμές. Αυτές οι έρευνες προσδιορίζουν την παρουσία U - shaped λειτουργίας αυτοσυσχέτισης για τις αποδόσεις ή τις στατιστικές ιδιότητες του τυχαίου περιπάτου ο οποίος δεν ισχύει για διαφορετικούς ορίζοντες απόδοσης. Η ικανότητα της πρόβλεψης προέρχεται από την πεποίθηση ότι η τιμή της μετοχής είναι μια λειτουργία μακρο-οικονομικών μεταβλητών οι οποίες είναι προβλέψιμες (παραγωγή, επιτόκια και γενικές δημόσιες μεταβλητές της οικονομίας).

Για την πρόβλεψη χρηματιστηριακών αποδόσεων, η απόδοση μιας περιόδου είναι λιγότερο προβλέψιμη από μια απόδοση περισσοτέρων περιόδων. Ο Fama (1990)

εξηγεί αυτό το συμπέρασμα λέγοντας πως οι πληροφορίες για παραγωγή για ένα δεδομένο μήνα αναπτύσσονται μέσα από πολλούς προηγούμενους μήνες. Αυτή η εξήγηση δεν αντιτίθεται της θεωρητικής που παρουσιάστηκε στο προηγούμενο τμήμα, κατά την οποία η προβλεψιμότητα των τιμών των μετοχών προέρχεται από τη συσχέτιση της πραγματικής δραστηριότητας μέσα στο χρόνο.

Οι εμπειρικές μελέτες που περιγράψαμε ως τώρα επικεντρώνονται στον προσδιορισμό των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Οι εμπειρικές μελέτες του q-Tobin εξετάζουν την άλλη όψη του νομίσματος, μέχρι ποιο βαθμό το χρηματιστήριο προσδιορίζει την πραγματική δραστηριότητα. Δεν υπάρχουν τελειωτικά συμπεράσματα γι' αυτό το θέμα. Ο Barro (1990) βρίσκει ότι οι αλλαγές με υστέρηση στις πραγματικές τιμές του χρηματιστηρίου έχουν περισσότερη ερμηνευτική δύναμη απ'ότι το q για την ερμηνεία των επενδύσεων.

Ο προσδιορισμός των μετοχικών αποδόσεων δεν αναπτύχθηκε ξεχωριστά από την πραγματική δραστηριότητα. Για να ερμηνεύσουμε τις μετοχικές αποδόσεις, οι επενδύσεις ή τα κέρδη έχουν χρησιμοποιηθεί ως ερμηνευτικές μεταβλητές μαζί με τα μερίσματα. Αυτό που έχουμε ξεχάσει είναι μια ενωμένη μεταχείριση των πληροφοριακών παρατηρήσεων ανάμεσα στο χρηματιστήριο και την πραγματική δραστηριότητα.

2.4 Χαρακτηριστικά των αναδυόμενων αγορών

Για τη μελέτη της επίδρασης των μακρο-οικονομικών μεταβλητών στις τιμές των μετοχών, το ενδιαφέρον μας επικεντρώνεται στην Ελλάδα, διότι θεωρείται αναπτυσσόμενη αγορά. Τέτοιες χώρες είναι συνήθως μικρότερες στο μέγεθος, πιο ευμετάβλητες και λιγότερο ρευστές σε σχέση με τις γνωστές και μεγάλες χρηματαγορές. Έρευνες όπως αυτή του Νιάρχου Ν, *et al*, (1999), αποδεικνύουν πως οι αναπτυσσόμενες αγορές επιδρούν λιγότερο στις πληροφορίες. Αυτό μπορεί να οφείλεται σε ποικίλους παράγοντες, όπως χαμηλή ποιότητα πληροφοριών, το υψηλό κόστος εμπορίου και η χαμηλή ανταγωνιστικότητα λόγω των διεθνών επενδυτικών συνόρων. Οι αναδυόμενες αγορές, εμφανίζουν χαρακτηριστικά τα οποία τις κάνουν να ξεχωρίζουν από τις άλλες αγορές. Οι αποδόσεις και οι κίνδυνοι στις αναδυόμενες αγορές έχει διαπιστωθεί πως είναι υψηλότερες σε σχέση με τις αναπτυγμένες αγορές (Errunza 1983, Wilcox 1992, Claessens, Dagupta and Glen 1993 και Harvey 1995a). Επιπλέον, οι αποδόσεις που επιτυγχάνονται από τις αναδυόμενες αγορές, εμφανίζο-

νται πιο προβλέψιμες από τις αναπτυγμένες αγορές και έχουν πιο ισχυρές ιδιότητες περιστροφής γύρω από το μέσο (Harvey 1993, 1995a, Bekaert 1995 και Bekaert and Harvey 1995), με ένα υψηλό βαθμό αυτοσυσχέτισης. Οι αναδυόμενες αγορές παρουσιάζουν ποικίλες διαβαθμίσεις τμηματοποίησης. Οι Bekaert and Harvey (1995) προτείνουν πως μερικές αναδυόμενες αγορές εκθέτουν ολοκλήρωση που ποικίλει στο χρόνο (time varying), καθώς εμφανίζονται πιο ολοκληρωμένες από το αναμενόμενο βάση της προηγούμενης γνώσης των επενδυτικών περιορισμών. Άλλες αγορές φαίνεται πως είναι ελαφρώς τμηματοποιημένες, παρ'όλο που οι ξένοι έχουν συγκριτικά ελεύθερη πρόσβαση στις κεφαλαιαγορές τους. Πρόσφατες μελέτες από τους Goetzmann and Jorion (1999), δείχνουν πως οι αναδυόμενες αγορές ενδέχεται να περάσουν από διάφορες φάσεις «αναδύσεως» και δεν πρέπει να θεωρούνται στατικές. Δεν πρέπει να παραλείψουμε πως και η βιομηχανική ανάπτυξη στις αναπτυσσόμενες αγορές είναι συνήθως μικρότερη από ότι στις αναπτυγμένες αγορές.

2.5 Χαρακτηριστικά της Ελληνικής αγοράς

Από εμπειρική άποψη το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρον. Είναι ένα μικρό, αδρανές συναλλαγματικά και με χαμηλότερη ρευστότητα χρηματιστήριο σε σχέση με τα μεγάλα χρηματιστήρια της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) ιδρύθηκε το 1887 και είναι το μοναδικό στην Ελλάδα. Περιλαμβάνει δυο τμήματα αγοράς, την «κύρια» και την «παράλληλη» αγορά. Η κύρια αγορά κυρίως περιλαμβάνει μεγάλες επιχειρήσεις με μεγαλύτερο κεφάλαιο μετοχών και λειτουργικά κέρδη. Αντίθετα, οι μετοχές που διαπραγματεύονται στην παράλληλη αγορά τυπικά έχουν χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση μετοχών, μικρότερη λειτουργική κλίμακα και χαμηλότερα κέρδη.

Τα τελευταία 15 χρόνια το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) έχει εισέλθει σε μια περίοδο τεράστιων αλλαγών τόσο στη δομή του όσο και στη νομική του φύση και έχει γίνει πιο διεθνές λόγω της απελευθεροποίησης των κεφαλαιακών κινήσεων. Ως αποτέλεσμα, η ελληνική αγορά έχει γίνει πιο αποτελεσματική, πιο ανταγωνιστική και παράλληλα με τη ραγδαία αύξηση της ρευστότητας έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον των ιδιωτικών και θεσμικών επενδυτών που ενδιαφέρονται για τους εν δυνάμει υψηλούς βαθμούς απόδοσης. Έτσι, μπορεί να συναγωνίζεται ευνοϊκά με τα άλλα πιο ανεπτυγμένα χρηματιστήρια και ειδικά μετά την εισαγωγή του ηλεκτρονικού εμπορίου το 1992.

Οι αναπτυγμένες αγορές χαρακτηρίζονται, κυρίως, από ενεργητική συναλλαγή, μεγάλη απόδοση, χρόνιες δημοσιοποιήσεις, ελάχιστα όρια εισόδου και σημαντικές ευκαιρίες διαφοροποίησης. Έτσι, στη βάση αυτών των προσδιοριστικών χαρακτηριστικών, το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) μπορεί να θεωρηθεί μια αναπτυσσόμενη αγορά, η οποία από το 1980 αυξάνεται ταχέως σε όρους συναλλαγματικής αξίας.

2.6 Πρόσφατες εξελίξεις στο Χ.Α.Α.

Η περίοδος 1983 - 2003 χαρακτηρίζει τη σύγχρονη ιστορία του Ελληνικού χρηματιστηρίου και ταυτόχρονα περικλείει την εντονότερη φάση ανάπτυξης της εγχώριας κεφαλαιαγοράς, αλλά και γενικότερα της εθνικής οικονομίας. Η συγκεκριμένη χρονική περίοδος επεφύλαξε έντονες συγκινήσεις στους έλληνες θεσμικούς και ιδιώτες επενδυτές, οδηγώντας στη διεθνοποίηση της ελληνικής αγοράς μετοχών και στην αναβάθμιση της σε ένα χρηματιστήριο Ευρωπαϊκών προδιαγραφών. Από την άλλη πλευρά σε όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο δεν έλειψαν τα ακραία φαινόμενα και οι εξάρσεις τόσο σε επίπεδο ανόδου όσο και σε επίπεδο πτώσης των τιμών των μετοχών, επιβεβαιώνοντας διαρκώς τον ιστορικό κανόνα της εναλλαγής των χρηματιστηριακών κύκλων και τη μετάβαση της επενδυτικής ψυχολογίας από την άκρατη αισιοδοξία στην αστείρευτη απαισιοδοξία. Οι σημαστικότερες επιμέρους περίοδοι αυτής της εικοσαετίας, καθώς και τα κυριότερα χαρακτηριστικά γνωρίσματα αυτών παρατίθενται αμέσως πιο κάτω:

1983-1985: Στο μεγαλύτερο μέρος αυτής της περιόδου, το Ελληνικό χρηματιστήριο κινήθηκε εν μέσω άτονων συνεδριάσεων αλλά και περιορισμένων διακυμάνσεων, με την αξία των συναλλαγών να διαμορφώνεται σε πενιχρά επίπεδα. Ο μέσος λόγος τιμής προς κέρδη ανά μετοχή (P/E) της αγοράς κινήθηκε στο εύρος των 4-6 φορών με τη μέση μερισματική απόδοση να κυμαίνεται σε 9 %-11% και τα επιτόκια της αγοράς να ανέρχονται σε 10%-15%. Η περίοδος αυτή ολοκληρώνεται με την ανακοίνωση των μέτρων σταθεροποίησης της Ελληνικής οικονομίας τον Οκτώβριο του 1985. Το ίδιο έτος, η άνοδος του γενικού δείκτη διαμορφώθηκε σε 19,89 %.

1986-1988: Η λήψη των μέτρων σταθεροποίησης της Ελληνικής οικονομίας με απώτερο στόχο τη βελτίωση της ανταγωνιστικότητας και την κάμψη του πληθωρισμού, οδήγησε στη σταδιακή ανάκαμψη του χρηματιστηρίου και προκάλεσε φαινόμενα έξαρσης στην άνοδο των τιμών των μετοχών έως το φθινόπωρο του 1987. Στην ίδια

χρονική περίοδο, οι διεθνείς αγορές παρουσίασαν ανάλογες τάσεις, ενώ η κίνηση των κεφαλαίων ενισχύθηκε μεταξύ των οικονομιών. Η άνοδος του γενικού δείκτη διαμορφώθηκε σε 46.38% το 1986 και κατέστη εντονότερη το πρώτο δεκάμηνο του 1987. Είναι ενδεικτικό ότι σε διάστημα μόλις 10 μηνών, η άνοδος της αγοράς προσέγγισε τα επίπεδα του 400%. Τη Δευτέρα 19 Οκτωβρίου 1987, σημειώθηκε «μίνι κραχ» στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης με το δείκτη Dow - Jones να σημειώνει κάθετη πτώση της τάξεως του 22.7% σε μια και μόνο συνεδρίαση. Η εξέλιξη εκείνη είχε ως αποτέλεσμα την αντιστροφή της ανοδικής τάσης που είχε σημειωθεί στην Ελληνική αγορά μετοχών. Παρά το γεγονός αυτό, το έτος 1987 έκλεισε με ετήσια άνοδο της τάξης του 162.34%, ενώ το 1988 αποτέλεσε μια μεταβατική περίοδο στην πορεία των τιμών των Ελληνικών μετοχών.

1989-1991: Το 1989 αποτέλεσε ένα ιδιαίτερα έντονο προεκλογικό έτος, ενώ μετά από τρεις διαδοχικές εκλογικές αναμετρήσεις, προέκυψε αυτοδύναμη κυβέρνηση των Απρίλιο του 1990. Οι οικονομικές προσδοκίες που δημιουργήθηκαν οδήγησαν σε μια άνοδο της τάξης του 42.59% το 1989 και σε μια χρηματιστηριακή έξαρση από τις αρχές έως και το καλοκαίρι του 1990. Αμέσως μετά τη σημείωση του ιστορικού υψηλού του γενικού δείκτη 1684.31 μονάδες τον Ιούλιο του ίδιου έτους, η εισβολή του Ιράκ στο Κουβέιτ και η αποτυχία ανάληψης της Ολυμπιάδος του 1996, οδήγησαν σε μια έντονη πτώση των αποτιμήσεων. Η πτώση αυτή ανακόπηκε από το θετικό για τις αγορές γεγονός της νίκης των συμμάχων στον Πόλεμο του Κόλπου, με το γενικό δείκτη να επανακάμπτει κοντά στις 1300 μονάδες στο πρώτο τρίμηνο του έτους 1991.

1992-1996: Μέχρι και το Νοέμβριο του 1992, ο γενικός δείκτης υποχώρησε σε ιδιαίτερα χαμηλά επίπεδα, κοντά στις 550 μονάδες. Η εικόνα των επόμενων τριών ετών ήταν υποτονική με περιορισμένο έως και ελάχιστο το συναλλακτικό ενδιαφέρον εκ μέρους των συμμετεχόντων. Εξαιρέσεις αποτέλεσαν η άνοδος λόγω του Οκτωβρίου 1993 αλλά και η «μίνι» έξαρση των τιμών των κατασκευαστικών μετοχών στις αρχές του 1994 με το γενικό δείκτη να πλησιάζει τις 1200 μονάδες. Από την άλλη πλευρά όμως, ως αρνητικό επιστέγασμα της εν λόγω περιόδου ήρθε το σκάνδαλο της Δέλτα Χρηματιστηριακής στα τέλη του 1996.

1997-1999: Η συγκεκριμένη χρονική περίοδος στέφθηκε από τη πιο μακριά σε διάρκεια αλλά και σε ένταση χρηματιστηριακή ευφορία που γνώρισε η εγχώρια αγορά μετοχών στη σύγχρονη ιστορία της. Στην περίοδο αυτήν προεξοφλήθηκαν με άκρως έντονο τρόπο τα οφέλη της εισόδου της Ελλάδας στην ΟΝΕ και η βελτίωση των μακρο-οικονομικών της μεγεθών, κάμψη πληθωρισμού και επιτοκίων, μείωση δημο-

σίου χρέους, βελτίωση δημοσιονομικών μεγεθών ενώ η είσοδος καταρχήν των ξένων θεσμικών επενδυτών και μετέπειτα του ευρύτερου επενδυτικού κοινού στη αγορά μεγιστοποίησε τα μεγέθη των συναλλαγών σε ημερήσια βάση και ανέβασε τη χρηματιστηριακή αξία του χρηματιστηρίου σε επίπεδα άνω του 150% του ΑΕΠ. Το 1999 αποτέλεσε το έτος με τη μεγαλύτερη άνοδο του γενικού δείκτη κατά 102% παρά τα αρνητικά γεγονότα της κρίσης του Οτσαλάν, του Πολέμου της Γιουγκοσλαβίας και του καταστροφικού σεισμού της Αθήνας που μεσολάβησαν. Οι δείκτες P/E των μετοχών εκτινάχθηκαν σε τριψήφια νούμερα, με τις εισηγμένες επιχειρήσεις να επιδίδονται σε ένα χορό εξαγορών και συγχωνεύσεων για να τεκμηριώσουν τις αποτιμήσεις τους.

2000-2003: Με τα σημάδια της αρχής της πτώσης μετά από μια αλόγιστη άνοδο των τιμών να είναι εμφανή, οι εκλογές του Απριλίου του 2000, αλλά και η είσοδος της Ελλάδας στη ΟΝΕ τον Ιούνιο του ίδιου έτους, δεν απέτρεψαν την βίαιη αποκλιμάκωση των αποτιμήσεων που έμελλε να συνεχίζεται έως και τους πρώτους μήνες του 2003. Η έλευση του ευρώ στις αρχές του 2002, η προς τα πάνω αναθεώρηση του δημοσίου χρέους, καθώς και η άνοδος των πληθωριστικών πιέσεων διαδραμάτισαν αρνητικό ρόλο στη χρηματιστηριακή αγορά, αφού πρώτα προηγήθηκε η κρίση εμπιστοσύνης του επενδυτικού κοινού λόγω της κάθετης πτώσης των τιμών των μετοχών αλλά και η σοβαρή μείωση των επιχειρηματικών κερδών σε σχέση με τα σχεδόν ανεπανάληπτα ύψη της περιόδου του 1999.

Η άνοδος και η πτώση των τιμών των μετοχών συνιστούν τον απαράβατο νόμο των διεθνών χρηματιστηρίων οδηγώντας τους ανά τον κόσμο επενδυτές σε έντονη εναλλαγή συναισθημάτων και προσδοκιών. Η Ελληνική αγορά μετοχών διήνυσε με συστηματικό τρόπο αυτόν το δρόμο κατά τη τελευταία εικοσαετία, επιβεβαιώνοντας την άποψη ότι η ενασχόληση με το χρηματιστήριο αποδίδει το μέγιστο αποτέλεσμα όταν γίνεται σε πολύ μεγάλο βάθος χρόνου. Παράλληλα, αποδείχθηκε ότι ο γενικός δείκτης είναι προδιαγεγραμμένο να σημειώνει ξανά τα ιστορικά υψηλά του, ανεξαρτήτως της έκτασης ή του μεγέθους της πτώσης που έχει λάβει χώρα στο ενδιάμεσο χρονικό διάστημα.

Το ερώτημα, εντούτοις, και για τους ξένους επενδυτές και για την τοπική οικονο-μία, είναι αν οι αλλαγές που έγιναν έχουν σημαντική επίδραση στην αποτελεσματική λειτουργία του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Το θέμα της αποτελεσματικότητας της ελληνικής αγοράς εξετάζεται αμέσως παρακάτω.

2.7. Αποτελεσματικότητα των αγορών.

Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1960 άρχισε να αναπτύσσεται μια φιλολογία στους ακαδημαϊκούς κύκλους γύρω από τη διαδικασία προσδιορισμού των τιμών των χρεογράφων. Η συζήτηση γύρω από το θέμα αυτό, αρχικά εστιάστηκε στην ανεξαρτησία των τιμών των χρεογράφων και στο υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου (random walk). Σύμφωνα με το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου, αν οι τιμές των χρεογράφων το ακολουθήσουν, τότε η χρονική σειρά των παρελθοντικών τιμών δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί με σκοπό τη δημιουργία υπερβολικών αποδόσεων. Η υποστήριξη της παραπάνω θεωρίας οδήγησε στην υπόθεση της «Αποτελεσματικής Αγοράς» η οποία αποδείχθηκε από τους Samuelson (1965) και Mandelbrot (1966) κάτω από τις αυστηρές υποθέσεις της απουσίας του κόστους συναλλαγών και ομογένειας των επενδυτών.

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειώσουμε ότι όταν μιλάμε για αποτελεσματικότητα της αγοράς δεν ενδιαφερόμαστε για τη δομική σχέση μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης (CAPM, APT), αλλά για την ακρίβεια με την οποία η αγορά σε σχέση με τη δομή της, τιμολογεί τις μετοχές της. Για την αποτελεσματική αγορά δόθηκαν διάφοροι ορισμοί μερικοί από τους οποίους αναφέρονται παρακάτω.

Μια αγορά είναι αποτελεσματική ως προς ένα σύνολο πληροφοριών εάν είναι αδύνατον να πραγματοποιηθούν κέρδη από αγοροπωλησίες χρεογράφων, με βάση το σύνολο των πληροφοριών. Με την έννοια οικονομικά κέρδη, εννοούμε την προσαρμοσμένη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου ύστερα από κάθε κόστος (Jensen ,1978). Κατά τους Buckley *et. al*. (1998), αποτελεσματική είναι αυτή η αγορά που οι μετοχικές τιμές αντικατοπτρίζουν πλήρως τις διαθέσιμες πληροφορίες. Σαν πλήρως αποτελεσματική αγορά ορίζεται η αγορά εκείνη στην οποία η τιμή κάθε χρεογράφου αντικατοπτρίζει την επενδυτική του αξία, σε κάθε χρονική στιγμή (Sharpe ,1989). Με άλλα λόγια αν οι τιμές των χρεογράφων ενσωματώνουν γρήγορα κάθε νέα πληροφορία, τότε η αγορά είναι αποτελεσματική, ενώ αν κάθε νέα πληροφορία αργεί να ενσωματωθεί και περνάει κάποιος χρόνος για την μελέτη και ανάλυση της νέας πληροφορίας από τους επενδυτές, πράγμα που ενδεχομένως να κάνει τις τιμές των μετοχών να αποκλίνουν από εκείνες που θα προέκυπταν με προσεκτική ανάλυση όλων των διαθέσιμων πληροφοριών, μια τέτοια αγορά θα χαρακτηριζόταν μη αποτελεσματική.

Σύμφωνα με το Fama (1976) μια αγορά είναι αποτελεσματική αν οι τιμές πλήρως και ακαριαία αντικατοπτρίζουν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες και καμία δυνατότητα κερδοφορίας δεν μένει ανεκμετάλλευτη. Σε μια αποτελεσματική αγορά υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός ορθολογικών καταναλωτών μεγιστοποίησης του κέρδους, που ενεργά ανταγωνίζονται μεταξύ τους, προσπαθώντας να προβλέψουν μελλοντικές αγοραστικές τιμές μεμονωμένων χρεογράφων, ενώ σημαντική παρούσα πληροφόρηση διατίθεται σχεδόν ελεύθερα σ΄ όλους τους μετέχοντες στην αγορά. Σε μια αποτελεσματική αγορά οι ανταγωνιστικοί μετέχοντες αντικατοπτρίζουν πληροφόρηση ορθολογική και ακαριαία για τις τιμές, κάνοντας παρελθοντικές σχετικές πληροφορίες άχρηστες στην πρόβλεψη μελλοντικών τιμών. Μια αποτελεσματική αγορά θα πρέπει να αντιδρά σε νέες πληροφορίες «ειδήσεις», αλλά εφ' όσον αυτό είναι μη-προβλέψιμο εξ' ορισμού, τιμολογιακές αλλαγές ή αποδόσεις σε μια αποτελεσματική αγορά, δεν μπορεί να είναι προβλέψιμες.

Σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς έχουμε:

$$\frac{P_t - P_t^*}{I_{t-1}} = U_t$$

όπου I_{t-1} είναι οι διαθέσιμες πληροφορίες στο χρόνο t – 1.

P_t* είναι η αναμενόμενη τιμή βασισμένη στο I_{t-1}

Έτσι,ώστε το P_t* να μη συσχετίζεται με το U_t και επιπροσθέτως, το λάθος πρόβλεψης $P_t - P_t$* να μη σχετίζεται με τις μεταβλητές I_{t-1} έτσι ώστε:

$$\frac{E(P_t - P_t^*)}{I_{t-1}} = 0 \quad \text{ή} \quad E(U_t) = 0$$

κάτω από τις υποθέσεις μηδενικής σταθερής ισορροπίας απόδοσης και ουδέτερου κινδύνου.

Οι έλεγχοι για την εξέταση της αποτελεσματικότητας συνήθως ερευνούν αν το σφάλμα πρόβλεψης είναι ασυσχέτιστο με τη μεταβλητή I_{t-1}. Σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς ο καλύτερος τρόπος πρόβλεψης της αυριανής τιμής, που

μπορεί να γίνει για τις πληροφορίες I_t, δοσμένης της σημερινής τιμής, είναι η σημερινή τιμή. Έτσι, σε μια αποτελεσματική αγορά, οι μετοχικές αλλαγές και κατά συνέπεια οι μετοχικές αποδόσεις, είναι ασυσχέτιστες με τις μεταβλητές των πληροφοριών I_{t-1}.

Η προϋπόθεση για να είναι μια αγορά αποτελεσματική είναι πως πρέπει η αγορά να είναι πλήρης, με την έννοια πως το μέγεθος της αγοράς πρέπει να είναι αρκετά μεγάλο, και οι ιδιωτικοί πράκτορες της αγοράς να έχουν ομογενείς προσδοκίες και παρόμοια συμπεριφορά σχετικά με τη συναλλαγή ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση (Samuels ,1981). Σε μικρές αγορές, όπως αυτή του ΧΑΑ, οι περιορισμοί στην προσφορά, μαζί με τον μικρό αριθμό των επενδυτικών χρεογράφων που υπάρχουν, αποκλείουν τους επενδυτές από την διαμόρφωση ενός ισορροπημένου χαρτοφυλακίου.

Επομένως, σ ’αυτές τις αγορές μικρές αλλαγές στην ζήτηση των επενδυτών μπορεί να προκαλέσουν ένα από τα παρακάτω :

- Μεγάλες τιμαριθμικές διακυμάνσεις (price wings).
- Σημαντική απόκλιση των μετοχών από την εσωτερική τους αξία.

Σ’ αυτό το πλαίσιο οι Jennergan and Korvold (1974), παρατήρησαν πως οι μικρότερες αγορές είναι πιθανώς λιγότερο αποτελεσματικές λόγω του μικρότερου όγκου τους και του μη-συχνού εμπορίου. Ενώ ο Cohen (1983) σημειώνει πως το μη-συχνό και μη - συγχρονισμένο εμπόριο είναι ο κύριος λόγος της κίβδηλης συσχέτισης που παρατηρήθηκε στις μετοχικές αποδόσεις. Ο Solnik (1973) σ’αυτό το σημείο δικαιολογεί την έλλειψη ασθενούς μορφής αποτελεσματικότητας στις μικρές Ευρωπαϊκές κεφαλαιαγορές, στην ασθενή αγορά και το μη-συχνό εμπόριο.

Η αποτελεσματικότητα του ελληνικού χρηματιστηρίου ερευνήθηκε από τους Kavussanos and Dockery (2001) για την περίοδο 1988 μέχρι 1994. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν πως η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί για το ΧΑΑ. Η χαμηλή ρευστότητα της αγοράς, η περιορισμένη προσφορά μετοχών, καθώς επίσης και η περιορισμένη διαφάνεια των πληροφοριών, είναι κυρίαρχα στοιχεία της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και μερικοί από τους λόγους της αναποτελεσματικότητάς της. Φαίνεται πως παρά τις αλλαγές για να βελτιωθεί η συνολική λειτουργία της αγοράς, υπάρχουν ακόμη πολλά δομικά και θεσμικά προβλήματα που χρειάζεται να διορθωθούν.

Στην πραγματικότητα, το ερώτημα αν η αγορά είναι αποτελεσματική δεν μπορεί να απαντηθεί με ένα ναι ή ένα όχι. Κάποιες πληροφορίες ενδέχεται να

επηρεάζουν τις μετοχικές τιμές περισσότερο από άλλες πληροφορίες. Το καλύτερο θα ήταν να εξετάζαμε τον βαθμό αποτελεσματικότητας της αγοράς. Για να μελετήσουν τους διαφόρους βαθμούς ανταπόκρισης , οι ερευνητές χώρισαν τις πληροφορίες σε τρεις μεγάλες κατηγορίες:

- Πληροφορίες για παρελθοντικές τιμές
- Δημόσιες διαθέσιμες πληροφορίες και
- Όλες τις πληροφορίες

Η επίδραση αυτών των τριών ειδών πληροφόρησης εξετάζεται παρακάτω

2.7.1 Αποτελεσματικότητα ασθενούς μορφής (week form)

Μια κεφαλαιαγορά λέμε πως είναι ασθενούς μορφής όταν οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν όλες τις παρελθούσες τιμές. Σύμφωνα με τη μορφή αυτή οποιαδήποτε πληροφορία σχετική με τις παρελθούσες τιμές των μετοχών, ενσωματώνεται πλήρως στην τιμή της μετοχής με αποτέλεσμα να είναι αδύνατο να προβλέψουμε μελλοντικά την τιμή μιας μετοχής αναλύοντας την παρελθούσα συμπεριφορά της.

Μαθηματικά η ασθενής αποτελεσματικότητα παρουσιάζεται ως εξής:

$P_t = P_{t-1}$ + αναμενόμενες αποδόσεις + τυχαίο σφάλμα

Η παραπάνω σχέση μας δείχνει πως η σημερινή τιμή ισούται με το άθροισμα της τελευταίας παρατηρούμενης τιμής συν την προσδοκώμενη απόδοση από τη μετοχή συν έναν τυχαίο συντελεστή. Η τελευταία παρατηρούμενη τιμή μπορεί να έχει παρατηρηθεί χθες, την προηγούμενη εβδομάδα, τον τελευταίο μήνα, αναλόγως με το διάστημα του δείγματος. Η αναμενόμενη απόδοση είναι μια συνάρτηση του μετοχικού κινδύνου. Ο τυχαίος συντελεστής οφείλεται σε νέες πληροφορίες για την μετοχή. Μπορεί να είναι είτε θετικός είτε αρνητικός και έχει προσδοκώμενη τιμή μηδέν. Ο τυχαίος συντελεστής σε μια περίοδο είναι ανεξάρτητος από τον τυχαίο συντελεστή της προηγούμενης περιόδου. Έτσι, αυτός ο συντελεστής δεν είναι προβλέψιμος απο παρελθοντικές τιμές. Αν οι μετοχικές τιμές ακολουθούν την παραπάνω συνάρτηση, λέμε πως ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο.

Η ασθενής μορφή αποτελεσματικής αγοράς είναι η πιο ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας όπου περιμένουμε να εμφανίζει μια χρηματαγορά, διότι οι πληροφο-

ρίες σχετικά με τις ιστορικές τιμές των μετοχών είναι η πιο εύκολη πληροφόρηση που μπορεί να αποκτήσει μια μετοχή.

2.7.2 Ημι-ισχυρή αποτελεσματικότητα (semi-strong form)

Μια αγορά λέμε πως είναι ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας αν κάθε δημόσια πληροφόρηση αντικατοπτρίζεται απευθείας στις τιμές των μετοχών. Με τον όρο δημόσια πληροφόρηση αναφερόμαστε στους δημοσιευμένους ισολογισμούς της εταιρίας και των ανταγωνιστών, ανακοινώσεις σχετικά με την κατάσταση της οικονομίας και κάθε άλλη δημόσια διαθέσιμη πληροφορία σχετικά με την αξιολόγηση της εταιρίας.

2.7.3 Ισχυρή αποτελεσματικότητα (strong form)

Μια αγορά είναι ισχυρώς αποτελεσματική όταν οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες, δημόσιες και ιδιωτικές. Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας συνομολογεί πως οι ιδιωτικές πληροφορίες ή επίσης οι εσωτερικές πληροφορίες, γρήγορα ενσωματώνονται από τις τιμές αγοράς και ως εκ τούτου δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να δράξουν ασυνήθιστα συναλλακτικά κέρδη. Έτσι, όλες οι πληροφορίες, είτε δημόσιες είτε ιδιωτικές, αντικατοπτρίζονται πλήρως σε μια σημερινή τιμή χρεογράφου. Αυτό σημαίνει, πως ακόμη και η εσωτερική διοίκηση της εταιρείας δεν είναι ικανή να φέρει κέρδη από εσωτερικές πληροφορίες που έχει. Η λογική πίσω από αυτό είναι πως η αγορά προεξοφλείται μ' έναν αμερόληπτο τρόπο, η μελλοντική ανάπτυξη και κατά συνέπεια η πληροφόρηση έχει ενσωματωθεί και αξιολογηθεί μέσα στις τιμές αγοράς μ' έναν πιο αντικειμενικό και πληροφοριακό τρόπο παρά από το εσωτερικό.

- **Εξέταση της Αποτελεσματικής Αγοράς**

Ορισμός: Οι τιμές αντικατοπτρίζουν τη διαθέσιμη πληροφόρηση για το χρόνο t-1

Αδύναμος τύπος (week form): οι πληροφορίες σε παρελθούσες τιμές,

P (t-1)…….., p (t-k)

Ημι-δυνατός τύπος (semi-strong form):

- δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες
- εμπεριέχει και την αδύναμη μορφή σαν ειδική περίπτωση

Δυνατός τύπος (strong form)

- Ιδιωτική / εσωτερική πληροφόρηση
- Εμπεριέχει και την ημι-ισχυρή μορφή σαν ειδική περίπτωση

Καθώς μετακινούμαστε από την ασθενή στην ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς καταλήγουμε στην απόρριψη διαφόρων τρόπων ανάλυσης επενδύσεων. Αν ισχύει η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας η τεχνική ανάλυση απόδεικνύεται αναποτελεσματική. Οι τεχνικοί αναλυτές μελετούν τις παρελθούσες τιμές των μετοχών με σκοπό να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές, οι πληροφορίες όμως από τις παρελθούσες τιμές έχουν ήδη ενσωματωθεί στην τιμή της μετοχής και άρα δεν έχει καμία αξία. Σε αντιστοιχία αν ισχύει η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας, η θεμελιώδης ανάλυση καθίσταται αναποτελεσματική, αφού ήδη κάθε δημόσια πληροφορία ενσωματώνεται στην τιμή της μετοχής και επομένως δεν έχει αξία η μελέτη της.

Τέλος, κάτω από την υπόθεση της δυνατής αποτελεσματικότητας, ακόμη και οι διευθύνοντες μιας εταιρίας που έχουν εσωτερική πληροφόρηση δεν μπορούν να πραγματοποιήσουν υπερβάλλοντα κέρδη αφού η αγορά έχει ήδη απεικονίσει τις πληροφορίες στην τιμή της μετοχής της εταιρίας.

Γενικά, αν η αγορά είναι αποτελεσματική πρέπει να εμφανίζει τα κάτωθι χαρακτηριστικά:

- Οι τιμές των μετοχών πρέπει να ανταποκρίνονται γρήγορα και με ακρίβεια στην εμφάνιση νέων πληροφοριών, σχετικών με την αξιολόγηση της εταιρίας.
- Οι αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών από τη μια περίοδο στην άλλη, πρέπει να συνδέονται μόνο με τις αλλαγές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο (risk-free rate) και τις αλλαγές του ασφαλίστρου κινδύνου (risk-premium) που σχετίζεται με την μετοχή. Οι αποδόσεις που συνδέονται με διαφορετικούς παράγοντες από τους ανωτέρω θεωρούνται απρόβλεπτες.
- Είναι αδύνατον, εξετάζοντας τα χαρακτηριστικά των επενδυτών σήμερα, να διακρίνουμε ανάμεσα σε αποδοτικές και μη αποδοτικές επενδύσεις στο μέλλον.
- Αν διακρίνουμε τους επενδυτές σε αυτούς που έχουν γνώσεις και σε αυτούς που δεν έχουν, θα δούμε ότι δεν θα παρατηρήσουμε σημαντική διαφορά στην κατά μεσο όρο επενδυτική απόδοση των δυο ομάδων. Διαφορετικά θα λέγαμε ότι διαφο-

ρές στην απόδοση μεταξύ των επενδυτών της ίδιας ομάδας ή διαφορετικών ομάδων οφείλονται στην τύχη και όχι στη διαφορά στην ικανότητα εύρεσης πληροφοριών που δεν έχουν ακόμη αντικατοπτριστεί στις τιμές των μετοχών.

2.8 Μελέτες σχετικά με την αποτελεσματικότητα διεθνών χρηματαγορών

Η εξέταση της αποτελεσματικότητας σε μία αγορά είναι απαραίτητη διότι κάθε επίδραση παρελθοντικών τιμών στις μελλοντικές τιμές πρέπει να λαμβάνεται υπ' όψιν προτού εξεταστούν οι παράλληλες κινήσεις αυτής της αγοράς με τις υπόλοιπες. Εξετάζοντας στη συνέχεια δημοσιευμένες μελέτες σχετικά με την αποτελεσματικότητα διαφόρων χρηματαγορών και τον τρόπο εξέτασης αυτής μπορούμε να αναφερθούμε σε ορισμένες που θεωρήθηκαν περισσότερο σημαντικές για τη μελέτη μας.

Οι πρόσφατες μελέτες στην εξέταση ασθενούς μορφής αποτελεσματικότητας που ξεκίνησαν από τις ανεπτυγμένες αγορές, γενικά συμφωνούν με την υποστήριξη της ασθενούς αποτελεσματικότητας της αγοράς λαμβάνοντας υπ' όψιν το χαμηλό βαθμό γραμμικής συσχέτισης και κόστους συναλλαγών (Working, 1934, Kendall, 1953, Cootner, 1962, Osborne, 1962 και Fama, 1965). Όλες οι μελέτες υποστηρίζουν την πρόταση ότι οι αλλαγές τιμών είναι τυχαίες και οι παρελθοντικές τιμές δεν είναι χρήσιμες στη πρόβλεψη μελλοντικών αλλαγών στις τιμές και ιδιαίτερα όταν λαμβάνεται υπ' όψιν το κόστος συναλλαγών. Εντούτοις, υπάρχουν κάποιες μελέτες οι οποίες βρήκαν την προβλεψιμότητα των αλλαγών στις μετοχικές τιμές (Fama and French, 1988 και Poterba and Summers, 1988) στις αναπτυγμένες αγορές, αλλά δεν κατέληξαν σε ένα αποτέλεσμα σχετικά με τους επικερδείς όρους συναλλαγών. Οι Poterba and Summers (1988) προτείνουν πως η αδρανής συναλλαγή (noise-trading), από επενδυτές των οποίων η ζήτηση για μετοχές καθορίζεται από παράγοντες άλλους από τις προσδοκώμενες αποδόσεις, παρέχει μια εύλογη ερμηνεία για το στοιχείο μετάβασης στις μετοχικές τιμές, και προτείνουν να θεμελιώσουν και να εξετάσουν θεωρίες αδρανούς συναλλαγής (noise-trading) καθώς επίσης και θεωρίες αλλαγής παραγόντων κινδύνου οι οποίες μπορούν να εξηγήσουν τα χαρακτηριστικά του κορελλογράμματος μετοχικών αποδόσεων που βρίσκουν. Οι Fama and French (1988) συμπεραίνουν πως οι αυτοσυσχετίσεις ενδέχεται να αντικατοπτρίζουν αγοραστική αναποτελεσματικότητα ή προσδοκώμενες αποδόσεις χρονικά μεταβαλλόμενης ισορροπίας προερχόμενες από συμπεριφορά ορθολογικών επενδυτών και καμιά οπτική δεν προτείνει πως τα δείγματα αυτοσυσχέτισης πρέπει να είναι σταθερά για μια

μακρά περίοδο δείγματος. Οι Hudson, *et. αl*. (1994), βρήκαν πως οι τεχνικοί συναλλακτικοί όροι έχουν προβλεπτική δύναμη αλλά όχι αρκετή για να επιτρέψουν υπερβολική απόδοση στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου. Ομοίως, ο Groenewold (1997) συνάγει επίσης ότι οι παρελθοντικές τιμές έχουν προβλεπτική δύναμη στην αγορά της Αυστραλίας αλλά ο βαθμός προβλεψιμότητας της απόδοσης δεν είναι τόσο υψηλός. Συνολικά, οι εμπειρικές μελέτες στην αναπτυγμένη αγορά δείχνουν μη-κερδοσκοπία από τη χρήση παρελθοντικών καταγραφών στις τιμές και υποστηρίζουν την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας γενικά.

Από την άλλη, τα πορίσματα των ερευνητών για τη ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς στις αναπτυσσόμενες και λιγότερο αναπτυγμένες χώρες είναι αντικρουόμενα. Οι περισσότερες από τις λιγότερο αναπτυγμένες αγορές υποφέρουν από το πρόβλημα της αδρανούς συναλλαγής. Επιπλέον, σε μικρότερες αγορές, είναι ευκολότερο για μεγάλους εμπόρους να χειρίζονται την αγορά. Παρ'όλο που γενικά υποστηρίζεται πως οι αναπτυσσόμενες αγορές είναι λιγότερο αποτελεσματικές, οι εμπειρικές μαρτυρίες δεν υποστηρίζουν πάντα αυτήν την άποψη. Υπάρχουν δύο κατηγορίες πορισμάτων. Η πρώτη ομάδα βρίσκει ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας στις αναπτυσσόμενες και λιγότερο αναπτυγμένες αγορές Branes (1986), για το χρηματιστήριο της Κουάλα Λουμπούρ, Chan, *et al* (1992), στα χρηματιστήριο της Μικράς Ασίας, Dickinson and Muragu, (1994), για το χρηματιστήριο του Ναιρόμπι και Ojan and Karemera (1999), για το χρηματιστήριο της Λατινικής Αμερικής, παρ΄ όλα τα προβλήματα των αδρανών συναλλαγών. Από την άλλη, η τελευταία ομάδα που παρατήρησε ότι η αγορά των αναπτυσσόμενων και λιγότερο αναπτυγμένων αγορών δεν είναι αποτελεσματική υπό την ασθενή της έννοια είναι οι Cheung, *et. al.* (1993) για το χρηματιστήριο της Κορέας και Ταϊβάν. Σε μια μελέτη της παγκόσμιας αγοράς από τους Claessens *et. al*. (1995) αναφέρουν σημαντική γραμμική συσχέτιση στις μετοχικές αποδόσεις από 19 αναδυόμενες αγορές και προτείνουν ότι οι μετοχικές τιμές στις αναδυόμενες αγορές παραβιάζουν την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας. Παρόμοια συμπεράσματα παρουσιάζονται από τον Harvey (1994) για τις περισσότερες αναδυόμενες αγορές. Ο Nourrendine (1998) έχει εξετάσει τη συμπεριφορά των μετοχικών τιμών στα χρηματιστήρια της Σαουδικής Αραβίας ψάχνοντας μαρτυρία για ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας και βρήκε πως η αγορά δεν είναι ασθενώς αποτελεσματική. Ερμήνευσε ότι η αναποτελεσματικότητα μπορεί να οφείλεται στην καθυστέρηση λειτουργιών και στο υψηλό κόστος συναλλαγών, αδράνεια συναλλαγών και μη-ρευστότητα στην αγορά. Οι Roux and Gilberson (1978) και

Poshakwale (1996) βρήκαν μαρτυρία μη τυχαιότητας στη συμπεριφορά των μετοχικών τιμών και τη μη-αποτελεσματική αγορά (μη-ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας) για το χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ και της Ινδίας.

Εν ολίγοις, η ανασκόπηση προηγούμενων ερευνών αναφέρει ότι οι αναπτυγμένες αγορές είναι γενικά ασθενούς αποτελεσματικής μορφής. Αλλά η δυναμική των με-τοχών στις αναδυόμενες αγορές απαιτεί αποσαφήνιση. Σύγκριση και μια απαιτούμενη επιπρόσθετη πληροφόρηση πάνω στη δυναμική των μετοχικών τιμών είναι ένα ση-μαντικό τμήμα των παγκόσμιων αναδυόμενων κεφαλαιαγορών. Έτσι, είναι μια ενδιαφέρουσα εμπειρική ερώτηση εάν και μέχρι ποιο βαθμό ισχύει το ίδιο και με τις λιγότερο αναπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές. Και η ανασκόπηση προηγούμενων εμπειρικών μαρτυριών εισάγει κάποιες ερωτήσεις προς έρευνα:

- Είναι το ΧΑΑ, ως λιγότερο ανεπτυγμένη αναδυόμενη αγορά, ασθενούς αποτελεσματικής μορφής ή όχι?
- Ποια διαδικασία δημιουργίας απόδοσης οδηγεί τις σειρές μετοχών στις αναδυόμενες αγορές?

Οι έλεγχοι της υπόθεσης ασθενούς αποτελεσματικής αγοράς εξετάζουν αν οι παρελθοντικές τιμές ή αποδόσεις μετοχών μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλέψουν επιτυχώς μελλοντικές μετοχικές τιμές ή αποδόσεις. Η μεγαλύτερη εμπειρική έρευνα για τον παραπάνω έλεγχο μετρά τη στατιστική εξάρτηση μετοχικών μεταβολών. Εάν δε βρεθεί εξάρτηση (πχ οι μεταβολές τιμών είναι τυχαίες), τότε αυτό από-τελεί στοιχείο υποστήριξης της υπόθεσης ασθενούς αποτελεσματικής αγοράς, το οποίο σημαίνει πως καμία επικερδής επενδυτική εμπορική στρατηγική δεν μπορεί να προέλθει βασισμένη σε παρελθοντικές τιμές. Από την άλλη, αν βρεθεί εξάρτηση, για παράδειγμα, αύξηση τιμών γενικά ακολουθείται από αύξηση τιμών στην επόμενη περίοδο και αντιστρόφως, αυτό υποδηλώνει πως μπορεί να είναι η βάση ενός επικερδούς κανόνα επένδυσης και παραβιάζει την υπόθεση της ασθενούς αποτελεσματικής μορφής. Εντούτοις, εάν κάποιος εμπορικός κανόνας είναι επικερδής εξαρτάται από το λειτουργικό κόστος (όπως το κόστος διαμεσολάβησης, δαπάνες αποπληρωμής τόκου, διαδικασία εμπορικών πληρωμών) και από το αν οι συναλλαγές μπορούν να γίνουν στην καθορισμένη τιμή που ορίζεται στην αγορά.

Η πλειοψηφία των ερευνών σχετικά με την αποτελεσματικότητα των αγορών έχει επικεντρωθεί στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής και στις μεγάλες Ευρωπαϊκές αγορές χρεογράφων. Λιγότεροι έχουν ερευνήσει τις αναπτυσσόμενες και λιγότερο

αναπτυγμένες χώρες. Οι Mobarek and Keasey (2000) προσπάθησαν να υποστηρίξουν την ύπαρξη ασθενούς αποτελεσματικής μορφής για το χρηματιστήριο του Μπαγκλαντές. Το δείγμα περιλαμβάνει ημερήσιες τιμές για όλες τις εισηγμένες μετοχές του χρηματιστηρίου για την περίοδο 1988 με 1997. Η υπόθεση της μελέτης είναι αν το χρηματιστήριο του Μπαγκλαντές είναι ασθενώς αποτελεσματικό. Τα αποτελέσματα τόσο των μη-παραμετρικών ελέγχων (έλεγχος κανονικότητας των Kolmogrov- Smirnov και τα run-test) αλλά και των παραμετρικών ελέγχων (αυτοσυσχέτισης, αυτοπαλλινδρόμησης και το υπόδειγμα ARIMA) καταλήγουν στο ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου και η σημαντική αυτοσυσχέτιση σε διαφορετικές υστερήσεις απορρίπτει την μηδενική υπόθεση της ασθενώς αποτελεσματικής αγοράς.

Τα πορίσματα από τις εμπειρικές έρευνες της υπόθεσης αποτελεσματικής αγοράς (πχ τυχαίος περίπατος) με τις μετοχικές τιμές δεν είμαι αποσαφηνισμένα. Οι πρώτες μελέτες από τους Fama (1965), Samuelson (1965), και Working (1960) δεν μπορούν να απορρίψουν τον τυχαίο περίπατο. Μια πρόσφατη απόρριψη του τυχαίου περιπάτου βρέθηκε από τους Niederhoffer and Osborne (1966). Οι Poterba and Summers (1988) θεωρούν πως υπάρχει μικρή θεωρητική βάση για ισχυρή προσκόλληση στη μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο. Οι Lo and MacKinlay (1988) ερεύνησαν τη δειγματοληπτική κατανομή των αναλογιών διακύμανσης μέσα σε διαφορετικά δειγματοληπτικά διαστήματα και βρήκαν πως οι μετοχικές αποδόσεις δεν ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο. Από την άλλη, ο Shiller (1989) έδειξε πως υπάρχουν λόγοι όπου η συμπεριφορά του τυχαίου περιπάτου των μετοχικών τιμών πρέπει να ισχύει και υπάρχει πληθώρα μαρτυριών που προτείνει ότι οι μετοχικές τιμές ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο.

Ο Harvey (1993) υποστηρίζει πως οι μετοχικές αποδόσεις των αναδυόμενων χωρών είναι υψηλά προβλέψιμες και έχουν χαμηλή συσχέτιση με τις μετοχικές αποδόσεις των αναπτυγμένων χωρών. Συμπεραίνει πως οι αναδυόμενες αγορές είναι λιγότερο αποτελεσματικές από τις αναπτυγμένες αγορές και υψηλότερες αποδόσεις και χαμηλός κίνδυνος μπορούν να εξασφαλισθούν με την ενσωμάτωση μετοχών αναδυόμενων αγορών στα χαρτοφυλάκια των επενδυτών. Παρ'όλο που κάποιες μελέτες (Balaam,1995a 1995b, D'Ambrosia, 1980, Grief and Reyes, 1999, Kanakas and Morey, 1999 και Urrutia 1995) υποστηρίζουν τη δήλωση του Harvey (1993) σχετικά με τη μη-τυχαιότητα των μετοχικών τιμών στις αναδυόμενες αγορές, κάποιες

άλλες έρευνες σχετικές με τις ίδιες αγορές (Butler and Malaikah 1992, Liu *et al* ,1997 και Panas1990) δεν την υποστηρίζουν.

Τα αντικρουόμενα αποτελέσματα μπορεί να οφείλονται στις ποικίλες μεθόδους που χρησιμοποιούνται σ'αυτές τις μελέτες. Αν οι κινήσεις των μετοχικών τιμών είναι πιο πολύπλοκες απ'ότι προτείνει το υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου, μπορεί να χρειάζονται σύνθετες τεχνικές για να βρεθούν οι αποκλίσεις από τον τυχαίο περίπατο. Εν-τούτοις, πολλές από τις παραδοσιακές προσεγγίσεις, όπως το «run test» και η τμηματική συσχέτιση, μπορεί να έχουν υποθέσεις (αξιώσεις) που είναι πολύ περιορισμένες για να αιχμαλωτίσουν τα πλαίσια στις τιμές. Πιο πολύπλοκα test όπως του Lo and MacKinlay's (1988) LOMAC απλής διακύμανσης test αναλογιών, έχει επίσης μικρές κριτικές που μπορεί να επηρεάσουν τα αποτελέσματα του test τυχαίου περιπάτου. Για παράδειγμα, ένα σημαντικό μειονέκτημα του test LOMAC είναι πως εξετάζει ατομικές αναλογίες διακύμανσης για ένα συγκεκριμένο συναθροιστικό διάστημα. Η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απαιτεί οι αναλογίες διακύμανσης για όλα τα παρατηρούμενα διαστήματα να ισούται με 1, ταυτόχρονα.

Μια άλλη μελέτη από τους Buguk and Brorsen (2003), για το χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης χρησιμοποιεί εβδομαδιαίες παρατηρήσεις για δυο κυρίως λόγους. Πρώτον, όπως αναφέρει ο D'Ambrosio (1980) παρ'όλο που οι δείκτες μπορεί να είναι αντιπροσωπευτικοί, η έλλειψη εμπορικής δραστηριότητας στις αγορές που είναι σχετικά μη-ενεργές μπορεί να προκαλέσει μη-τυχαία χαρακτηριστικά. Δεύτερον, οι Lo and MacKinlay (1988) αναφέρουν πως ενώ τα ημερήσια δείγματα αποδίδουν πολλές παρατηρήσεις, η μεροληψία που συνδέεται με την μη-εμπορευσιμότητα, το άνοιγμα ζήτησης προσφοράς «bid-ask spread», οι μη - συγχρονισμένες τιμές κτλ, είναι προβληματικές. Υποστήριξαν πως τα εβδομαδιαία δείγματα είναι ο ιδανικός συμβιβασμός, αποδίδοντας μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων ενώ ελαχιστοποιεί την ρ εγγενή μεροληψία των ημερησίων στοιχείων. Στο άρθρο αυτό η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για το χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης εξετάστηκε εφαρμόζοντας τέσσερα διαφορετικά tests. Το ADF test μοναδιαίας ρίζας, το GPH test κλασματικής ολοκλήρωσης, το LOMAC test αναλογίας της διακύμανσης και ένα τροποποιημένο έλεγχο αναλογίας της διακύμανσης χρησιμοποιώντας βαθμίδες και πρόσημα των σειρών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά τους με τις τρεις πρώτες μεθόδους οι σειρές είναι αποτελεσματικές (ακολουθούν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου). Τις περισσότερες φορές οι τρεις αυτοί έλεγχοι δεν απορρίπτουν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου. Με τους ελέγχους βαθμίδων και προσήμων η υπόθεση του τυχαίου

περιπάτου απορρίφθηκε στο ένα τρίτο των φορών. Εφ'όσον τα στοιχεία είναι πολύ μη-κανονικά, οι άλλοι έλεγχοι έχουν λίγη δύναμη και ο έλεγχος βαθμίδων-πρόσημων είναι ο καταλληλότερος.

Οι Νιάρχος και Αλεξάκης (1998) ερευνούν τη υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς χρησιμοποιώντας τιμές μετοχών κοινών και προνομιούχων από το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών. Υπογραμμίζουν ότι οι προνομιούχες μετοχές στην Ελλάδα θεωρούνται σαν μέρος καθαρού κεφαλαίου των επιχειρήσεων και όχι σαν μέρος δανεισμού. Έτσι, κάτω από την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς η συμπεριφορά των τιμών τους καθώς και η ταχύτητα προσαρμογής τους στα νέα που τις αφορούν, θα πρέπει να είναι ίδια με αυτή των κοινών μετοχών. Όμως, τα εμπειρικά στοιχεία διαψεύδουν την παραπάνω υπόθεση. Φαίνεται σύμφωνα με το άρθρο τους ότι στην ελληνική αγορά υπάρχουν συντελεστές διαφορετικοί από τα νέα που επηρεάζουν τη συμπεριφορά των τιμών αυτών των κατηγοριών των μετοχών.

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς εξετάστηκε για την περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών από το Παναγιωτίδη (2003) μετά την εισαγωγή του ευρώ. Τα αποτελέσματα υποστηρίζουν πως οι μετοχικές τιμές θα είναι πιο διαφανείς, η εκτέλεσή τους πιο εύκολη για σύγκριση, ο συναλλαγματικός κίνδυνος θα εξαλειφθεί και ως αποτέλεσμα περιμένουμε το νέο νόμισμα να ενισχύσει την απόφαση υπέρ της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς. Χρησιμοποιήθηκαν ο γενικός δείκτης του ΧΑΑ και ο FTSE/ASE-20, που περιλαμβάνει εταιρίες «μεγάλης κεφαλαιοποίησης». Πέντε tests εφαρμόστηκαν για να εξεταστούν τα κατάλοιπα του υποδείγματος τυχαίου περιπάτου: το BDS, McLeod-Li, Engle LM, Tsay και bicovariance test. Εξετάστηκαν και ασυμπτωτικές και οι τιμές εξαγοράς γι' αυτούς τους ελέγχους. Εναλλακτικά υποδείγματα από την οικογένεια των υποδειγμάτων GARCH (GARCH, EGARCH, TGARCH), παρουσιάστηκαν επίσης για να εξεταστεί η συμπεριφορά των σειρών. Τέλος, γραμμικά, ασύμμετρα και μη-γραμμικά υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος εκτιμήθηκαν και συγκρίθηκαν.

2.9 Η συσχέτιση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με ξένα χρηματιστήρια

Η μελέτη των ενδοσχέσεων μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον πολλών ερευνητών τα τελευταία χρόνια. Μελέτες από τους Hilliard (1979), Jaffe and Westerfield (1985a, 1985b), Eun and Shim (1989),

Von Fursteberg and Jeon (1989) and Cambell and Hamao (1992) περιέχουν μαρτυρίες θετικής συσχέτισης στις αποδόσεις μεταξύ των χρηματαγορών. Εντούτοις, η συσχέτιση μεταξύ χρηματαγορών είναι χαμηλή κατά μέσο όρο και ποικίλει αρκετά έντονα μεταξύ των χωρών (Roll 1992). Το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης βρέθηκε πως ασκεί τη μεγαλύτερη επίδραση όσον αφορά την δραστηριότητα των ξένων αγορών. Η μελέτη της συσχέτισης των χρηματιστηρίων παρουσιάζει ενδιαφέρον γιατί είναι γνωστό πως οι επενδυτές που εμπορεύονται μετοχές σε μια αγορά ενσωματώνουν στις αποφάσεις τους για αγορά ή πώληση μετοχών, πληροφορίες που προέρχονται όχι μόνο από το εσωτερικό αλλά και από άλλες χρηματιστηριακές αγορές. Μια τέτοια συμπεριφορά είναι σύμφωνη με την υπόθεση αποτελεσματικής αγοράς, με την προϋπόθεση ότι οι ειδήσεις που προέρχονται από διεθνή χρηματιστήρια σχετίζονται με την τιμολόγηση εγχώριων χρεογράφων. Αυτό είναι το φυσικό επακόλουθο της γνωστής παγκοσμιοποίησης και ολοκλήρωσης των χρηματιστηρίων διεθνώς που προήλθε από τη σχετικά ελεύθερη διακίνηση αγαθών και κεφαλαίων καθώς επίσης και από την επανάσταση στην τεχνολογία πληροφοριών. Η μελέτη της συμπεριφοράς των διεθνών χρηματαγορών και η μελέτη της μεταξύ αυτών σχέσης, δίνει τη δυνατότητα σ' αυτούς που εμπορεύονται μετοχές να επιτύχουν κερδοσκοπία και εμπορικές στρατηγικές περισσότερο επιτυχείς.

Ένας περιορισμένος αριθμός μελετών έχει προβάλλει εμπειρικές εφαρμογές για το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών μέχρι τώρα. Η υπάρχουσα βιβλιογραφία σχετικά με τη συσχέτιση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές είναι η ακόλουθη:

Οι Theodosiou *et. al*.(1993) χρησιμοποιούν στοιχεία για την περίοδο Ιουλίου 1981 μέχρι Αύγουστο 1990 για να εξετάσουν την εξάρτηση στους μέσους της συνδυασμένης κατανομής των μετοχικών αποδόσεων ανάμεσα στις ΗΠΑ και την Ελλάδα μέσα σ'ενα πλαίσιο GARCH υποδείγματος χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία. Επί-σης, ερεύνησαν κατά πόσο οι διακυμάνσεις των αποδόσεων εξαρτώνται από το χρόνο και συνδέονταν μεταξύ τους. Επιπλέον, ασχολήθηκαν με τη σημασία και τη δομή της συσχέτισης των αποδόσεων στο χρόνο. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν πως για την περίοδο που εξετάζουν, οι αποδόσεις του ελληνικού χρηματιστηρίου επηρεάστηκαν από παρελθούσες αποδόσεις του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ. Εντούτοις, βρέθηκε πως η μεταβλητότητα στο ελληνικό χρηματιστήριο επηρεάστηκε από καινοτομίες στο χρηματιστήριο των ΗΠΑ.

Οι Milionis *et. al*. (1998) εξέτασαν την επίδραση του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου στο χρηματιστήριο της Ελλάδος. Χρησιμοποιήθηκε το μονομεταβλητό ARIMA μοντέλο Box- Jenkings, για να εξεταστεί η εξάρτηση των τριών δεικτών από το παρελθόν τους. Η ανάλυση χρησιμοποιεί επίσης και ένα πολύ-μεταβλητό υπόδειγμα ARIMA για να εξετάσει την επίδραση των δεικτών FTSE-100 και S&P-500 στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Αυτή η μεθοδολογία έχει το συγκριτικό πλεονέκτημα σε σχέση με τις μεθόδους που συχνά χρησιμοποιούνται για παρόμοιες έρευνες, πως ταυτόχρονα με την εξέταση των «lead-lag» σχέσεων, επιτρέπει και την εξέταση ταυτόχρονων κινήσεων. Καταλήγουν στο ότι υπάρχει μια στατιστικά σημαντική επίδραση, μικρή σε μέγεθος από το δείκτη S&P 500 στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών, και πως υπάρχει μια ξεχωριστή συσχέτιση μεταξύ χρηματιστηρίου του Λονδίνου και Αθηνών. Αυτό είναι ένα ενδιαφέρον συμπέρασμα διότι παρέχει επιπλέον πληροφορίες ότι το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών συμμετέχει στη γνωστή παγκόσμια ολοκλήρωση των χρηματαγορών. Η αιτιακή επίδραση του FTSE-100 στον γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών επιτυγχάνεται μέσω της έμμεσης επίδρασης από τον S&P 500 στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών διαμέσου του FTSE-100. Επίσης, βρήκαν πολύ ενδιαφέρον να εκτιμήσουν την σχετική σημασία ποικίλων παραγόντων στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Αυτό επιτεύχθηκε με την εξέταση της ερμηνευτικής δύναμης του μονομεταβλητού όσο και των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων με εξαρτημένη μεταβλητή το λογάριθμο του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Παρ'όλο που βρέθηκε μια στατιστικά σημαντική επίδραση από το λογάριθμο του S&P 500 στο λογάριθμο του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών, η μικρή του σημασία υπονοεί πως ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών είναι κατάλληλος για διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Επιπλέον, το πλαίσιο της ενδοσειριακής συσχέτισης στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών είναι ένδειξη αποτελεσματικότητας ασθενούς μορφής για το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών. Σε όρους απαιτούμενου χρόνου για τη διάδοση και αφομοίωση των νέων πληροφοριών από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου σ'αυτό των Αθηνών, η αγορά φαίνεται αποτελεσματική παρ'όλο που χρειάζεται περαιτέρω έρευνα.

Μια άλλη σημαντική μελέτη σχετικά με το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών είναι αυτή των Niarchos *et. al.* (1999). Εξέτασαν τη διεθνή διάδοση πληροφοριών μεταξύ μιας μεγάλης, αναπτυγμένης αγοράς, όπως αυτή της Νέας Υόρκης, και μιας

μικρής, αναδυόμενης αγοράς, όπως της Ελλάδας, χρησιμοποιώντας το διευρυμένο υπόδειγμα EGARCH. Βρέθηκε πως αυτό το υπόδειγμα σε όρους αυτοπαλλινδρόμησης, ερμηνεύει τις ημερήσιες χρηματιστηριακές αποδόσεις πολύ καλά. Οι αποδόσεις τόσο των ΗΠΑ όσο και της Ελλάδας εμφανίζουν ένα σημαντικό κινητό μέσο πρώτου βαθμού. Η κατανομή αποδόσεων της ελληνικής αγοράς έχει πολύ μεγαλύτερη μεταβλητότητα και πιο παχιές ουρές από την αμερικανική αγορά. Αυτή η μεγαλύτερη μεταβλητότητα στη ελληνική αγορά είναι εξισορροπημένη μέχρι ένα βαθμό από υψηλότερες αποδόσεις. Οι μεταβολές αποδόσεων και στις δυο αγορές εμφανίζουν ισχυρή εμμονή στο χρόνο.

Τα αποτελέσματά τους δείχνουν απουσία πλεονασμάτων μεταξύ αυτών των δύο αγορών για τον υποθετικό μέσο και διακύμανση. Τα συμπεράσματα γενικώς υποστηρίζουν την «heat wave» υπόθεση για τις δύο αγορές. Επίσης, τα tests συνολοκλήρωσης δείχνουν ότι αυτές οι δύο αγορές δεν είναι συνολοκληρωμένες. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες για τις μεγάλες διεθνείς χρηματαγορές, τα πορίσματα εδώ υποστηρίζουν την πεποίθηση πως οι διεθνείς αγορές, και ιδιαίτερα για τις αναδυόμενες οικονομίες, παραμένουν τμηματοποιημένες. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα χρηματιστήρια των ΗΠΑ και της Ελλάδας δεν σχετίζονται μεταξύ τους ούτε βραχυπρόθεσμα ούτε μακροπρόθεσμα. Αυτή η έλλειψη ισχυρής σχέσης μπορεί να οφείλεται σε διαφορές στις οικονομικές, κοινωνικές και πολιτικές δομές που παρουσιάζουν αυτές οι δυο χώρες. Τα συμπεράσματα βέβαια έρχονται σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες που υποστηρίζουν πως η αγορά των ΗΠΑ έχει ισχυρή επιρροή στις ξένες αγορές. Συνεπώς, τα αποτελέσματα της μελέτης, σε σύγκριση με προηγούμενες μελέτες δημιουργούν αμφιβολίες για την πεποίθηση πως οι διεθνείς αγορές έχουν αυξημένη συσχέτιση μεταξύ τους.

Τέλος, οι Δριτσάκη και Δριτσάκη (2004) εξέτασαν την επίδραση του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των Αθηνών με τη μέθοδο της συνολοκλήρωσης του Johansen για την περίοδο 1987:1 μέχρι και 2004:2 και κατέληξαν ότι υπάρχει μια μακροχρόνια συνολοκληρωμένη σχέση ισορροπίας.

2.10 Μακροοικονομικοί παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις

Ο Chen *et. al*. (1986) εξέτασαν μια σειρά οικονομικών μεταβλητών ως συστηματικές επιδράσεις στις μετοχικές αποδόσεις και έχουν εξετάσει την επίδρασή τους

στην τιμολόγηση παγίων. Από την πλευρά της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς και τη θεωρία των ορθολογικών προσδοκιών της τιμολόγησης παγίων οι Cox. *et. al.* (1995), υποστηρίζουν ότι οι τιμές των παγίων πρέπει να εξαρτώνται από την έκθεσή τους στις μεταβλητές που χαρακτηρίζουν την οικονομία. Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί απλά επιχειρήματα για να διαλέξει έναν αριθμό οικονομικών μεταβλητών, που a priori, ήταν υποψήφιες ως πηγές συστηματικού κινδύνου παγίων. Πολλές από αυτές τις οικονομικές μεταβλητές βρέθηκαν να είναι σημαντικές στην ερμηνεία προσδοκώμενων μετοχικών αποδόσεων, περισσότερο αξιοπρόσεκτων, όπως η βιομηχανική παραγωγή, αλλαγές στην αποζημίωση υψηλού κινδύνου, μεταβολές στην καμπύλη απόδοσης και λιγότερο σημαντικά μέτρα απρόσμενου πληθωρισμού και αλλαγές στον προσδοκώμενο πληθωρισμό κατά τη διάρκεια περιόδων όπου αυτές οι μεταβλητές ήταν υψηλά μεταβαλλόμενες. Δεν υποστηρίζουν, βεβαίως, ότι έχουν επαρκώς χαρακτηρίσει τον αριθμό των μακρο-οικονομικών παραγόντων που επιδρούν, αλλά τον αριθμό που έχει δράσει καλά ενάντια σε ποικίλες άλλες πιθανές μεταβλητές τιμολόγησης. Ίσως το πιο σημαντικό αποτέλεσμα είναι πως αν και ένας χρηματιστηριακός δείκτης, όπως αυτός του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, ερμηνεύει ένα σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των χρονοσειρών των μετοχικών αποδόσεων, έχει μια μη-σημαντική επίδραση στην τιμολόγηση όταν συγκρίνεται με τις οικονομικές μεταβλητές. Εξετάζουν επίσης, την επίδραση της τιμολόγησης της έκθεσης σε καινοτομίες σε πραγματική κατ'άτομο κατανάλωση. Αυτά τα αποτελέσματα είναι αρκετά απογοητευτικά για τις θεωρίες που βασίζονται στην τιμολόγηση κατανάλωσης παγίων, διότι η μεταβλητή της κατανάλωσης δεν ήταν ποτέ σημαντική. Εν τέλει, εξέτασαν την επίδραση ενός δείκτη μεταβολής της τιμής του πετρελαίου στην τιμολόγηση παγίων και βρήκαν πως δεν υπάρχει σχέση.

Το συμπέρασμά τους δείχνει πως οι μετοχικές αποδόσεις που εκτίθενται στις συστηματικές οικονομικές ειδήσεις, είναι τιμολογημένες σε σχέση με την έκθεσή τους και πως οι ειδήσεις μπορούν να μετρηθούν ως καινοτομίες στις μεταβλητές των οποίων η αναγνώριση μπορεί να επιτευχθεί μέσω απλής και διαισθητικής χρηματο-οικονομικής θεωρίας.

Οι Alexakis and Petrakis (1991) εξέτασαν τους προσδιοριστικούς παράγοντες που επηρεάζουν το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών. Πιο συγκεκριμένα, διερεύνησαν τη διακύμανση του χρηματιστηριακού δείκτη, σκοπεύοντας στον προσδιορισμό των βασικών στοιχείων που επηρεάζουν τη συμπεριφορά του. Ως στοιχείο μπορεί να οριστεί ένα σύνολο από μεταβλητές, που μοιράζονται κοινά χαρακτηριστικά και διαμορφώ-

νουν μια ερμηνευτική κατηγορία. Η ανάλυσή τους δεν στοχεύει στη δημιουργία ενός ακριβούς, ερμηνευτικού οικονομετρικού υποδείγματος της συμπεριφοράς του χρηματιστηρίου, παρ'όλο που τα αποτελέσματα της ανάλυσης θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν γι'αυτό το σκοπό. Το αντικείμενό τους αναφέρεται στην κατανόηση του τρόπου που η κοινωνία και η οικονομία επηρεάζουν, μέσω του μηχανισμού τους, τη λειτουργία του χρηματιστηρίου. Ή, αν το θέσουμε διαφορετικά, στοχεύει να εξετάσει αν το χρηματιστήριο επηρεάζεται από το περιβάλλον στο οποίο λειτουργεί.

Οι εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες, μαζί με τους κοινωνικοπολιτικούς παράγοντες, φαίνεται να επηρεάζουν σημαντικά την εξέλιξη του χρηματιστηριακού δείκτη. Υπάρχει μια σημαντική επίδραση της επένδυσης στο εξωτερικό, καθώς επίσης και της επίδρασης της σύνταξης ενέργειας και των εγχώριων επιτοκίων. Η ξένη ανταγωνιστικότητα φαίνεται να έχει μέχρι τώρα τη μεγαλύτερη ερμηνευτική δύναμη, ακολουθούμενη από παράγοντες, όπως κοινωνικοπολιτικοί παράγοντες και εγχώριες επενδυτικές ευκαιρίες. Αυτοί οι παράγοντες δείχνουν να δίνουν υπερβολικό βάρος στην οικονομική δραστηριότητα και τα κέρδη των εταιριών τα οποία φαίνεται πως έχουν μικρότερη επίδραση. Αυτό το άρθρο έχει αναλύσει τις διακυμάνσεις του χρηματιστηριακού δείκτη βάση της αρχικής υπόθεσης ότι στη μικρή ελληνική κεφαλαιαγορά, η συμπεριφορά του χρηματιστηριακού δείκτη επηρεάζεται σημαντικά από εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες και κοινωνικοπολιτικούς παράγοντες παρά από τα κέρδη των επιχειρήσεων και την οικονομική δραστηριότητα. Αυτή η υπόθεση δεν έχει απορριφθεί από τους εμπειρικούς ελέγχους που πραγματοποιήθηκαν. Οι εξωτερικές εξελίξεις, οι εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες στο εσωτερικό και το κοινωνικοπολιτικό περιβάλλον φαίνεται να έχουν ισχυρή επίδραση στη συμπεριφορά του ελληνικού χρηματιστηρίου.

Από μεθοδολογικής άποψης, η εξέταση της υπόθεσης της γνωστής ασθενούς αποτελεσματικότητας, είναι το πρώτο βήμα που ακολουθείται σε τέτοιες μελέτες. Αυτό είναι απαραίτητο διότι οποιαδήποτε επίδραση των παρελθόντων τιμών της ιδίας αγοράς πρέπει να ληφθεί υπόψιν πριν μελετηθούν οι παράλληλες κινήσεις αυτής της αγοράς με άλλες αγορές.

Μια μελέτη από τους Cheung and Lai (1999) αναλύει μακροπρόθεσμες κινήσεις μεταξύ αναδυόμενων αγορών. Η ανάλυση δεν προσφέρει μόνο πληροφορίες για τις κινήσεις της αγοράς, αλλά επίσης ερευνά τις πηγές των κινήσεων, που μπορεί να είναι το αποτέλεσμα κάποιων συστηματικών δυνάμεων που επιδρούν στις αγορές. Πολλά υποδείγματα τιμολόγησης παγίων προτείνουν ότι οι μετοχικές αποδόσεις

μπορεί να σχετίζονται με την μακρο-οικονομία του κράτους. Τα χρηματοοικονομικά χρεόγραφα αντιπροσωπεύουν απαιτήσεις έναντι της παρούσης και μελλοντικής παραγωγής της οικονομίας, και οι κινήσεις των τιμών τους μπορεί να αντικατοπτρίζουν αλλαγές στην οικονομική δραστηριότητα μακροχρονίως.

Οι Chen (1991), Chen *et. al*. (1986) και Fama (1981, 1990) μεταξύ άλλων, ερεύνησαν την πιθανή σχέση μεταξύ των μετοχικών αποδόσεων στις ΗΠΑ και της μακροοικονομίας της πολιτείας των ΗΠΑ. Αυτή η μελέτη δεν ερεύνησε κινήσεις ενός μεμονωμένου χρηματιστηρίου, αλλά σχετικές κινήσεις διαφορετικών διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Για χώρες που οι οικονομίες τους σχετίζονται πολύ μεταξύ τους, οι οικονομικές και χρηματοοικονομικές εξελίξεις στη μία χώρα μπορούν να επιδράσουν τις εξελίξεις στις άλλες χώρες. Η παρούσα ανάλυση εξετάζει αν σχετικές μακροχρόνιες κινήσεις από διαφορετικές αναπτυσσόμενες αγορές μπορούν να σχετιστούν με παρόμοιες μακροχρόνιες κινήσεις στις μακροοικονομικές μεταβλητές.

Το εμπειρικό μέρος χρησιμοποιεί την ανάλυση Gonzalo and Granger (1995), η οποία επιτρέπει μια διάσπαση των δυναμικών ενός πολυμεταβλητού συστήματος σε μόνιμα και μεταβατικά στοιχεία και επιτρέπει τη μακροχρόνια ανάλυση στοιχείων μεταξύ υποσυστημάτων μέσα σε ένα πλαίσιο συνολοκλήρωσης. Για ένα σύστημα ή υποσύστημα μεταβλητών, η μακροπρόθεσμη συμπεριφορά του κατευθύνεται από ένα σχετικά μικρό αριθμό κοινών μόνιμων στοιχείων.

Επιπλέον, η θεωρία κερδοσκοπικής τιμολόγησης (APT) προτείνει πως οι μακρο-οικονομικοί παράγοντες μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως πληρεξούσιοι για διεισδυτικούς παράγοντες κινδύνου. Μια μελέτη από τους Bilson. *et. al*. (2001), επεκτείνει τη βιβλιογραφία λαμβάνοντας υπ'όψη τη σχέση μέσα σε ένα πλαίσιο αναδυόμενων αγορών. Προτείνουν ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα για τις αποδόσεις χωρών που ενσωματώνουν το βαθμό ολοκλήρωσης της χώρας, και ως εκ τούτου, επιτρέπουν παγκόσμιους και τοπικούς παράγοντες να επηρεάσουν τις αποδόσεις. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν είναι η προσφορά χρήματος ο πληθωρισμός, η βιομηχανική παραγωγή και τα επιτόκια και βρίσκουν πως αυτές οι μεταβλητές είναι σημαντικές όταν σχετίζονται με αναδυόμενες αποδόσεις μετοχών. Όταν θεωρούμε ένα μεγαλύτερο αριθμό μεταβλητών η ερμηνευτική δύναμη του υποδείγματος βελτιώνεται σημαντικά έτσι ώστε να είναι ικανή να ερμηνεύσει ένα μεγάλο μέρος απόδοσης της διακύμανσης για τις περισσότερες αναδυόμενες αγορές. Οι μακροοικονομικές επιδράσεις της τιμής στα κέρδη και τη μερισματική απόδοση είναι περισσότερο εμφανείς. Αυτή η απόδειξη φαίνεται να δίνει έμφαση σ'ένα υπόδειγμα

όπου οι τοπικοί παράγοντες είναι πιο σχετικοί έτσι ώστε η ομοιότητα στις θέσεις μεταξύ των αγορών δεν είναι αναμενόμενη.

Παρ'όλα αυτά, αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί αυτό τον αριθμό των μεταβλητών για να ερευνήσει το βαθμό της ομοιότητας μεταξύ των αποδόσεων στις αναδυόμενες χρηματαγορές. Ένας αριθμός κύριων στοιχείων εξάγεται και παλινδρομείτε με τις αποδόσεις για κάθε αγορά. Βρέθηκε πως οι αποδόσεις των αναδυόμενων αγορών έχουν όντως παρόμοιες εκθέσεις σ'έναν αριθμό αυτών των παραγόντων. Η ομοιότητα είναι ιδιαιτέρως εμφανής όταν λαμβάνονται υπ'όψη οι περιοχές. Τα πορίσματα της ομοιότητας στις εκθέσεις μεταξύ των αγορών έχουν εφαρμογές για τους ξένους επενδυτές καθώς προτείνουν ένα περιορισμό στη διαφοροποίηση, ιδιαιτέρως συγκεντρωμένη σε τοπικό επίπεδο. Αυτά τα αποτελέσματα είναι σχετικά όταν λαμβάνεται υπ' όψη ότι πολλοί επενδυτές κερδίζουν την είσοδο στις αναδυόμενες αγορές μέσω των χαρτοφυλακίων. Τα συμπεράσματα επίσης προτείνουν πως οι επενδυτές πρέπει να διαφοροποιηθούν σε ειδικά τοπικά ομόλογα. Τα πορίσματα έχουν επίσης εφαρμογή σε διεθνή υποδείγματα τιμολόγησης παγίων που ισχύουν στις αναδυόμενες αγορές. Αυτά τα υποδείγματα δεν πρέπει μόνο να μελετούν το επίπεδο ολοκλήρωσης μιας χώρας με άλλες παγκόσμιες χρηματαγορές , αλλά πρέπει επίσης να μεριμνούν για το για τοπικό επίπεδο ολοκλήρωσης μιας χώρας.

Μια άλλη συμβολή γι'αυτό το θέμα προσφέρει η έρευνα του Morelli (2001), ο οποίος ερεύνησε τη σχέση μεταξύ της τεκμαρτής μεταβλητότητας για το χρηματιστήριο της Μεγάλης Βρετανίας και έναν αριθμό μακροοικονομικών μεταβλητών. Σε όρους εκτίμησης VAR, βρέθηκε μια σημαντική σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής μεταβλητότητας σε συνάρτηση με την ικανότητα της μακρο-οικονομικής μεταβλητότητας να προβλέπει την χρηματιστηριακή μεταβλητότητα. Οι έλεγχοι της συνδυασμένης και ταυτόχρονης ερμηνευτικής δύναμης της μακρο-οικονομικής μεταβλητοτητας βρέθηκαν πως είναι απογοητευτικά εφ'όσον δε βρέθηκε ισχυρή σχέση. Βρέθηκε, ωστόσο, πως η συμπερίληψη της τεκμαρτής (implied) μεταβλητότητας του πληθωρισμού στην τεκμαρτή μεταβλητότητα της ισορροπίας του χρηματιστηρίου κατέληγε σε μια βελτίωση της καλής εναρμόνισης βασισμένη στη διαφορά της αξίας της πιθανότητας υστέρησης.

Οι μετοχικές αποδόσεις αλλάζουν σταθερά και η μεταβλητότητα που υπάρχει μέσα στο χρηματιστήριο μπορεί να εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας ARCH υποδείγματα. Αυτή η μελέτη έχει εξετάσει αν η μεταβαλλόμενη τεκμαρτή μεταβλητότητα στο χρηματιστήριο μπορεί να ερμηνευτεί, μερικώς, από την τεκμαρτή μεταβλητότητα που

υπάρχει μεταξύ μακρο-οικονομικών μεταβλητών. Βάση των μακρο-οικονομικών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν, μπορεί κανείς να συμπεράνει πως η μεταβλητότητα στις επιλεγμένες μακρο-οικονομικές μεταβλητές δεν εξηγεί τη μεταβλητότητα στο χρηματιστήριο.

Η Χαρίτου (2001) ξεκινώντας με το αν ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς για το Χρηματιστήριο αξιών Αθηνών, προσπαθεί να διερευνήσει αν είναι δυνατόν να κατασκευαστούν υποδείγματα που ερμηνεύουν τη συμπεριφορά των μετοχών και να εκτιμηθεί η δυναμικότητά τους. Σ' ένα δεύτερο στάδιο προσπαθεί να θεμελιώσει τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών σε σχέση με διάφορες μακρο-οικονομικές μεταβλητές, όπως την προσφορά χρήματος, τα επιτόκια, τον πληθωρισμό και την οικονομική ανάπτυξη. Καταλήγει στο ότι η ελληνική αγορά δεν είναι ασθενώς αποτελεσματική και ότι οι τιμές των μετοχών επηρεάζονται αρχικά από την ίδια τους τη δυναμική και ύστερα από τον πληθωρισμό, το ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης και τέλος από την προσφορά χρήματος.

Επιπλέον, οι Nikkinen and Sahlstrom (2001) εξέτασαν πως η ανακοίνωση μακρο-οικονομικών ειδήσεων επηρεάζει την αβεβαιότητα στις εγχώριες και ξένες χρηματιστηριακές συναλλαγές. Η μελέτη επικεντρώθηκε στην επίδραση του απολογισμού απασχόλησης, του δείκτη παραγωγής και δείκτη κατανάλωσης, που ακολουθούνται ευρέως από τους επενδυτές των ΗΠΑ και του εξωτερικού. Συνεπώς, η αβεβαιότητα που σχετίζεται με τον απολογισμό αυτών των δεικτών αναμένεται να αντικατοπτρίζεται και στα αμερικανικά και στα ξένα χρηματιστήρια. Τα συγκριτικά αποτελέσματα από αυτές τις αγορές είναι ιδιαιτέρως σημαντικά αφότου οι ΗΠΑ είναι ένας σημαντικός εμπορικός συνέταιρος της Φιλανδίας και η φιλανδική οικονομία εξαρτάται κατά πολύ από τις οικονομίες των εμπορικών της συνεταίρων. Επιπλέον, το χρηματιστήριο του Ελσίνκι (HSE) είναι ένα αντιπροσωπευτικό παράδειγμα ενός μικρού τεχνολογικά προσανατολισμένου χρηματιστηρίου στο οποίο το μερίδιο της ξένης ιδιοκτησίας αναλογεί στο 71% της συνολικής της αγοραστικής αξίας.

Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν πως η επιλογή της φιλανδικής αγοράς είναι ιδιαιτέρως ενδιαφέρουσα εφ'όσον οι τεκμαρτές αστάθειες από αυτές τις αγορές συμπεριφέρονται παρόμοια. Επιπροσθέτως, οι έλεγχοι της αιτιότητας κατά Granger φανερώνουν πως η αβεβαιότητα περνά από την αγορά των Η.Π.Α στη φιλανδική αγορά.

Τα πορίσματα αυτής της έρευνας επικυρώνουν την υπόθεση πως η τεκμαρτή αστάθεια αυξάνεται πριν τον απολογισμό των μακρο-οικονομικών ειδήσεων και μειώνεται μετά την ανακοίνωση τους. Αυτό δείχνει πως η αβεβαιότητα που αφορά το περιεχόμενο αυτών των ειδήσεων είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει το επίπεδο της αγοραστικής αβεβαιότητας. Παρόμοια συμπεριφορά παρατηρείται και στις δυο αγορές. Αυτό υπονοεί πως η αβεβαιότητα που συνοδεύεται από την ανακοίνωση μακρο-οικονομικών ειδήσεων αντικατοπτρίζεται στο χρηματιστήριο της Φιλανδίας. Από τις ανακοινώσεις μακρο-οικονομικών ειδήσεων, ο απολογισμός της εργασίας έχει τη μεγαλύτερη επίδραση στην αβεβαιότητα και των δυο αγορών.

Η τεκμαρτή αστάθεια θεωρείται πως αυξάνεται διαδοχικά σε σταθερό βαθμό όσο ο χρόνος για την ανακοίνωση ειδήσεων μειώνεται. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως η τεκμαρτή αστάθεια δε συμπεριφέρεται σύμφωνα με αυτή την υπόθεση, αλλά κάνει ένα άλμα ακριβώς πριν την ανακοίνωση. Μια πιθανή ερμηνεία είναι πως οι επενδυτές στην αγορά χρηματοοικονομικών δικαιωμάτων είναι μη-προβλεπτικοί, προσαρμόζοντας τις απόψεις τους σχετικά με την αβεβαιότητα μόνο μια μέρα πριν την ανακοίνωση. Ακόμη, τα συμπεράσματα αποκαλύπτουν πως όλη η επίδραση αφομοιώνεται την ημέρα της ανακοίνωσης. Τα πορίσματα αυτής της μελέτης έχουν σημαντικές εφαρμογές. Η αβεβαιότητα που συνδέεται με την ανακοίνωση μακρο-οικονομικών ειδήσεων στις ΗΠΑ, επηρεάζει άμεσα την αποτίμηση μετοχών και χρηματοοικονομικών δικαιωμάτων όχι μόνο στην αμερικανική αγορά αλλά και σε ξένες αγορές. Η σημασία της αλλαγής στην τεκμαρτή αστάθεια γύρω από μια μέρα αναγγελιών είναι αρκετά μεγάλη ώστε να έχει σημαντική επίδραση στις τιμές των χρηματοοικονομικών δικαιωμάτων.

Σε άλλη έρευνα οι Wongbango and Sharma (2002) ερεύνησαν την αλληλεξάρτηση μεταξύ χρηματιστηρίων και βασικών μακροοικονομικών παραγόντων σε πέντε Ασιατικές χώρες, όπως Ινδονησία, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη και Ταυλάνδη. Μελέτησαν την παρουσία μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων σχέσεων μεταξύ χρηματιστηριακών δεικτών και μιας ομάδας επιλεγμένων μακρο-οικονομικών μεταβλητών, όπως, ΑΕΠ, δείκτης κατανάλωσης, προσφορά χρήματος, επιτόκια και συναλλαγματική ισοτιμία από το 1985-1996. Η αναζήτηση αλληλοσυσχέτισης μεταξύ χρηματιστηρίων και μακρο-οικονομικών μεταβλητών έχει εφαρμογές για τους επενδυτές, καθώς επίσης και για αυτούς που ασκούν οικονομική πολιτική. Η βραχυπρόθεσμη ανάλυση θα αποκαλύψει βασικές λειτουργίες των χρηματιστηρίων για την αναγνώ-

ριση αλλαγών στις οικονομικές καταστάσεις, ή για την ανακοίνωση της μελλοντικής απόδοσης της μακρο-οικονομίας.

Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger συλλαμβάνουν την αιτιακή σχέση από τις μακρο-οικονομικές μεταβλητές στις μετοχές για τα πέντε Ασιατικά χρηματιστήρια. Τα πορίσματα δείχνουν πως οι τιμές του παρελθόντος των μακρο-οικονομικών μεταβλητών σ'αυτές τις Ασιατικές χώρες είναι ικανές να προβλέψουν μελλοντικές αλλαγές στους χρηματιστηριακούς τους δείκτες. Βρίσκουν αποδείξεις αιτιότητας από χρηματιστηριακούς δείκτες S&P στις μακροοικονομικές μεταβλητές σε μια σειρά περιπτώσεων από το S&P στο καθαρό εθνικό προϊόν και στο δείκτη τιμών του καταναλωτή και στις πέντε Ασιατικές χώρες, από τον S&P στην προσφορά χρήματος και στα ονομαστικά επιτόκια στην Ινδονησία, Μαλαισία και Ταϊλάνδη και από τον S&P στη συναλλαγματική ισοτιμία για τις Φιλιππίνες και τη Σιγκαπούρη. Οι παρατηρούμενες διαθέσιμες αιτιότητες υποστηρίζουν την τυπική άποψη πως το χρηματιστήριο είναι ένας σημαντικός παράγοντας μεταξύ των ηγετικών οικονομικών δεικτών. Τα ευρήματα της αμφίδρομης αιτιότητας επιβεβαιώνουν τους θεμελιώδεις και θεωρητικούς δεσμούς μεταξύ των μακρο-οικονομικών μεταβλητών στην περιοχή της Ασίας. Η ανάλυση καινοτομιών τείνει να προτείνει πως τα χρηματιστήρια των πέντε Ασιατικών χωρών αλληλεπιδρούν δυναμικά με άλλους μακρο-οικονομικούς παράγοντες. Μεγαλύτερη από την παραλλαγή του S&P μπορεί να συλληφθεί από τις καινοτομίες στα επιτόκια, την προσφορά χρήματος και στο ΑΕΠ, ενώ ισχύει και το αντίστροφο. Ο ουσιώδης ρόλος της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην ανάλυση για τις Φιλιππίνες, δηλώνει την παρουσία του στην μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης. Επομένως, οι αιτιακές σχέσεις που οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές προκάλεσαν στις τιμές των μετοχών είναι ποσοτικώς στηριγμένες από καινοτομίες στη λογιστική ανάλυση.

Τέλος, οι Ansotegui and Esteban (2002) στην έρευνά τους ασχολήθηκαν αρχικά με την ορθολογικότητα του ισπανικού χρηματιστηρίου. Προσδιορίζουν την ορθολογικότητα ως την ικανότητα της αγοράς να καθοδηγείται από τους βασικούς μακρο-οικονομικούς της παράγοντες μακροχρονίως. Το πλαίσιο για την ανάλυση είναι ένα VAR υπόδειγμα που περιλαμβάνει το χρηματιστηριακό δείκτη της Μαδρίτης και τις μακρο-οικονομικές μεταβλητές, δείκτη βιομηχανικής παραγωγής, ρυθμό πληθωρισμού και μακροπρόθεσμα επιτόκια. Αυτή η μελέτη ερευνά την παρουσία μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ του χρηματιστηρίου και των μακρο-οικονομικών του παραγόντων με τη εξέταση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης στο VAR

υπόδειγμα. Χρησιμοποιείται η διαδικασία Johansen για τη συνολοκλήρωση και βρέθηκε πως υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα.

Η ύπαρξη συνολοκλήρωσης στο σύστημα τους οδηγεί στο συμπέρασμα πως οι μεταβλητές τείνουν να εξελίσσονται μαζί στο χρόνο. Εντούτοις, τίποτα παραπάνω δεν μπορεί να ειπωθεί για την αλληλεξάρτηση μεταξύ των μεταβλητών. Η σχέση συνολοκλήρωσης δεν μπορεί να ερμηνευτεί άμεσα, διότι οι σχέσεις δεν έχουν προσδιοριστεί.

Για να αποκτήσουν μια καλύτερη οπτική σχετικά με τις οικονομικές ενδοσχέσεις μεταξύ των μεταβλητών παρουσιάστηκε η ανάλυση αυθόρμητης ανταπόκρισης στις επιδράσεις (impulse response analysis). Αυτή η μελέτη γνωρίζει ότι η ανάλυσή της γειτνιάζει με όλες τις σχετικές μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο σύστημα. Αυτά τα συμπεράσματα είναι σύμφωνα με άλλες μελέτες στη χρηματοοικονομική βιβλιογραφία. Το χρηματιστήριο δεν αντισταθμίζει τον πληθωρισμό. Όπως αναμενεται, ο δείκτης τιμών κινείται αντίθετα προς τα επιτόκια. Αυξήσεις στη βιομηχανική παραγωγή οδηγούν σε αυξήσεις στον πληθωρισμό και σε μειώσεις στα επιτόκια. Η σχέση μεταξύ του χρηματιστηρίου και της πραγματικής δραστηριότητας εξαρτάται από τη δομή που εφαρμόζεται στο υπόδειγμα μέσω του βαθμού των μεταβλητών στο σύστημα. Η οικονομική συνοχή θα απαιτεί μια θετική σχέση μεταξύ χρηματιστηρίου και παραγωγής. Αν ισχύει αυτή η απαιτούμενη συνοχή, τότε λέγεται πως η αγορά λειτουργεί ως ορθολογικός προφήτης της παραγωγής στην ισπανική οικονομία.

2.11 Η επίδραση συγκεκριμένων μακροοικονομικών μεταβλητών πάνω στις χρηματιστηριακές αγορές

2.11.1 Η επίδραση των επιτοκίων

Έχει υποστηριχθεί από τους Landi and Saracoglu (1983), Gelb (1989) και Pill (1997) πως τα επιτόκια ως μια σημαντική μεταβλητή, έχουν θετική σχέση με την οικονομική ανάπτυξη. Μέσω μιας ποικιλίας μηχανισμών, υψηλότερα πραγματικά επιτόκια παρακινούν χρηματοοικονομικές δραστηριότητες και διαδοχικά οικονομική ανάπτυξη και παραγωγή. Πολλές μελέτες (Mukherjee and Naka, 1995, Masih and Masih, 1996, Kwon *et. al*., 1997 και Cheung and Ng, 1998) ερεύνησαν την επίδραση ποικίλων μακρο-οικονομικών παραγόντων (συμπεριλαμβανομένων των επιτοκίων και του πληθωρισμού) στο χρηματιστήριο τόσο στις αναπτυγμένες όσο και τις αναδυόμενες αγορές. Οι περισσότερες μελέτες βρίσκουν πως αυτές οι μακρο-οικονομικές

μεταβλητές έχουν σημαντική επίδραση στο χρηματιστήριο και καταλήγουν στην παρουσία μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ αυτών των μακρο-οικονομικών μεταβλητών και των μετοχικών τιμών και αποδόσεων. Εντούτοις, τα επιτόκια ευθύνονται για σημαντικό τμήμα της αρνητικής συσχέτισης μεταξύ αποδόσεων μετοχών και πληθωρισμού. Η αρνητική αυτή σχέση τεκμηριώνεται και από το Spiro (1990) που εξετάζει τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και χρηματιστηριακής απόδοσης στις αναπτυγμένες οικονομίες και τεκμηριώνει μια αρνητική σχέση μεταξύ επιτοκίων και μετοχικών τιμών. Το επιχείρημα είναι πως οι άνθρωποι προτιμούν να επενδύουν στις τράπεζες παρά στο χρηματιστήριο όταν τα επιτόκια αυξάνονται, λόγω του ότι υψηλότερα επιτόκια ενδέχεται να επηρεάσουν τα χρηματιστήρια αρνητικά.

Εξάλλου, οι Gjerde and Saettem (1999), χρησιμοποιώντας στοιχεία από τη Νορβηγική οικονομία συμπεραίνουν ότι οι πραγματικές αποδόσεις μετοχών είναι αρνητικά σχετισμένες με τα πραγματικά επιτόκια. Επιπλέον, οι Nasseh and Strauss (2000) καταλήγουν πως τα μακροπρόθεσμα επιτόκια επηρεάζουν αρνητικά τις τιμές των μετοχών ενώ τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια είναι θετικά σχετισμένα με τις τιμές των μετοχών. Τέλος, στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουν και οι Ansotegui and Esteban (2002) για την ισπανική οικονομία, όπου ο δείκτες τιμών του χρηματιστηρίου κινείται αρνητικά σε σχέση με τα επιτόκια.

2.11.2 Η επίδραση του δείκτη τιμών καταναλωτή

Αναρίθμητες μελέτες έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα πως η σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών τιμών και πληθωρισμού είναι αρνητική (Fama 1981, Summers 1983 και Day 1984). Αυτή η αρνητική σχέση έρχεται σε αντίθεση με τη θεωρητική πρόταση πως οι μετοχές πρέπει να δρουν αντισταθμιστικά στον πληθωρισμό και πως οι τιμές αγοράς καθορίζονται από τον κίνδυνο οποίος συνδέεται με τις μελλοντικές χρηματοροές. Εντούτοις, οι Boyle and Young (1988) επιμένουν πως αν ο πληθωρισμός ορίζεται από πραγματικά μέτρα τότε οι μετοχικές τιμές και ο πληθωρισμός σχετίζονται αρνητικά. Αντιθέτως, μια θετική συσχέτιση μεταξύ μετοχικών τιμών και πληθωρισμού αναμένεται όταν ο πληθωρισμός πηγάζει από νομισματικές διακυμάνσεις. Τα διαφορετικά κανάλια όπου ο πληθωρισμός θα μπορούσε να επιδράσει στις χρηματοοικονομικές μεταβλητές έχουν μελετηθεί από τους Fama and Schwert (1977), Pearce (1982) και Pearce and Roley (1985). Ο πληθωρισμός θα μπορούσε να επιδράσει στις μετοχικές τιμές μέσω της επίδρασης των ονομαστικών χρηματοροών,

όπως τα ονομαστικά επιτόκια. Ο Pearce (1982) αναφέρει πως ο πληθωρισμός έχει άσχημη επίδραση στις μετοχικές τιμές καθώς αυξάνει τον πραγματικό συντελεστή φορολογίας των επιχειρηματικών κερδών, και συνεπώς τα πραγματικά κέρδη προ φόρων.

Οι Nelson (1976) και Fama (1981), μέσω της υποστήριξης της προσεγγιστικής υπόθεσης (proxy analysis), υποστηρίζουν ότι ο πληθωρισμός επιδρά στις χρηματιστηριακές τιμές όταν υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ πραγματικού πληθωρισμού και αύξησης στην πραγματική δραστηριότητα.

Επιπλέον, οι Geske and Roll (1983) παρέχουν πληροφορίες πως η κεντρική τράπεζα τείνει να επιδρά ενάντια στην κυκλικότητα, τον θόρυβο που προέρχεται από την πραγματική δραστηριότητα. Η αναμενόμενη αλλαγή στην πραγματική δραστηριότητα οδηγεί σε δημοσιονομικά ελλείμματα και σε αλλαγές στην νομισματική προσφορά. Το αποτέλεσμα είναι μια ταυτόχρονη αλλαγή στον πληθωρισμό και τις μετοχικές τιμές, όσο αυτές οι τιμές συνήθως αντικατοπτρίζουν αλλαγές στην οικονομική δραστηριότητα.

Ο Day (1984) αναφέρει πως υπάρχει μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ του πληθωρισμού και των μετοχικών τιμών, η οποία είναι σύμφωνη με την ισορροπία σε μια αγορά με ορθολογικούς μετέχοντες.

Τέλος, ο Kaul (1987) εξάγει μια σχέση μεταξύ πληθωρισμού και χρηματοοικονομικών μέτρων μέσω των αλλαγών της κατάστασης ισορροπίας στον νομισματικό τομέα.

2.11.3 Η επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής

Μια από τις σημαντικότερες συνεισφορές στην έρευνα σ'αυτό το γνωστικό αντικείμενο στη διεθνή αρθρογραφία αποτελεί το άρθρο του Lee (1992). Χρησιμοποιώντας στοιχεία από την οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής, βρήκε ότι οι αποδόσεις μετοχών έχουν αιτιακή κατά Granger σχέση με την πραγματική δραστηριότητα. Υποστήριξε πως οι αποδόσεις μετοχών είναι θετικά σχετισμένες με την ανάπτυξη της βιομηχανικής παραγωγής. Οι Domian and Louton (1997) χρησιμοποιώντας μια βηματική αυτοπαλλίνδρομη ανάλυση για τις αποδόσεις μετοχών και την πραγματική δραστηριότητα, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αρνητικές αποδόσεις μετοχών ακολουθούνται από απότομες μειώσεις στα ποσοστά ανάπτυξης της βιομηχανικής

παραγωγής. Επιπλέον, οι θετικές αποδόσεις μετοχών προκαλούν περισσότερο σταδιακές αυξήσεις στην πραγματική δραστηριότητα.

Οι Cambell and Ammer (1993) έχουν αποδείξει πως η συμπεριφορά κάποιων μακρο-οικονομικών μεταβλητών, όπως της βιομηχανικής παραγωγής, επιδρούν στις μετοχικές τιμές μέσω της επίδρασης των μελλοντικών χρηματοροών, που είναι μια μεταβλητή ευρέως χρησιμοποιημένη στη χρηματοοικονομική βιβλιογραφία, ως έχουσα μεγάλη επίδραση στις χρηματιστηριακές τιμές και τις αποδόσεις τους.

Είναι ευρέως αποδεκτό πως τα παρόντα επίπεδα μετοχών σχετίζονται θετικά με τα μελλοντικά επίπεδα πραγματικής δραστηριότητας, όπως μετριούνται από το ΑΕΠ ή τη βιομηχανική παραγωγή. Από διαίσθηση αυτά τα συμπεράσματα φαίνεται να δικαιώνονται εφόσον οι αποδόσεις είναι λειτουργία των μελλοντικών χρηματοροών, τα οποία είναι υψηλά εξαρτώμενα από τις μελλοντικές οικονομικές καταστάσεις. Εντούτοις, ένας αριθμός μελετών έχει αναφέρει μια σχέση μεταξύ παρελθούσης (ή παρούσης) παραγωγής και μετοχικών αποδόσεων (Fama 1981, James *et. al*. 1985, Harris and Opler 1990 και Ferson and Harvey 1996). Ο Fama (1984) βρήκε μια σχέση μεταξύ ταυτόχρονων μέτρων μετοχικών αποδόσεων των ΗΠΑ και βιομηχανικής παραγωγής η οποία ήταν θετική και υψηλά σημαντική. Οι James *et. al*. (1985), ερεύνησαν τη σχέση μεταξύ της αλλαγή με υστέρηση στη βιομηχανική παραγωγή των ΗΠΑ και την απόδοση του δείκτη S&P 500 χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από το 1962 μέχρι το 1981. Κατέληξαν πως οι παρούσες μετοχικές αποδόσεις σχετίζονται με τη βιομηχανική παραγωγή με υστέρηση δύο περιόδων. Ως εκ τούτου δεχόμαστε a priori, πως η πραγματική δραστηριότητα σχετίζεται θετικά με της μετοχικές αποδόσεις.

2.12 Συμπεράσματα

Σ'αυτό το κεφάλαιο ξεκινήσαμε τις βιβλιογραφικές μας αναφορές με το θέμα της συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηρίων και της μακροοικονομίας και αναφερθήκαμε περιληπτικά στα βασικά υποδείγματα που αναπτύχθηκαν πάνω σ'αυτή τη θεωρία. Αναπτύξαμε την έννοια της αποτελεσματικότητας των αγορών και της μορφές που μπορεί να πάρει. Ενδιαφέρον θα λέγαμε πως παρουσιάζει, σύμφωνα με την αρθρογραφία που παραθέσαμε, το γεγονός πως οι επιστήμονες που ασχολήθηκαν με αυτό το θέμα οδηγούνται σε αντικρουόμενα αποτελέσματα για τον έλεγχο της αποτελεσματικότητας μιας αγοράς. Αυτό οφείλεται στις διαφορετικές μεθόδους που

εφαρμόζονται αλλά και στους διαφορετικούς υπό εξέταση χρονικούς ορίζοντες. Τέλος, παρουσιάσαμε εκτεταμένα την υπάρχουσα σύγχρονη βιβλιογραφία σχετική με το θέμα μας καθώς και τους περιορισμούς και τις αντιφάσεις των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τις μέχρι και σήμερα έρευνες.

3. ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΕΞΕΙΔΙΚΕΥΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

3.1 Εισαγωγή

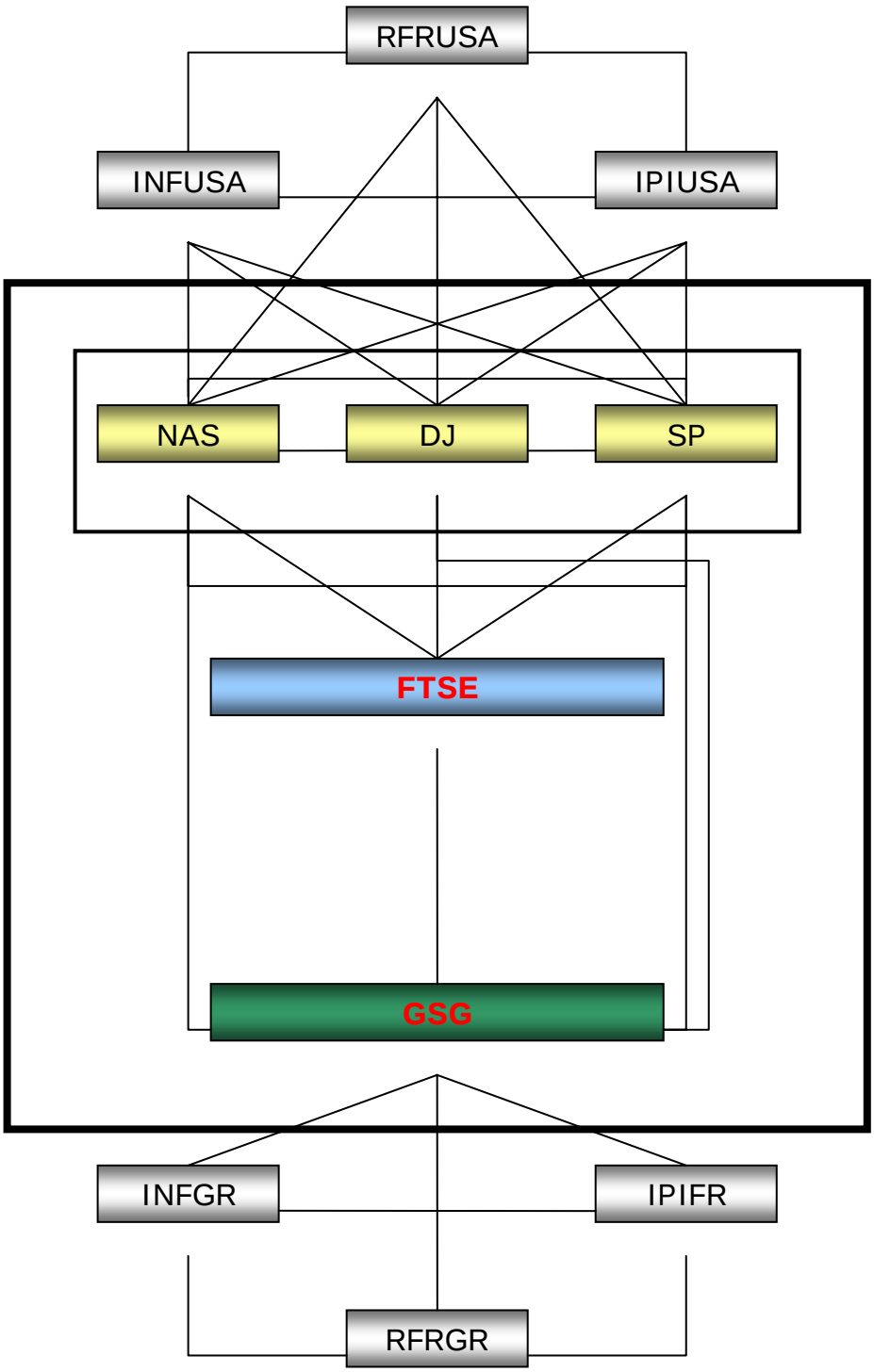
Στο κεφάλαιο αυτό ξεκινάμε με την ανάλυση και περιγραφή του θεωρητικού πλαισίου της ερευνά μας και αποσαφηνίζουμε το σκοπό για το οποίο γίνεται η έρευνα αυτή. Στη συνέχεια με τη βοήθεια του διαγράμματος 3.1 χτίζουμε βήμα προς βήμα τις υποθέσεις που θα μας βοηθήσουν στην υλοποίηση του σκοπού μας και στη διεξαγωγή των συμπερασμάτων μας. Ακολουθεί η μαθηματική εξειδίκευση των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνά μας και στο τέλος παραθέτουμε με σαφή και επεξηγηματικό τρόπο την μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε στη μελέτη μας ερμηνεύοντας κάθε της στάδιο ξεχωριστά.

3.2 Το πλαίσιο της έρευνας

Το πλαίσιο και ο σκοπός της έρευνάς μας θα μπορούσε να διατυπωθεί γραφικά με το παρακάτω διάγραμμα που αποτελεί και τη πεμπτουσία της διατριβής και αποτυπώνει και την πρωτοτυπία της σύλληψής της.

Πλαίσιο της έρευνας

Διάγραμμα 3.1 Το πλαίσιο της έρευνας



Ξεκινώντας λοιπόν από την ισχυρότερη οικονομία του σύγχρονου κόσμου, την οικονομία των ΗΠΑ, επιλέξαμε τρεις μακρο-οικονομικούς αντιπροσωπευτικούς παράγοντες, τα επιτόκια (RFR), το δείκτη τιμών του καταναλωτή (INF) και τη βιομηχανική παραγωγή (IPI) προκειμένου να ερευνήσουμε τη σχέση τους με τους τρεις βασικούς χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης: NASDAQ, Dow-Jones και S&P-500 .

Σ'ενα πρώτο στάδιο ασχολούμαστε με ένα θέμα που έχει απασχολήσει κατά καιρούς σ'ένα μεγάλο βαθμό της οικονομική επιστήμη. Δηλαδή, η εύρεση κάποιων μεταβλητών που να εξηγούν τη διακύμανση της απόδοσης των μετοχών.

Δεύτερο βήμα της μελέτης μας είναι η εύρεση κάποιας μακροχρόνιας και αιτιακής σχέσης, μέσω κατάλληλων οικονομετρικών μεθόδων, του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης με αυτό των Αθηνών εξετάζοντας πως καθένας από τους δείκτες (NASDAQ, Dow-Jones και S&P-500) επιδρά στο γενικό δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (GSG). Σ'αυτό το σημείο παρεμβάλλουμε το χρηματιστήριο του Λονδίνου, που είναι το μεγαλύτερο της Ευρωπαϊκής ηπείρου, ως ενδιάμεσο παράγοντα επίδρασης του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

Τέλος, εξετάζουμε αν υπάρχει σχέση αιτιακή ανάμεσα στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και στους μακρο-οικονομικούς παράγοντες (επιτόκια, βιομηχανική παραγωγή και δείκτη τιμών καταναλωτή) για την ελληνική οικονομία.

Απώτερος σκοπός δε της παρούσας διατριβής, και αυτό που την καθιστά πρωτότυπη, είναι πως μέσα από ένα πλέγμα σχέσεων και αλληλουχιών προσπαθεί να αποδείξει πως η εξέδωση μακρο-οικονομικών ειδήσεων σ'ενα αναπτυγμένο και ισχυρό κράτος, όπως είναι αυτό των ΗΠΑ, επιδρά στις μακρο-οικονομικές εξελίξεις μιας χώρας που μόλις τα τελευταία 20 χρόνια εκδηλώνει κάποια σημεία ανόρθωσης και ανάκαμψης και προσπαθεί να διαδραματίσει ένα πιο ενεργό ρόλο στο διεθνές οικονομικό προσκήνιο.

Σύμφωνα με τους Spiro (1990) και Gjerde and Saettem (1999) υπάρχει μια αρνητική σχέση μεταξύ επιτοκίων και μετοχικών τιμών. Οι Fama (1981), Summers (1983) και Day (1984) τεκμηριώνουν μια επίσης αρνητική σχέση ανάμεσα στον πληθωρισμό και τις χρηματιστηριακές τιμές. Αντίθετα, οι αποδόσεις μετοχών είναι θετικά σχετιζόμενες με την ανάπτυξη της βιομηχανικής παραγωγής (Lee, 1992 και Domian and Louton, 1997).

'Ως εκ τούτου οι υποθέσεις (hypotheses) που κάνουμε είναι οι εξής:

H_1 : Ο δείκτης τιμών καταναλωτή (INF) σχετίζεται αρνητικά με τους χρηματιστηριακούς δείκτες τόσο στην περίπτωση της οικονομίας των ΗΠΑ όσο και της Ελλάδας.

H_2 : Τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων (RFR), επιδρούν αρνητικά στο επίπεδο τιμών των χρηματιστηριακών δεικτών τόσο στην περίπτωση της οικονομίας των ΗΠΑ όσο και της Ελλάδας.

H_3 : Η σχέση μεταξύ βιομηχανικής παραγωγής (IPI) και χρηματιστηριακών δεικτών στην περίπτωση της οικονομίας και των δυο χωρών είναι θετική.

Σύμφωνα με τους Milionis *et al*, (1998) υπάρχει μια στατιστικά σημαντική επίδραση από το δείκτη S&P 500 στο γενικό δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και μια ξεχωριστή συσχέτιση μεταξύ του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών. Έτσι λοιπόν, οι υποθέσεις που διαμορφώνονται είναι:

H_4 : Το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) ασκεί επίδραση σ'αυτό του Λονδίνου

H_5 : Το χρηματιστήριο του Λονδίνου (LSE) σχετίζεται με το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ΧΑΑ)

H_6 : Το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης σχετίζεται με το ΧΑΑ (GSG).

H_7 : Οι μεταβλητές του υποδείγματός μας ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου.

3.3 Μαθηματική εξειδίκευση

Για να ελέγξουμε την αιτιακή σχέση για τις παραπάνω υποθέσεις εξειδικεύουμε τα παρακάτω πολυμεταβλητά VAR υποδείγματα[1]

U = (DJ, RFRUSA, INFUSA, IPIUSA) (3.1)

όπου

DJ είναι ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.
RFRUSA είναι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.
INFUSA είναι ο δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α.
IPIUSA είναι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.

U = (NAS, RFRUSA, INFUSA, IPIUSA) (3.2)

όπου

NAS είναι ο δείκτης τιμών των μετοχών της τεχνολογίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.
RFRUSA είναι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.
INFUSA είναι ο δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α.
IPIUSA είναι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.

U = (SP, RFRUSA, INFUSA, IPIUSA) (3.3)

όπου

SP είναι η ο δείκτης τιμών των μετοχών για τις αμερικανικές εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης..

[1] Η εξειδίκευση της πολυμεταβλητής εξίσωσης στην ανάλυση της αιτιότητας είναι το βασικότερο στίγμα αφετηρίας από τις διμεταβλητές εξισώσεις που έχουν ευρέως χρησιμοποιηθεί στην οικονομική θεωρία για να εξεταστούν οι αιτιακές σχέσεις. Οι διμεταβλητές μελέτες έχουν θεωρηθεί ότι υποφέρουν από λαθεμένη εξειδίκευση.

RFRUSA είναι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.
INFUSA είναι ο δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α.
IPIUSA είναι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.

U = (DJ, NAS, SP, FTSE,GSG) (3.4)

όπου

DJ είναι ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.
NAS είναι ο δείκτης τιμών των μετοχών της τεχνολογίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.
SP είναι η ο δείκτης τιμών των μετοχών για τις αμερικανικές εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης.
FTSE είναι ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου.
GSG είναι ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών.

U = (GSG, RFRGR, INFGR, IPIGR) (3.5)

όπου

GSG είναι ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών.
RFRGR είναι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.
INFGR είναι ο δείκτης τιμών καταναλωτή της Ελλάδος.
IPIGR είναι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.

3.4 Μεθοδολογία

3.4.1 Έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας των μεταβλητών του υποδείγματος.

Για τη μη στασιμότητα της παρουσίασης του VAR συστήματος αναλύουμε στην αρχή την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στη μονομεταβλητή παρουσίαση όλων των μεταβλητών που εξετάζουμε. Για κάθε μεταβλητή που εξετάζουμε, υποθέτουμε ότι η έλλειψη της στασιμότητας προέρχεται από την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην

αυτοπαλίνδρομη μορφή της. Ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller (ADF) (1981), χρησιμοποιείται για να ανιχνεύσει τη μοναδιαία ρίζα σε κάθε μεταβλητή του συστήματος. Οι τρεις τύποι των υποδειγμάτων που χρησιμοποιούμε για κάθε μεταβλητή είναι οι παρακάτω:

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \tag{3.6}$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \tag{3.7}$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \tag{3.8}$$

όπου:

i = 1,2,.....ρ ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

δ_0, δ_1, δ_2 και β_i είναι παράμετροι.

t είναι η χρονική τάση.

Οι υποθέσεις που έχουμε για τα τρία παραπάνω υποδείγματα (3.6, 3.7 και 3.8) είναι οι εξής:

H_0: $\delta_2 = 0$ (η σειρά X_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη - στάσιμη).

Hα: $\delta_2 < 0$ (δεν ισχύει η H_0).

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται με το στατιστικό t χρησιμοποιώντας και τις κριτικές τιμές του MacKinnon (1991) από τον πίνακα των Dickey – Fuller (1976). Ο έλεγχος είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey – Fuller (DF) και διαφέρει μόνο η εξίσωση της παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.

Οι Dickey – Fuller έχουν δείξει ότι η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού t για τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας είναι ανεξάρτητος από τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής. Αυτό που επηρεάζει τις τιμές της κατανομής t είναι η παρουσία ή όχι των προσδιοριστικών όρων όπως είναι η σταθερά και η τάση.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος των Breusch – Godfrey ή αλλιώς το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM), Breusch (1978) και Godfrey (1978). Επίσης πολλοί ερευνητές χρησιμοποιούν και κάποιο κριτήριο για την διαδικασία της επιλογής του υποδείγματος όπως τα κριτήρια των Akaike (AIC) (1973) και Schwartz (SCH) (1978), ή υποθέτουν ένα καθορισμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων.

Επομένως πριν προχωρήσουμε στους επαυξημένους ελέγχους των Dickey - Fuller (ADF) πρέπει να κάνουμε τον έλεγχο της υπόθεσης του λευκού θορύβου δηλαδή την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Ο μέγιστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που μπορούμε να εισάγουμε στα υποδείγματα του επαυξημένου ελέγχου των Dickey – Fuller δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $n^{1/3}$ Dickey and Said (1984), όπου η ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος.

3.4.2 Συνολοκλήρωση

Ένα σύνολο μη στάσιμων χρονικών σειρών λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένο (cointegrated) αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των χρονικών αυτών σειρών ο οποίος είναι στάσιμος, πράγμα που σημαίνει ότι ο συνδυασμός αυτός δεν παρουσιάζει μία στοχαστική τάση.

Ο γραμμικός αυτός συνδυασμός των χρονικών σειρών ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης. Η εξίσωση αυτή παριστά την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των χρονικών αυτών σειρών. Η οικονομική θεωρία ασχολείται με την εξέταση της αλληλεπίδρασης και των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ αυτών των οικονομικών μεταβλητών, καθώς και με την εξέταση της διαχρονικής συγκριτικής εξέλιξής τους. Οι οικονομικές μεταβλητές μπορεί να έχουν μια ανεξάρτητη πορεία μεταξύ τους σε βραχυχρόνιο επίπεδο (να είναι μη – στάσιμες) μπορεί όμως να υπάρχουν και κοινές μακροχρόνιες πορείες (αν είναι συνολοκληρωμένες) που αυτές πρέπει να τις λαμβάνουμε υπόψη μας μέσω της εξειδίκευσης της διόρθωσης σφάλματος.

Δύο ή περισσότερες χρονικές σειρές είναι δυνατόν να είναι συνολοκληρωμένες όταν είναι ολοκληρωμένες τις ίδιας τάξης. Η εξίσωση της συνολοκλήρωσης είναι:

$Y_t = aX_t + u_t$

Ο γραμμικός συνδυασμός των δύο αυτών μεταβλητών είναι στάσιμος είναι δηλαδή I(0).

$u_t = Y_t - aX_t$

Στην περίπτωση αυτή οι παλινδρομήσεις μεταξύ των μεταβλητών αυτών εκφράζονται σε πραγματικές τιμές και όχι σε διαφορές για να έχουν νόημα και δεν είναι πλασματικές αν και οι αρχικές τους μεταβλητές είναι μη στάσιμες.

Γενικά αν δύο ή περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωμένες έστω d τότε λέμε ότι αυτές συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός τους συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης d ($b<d$) των μεταβλητών αυτών. Δηλαδή αν $Y_t \sim I(1)$, και $X_t \sim I(1)$ τότε λέμε ότι αυτές είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός τους συνδυασμός u_t είναι στάσιμος I(0). Στην περίπτωση που υπάρχει ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει και μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, αν και οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μη συσχετίζονται μεταξύ τους. Δηλαδή σε μακροχρόνιο επίπεδο, αυτές οι μεταβλητές συδιακυμαίνονται, παρουσιάζουν μακροχρόνιες τάσεις.

Αφού διαπιστωθεί πως οι εξεταζόμενες μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης, τότε εκτελείται ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση. Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η μηδενική της μη συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής που είναι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης.

Ho: Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

Ha: Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή περισσοτέρων μεταβλητών υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων Harris (1995), Maddala and Kim (1998).

Η πρώτη αναφέρεται στις μεθόδους της μίας εξίσωσης και βασίζεται στην εκτίμηση των ελαχίστων τετραγώνων και η δεύτερη σε σύστημα εξισώσεων η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Στην πρώτη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους συνολοκλήρωση με δύο μεταβλητές και τους ελέγχους με περισσότερες από δύο μεταβλητές. Στη δεύτερη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων, όπου μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος που εξετάζουμε, πράγμα που δεν μπορούμε να κάνουμε με την πρώτη κατηγορία της μίας εξίσωσης. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος από την κατηγορία αυτή είναι η μέθοδος του Johansen (1988).

Ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών απαιτεί προηγουμένως τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για κάθε μεταβλητή για να αποφύγουμε το πρόβλημα της κίβδηλης παλινδρόμησης[2].

Σύμφωνα με το αντιπροσωπευτικό θεώρημα των Engel and Granger (1987) όταν δύο μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, το οποίο συσχετίζει τις βραχυχρόνιες μεταβολές των δύο μεταβλητών με τις αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου. Δηλαδή το υπόδειγμα αυτό είναι ένα δυναμικό υπόδειγμα σε αντίθεση με αυτό που είχαμε στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των μεταβλητών που ήταν στατικό. Με τον τρόπο αυτό οι Engel and Granger προτείνουν μετά τη συνολοκλήρωση των μεταβλητών ένα επιπλέον υπόδειγμα το οποίο ονομάζουν υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM) το οποίο παρουσιάστηκε αρχικά από τον Sargan (1964). Το υπόδειγμα αυτό συνδέει τη βραχυχρόνια και τη μακροχρόνια συμπεριφορά των δύο μεταβλητών και είναι το εξής:

$$\Delta Y_t = \text{υστερήσεις}\ (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda u_{t-1} + V_t \qquad (3.9)$$

όπου:

Δ αναφέρεται στις πρώτες διαφορές όλων των μεταβλητών.

λ είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής για τον οποίο ισχύει $-1<\lambda<0$. Ο συντελεστής λ δείχνει το μέρος της απόκλισης του πραγματικού επιπέδου της μετα-

[2] Το πρόβλημα της κίβδηλης παλινδρόμησης μπορεί να συμβεί όταν δύο χρονικές σειρές σε μια παλινδρόμηση έχουν σε μεγάλο βαθμό υψηλή συσχέτιση, ενώ δεν έχουν καμιά πραγματική σχέση μεταξύ τους. Η υψηλή συσχέτιση οφείλεται στην ύπαρξη χρονικών τάσεων και στις δύο χρονικές σειρές (Granger and Newbold 1974)

βλητής Y από το μακροχρόνιο επίπεδό της το οποίο διορθώνεται κάθε χρονική περίοδο που εξετάζουμε. Με άλλα λόγια ο βραχυχρόνιος συντελεστής αντιπροσωπεύει την αντίδραση της εξαρτημένης μεταβλητής σε κάθε περίοδο που ξεκινάει από την θέση ισορροπίας.

u_{t-1} είναι τα εκτιμημένα κατάλοιπα από τη συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση (μακροχρόνια σχέση) και αντιπροσωπεύει την απόκλιση από την ισορροπία σε μια χρονική περίοδο t.

Οι δύο μεταβλητές Y και X είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης δηλαδή είναι συνολοκληρωμένες (στην περίπτωση που τα κατάλοιπα u_t είναι ολοκληρωμένα μία τάξη μικρότερη από αυτή των μεταβλητών X και Y)

V_t είναι λευκός θόρυβος.

Ο αριθμός των υστερήσεων στο υπόδειγμα (3.9) καθορίζεται από τα στατιστικά των Akaike (1973) και του Schwartz (1978), καθώς και από το στατιστικό LM.

Επειδή η υστέρηση των λαθών u_{t-1} δεν είναι γνωστή το υπόδειγμα (3.9) δεν μπορεί να εκτιμηθεί. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούμε τις εκτιμήσεις από την εξίσωση της συνολοκλήρωσης δηλαδή της μακροχρόνιας σχέσης του στατικού υποδείγματος.

Η εκτίμηση του δυναμικού υποδείγματος λαθών έχει το πλεονέκτημα έναντι του στατικού υποδείγματος ότι ενσωματώνει τόσο τις βραχυχρόνιες επιδράσεις, αφού συσχετίζει τις μεταβολές των μεταβλητών, όσο και τις μακροχρόνιες με την παρουσία του όρου των λαθών στην εξίσωση της παλινδρόμησης Dritsaki et al (2004).

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) αποτελούν ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών (υστερήσεων) προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα.

Αν έχουμε δύο υστερήσεις για κάθε ενδογενή μεταβλητή τότε το σύστημα σε διανυσματική μορφή γράφεται:

$$\mathbf{Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + u_t} \qquad (3.10)$$

όπου:

$\mathbf{Y_t}$ είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών.

δ είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων.

$\mathbf{A_1}$, $\mathbf{A_2}$ είναι οι μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις.

$\mathbf{u_t}$ είναι το διάνυσμα των καταλοίπων.

Η εξίσωση (3.10) είναι ένα αυτοπαλίνδρομο διμεταβλητό διανυσματικό υπόδειγμα. (Vector Autoregression , VAR).

Για να εκτιμήσουμε ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων ενός VAR συστήματος έχει μέσο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης Δημέλη (2003).

Επίσης θα πρέπει να υποθέσουμε ότι το VAR σύστημα είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των Y_t και Y_{t+k} να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο t.

Στην πράξη οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, ούτε εποχικότητα, ούτε διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Για να επιτευχθούν αυτά, συχνά απαιτούνται μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων όπως πρώτες ή δεύτερες διαφορές, ή λογαριθμικοί μετασχηματισμοί. Εναλλακτικά θα μπορούσε κάποιος στην εξιδίκευση του VAR συστήματος να συμπεριλάβει και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών όπως την τάση ή εποχικές ψευδομεταβλητές και να εκτιμήσει το VAR σύστημα στις αρχικές τιμές αντί στις μετασχηματισμένες.

Αν πληρούνται οι παραπάνω υποθέσεις, τότε μπορεί να γίνει η εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων όπου οι εξισώσεις του VAR συστήματος δίνουν συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος Sims (1980). Βέβαια το δύσκολο είναι να ερμηνευτούν από οικονομικής πλευράς οι εκτιμημένοι συντελεστές ενός VAR συστήματος.

Αν θεωρήσουμε το παρακάτω σύστημα διόρθωσης λαθών με τις δύο μεταβλητές Y_t και X_t μπορούμε να θεωρήσουμε το σύστημα αυτό ως ένα υπόδειγμα VAR στις πρώτες διαφορές με το όρο u_{t-1} της διόρθωσης λάθους, δηλαδή την απόκλιση από τη μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου.

ΔY_t = υστερήσεις (ΔY_t, ΔX_t) + $\lambda_1 u_{t-1} + V_{1t}$ (3.11)

ΔX_t = υστερήσεις (ΔY_t, ΔX_t) + $\lambda_2 u_{t-1} + V_{2t}$ (3.12)

Αν αντικαταστήσουμε τα λάθη u_{t-1} από την εξίσωση $\hat{u}_t = Y_t - \hat{\rho}_0 - \hat{\rho} X_t$ στις εξισώσεις (3.11) και (3.12) θα έχουμε:

ΔY_t = υστερήσεις (ΔY_t, ΔX_t) + $\lambda_1(Y_{t-1} - \hat{\rho}_0 - \hat{\rho} X_{t-1}) + V_{1t}$ (3.13)

ΔX_t = υστερήσεις (ΔY_t, ΔX_t) + $\lambda_2(Y_{t-1} - \hat{\rho}_0 - \hat{\rho} X_{t-1}) + V_{2t}$ (3.14)

ή

παραλείποντας τη σταθερά για λόγους συντομίας θα έχουμε:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta X_{t-i} + \lambda_1(Y_{t-1} - \hat{\rho} X_{t-1}) + V_{1t} \quad (3.15)$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \lambda_2(Y_{t-1} - \hat{\rho} X_{t-1}) + V_{2t} \quad (3.16)$$

Όπου οι μεταβλητές Y_t και X_t είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1) και τα λάθη V_{1t} και V_{2t} είναι το καθένα λευκός θόρυβος και μπορεί μεταξύ τους να συσχετίζονται. Ο αριθμός των υστερήσεων επιλέγεται ανάλογα με το δείγμα.

Η σημασία του δυναμικού συστήματος εξισώσεων είναι ότι μας επιτρέπει να εξετάσουμε αμέσως αν οι μεταβλητές Y_t και X_t συνολοκληρώνονται. Αφού οι μεταβλητές Y_t και X_t είναι μη στάσιμες πρώτης τάξης I(1) και οι πρώτες διαφορές τους ΔY_t και ΔX_t θα είναι στάσιμες μηδενικής τάξης I(0). Επομένως για να είναι το σύστημα συνεπές θα πρέπει και οι όροι στο δεξί μέλος να είναι και αυτοί μηδενικής τάξης I(0). Αυτό διασφαλίζεται όταν η σχέση συνολοκλήρωσης είναι και αυτή μηδενικής τάξης I(0) δηλαδή όταν οι μεταβλητές Y_t και X_t συνολοκληρώνονται.

3.4.3 Διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών

Τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (Vector Error Correction Models) έχουν το πλεονέκτημα ότι μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών, περιορίζοντας ταυτόχρονα τις μη στάσιμες αυτές σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που συνεπάγεται τη σχέση συνολοκλήρωσή τους. Θεωρούμε δηλαδή ότι τα λάθη ή οι αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία που εξειδικεύονται στις εξισώσεις των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) διορθώνονται σταδιακά μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών του συστήματος.

Οι συντελεστές λ_1 και λ_2 των εξισώσεων 3.11 και 3.12 του συστήματος μπορούν να ερμηνευτούν ως συντελεστές της ταχύτητας προσαρμογής των λαθών ισορροπίας. Όσο πιο μεγάλοι είναι οι συντελεστές αυτοί τόσο πιο γρήγορη θα είναι η προσαρμογή της ενδογενούς μεταβλητής στη διόρθωση του λάθους της προηγούμενης περιόδου. Αντίθετα αν οι συντελεστές αυτοί είναι μικροί σημαίνει ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές των ενδογενών μεταβλητών ΔY_t και ΔX_t επηρεάζονται λίγο από τα λάθη ισορροπίας, ενώ στην ακραία περίπτωση που αυτοί είναι μηδενικοί, τότε οι σχέσεις συνολοκλήρωσης απαλείφονται πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές αυτές δεν συνολοκληρώνονται. Με τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (VEC) μπορούμε να ελέγξουμε απευθείας για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια να εκτιμήσουμε τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Αυτή την ανάλυση θα εφαρμόσουμε στη επόμενη παράγραφο με τη μεθοδολογία του Johansen (1988).

Μέσα στα πλαίσια του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (VEC), η συνολοκληρωση ερμηνεύεται ως μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Βασισμένοι στη βιβλιογραφία προσδιορισμού της τιμής του χρηματιστηρίου, αναπτύσσουμε μια εναλλακτική εμπειρική προσέγγιση βασισμένη στο πλαίσιο αυτοπαλλίνδρομου διανύσματος. Η προσέγγιση συνολοκληρωσης για την εκτίμηση του συστήματος, δικαιολογείται όχι μόνο γιατί ενσωματώνει τιμές αντί για αποδόσεις, αλλά γιατί παρέχει μια διαφορετική οπτική στο πρόβλημα από τις μεθόδους που χρησιμοποιήθηκαν ως τώρα. Αν υπάρχει συνολοκλήρωση, οι μακροοικονομικοί παράγοντες και οι δείκτες τιμών θα εξελίσσονται μαζί στο χρόνο.

Σ' αυτό το τμήμα και για το γενικό αυτοπαλλίνδρομο διάνυσμα (VAR), προσδιορίζουμε την ιδέα της συνολοκλήρωσης. Παρουσιάζουμε την ερμηνεία που έχει δώσει η βιβλιογραφία στα διανύσματα συνολοκλήρωσης και σημειώνουμε τους περι-

ορισμούς αυτής της ερμηνείας. Προτείνουμε την ανάλυση αυτή, ως εργαλείο για τις ενδοσχέσεις μεταξύ των μεταβλητών του συστήματος.

Ας υποθέσουμε ότι X_t είναι μια $p \times r$ διαδικασία αυτοπαλλίνδρομου διανύσματος ολοκληρωμένου πρώτης τάξης. Η συνολοκλήρωση ερμηνεύεται ως το στάσιμο γραμμικό συνδυασμό των μεταβλητών στο X_t. Η VAR διατύπωση για το X_t είναι η ακόλουθη:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + ... + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \qquad (3.17)$$

Το υπόδειγμα είναι μη στάσιμο λόγω της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Αν υπάρχουν ρίζες της πολυωνυμικής μήτρας

$$A(z) = I - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2 - ..... - \Pi_k z^k \qquad (3.18)$$

ανήκουν στον μοναδιαίο κύκλο. $|A(I)| = 0$

Η διανυσματική διαδικασία X_t λέγεται ότι είναι συνολοκληρωμένη αν κάθε ένα από τα στοιχεία του X_t είναι ολοκληρωμένα πρώτης τάξης[3], και υπάρχει ένα διάνυσμα β τέτοιο ώστε $z_t = \beta' X_t$ να είναι στάσιμο, οπότε η εξίσωση (11.8) γράφεται ως ακολούθως:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \mu + \varepsilon_t \qquad (3.19)$$

Αν υπάρχει μοναδιαία ρίζα στο $|A(z)| = 0$, η μήτρα Π είναι μικρότερου βαθμού (r<ρ) και μπορεί να γράφει ως $\Pi = a\beta'$, όπου τα α και β είναι μήτρες $\rho \times r$. Μπορεί να αποδειχθεί ότι αν ο μειωμένος βαθμός του Π ισχύει και ο βαθμός (Π)>0, η β ΄X_t είναι στάσιμη και η εξίσωση (3.19) μπορεί αν αναπαρασταθεί με ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM) Johansen (1989) ως εξής:

[3] Η προσέγγιση του Johansen επιτρέπει μία πιο ήπιας μορφής προσδιορισμό, δηλαδή δεν χρειάζεται όλες οι μεταβλητές να είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης.

$$\Delta X_t = a\beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \mu + \varepsilon_t \qquad (3.20)$$

Στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM) η τιμή της β ΄X_{t-1} = 0 ερμηνεύεται ως τη μακροχρόνια ισορροπία στην οποία οι μεταβλητές στο σύστημα συγκλίνουν. Το σφάλμα ανισορροπίας δίδεται από τις σχέσεις συνολοκλήρωσης. Το μέγεθος της ρύθμισης στο σφάλμα ανισορροπίας μετράται με τη μήτρα α. Η προσαύξηση κάθε μεταβλητής, ΔX_{it}, μπορεί να εκφρασθεί ως το άθροισμα της ρύθμισης στο σφάλμα ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου, β ΄X_{t-1}, και στις υστερημένες προσαυξήσεις όλων των μεταβλητών του συστήματος, ΔX_{t-k} , k =1.,....,k.

Μια εναλλακτική ερμηνεία απ'τους Cambell and Shiller (1988b), βασίζεται στην εξίσωση παρούσας άξιας. Στη σχέση του υποδείγματος παρούσας άξιας μια από τις μεταβλητές είναι ορθολογική πρόβλεψη της άλλης. Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM) μπορεί να προκύψει όσο οι ενδιάμεσοι μεταβλητές, προσδοκούν αλλαγές στην προβλεπόμενη μεταβλητή, στις οποίες προσαρμόζεται η προβλεπόμενη μεταβλητή. Η ερμηνεία στο πλαίσιο του υποδείγματος της παρούσας άξιας περιορίζεται στο μέγεθος που λαμβάνει υπ'οψη τη σταθερά προεξοφλητικού επιτοκίου στο χρόνο, και περιορίζεται από την ύπαρξη ενός μόνου συνολοκληρωμένου διανύσματος.

Το πρόβλημα στην ερμηνεία της διατύπωσης του υποδείγματος διόρθωσης λαθών (ECM) προκύπτει γιατί τα διανύσματα συνολοκλήρωσης, β, και η μήτρα α, είναι αναγνωρίσιμα μέχρι μιας σταθεράς. Αυτή η έλλειψη πλήρους αναγνωρισιμότητας εμποδίζει την άμεση ερμηνεία των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης όπως οι μακροπρόθεσμες σχέσεις ισορροπίας. Αυτό είναι ιδιαιτέρως αληθές όταν υπάρχουν περισσότερες από μια συνολοκληρωμένες σχέσεις. Η μήτρα Π, είναι αναγνωρίσιμη, αλλά δε βοηθά στην αναγνώριση της σχέσης ισορροπίας εφ'οσον ενσωματώνει τη βραχυπρόθεσμη ρύθμιση.

Για λόγους εκτίμησης προτείνεται μια κανονικοποίηση της β Johansen (1989). Αυτή η κανονικοποίηση, μας επιτρέπει να προσδιορίσουμε την ύπαρξη συνολοκληρωσης. Η εκτίμηση των παραμέτρων α και Δ είναι οι υποθέσεις του β . Η εκτίμηση των βραχυπρόθεσμων παραμέτρων μπορεί να εκτελεστεί μετά την εκτίμηση του Π=αβ ΄, το οποίο είναι αναγνωρίσιμο. Συνεπώς, παρ'ολο που η συνολοκληρωμένες

σχέσεις δεν είναι αναγνωρίσιμες, είναι πιθανόν να προσδιορίσουμε την ύπαρξη τους[4]. Επιπροσθέτως, οι αποκλίσεις από τις σχέσεις συνολοκλήρωσης είναι στάσιμες. Συνεπώς, θεωρώντας ότι οι μεταβλητές είναι σε ισορροπία σ'ενα χρόνο t, κάθε διατάραξη (shock) σε μια από τις μεταβλητές θα οδηγήσει σε χρονικά μονοπάτια του συστήματος τα οποία τελικά εγκαθίστανται σε ισορροπία, υπό τον όρο ότι δε συμβαίνουν άλλες διαταράξεις (shocks).

3.4.4 Η Μεθοδολογία του Johansen

Έστω Y_t ένα διάνυσμα η$\times$1 μη στάσιμων πρώτης τάξης ολοκληρωμένων μεταβλητών το οποίο εκφράζεται από ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR) ρ τάξης:

$$\mathbf{Y_t = A_1Y_{t-1} + \ldots + A_\eta Y_{t-n} + BX_t + u_t} \qquad \mathbf{(3.21)}$$

όπου $A_1,\ldots A_\eta$ είναι οι μήτρες των παραμέτρων τάξης η$\times$η η καθεμία
u_t το διάνυσμα των καταλοίπων που πληροί τις υποθέσεις ενός VAR συστήματος, δηλαδή έχει μέσο μηδέν καθώς και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης έχει και σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται. Το υπόδειγμα 11.8 περιλαμβάνει επίσης και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών που μπορεί να είναι οι εποχικές μεταβλητές. Επομένως ένα VAR υπόδειγμα μπορεί να γραφεί και σε μορφή πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών ως εξής:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \mathrm{B}X_t + u_t \qquad (3.22)$$

όπου

$$\Pi = \sum_{i=1}^{\rho} \mathrm{A}_i - I \text{ και } \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{\rho} \mathrm{A}_j \quad \iota=1,\ldots \mathrm{r}$$

[4] Είναι αναγνωρίσιμες μέχρι μία σταθερά όπου μόνο μία σχέση συνολοκλήρωσης υπάρχει. Δεν είναι αναγνωρίσιμες όταν υπάρχουν περισσότερες από μία σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Η μήτρα $\mathbf{\Pi_{PXP}}$ των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της υστέρησης Y_{t-1} των ενδογενών μεταβλητών λέγεται μήτρα ισορροπίας και ο βαθμός αυτής της μήτρας προσδιορίζει και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος. Υπάρχουν τρεις περιπτώσεις που μπορούμε να διακρίνουμε σε σχέση με το βαθμό της μήτρας **Π**[5].

- r(Π) = μηδενικός βαθμός

Για να έχουμε μηδενικό βαθμό της μήτρας **Π** θα πρέπει κάθε στοιχείο της **Π** να είναι μηδέν. Οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) γίνεται ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υπόδειγμα VAR) στις πρώτες δια-φορές $\mathbf{\Delta Y_t}$ που οι μεταβλητές του είναι στάσιμες ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης I(0) αφού οι μεταβλητές $\mathbf{Y_t}$ είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1). Στην περίπτωση αυτή οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

- r(Π) = πλήρης βαθμός

Αυτό μπορεί να συμβεί μόνον όταν το διάνυσμα των μεταβλητών $\mathbf{Y_t}$ είναι στάσιμο οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) δεν έχει νόημα.

- r(Π) = μειωμένος βαθμός

Αυτό σημαίνει ότι οι στήλες της μήτρας **Π** δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες, πράγμα που επιτρέπει τη δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος $\mathbf{Y_t}$. Επομένως στην περίπτωση που η μήτρα **Π** έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη της ρ που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών, τότε μπορούμε να πούμε ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Στην περίπτωση αυτή το ορθό προς εκτίμηση υπόδειγμα είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και όχι το υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων στις διαφορές διότι η παράλειψη του όρου διόρθωσης σφάλματος από το υπόδειγμα θα οδηγούσε σε σοβαρά λάθη εξειδίκευσης αφού οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και η

[5] Σύμφωνα με τη γραμμική άλγεβρα βαθμός μιας μήτρας είναι ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων γραμμών ή στηλών της μήτρας αυτής. Άρα για να υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός ανάμεσα στις γραμμές ή τις στήλες μιας μήτρας θα πρέπει ο βαθμός της να είναι μικρότερος από την τάξη της Shilov (1971).

βραχυχρόνια συ-μπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζεται από την πορεία προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης προσδιορίζεται από τον ίδιο βαθμό της μήτρας Π. Έτσι αν έχουμε ρ ενδογενείς μεταβλητές και κάθε μία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης Ι(1) τότε μπορούμε να έχουμε το πολύ ρ-1 γραμμικά ανεξάρτητες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση δηλαδή του διμεταβλητού υποδείγματος θα έχουμε μία ανεξάρτητη σχέση συνολοκλήρωσης. Αν θεωρήσουμε ότι ο βαθμός της μήτρας Π είναι έστω κ < ρ, τότε θα έχουμε αντίστοιχα κ διανύσματα συνολοκλήρωσης που είναι στάσιμα, δηλαδή κ σχέσης συνολοκλήρωσης.

3.4.5 Έλεγχος του βαθμού συνολοκλήρωσης

Επειδή πολλές φορές υπάρχουν περισσότερες από μία σχέση συνολοκλήρωσης, ο αριθμός των οποίων ονομάζεται βαθμός της συνολοκλήρωσης για τον έλεγχο των σχέσεων συνολοκλήρωσης χρησιμοποιείται η μεθοδολογία του Johansen (1988) και των Stock and Watson (1988) η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Η μεθοδολογία του Johansen (1988) οδηγεί σε δύο τύπους ελέγχου του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μεταξύ των ρ μεταβλητών του διανύσματος $\mathbf{Y_t}$ ή του βαθμού συνολοκλήρωσης έστω h. Όπως είδαμε στην προηγούμενη παράγραφο αν ο βαθμός της μήτρας Π είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών h < ρ τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και ο αριθμός h δηλώνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Επίσης εδώ πρέπει να επισημάνουμε ότι ο βαθμός μιας μήτρας που ορίζεται ως ο βαθμός των γραμμικά ανεξάρτητων στηλών της μήτρας Π ισούται με τον αριθμό των ιδιοτιμών (ριζών) της μήτρας Π που είναι μη μηδενικές.

Ένα βασικό σημείο που πρέπει να προσέξουμε για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης είναι ότι αν υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης, τότε μόνο h γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι ολοκληρωμένοι μηδενικής τάξης Ι(0), ενώ οι υπόλοιποι είναι μη στάσιμοι.

Η υπόθεση μηδέν ότι έχουμε h το πολύ διανύσματα συνολοκλήρωσης μπορεί να διατυπωθεί με την υπόθεση στατιστικής σημαντικότητας των τελευταίων ιδιοτιμών.

Ho: $\lambda_i = 0 \quad i = h+1,\ldots p$

όπου το h δείχνει ότι μόνο οι πρώτες $\lambda_1, \ldots \lambda_\eta$ ιδιοτιμές είναι μη μηδενικές (βαθμός συνολοκλήρωσης). Ο έλεγχος αυτός γίνεται συγκρίνοντας τη λογαριθμική συνάρτηση πιθανοφάνειας όταν επιβάλλουμε τον παραπάνω περιορισμό για διάφορες τιμές του h με την αντίστοιχη χωρίς τον περιορισμό. Αυτό είναι το κριτήριο του λόγου πιθανοφανειών και ακολουθεί την X^2 κατανομή.
Για την εναλλακτική υπόθεση (Ηα) έχουμε δύο τύπους ελέγχων

- Έλεγχος ίχνους (trace test)

Ο έλεγχος αυτός ελέγχει την υπόθεση Ho ότι υπάρχουν το πολύ h διανύσματα χρησιμοποιώντας παρακάτω στατιστικό:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=h+1}^{p} \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

για h = 0,1…ρ-1. Η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι h = ρ, δηλαδή οι σειρές είναι στασιμες. Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για τις τιμές αυτές. Έτσι αποδοχή της Ho για h = 0 δηλώνει τη διακοπή της διαδικασίας. Διαφορετικά συνεχίζουμε για h = 1, h = 2…μέχρι την τιμή h για την οποία αποδεχόμαστε την Ho. Οι κριτικές τιμές για τον παραπάνω έλεγχο παρέχονται από τους Osterwaid – Lenum (1992).

- Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής (λ – max test)

Ο έλεγχος αυτός ελέγχει την υπόθεση Ho ότι υπάρχουν το h διανύσματα συνολοκλήρωσης ως προς την εναλλακτική Ηα ότι υπάρχουν h+1 διανύσματα χρησιμοποιώντας παρακάτω στατιστικό:

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{n+1})$$

για h = 0,1…ρ-1. Οι κριτικές τιμές για τον παραπάνω έλεγχο παρέχονται από τους Osterwaid – Lenum (1992) για τον έλεγχο του $\lambda_{max.}$

Επομένως θα λέγαμε περιληπτικά ότι στη περίπτωση που διερευνούμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ κ μεταβλητών οι οποίοι είναι ολοκληρωμένοι της ίδιας τάξης τα βήματα των ελέγχων που κάνουμε σύμφωνα με τη μεθοδολογία του Johansen είναι τα εξής:

- Βρίσκουμε την τάξη του αυτοπαλίνδρομου διανυσματικού υποδείγματος (VAR) χρησιμοποιώντας τα κριτήρια του Akaike και Schwartz.
- Χρησιμοποιώντας το στατιστικό

$$\lambda_{trace}(q,n) = -T \sum_{i=q+1}^{k} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Για r = 0, 1, 2,…….k-1,

T = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση.

$\hat{\lambda}_i$ = είναι η ith μεγαλύτερη εκτιμημένη ιδιοτιμή.

βρίσκουμε το βαθμό συνολοκλήρωσης του υποδείγματος.

- Σύμφωνα με το βαθμό συνολοκλήρωσης (r < m) m = αριθμός μεταβλητών του υποδείγματος, εκτιμούμε τα αντίστοιχα διανύσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Εδώ πρέπει να διευκρινίσουμε ότι για να είναι αξιόπιστα τα εκτιμημένα διανύσματα συνολοκλήρωσης θα πρέπει να ισχύουν οι a priori περιορισμοί που τέθηκαν για τα υποδείγματα που μελετούμε.

3.4.6 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός που προτάθηκε από τον Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Σε υποδείγματα της οικονομετρίας η σχέση αιτίας–αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori).

Ο έλεγχος για τη διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger είναι ο ακόλουθος:

Έστω ότι έχουμε δύο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i X_{t-i} + u_t \qquad (3.23)$$

$$X_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i X_{t-i} + e_t \qquad (3.24)$$

όπου m είναι το μέγεθος των χρονικών υστερήσεων.

Στο υπόδειγμα (3.23) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Y είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής X.

Στο υπόδειγμα (3.24) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής X είναι συνάρτηση των τιμών με τις προηγούμενες τιμές της μεταβλητής Y και με τις προηγούμενες τιμές της.

Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και e_t στα δύο υποδείγματα (3.23) και (3.24) δεν συσχετίζονται.

Με βάση τα δύο παραπάνω υποδείγματα μπορούμε να έχουμε τις παρακάτω περιπτώσεις:

- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην συνάρτηση (3.23) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην συνάρτηση (3.24) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι με μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή X προς τη μεταβλητή Y.

  Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots\ldots \gamma_\kappa\} = 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή X στην μεταβλητή Y ($X \rightarrow Y$).
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην συνάρτηση (3.23) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι με μηδέν), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην συνάρτηση (3.24) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή Y προς τη μεταβλητή X.

  Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots\ldots \gamma_\kappa\} \neq 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Y στην μεταβλητή X ($Y \rightarrow X$).
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην συνάρτηση (3.23) και γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην συνάρτηση (3.24) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις.

Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots \gamma_\kappa\} \neq 0$ τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ($Y \leftrightarrow X$).

- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην συνάρτηση (3.23) και γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην συνάρτηση (3.24) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι με μηδέν), τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger
  Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots \gamma_\kappa\} = 0$ τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, με άλλα λόγια οι μεταβλητές X και Y είναι ανεξάρτητες.

Οι υποθέσεις αιτιότητας που διαμορφώνονται είναι οι παρακάτω:

H_0: Η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της Y
Ηα: Η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της Y

ή

H_0: $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} = 0$ (Η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της Y)
Ηα: $\{\beta_1, \beta_2, \ldots\ldots\ldots \beta_\kappa\} \neq 0$ (Η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάται της Y).

H_0: Η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της X
Ηα: Η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της X

ή

H_0: $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots\ldots \gamma_\kappa\} = 0$ (Η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της X)
Ηα: $\{\gamma_1, \gamma_2, \ldots\ldots\ldots \gamma_\kappa\} \neq 0$ (Η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της X).

Στην πράξη, οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των υποδειγμάτων VAR . Δηλαδή, για να αιτιάζει μία μεταβλητή X μία άλλη Y θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της X στην εξίσωση της Y να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της X να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο

έλεγχος αυτός μπορεί να γίνει με το κριτήριο της κατάνομής F του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = \frac{\dfrac{(SSR_R - SSR_U)}{k}}{\dfrac{SSR_U}{n-2k-1}}$$

όπου:

SSR_R = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας την μεταβλητή X μόνον πάνω στις υστερήσεις της).
SSR_U = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση).
k = Αριθμός των περιορισμών
n = Μέγεθος του δείγματος

Αν η τιμή της κατανομής F είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας τότε λέμε ότι η υπόθεση Ho απορρίπτεται και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής X επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Y. Στη συνέχεια για να συμπεράνουμε ότι X αιτιάζει την Y μονόδρομα θα πρέπει να ελέγξουμε την αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της Y πάνω στη μεταβλητή X συγκεκριμένα έχουμε:

- Αν $F_{as} < F_{πιν}$ δεχόμαστε την υπόθεση H_0 δηλαδή η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της Y για την συνάρτηση (3.23) ή η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της X για τη συνάρτηση (3.24)

- Αν $F_{as} > F_{πιν}$ δεχόμαστε την υπόθεση $H_α$ δηλαδή η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της Y για την συνάρτηση (3.23) ή η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της X για τη συνάρτηση (3.24)

Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος, καθώς και από τη στασιμότητα των μεταβλητών που συμμε-

τέχουν στις συναρτήσεις (3.23) και (3.24). Σύμφωνα με τους Geweke *et. al*. (1983) η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger μειώνεται αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν στον έλεγχο αυτό είναι μη στάσιμες.

3.4.7 Μεθοδολογία των σχέσεων αιτιότητας

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση της σχέσεως αιτιότητας στις εξισώσεις 3.1 μέχρι και 3.5 Όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε σε όλες τις εξισώσεις πρέπει να είναι στάσιμες**.** Ως εκ τούτου για να εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger θα πρέπει να γνωρίζουμε την τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR. Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR γίνεται με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανειών (LR) και των κριτηρίων των Akaike (1973) και Schwartz (1978) που στην περίπτωση των υποδειγμάτων VAR γράφονται ως εξής

$$LR = 2[\log l_u - \log l_r] \approx \chi^2(\nu)$$

όπου

$\log l_u$ = Λογάριθμος πιθανοφάνειας της πλήρους εξίσωσης παλινδρόμησης (ως προς τον αριθμό των συντελεστών).

$\log l_r$ = Λογάριθμος πιθανοφάνειας της εξίσωσης με περιορισμό (μειωμένου αριθμού συντελεστών).

ν = m^2 = Αριθμός των περιορισμών.

m = Αριθμός των εξισώσεων.

n = Μέγεθος του δείγματος.

$$l = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2}\log|W|$$

W = Εκτίμηση της μήτρας των διακυμάνσεων – συνδυακυμάνσεων των διαταρακτικών όρων της εξίσωσης.

Ο έλεγχος του κριτηρίου LR ξεκινά από ένα μεγάλο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Σταματούμε τον έλεγχο του στατιστικού LR όταν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση (Ho: $\mathbf{A_K} = 0$ όπου $\mathbf{A_K}$ η μήτρα των μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις) και με τον τρόπο αυτό επιλέγουμε την τάξη p του υποδείγματος VAR, $1 \leq p \leq k$. Βέβαια, επειδή η μεθοδολογία εκτίμησης απαιτεί σφάλματα λευκού θορύβου θα μπορούσε να επιλεγεί στις εκτιμήσεις υψηλότερη τιμή του p (Holden and Perman ,1994).

$$AIC(p) = -\frac{2l}{n} + \frac{2m^2 p}{n}$$

$$SCH(p) = -\frac{2l}{n} + \frac{m^2 p}{n}\log(n)$$

όπου

p = Αριθμός των χρονικών υστερήσεων. Η τάξη p του VAR υποδείγματος επιλέγεται από την ελαχιστοποίηση των κριτηρίων(Κάτος ,2004).

3.5 Ανάλυση του υποδείγματος

Για να ερευνήσουμε τις αιτιακές σχέσεις με ένα υπόδειγμα αυτοπαλίνδρομου διανύσματος VAR απλοποιημένου από τον Sims (1980) τυποποιήσαμε το διάνυσμα U όπως φαίνεται στις εξισώσεις (3.1), (3.2), (3.3), (3.4) και (3.5)[6]. Τα δυναμικά αυτά υποδείγματα που είναι γνωστά ως διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregressions) αποτελούν επέκταση των μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομικών υποδειγμάτων και χρησιμοποιούνται σήμερα κυρίως στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων. Τα συστήματα των εξισώσεων που πριν μερικά χρόνια χρησιμοποιούσαν οι ερευνητές, έχασαν το ενδιαφέρον για διαφόρους λόγους αλλά κυρίως λόγω της μικρής προβλεπτικής τους ικανότητας και της πολυπλοκότητάς τους από πλευράς ταυτοποίησης και εκτιμητικής. Αντίθετα, τα VAR υποδείγματα έχουν αποδειχθεί

[6] Cooley and LeRoy (1985) έχουν κάνει κριτική στο υπόδειγμα VAR απεριόριστο μειωμένο τύπο εξισώσεων. Επίσης και ο Runkle(1987) έχει για τις διαφωνίες του γύρω από τη μεθοδολογία αυτή. Όλοι όμως οι κριτικοί του VAR υποδείγματος συμφωνούν ότι υπάρχουν σημαντικοί λόγοι χρησιμοποίησής του.

αφενός πιο αποτελεσματικά και επιτυχή για την πρόβλεψη συστημάτων άλληλοσυσχετιζόμενων μεταβλητών Engle and Yoo (1987), αφετέρου πιο εύκολα και γρήγορα στη χρήση τους. Για τους λόγους αυτούς η μεθοδολογία VAR υποδειγμάτων εφαρμόζεται ευρέως στις εμπειρικές μελέτες. Ένα μοναδικό πλεονέκτημα του υποδείγματος VAR είναι ότι μεταχειρίζεται κάθε μεταβλητή του συστήματος ως δυναμικά ενδογενή και συσχετίζει κάθε μεταβλητή στις προηγούμενες τιμές της και στις προηγούμενες τιμές όλων των άλλων μεταβλητών που περιλήφθηκαν στο υπόδειγμα. Οι πιο σημαντικές εφαρμογές των VAR υποδειγμάτων είναι οι παρακάτω:

- Η χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας.
- Η διάσπαση της διακύμανσή τους
- Ο υπολογισμός των συναρτήσεων αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του VAR υποδείγματος μετά από μία τυχαία διαταραχή σε κάποια εξίσωση του συστήματος.

Οι Engle and Granger (1987) και Granger (1988) υπογράμμισαν ότι ένα VAR υπόδειγμα σε επίπεδα με μη στάσιμες μεταβλητές θα οδηγήσει σε κίβδηλα αποτελέσματα και ένα VAR υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές με συνολοκληρωμένες μεταβλητές είναι λαθεμένα εξειδικευμένο. Στην τελευταία περίπτωση ο όρος διόρθωσης σφάλματος που αντιπροσωπεύει τη μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές, ξανά εισάγεται στο τέλος στο υπόδειγμα VAR και το υπόδειγμα στην τελική του μορφή είναι γνωστό ως διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος VECM.

Ένα πολυμεταβλητό VAR υπόδειγμα χωρίς περιορισμούς (με προσδιοριστικό όρο) μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$Y_t = \delta + \sum_{s=1}^{p} A_s Y_{t-s} + e_t \qquad (3.25)$$

όπου το διάνυσμα $Y_t = \left[Y_{1t},.....Y_{pt}\right]'$ των ενδογενών μεταβλητών είναι τάξης $p \times 1$ και οι μήτρες των παραμέτρων A_s τάξης $p \times p$. Το δ είναι ένα διάνυσμα $p \times 1$ που περιέχει τις σταθερές των εξισώσεων και το e_t είναι το διάνυσμα των καταλοίπων.

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος, θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι, υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων e_t ενός VAR συστήματος έχει μέσο το μηδέν και ότι το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή

διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης (Δημέλη 2003).

Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να ξαναγραφεί ως διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (VECM) υποθέτοντας ότι υπάρχει τουλάχιστον ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα ως εξής:

$$\Delta Y_t = \delta + A_s \Delta Y_{t-s} + \lambda EC_{t-1} + \mu_t \qquad (3.26)$$

όπου EC_t είναι ο όρος διόρθωσης σφάλματος.

μ_t είναι μία μήτρα διαστάσεων ν × 1 των σφαλμάτων του λευκού θορύβου που μπορεί μεταξύ τους να συσχετίζονται και ισχύουν τα παρακάτω:

$E(\mu_t) = 0$

$$E(\mu_t, \mu_s^{'}) = \begin{Bmatrix} \sum \mu & \gamma\iota\alpha & t = s \\ 0 & \gamma\iota\alpha & t \neq s \end{Bmatrix}$$

όπου

$$\sum_{\mu} = E(\mu_t, \mu_s^{'}) = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\mu_{t_1}) & Cov(\mu_{t_1}, \mu_{t_2}) \\ Cov(\mu_{t_1}, \mu_{t_2}) & \mathrm{var}(\mu_{t_2}) \end{bmatrix}$$

Επομένως τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης μ_{ti} (i = 1, 2,….p) είναι λευκός θόρυβος, ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο.

Μετά την κανονικοποίηση του συνολοκληρωμένου διανύσματος η εξίσωση (3.1) μπορεί να γραφεί και ως εξής:

$$\ln DJ_t = \beta_1 \ln RFRUSA_t + \beta_2 \ln INFUSA_t + \beta_3 \ln IPIUSA_t \qquad (3.27)$$

Ο όρος διόρθωσης σφάλματος που αποκτήθηκε από την εξίσωση (3.26) είναι:

$$EC_t = \ln DJ_t - \beta_1 \ln RFRUSA_t - \beta_2 \ln INFUSA_t - \beta_3 \ln IPIUSA_t \qquad (3.28)$$

Τελικά η εξίσωση στη λεπτομερή της μορφή για το υπόδειγμα (3.26) είναι η εξής:

$$\Delta LDJ_t = a_0 + \Sigma a_{1j}\Delta\ LDJ_{t-j} + \Sigma a_{2j}\Delta\ LRFRUSA_{t-j} + \Sigma a_{3j}\Delta\ LINFUSA_{t-j} + \Sigma a_{3j}\Delta$$

$$LIPIUSA_{t-j} + \lambda EC_{t-1} + e_t \qquad (3.29)$$

όπου EC_{t-1} αντιπροσωπεύει την απόκλιση από τη θέση ισορροπίας στην περίοδο t και ο συντελεστής λ αντιπροσωπεύει την ταχύτητα προσαρμογής της ενδογενούς μεταβλητής στη διόρθωση του λάθους της προηγούμενης χρονικής περιόδου.

Ο Granger (1988) υποστήριξε ότι υπάρχουν δύο κανάλια αιτιότητας, το ένα κανάλι είναι διαμέσου των υστερημένων τιμών του ΔLRFRUSA, ΔLINFUSA, και ΔLIPIUSA , π.χ a_{i1}, a_{i2},…..a_{im} είναι κοινά στατιστικά σημαντικές και το άλλο αν το λ είναι στατιστικά σημαντικό. Αν το λ είναι στατιστικά σημαντικό στην εξίσωση (3.29) τότε το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, ο δείκτης τιμών του καταναλωτή και η συνολική βιομηχανική παραγωγή επιδρούν στον γενικό δείκτη τιμών των μετοχών Dow Jones διαμέσου του δεύτερου καναλιού.

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση της έρευνας αυτής είναι μηνιαία και καλύπτουν την περίοδο από τον τέταρτο μήνα του 1984 μέχρι και τον ενδέκατο μήνα του 2004 για όλες τις μεταβλητές των υποδειγμάτων.

Όλα τα δεδομένα είναι εκφρασμένα σε λογαρίθμους για να μπορέσουν να συμπεριλάβουν την πολλαπλασιαστική επίδραση των χρονικών σειρών και συμβολίζονται με το γράμμα L μπροστά από κάθε μεταβλητή.

Αν οι παραπάνω μεταβλητές μοιράζονται μία κοινή στοχαστική τάση, και οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες τότε μπορούν αυτές να συνολοκληρωθούν. Η οικονομική θεωρία σπάνια παρέχει καθοδήγηση όσον αφορά το ποιες μεταβλητές εμφανίζουν στοχαστική τάση, καθώς και το πότε τέτοιες τάσεις είναι κοινές μεταξύ των μεταβλητών Dritsaki and Adamopoulos (2003). Για την ανάλυση πολυμεταβλητών χρονικών σειρών που περιλαμβάνουν στοχαστικές τάσεις χρησιμοποιείται ο επαυξημένος Dickey – Fuller (1979) έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον υπολογισμό των ξεχωριστών χρονικών σειρών με στόχο να παρέχουν πληροφορίες σχετικά με το πότε οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες.

3.6 Συμπεράσματα

Σ'αυτό το κεφάλαιο διαμορφώσαμε με τη βοήθεια του θεωρητικού πλαισίου τις επτά βασικές υποθέσεις πάνω στις οποίες θα κινηθεί η έρευνά μας. Οι απαντήσεις που θα προκύψουν από αυτές θα μας βοηθήσουν στις εξαγωγή των συμπερασμάτων μας. Επίσης, εξειδικεύσαμε μαθηματικά το υπόδειγμά μας και κάναμε μια εκτενή αναφορά στις μεθόδους που θα ακολουθήσουμε για την προσέγγισή μας στο θέμα τις συσχέτισης των χρηματιστηρίων και της επίδρασης μακρο-οικονομικών μεταβλητών στη διαμόρφωση μετοχικών τιμών και αποδόσεων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΠΟΥ ΣΥΜΜΕΤΕΧΟΥΝ ΣΤΗΝ ΕΡΕΥΝΑ

4.1 Εισαγωγή

Πρωταρχικό στάδιο σε κάθε εμπειρική έρευνα είναι η περιγραφική παρουσίαση των βασικών μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση της έρευνας για να μπορέσει ο κάθε μελετητής να αποκτήσει μια εποπτική εικόνα των μεταβλητών που χρησιμοποιούνται. Σκοπός του κεφαλαίου αυτού είναι να περιγράψει την παρουσίαση των βασικών υπό διερεύνηση μεταβλητών. Οι μεταβλητές αυτές είναι οι παρακάτω:

DJ = Γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

NASDAQ = Δείκτης τιμών των μετοχών της τεχνολογίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

SP500 = Δείκτης τιμών των μετοχών σε ένα ευρέως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο σε αμερικανικές εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης

FTSE = Γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου.

GSG = Γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών.

Χωρίς να υπάρχει μια συγκεκριμένη θεωρία που να εξηγεί τη σχέση που συνδέει τη μακρο-οικονομία με το χρηματιστήριο, η απόφαση σχετικά με το ποιες θεμελιώδεις μακρο-οικονομικές μεταβλητές θα συμπεριληφθούν στην ανάλυσή μας, στηρίχθηκε σε έρευνες που έκαναν οι Cheung and Lai (1999), Ansotegni and Esteban (2002) κ.α.. Οι μακροοικονομικοί παράγοντες που περιλαμβάνονται για να περιγράψουν και την πραγματική και τη χρηματοοικονομική κατάσταση της οικονομίας στις δυο υπό εξέ-ταση χώρες, ΗΠΑ και Ελλάδα, είναι οι ακόλουθοι:

INFGR = Δείκτης τιμών καταναλωτή της Ελλάδος.

INFUSA = Δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α.

RFRGR = Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.

RFRUSA = Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.

IPIGR = Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.

IPIUSA = Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση της έρευνας αυτής είναι μηνιαία και καλύπτουν την περίοδο από τον τέταρτο μήνα του 1984 μέχρι και τον ενδέκατο μήνα του 2004 για όλους τους χρηματιστηριακούς δείκτες. Τα παραπάνω στοιχεία προέρχονται από τις βάσεις δεδομένων της Econstats, για τους χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών, καθώς και από τα μηνιαία δελτία της στατιστικής επετηρίδας της Ελλάδος.

Όσον αφορά τα μακρο-οικονομικά μεγέθη που χρησιμοποιούνται στη διατριβή αυτή είναι και αυτά μηνιαία και καλύπτουν την περίοδο από τον τέταρτο μήνα του 1984 μέχρι και τον ενδέκατο μήνα του 2004. Επομένως στο υπόδειγμα που χρησιμοποιούμε υπάρχουν 248 μηνιαίες παρατηρήσεις για όλες τις μεταβλητές που χρησιμοποιούμε. Τα μακρο-οικονομικά στοιχεία προέρχονται από τις βάσεις δεδομένων της Econstats, Eurostat, International Financial Statistics (IMF), και την Main Economic Indicators και έχουν αναχθεί σε έτος βάσης το 2000.

Οι δείκτες των χρηματιστηρίων Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Αθηνών έχουν με-τατραπεί με βάση το έτος 2000, άρα τα στοιχεία στο έτος αυτό παίρνουν την τιμή 100, διότι το έτος αυτό αποτελεί το έτος βάσης του τρόπου υπολογισμού των δεικτών των χρηματιστηρίων που μελετούμε στη διατριβή αυτή. Τα μακρο-οικονομικά μεγέθη αναφέρονται και αυτά με βάση το έτος 2000, άρα και στα στοιχεία αυτά το έτος αυτό παίρνει την τιμή 100, δηλαδή και στα μεγέθη αυτά έχουμε το ίδιο έτος βάσης.

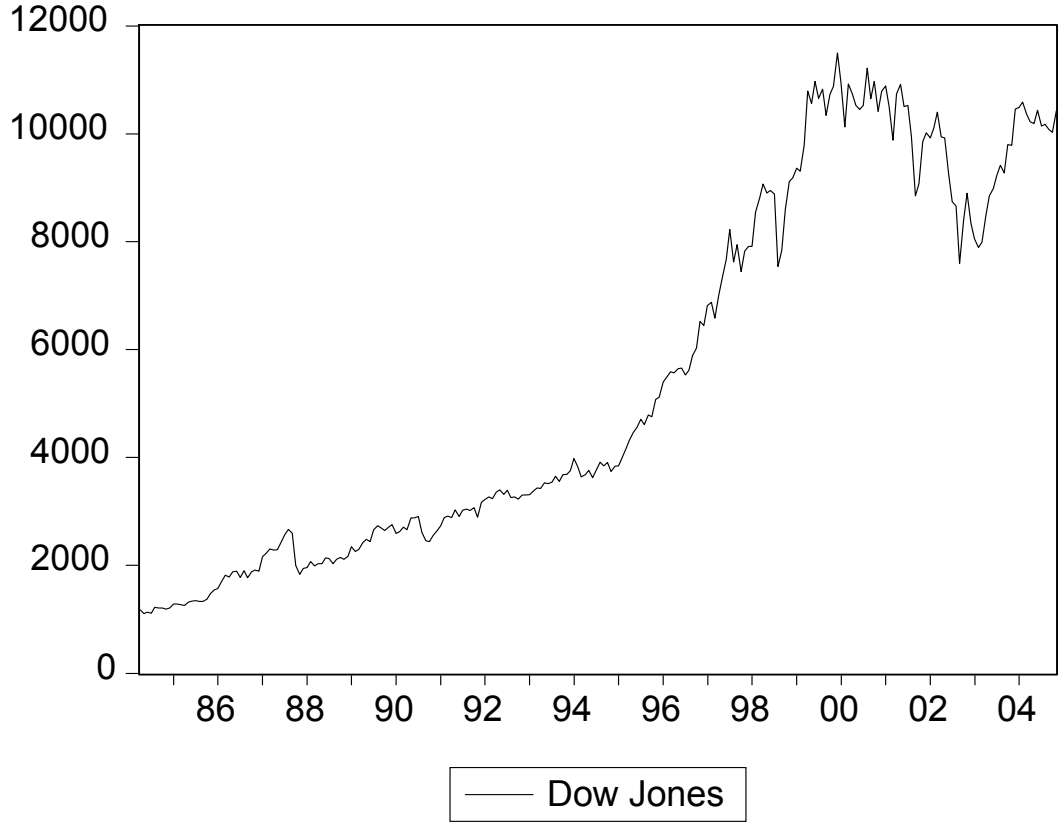
Τους χρηματιστηριακούς δείκτες που αναφέραμε παραπάνω αλλά και τις μακρο-οικονομικές μεταβλητές τις χρησιμοποιούμε είτε αυτούσιες είτε σε λογαριθμική μορφή για να μπορέσουν να συμπεριλάβουν την πολλαπλασιαστική επίδραση των χρονικών αυτών σειρών στο υπόδειγμά μας. Επίσης, ο λόγος για τον οποίο παίρνουμε λογαριθμικές αποδόσεις μπορεί να δικαιολογηθεί θεωρητικά και εμπειρικά. Θεωρητικά, οι λογαριθμικές αποδόσεις είναι αναλυτικώς πιο βολικές όταν συνδέουμε αποδόσεις υποπεριόδων για να σχηματίσουμε αποδόσεις σε μεγαλύτερα

διαστήματα. Εμπειρικά, οι λογαριθμικές αποδόσεις είναι πιο κανονικά κατανεμημενες, βασική προϋπόθεση των τυπικών τεχνικών στατιστικής (Strong ,1992).

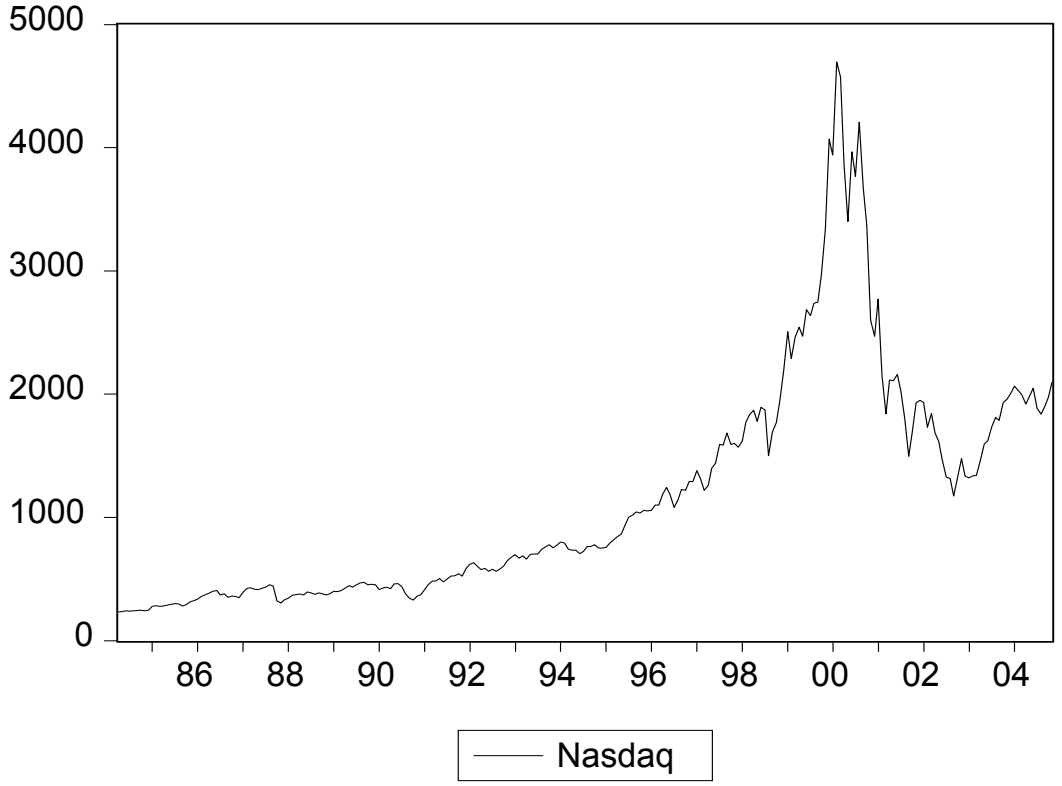
4.2 Παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στο υπόδειγμα

Στα διαγράμματα 4.1 μέχρι και 4.5 παρουσιάζονται οι δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και συγκεκριμένα οι δείκτες Dow Jones, Nasdaq και S&P 500, καθώς και οι δείκτες FTSE 100 και General Share-Greece του Λονδίνου και των Αθηνών αντίστοιχα. Επίσης στα διαγράμματα από 4.6 μέχρι και 4.11 παρουσιάζονται τα μακρο-οικονομικά μεγέθη των Η.Π.Α και της Ελλάδος. Επίσης εκτός από τα διαγράμματα 4.1 – 4.11 παρουσιάζονται οι πίνακες 4.1 και 4.2 που σημειώνουν για κάθε μεταβλητή που συμμετέχει στο υπόδειγμα τα βασικά περιγραφικά στατιστικά της.

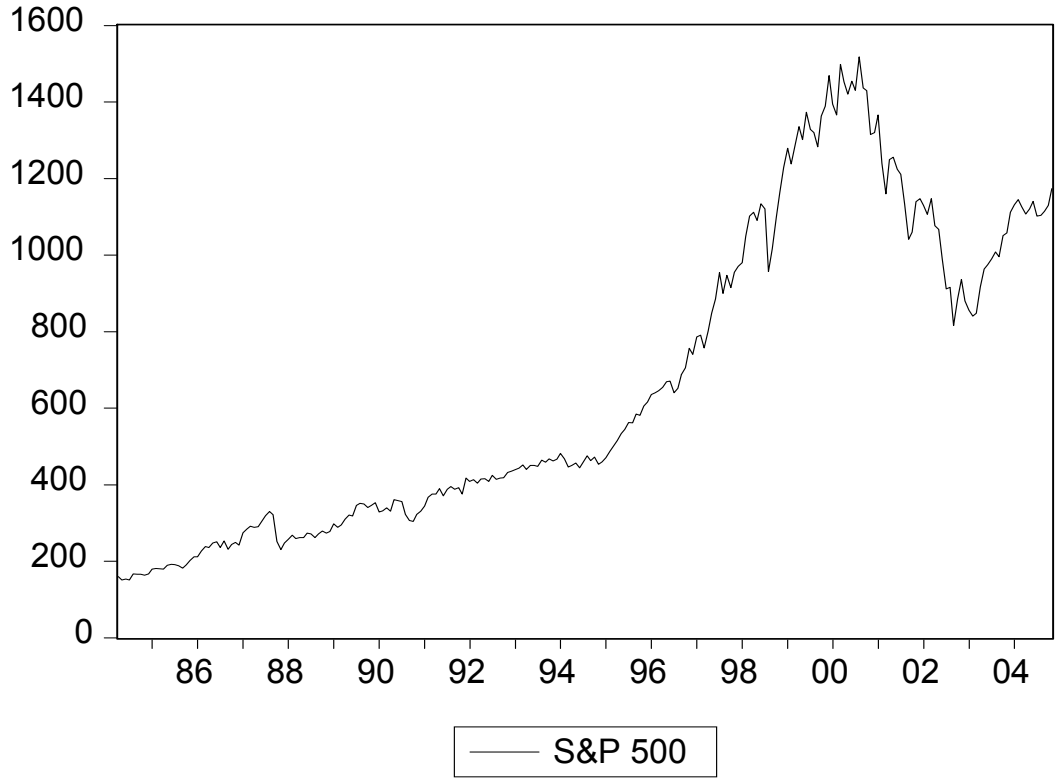
Διάγραμμα 4.1 Δείκτης τιμών μετοχών Dow Jones



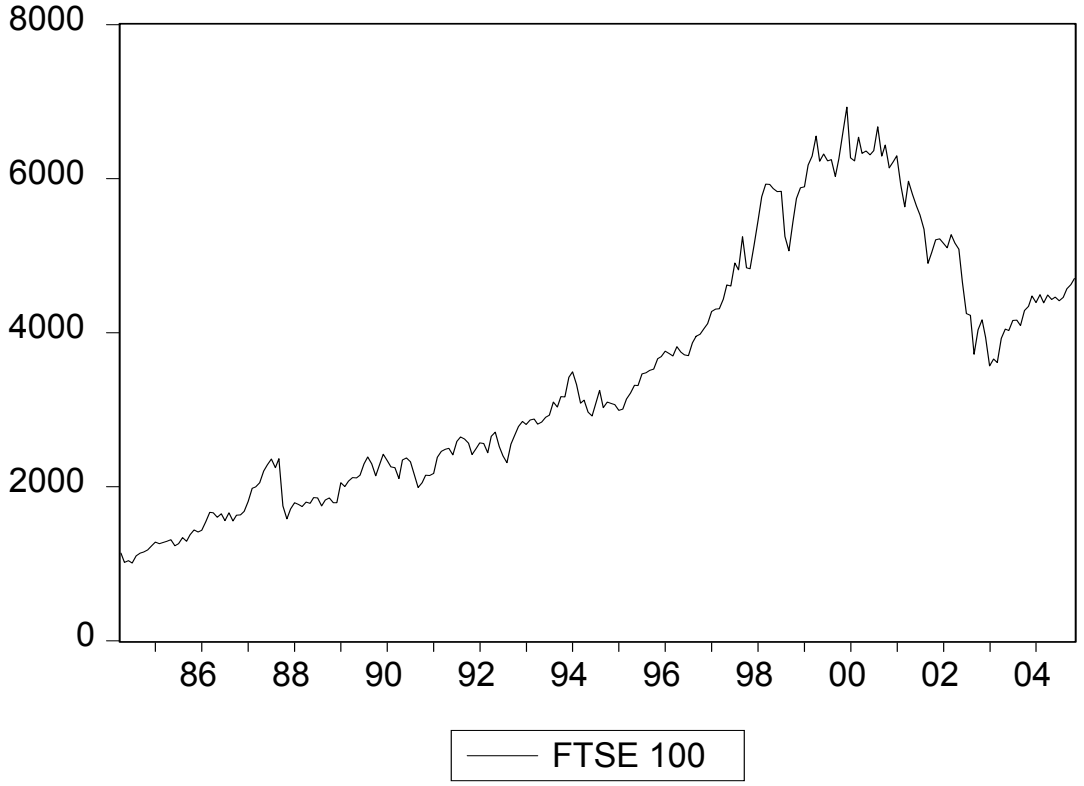
Διάγραμμα 4.2 Δείκτης τιμών μετοχών Nasdaq



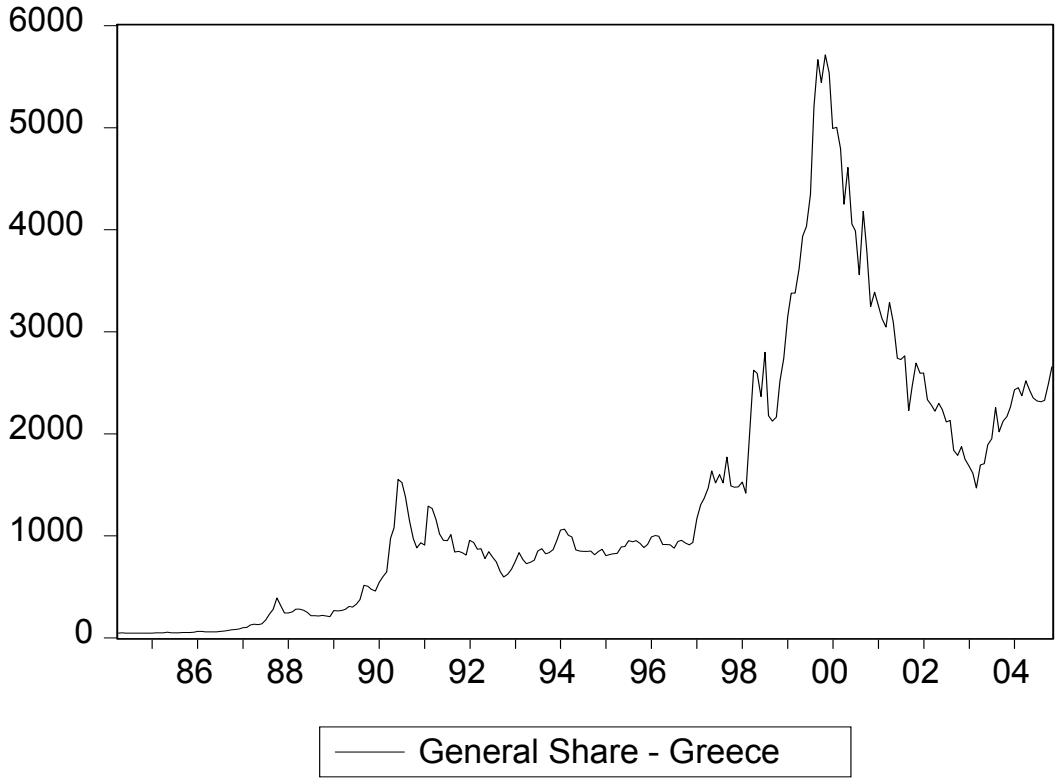
Διάγραμμα 4.3 Δείκτης τιμών μετοχών S&P 500



Διάγραμμα 4.4 Δείκτης τιμών μετοχών FTSE 100



Διάγραμμα 4.5 Δείκτης τιμών μετοχών General Share - Greece



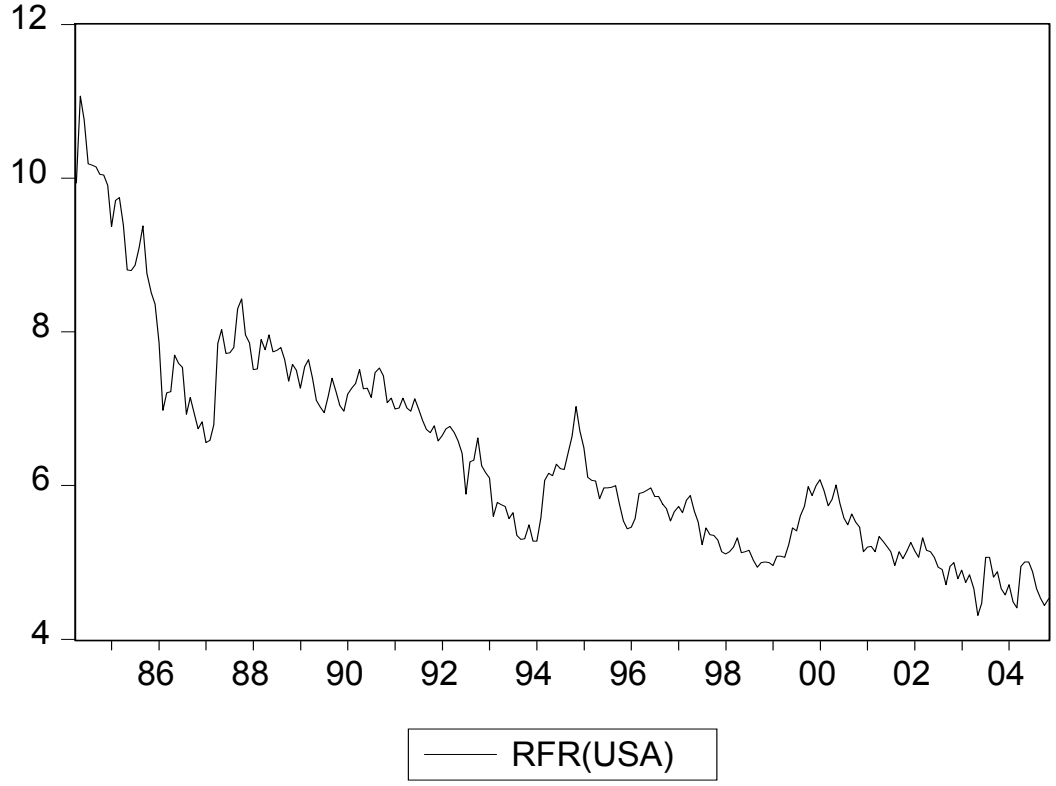
Από τα διαγράμματα 4.1 - 4.5 προκύπτουν τα εξής:

- Όλοι οι δείκτες τιμών των μετοχών παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Οι μεγαλύτερες τιμές παρουσιάζονται το Δεκέμβριο του 1999 για τους δείκτες Dow – Jones και FTSE 100 (βλέπε διαγράμματα 4.1 και 4.4), ενώ για τους δείκτες Nasdaq και S&P 500 οι μεγαλύτερες τιμές παρουσιάζονται το Φεβρουάριο και Αύγουστο του 2000 αντίστοιχα (βλέπε διαγράμματα 4.2 και 4.3). Τέλος ο δείκτης General Share – Greece παρουσιάζει την μεγαλύτερη τιμή τον Νοέμβριο του 1999 (βλέπε διάγραμμα 4.5).
- Η συμπεριφορά των δεικτών των τιμών των μετοχών είναι σε γενικές γραμμές η ίδια, με μία αυξητική πορεία από την αρχική περίοδο που μελετάμε μέχρι και το έτος 2000 περίπου, ενώ από τα μέσα σχεδόν του έτους αυτού και μετά η πορεία όλων των δεικτών είναι φθίνουσα. Μία αύξηση στην πορεία των δεικτών παρατηρείται και πάλι από το έτος 2003 μέχρι και το τέλος της περιόδου που εξετάζουμε, δηλαδή το Νοέμβριο του 2004. (βλέπε διαγράμματα 4.1 – 4.5).

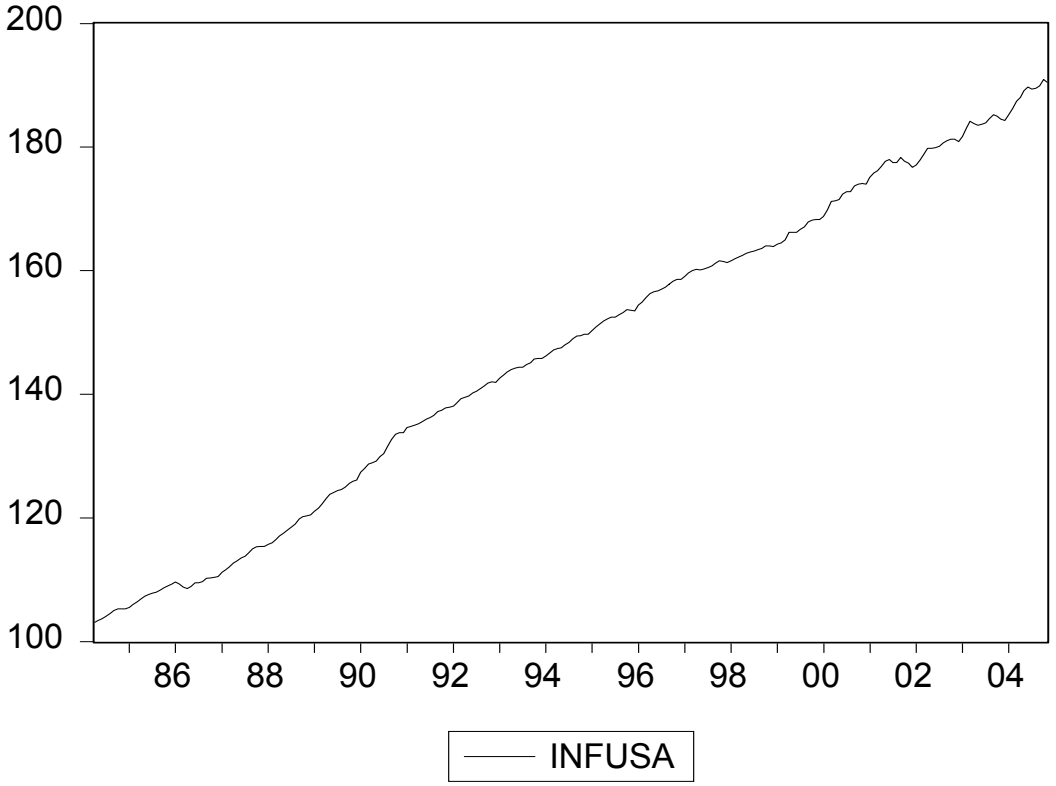
Συγκεκριμένα την περίοδο 2000 -2003 παρατηρούμε μια κατακόρυφη πτώση σε όλες τις χρηματιστηριακές αγορές. Η τρομοκρατική επίθεση της 11ης Σεπτεμβρίου 2001 στις Η.Π.Α συγκλόνισε τις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Η υποχώρηση πολλών κλάδων στα όρια του κράχ δημιούργησε τεράστια αναστάτωση και πανικό, τόσο στην Αμερική όσο και στην Ευρώπη. Οι απώλειες ήταν τόσο μεγάλες, ώστε χρειάστηκε η ενεργοποίηση των αμυντικών μηχανισμών των αγορών για να μετριάσουν τις απώλειες. Στις Η.Π.Α, το διάστημα Ιουλίου-Σεπτεμβρίου, ο Dow Jones είχε απώλειες της τάξης 9.8 %, ο Nasdaq έχασε το 11.4% και ο S&P 500 έπεσε 11.67% από την αξία του. Στην άλλη πλευρά του Ατλαντικού, στην Ευρώπη, το ελληνικό χρηματιστήριο αναδείχτηκε πρωταθλητής των ευρωπαϊκών απωλειών. Ο γενικός δείκτης από τις 10/9 - 10/10 του 2001 παρουσίασε ζημίες της τάξης του 14.7 %. Το ίδιο συνέβη και με τον πόλεμο στο Ιράκ, το Μάρτιο 2003, ο οποίος δημιούργησε σοβαρά ζητήματα στην παγκόσμια ισορροπία.

Στα διαγράμματα από 4.6 μέχρι και 4.11 παρουσιάζονται τα μακροοικονομικά μεγέθη των Η.Π.Α και της Ελλάδος που συμμετέχουν στην έρευνά μας.

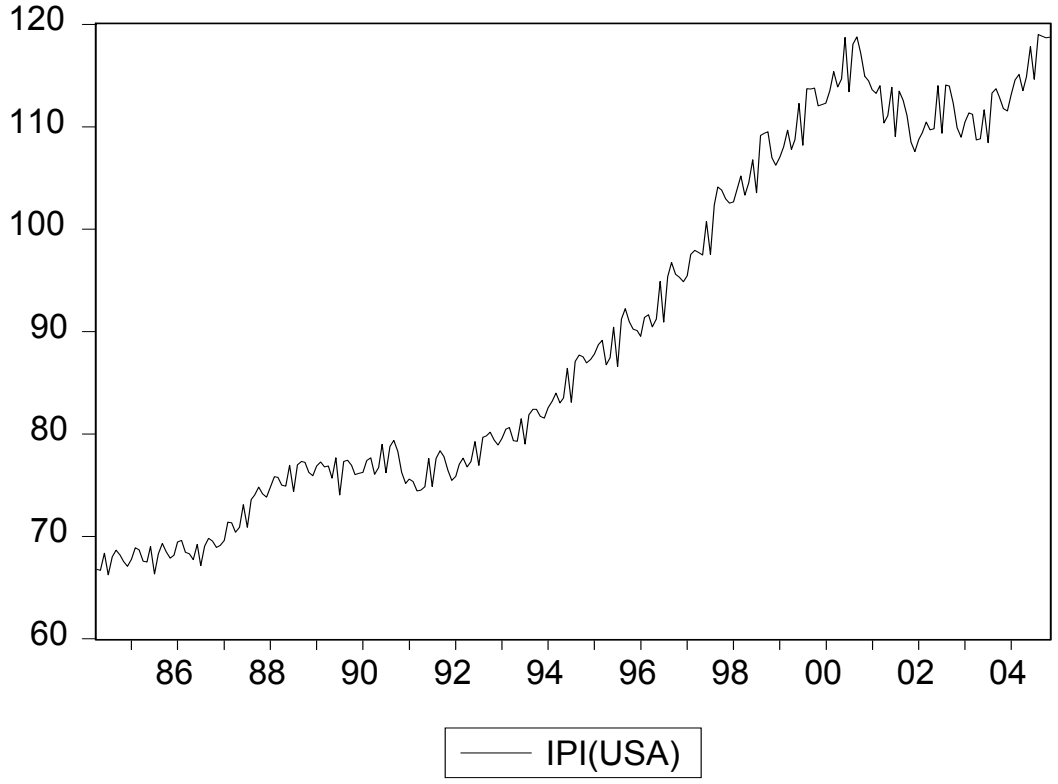
Διάγραμμα 4.6 Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α



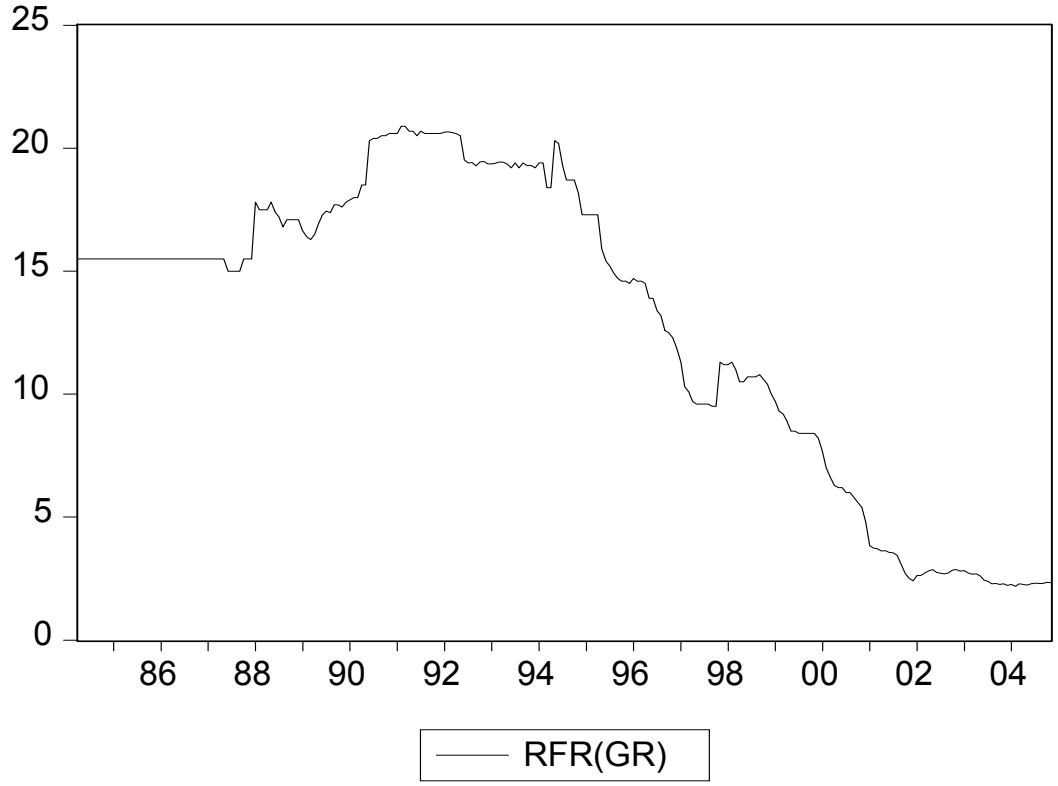
Διάγραμμα 4.7 Δείκτης τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α



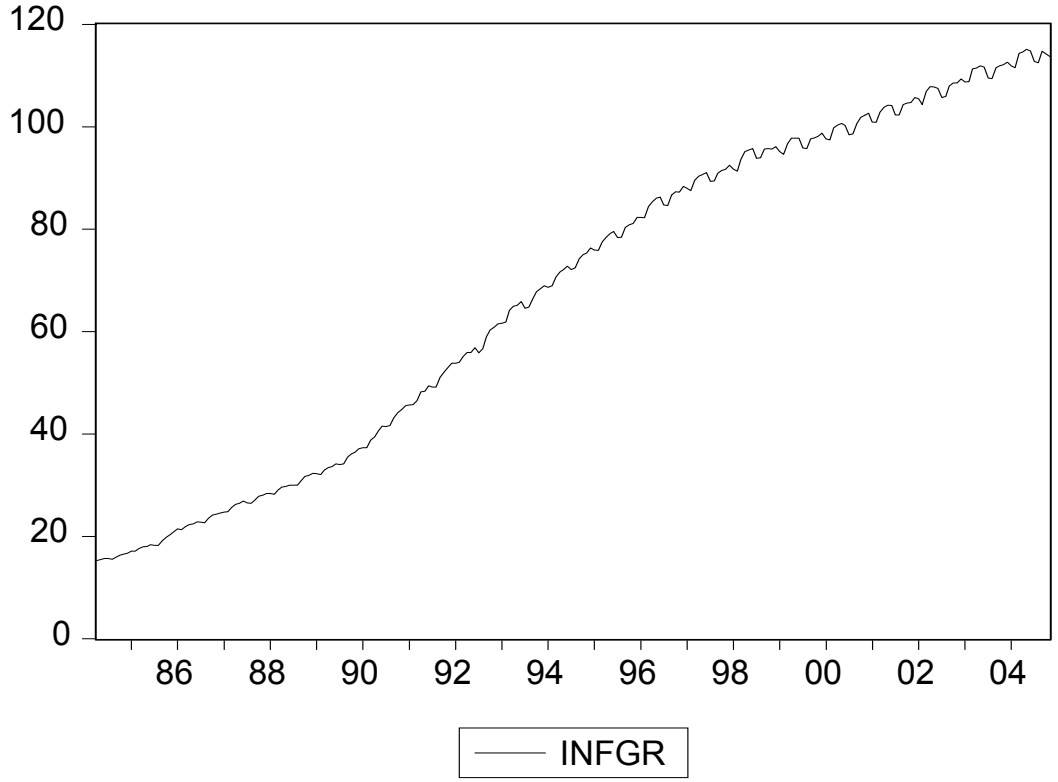
Διάγραμμα 4.8 Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α



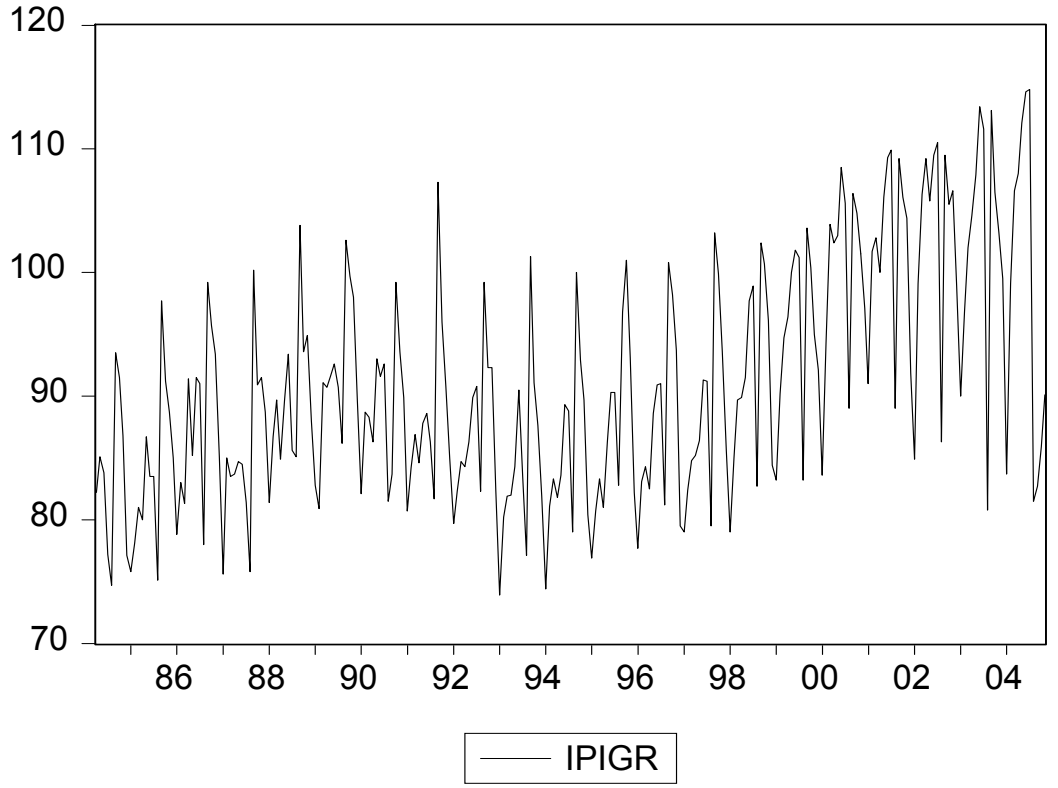
Διάγραμμα 4.9 Επιτόκιο κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος



Διάγραμμα 4.10 Δείκτης τιμών καταναλωτή της Ελλάδος



Διάγραμμα 4.11 Δείκτης συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος



Από τα διαγράμματα 4.6 - 4.11 προκύπτουν τα εξής:

- Τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων τόσο στις Η.Π.Α όσο και στην Ελλάδα παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Η μεγαλύτερη τιμή για τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α παρουσιάζονται το Δεκέμβριο του 1981, ενώ για την Ελλάδα η μεγαλύτερη τιμή παρουσιάζεται το Μάρτιο του 1991. Τόσο στις Η.Π.Α όσο και στην Ελλάδα υπάρχει στις πρώτες χρονικές περιόδους ανοδική τάση των επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων μέχρι το ανώτερο σημείο που αναφέραμε πιο πάνω και από το σημείο εκείνο και μετά υπάρχει καθοδική πορεία και στις δύο χώρες μέχρι και το χρονικό σημείο που εξετάζουμε (βλέπε διαγράμματα 4.6 και 4.9).
- Ο δείκτης τιμών του καταναλωτή και ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής τόσο στις Η.Π.Α όσο και στην Ελλάδα παρουσιάζει συνεχή ανοδική πορεία σε όλη τη χρονική περίοδο που εξετάζουμε (βλέπε διαγράμματα 4.7 και 4.10 καθώς και 4.8 και 4.11).

Πίνακας 4.1 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share - Greece

	Dow Jones	**Nasdaq**	**S&P 500**	**FTSE 100**	**General Share - Greece**
Μέσος	5442.197	1158.002	657.3402	3467.188	1388.845
Διάμεσος	3833.230	764.9550	466.7950	3112.650	934.1350
Μέγιστο	11497.10	4696.690	1517.680	6930.200	5712.260
Ελάχιστο	1104.850	233.1000	150.5500	1009.400	43.80000
Τυπ Απόκλιση	3411.534	928.5331	401.3856	1607.113	1283.074
Ασυμμετρία	0.391028	1.417750	0.526522	0.402512	1.277859
Κύρτωση	1.538803	4.927617	1.847708	1.991905	4.287976
Μεταβλητότητα	0.626867	0.801840	0.610620	0.463520	0.923842
J-B	28.38264	121.4763	25.17899	17.19797	84.63593
Πιθανότητα J-B	0.000001	0.000000	0.000003	0.000184	0.000000
Παρατηρήσεις	248	248	248	248	248

Από τον πίνακα 4.1 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Από τη στιγμή που όλοι οι δείκτες αναφέρονται στην τιμή βάσης 100 της ίδιας χρονικής στιγμής, θα μπορούσαμε να τους κατατάξουμε ανάλογα με τη μέση τιμή τους κατά φθίνουσα σειρά ως εξής:

  Dow Jones > FTSE100 > General Share Greece > Nasdaq > S&P 500

  Με άλλα λόγια ο δείκτης Dow Jones παρουσιάζει την υψηλότερη μέση τιμή, ενώ αντίθετα ο δείκτης S&P 500 τη χαμηλότερη.

- Αν και συνηθίζεται να χρησιμοποιείται η τυπική απόκλιση των δεικτών των τιμών των μετοχών ως μέτρο σύγκρισης για τις τιμές των μετοχών, στη διατριβή αυτή χρησιμοποιούμε το συντελεστή της μεταβλητότητας των δεικτών των μετοχών για τη σύγκριση αυτή, διότι ο συντελεστής της μεταβλητότητας μετρά τη διασπορά των παρατηρήσεων καθώς εκτός της τυπικής απόκλισης λαμβάνει υπόψη και το μέγεθος της μέση τιμής (Κάτος 1986). Ως γνωστό ο συντελεστής μεταβλητότητας μιας μεταβλητής ισούται με το λόγο της τυπικής απόκλισης προς τη μέση τιμή της μεταβλητής αυτής $CV = \frac{s}{\overline{X}}$. Έτσι η μεταβλητότητα των δεικτών τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Ελλάδος κατά σειρά φθίνοντος μεγέθους είναι:

  General Share Greece > Nasdaq > Dow Jones > S&P 500 > FTSE100

- Όλες οι κατανομές των δεικτών που μελετούμε είναι ασύμμετρες δεξιά (θετική ασυμμετρία) από τη στιγμή που έχουν συντελεστή ασυμμετρίας θετικό (μεγαλύτερο από το μηδέν). Γενικά, τιμές με μηδενική ασυμμετρία και τιμή κύρτωσης 3, αντιπροσωπεύουν μία κατανομή η οποία είναι τέλεια κανονικά κατανεμημένη.
- Οι κατανομές των δεικτών Nasdaq και General Share – Greece είναι λεπτόκυρτες (αφού έχουν συντελεστή κύρτωσης μεγαλύτερο από το 3), ενώ οι κατανομές των άλλων δεικτών δηλαδή του Dow Jones, S&P 500 και FTSE 100 είναι πλατύκυρτες (αφού έχουν συντελεστή κύρτωσης μικρότερο από το 3). Γενικά, η κύρτωση

είτε είναι πολύ υψηλή είτε είναι πολύ χαμηλή δείχνει ακραία λεπτοκύρτωση ή ακραία πλατοκύρτωση (Parkinson ,1987).

- Τέλος, η σημαντικότητα (πιθανότητα) των στατιστικών Jarque – Bera (1980), και Bera and Jarque (1981) που σημειώνουν όλες οι κατανομές των δεικτών των μετοχών που εξετάζουμε δείχνουν ότι οι παρατηρήσεις δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή από τη στιγμή που όλες οι πιθανότητές τους είναι μικρότερες ακόμη και από 1%.

Οι Mobarek and Keasey (2000) χρησιμοποιούν τον μη-παραμετρικό έλεγχο των Kolmogrov-Smirnov για να συγκρίνουν τη λειτουργία της αθροιστικής κατανομής μιας μεταβλητής με την ομοιόμορφη ή κανονική κατανομή και εξετάζουν αν η κατανομή είναι ομοιογενής. Χρησιμοποιούν και κανονικές και ομοιόμορφες παραμέτρους για να εξετάσουν την κατανομή. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως η κατανομή συχνο-τήτων των ημερησίων δεικτών των τιμών του χρηματιστηρίου που μελετούν δεν ακο-λουθεί την κανονική κατανομή.

Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγει και η Basila (2004) μελετώντας τον μηχανι-σμό διάδοσης πλεονασμάτων μεταβλητότητας μεταξύ 15 χωρών της Ε.Ε. υπολογίζο-ντας τα συγκριτικά στατιστικά των λογαρίθμων των πρώτων διαφορών των ημερη-σίων τιμών κλεισίματος για καθένα από τα 15 χρηματιστήρια. Σε όλες τις περιπτώσεις τα αποτελέσματα δείχνουν σημαντική κύρτωση, ενώ ο έλεγχος των Jarque-Bera, οδηγεί στην απόρριψη της κανονικότητας για όλες τις κατανομές των σειρών που μελέτησε.

Στον πίνακα 4.2 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α και Ελλάδος

Πίνακας 4.2 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α και Ελλάδος

	RFRUSA	RFRGR	INFUSA	INFGR	IPIUSA	IPIGR
Μέσος	6.370766	12.88597	146.9323	67.80000	90.20941	91.07782
Διάμεσος	5.985000	15.50000	148.7000	72.55000	86.48100	89.90000
Μέγιστο	11.07000	20.90000	190.9000	115.1000	119.0030	114.8000
Ελάχιστο	4.310000	2.180000	103.1000	15.20000	66.23100	73.90000
Τυπ Απόκλιση	1.386542	6.198615	25.87742	32.76205	17.18503	9.554923
Ασυμμετρία	1.014861	-0.54389	-0.10400	-0.18550	0.255968	0.508786
Κύρτωση	3.712649	1.909562	1.799108	1.551196	1.502826	2.375788
Μεταβλητότητα	0.217641	0.481035	0.176117	0.483216	0.190505	0.104904
J-B	47.81895	24.51428	15.34924	23.11243	25.87063	14.72597
Πιθανότητα J-B	0.000000	0.000005	0.000464	0.000010	0.000002	0.000634
Παρατηρήσεις	248	248	248	248	248	248

Από τον πίνακα 4.2 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Αφού οι μακρο-οικονομικοί δείκτες και δύο χωρών αναφέρονται στο ίδιο έτος βάσης (2000), θα μπορούσαμε να πούμε ανάλογα με τη μέση τιμή τους, ότι τόσο το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, όσο και ο γενικός δείκτης της βιομηχανικής παραγωγής στην Ελλάδα είναι μεγαλύτερος από τα αντίστοιχα μεγέθη των Η.Π.Α ενώ στο δείκτη τιμών του καταναλωτή έχουμε αντίθετα αποτελέσματα.
- Αν χρησιμοποιήσουμε το συντελεστή της μεταβλητότητας για τους παραπάνω δείκτες θα παρατηρήσουμε ότι έχουμε αντίθετα αποτελέσματα όσον αφορά το δείκτη τιμών του καταναλωτή και το συνολικό δείκτη της βιομηχανικής παραγωγής, ενώ στο επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων το αποτέλεσμα είναι ίδιο.
- Οι κατανομές στους δείκτες τιμών του καταναλωτή και της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής έχουν την ίδια μορφή ασυμμετρίας και για τις δύο χώρες, ενώ στο επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων η μορφή της ασυμμετρίας αλλάζει.
- Όλες οι κατανομές των μακρο-οικονομικών δεικτών είναι πλατύκυρτες (αφού έχουν συντελεστή κύρτωσης μικρότερο από το 3), εκτός από το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α που είναι λεπτόκυρτη (συντελεστής κύρτωσης μεγαλύτερος από το 3).

- Τέλος, η σημαντικότητα (πιθανότητα) των στατιστικών Jarque – Bera (1980) που σημειώνουν όλες οι κατανομές των μακρο-οικονομικών δεικτών που εξετάζουμε δείχνουν ότι οι παρατηρήσεις δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή από τη στιγμή που όλες οι πιθανότητές τους είναι μικρότερες ακόμη και από 1%.

4.3 Παρουσίαση των ποσοστιαίων μεταβολών των μεταβλητών του υποδείγματος

Επειδή οι περισσότερες μακρο-οικονομικές μεταβλητές τείνουν ανοδικά, οι έλεγχοι τους δείχνουν ότι μεταβλητές αυτές παρουσιάζουν πρόβλημα στην εκτίμησή τους. Μία συνηθισμένη διαδικασία που κάνουμε για να μετατρέψουμε τις ανοδικές τάσεις των μεταβλητών αυτών σε σταθερές είναι να δημιουργήσουμε την ποσοστιαία μεταβολή των μεταβλητών αυτών ως εξής(Κάτος ,2004).

$$x = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$$

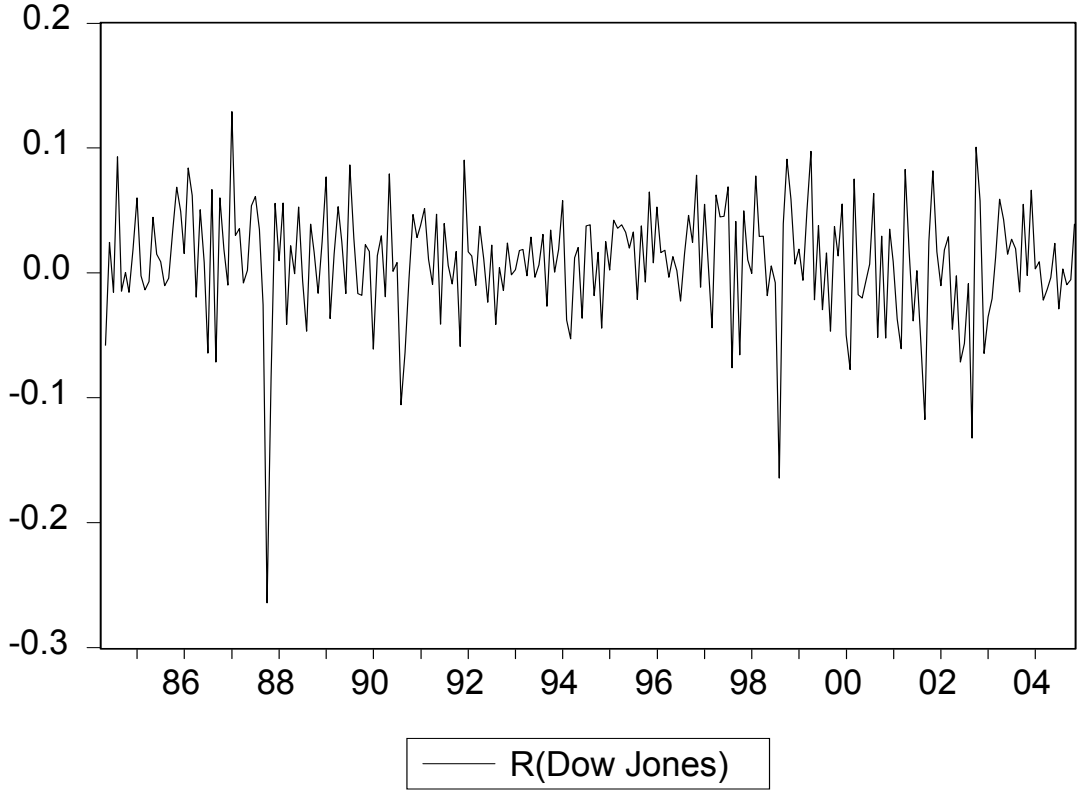
Πολλές φορές εκφράζουμε τα δεδομένα των μεταβλητών σε λογαρίθμους για να μπορέσουμε να συμπεριλάβουμε την πολλαπλασιαστική επίδραση των μεταβλητών (Dritsaki *et. al*.,2004) Επίσης ο λογαριθμικός μετασχηματισμός μπορεί να αποδώσει στάσιμες χρονικές σειρές(Box and Jenkins ,1976).
Ως αναφορά τις αποδόσεις των δεικτών των μετοχών των χρηματιστηρίων ορίζονται ως εξής:

$$R_t = LX = \log(X_t) - \log(X_{t-1}) = \log(\frac{X_t}{X_{t-1}}) \approx \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$$

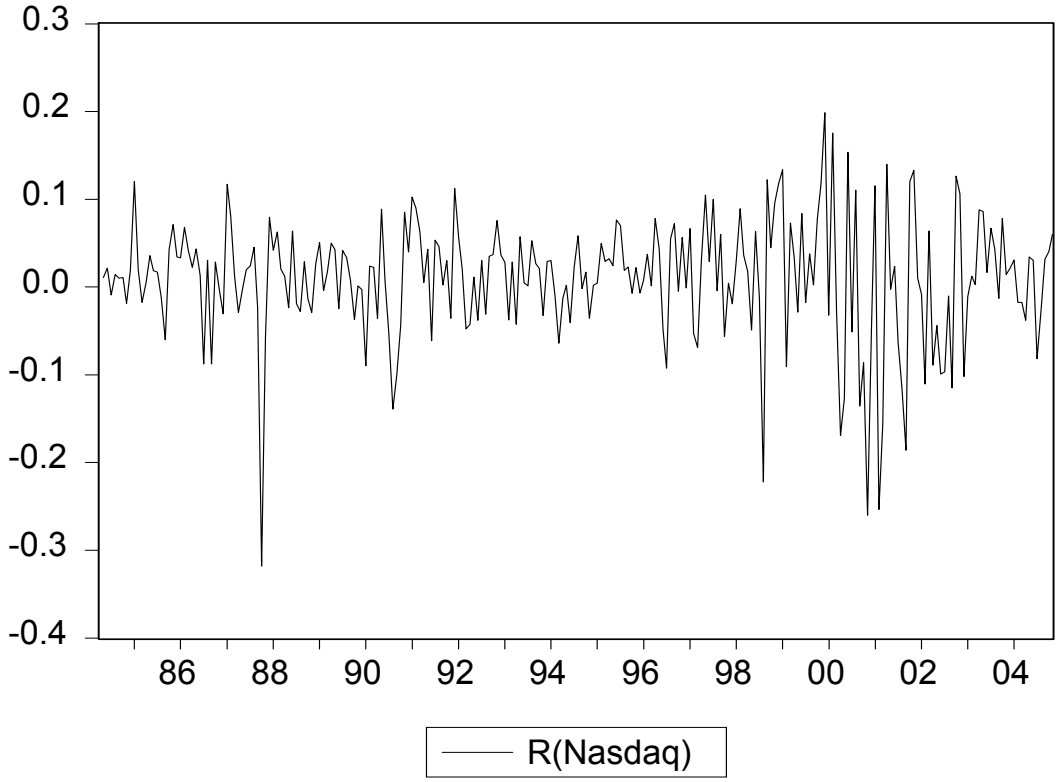
όπου:
R = Απόδοση των δεικτών των μετοχών των χρηματιστηρίων.
X = Δείκτης τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων
LX = log(X) =Φυσικός λογάριθμος των δεικτών των μετοχών των χρηματιστηρίων.
t = Χρόνος.

Στα διαγράμματα 4.12 μέχρι 4.17 παρουσιάζονται οι αποδόσεις όλων των δεικτών των χρηματιστηρίων που συμμετέχουν στην έρευνά μας.

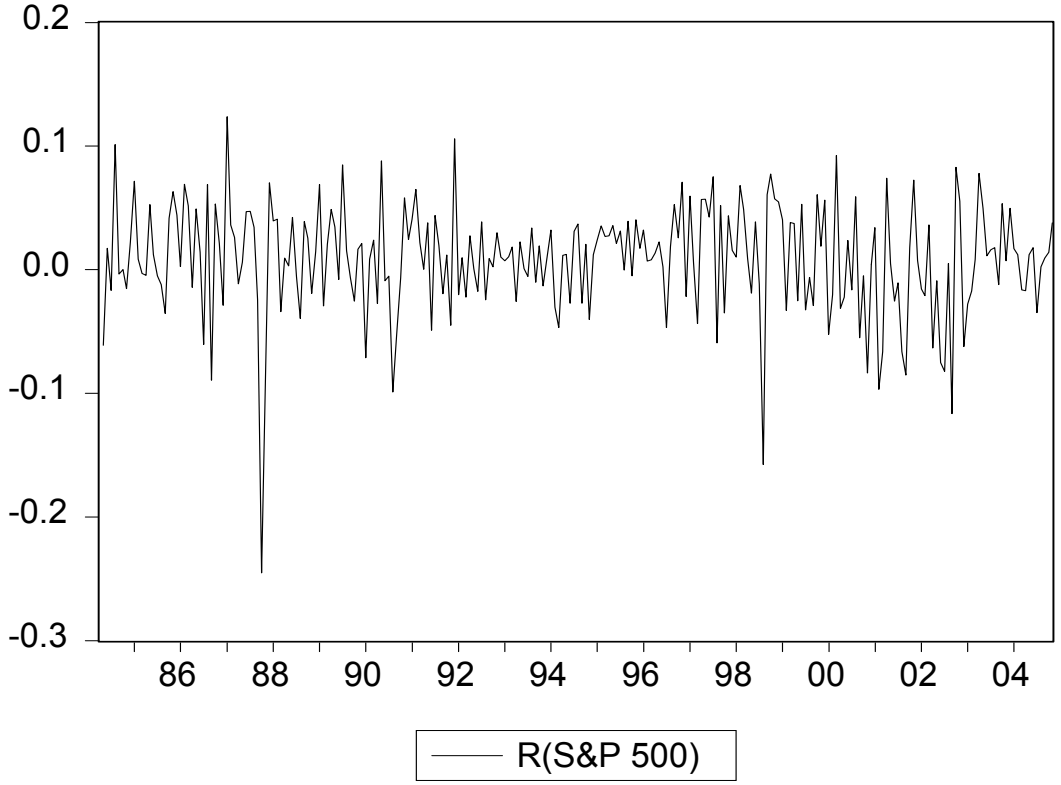
Διάγραμμα 4.12 Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών Dow Jones



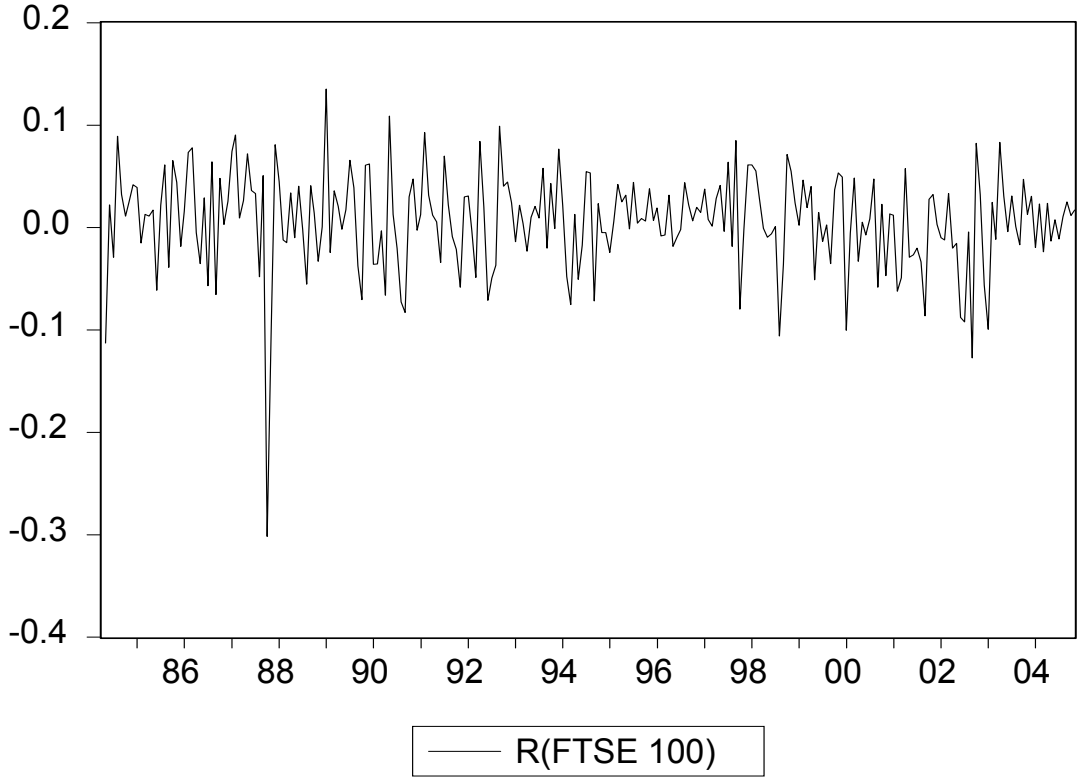
Διάγραμμα 4.13 Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών Nasdaq



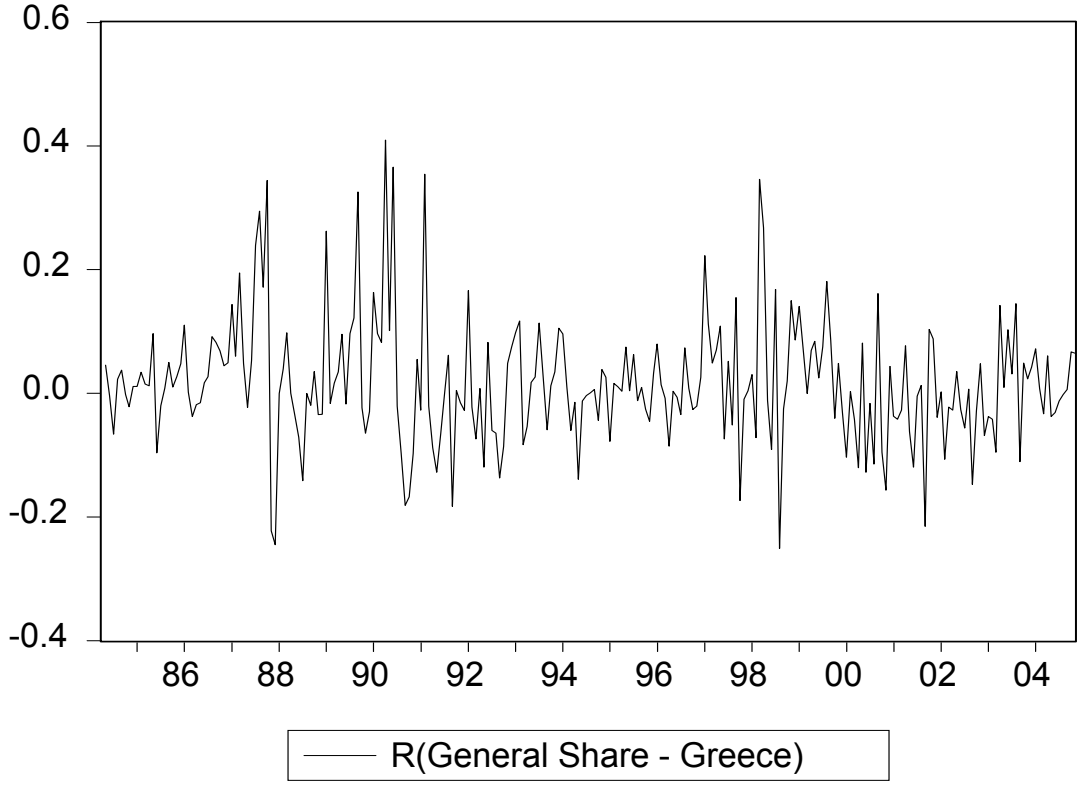
Διάγραμμα 4.14 Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών S&P 500



Διάγραμμα 4.15 Απόδοση του δείκτη FTSE 100



Διάγραμμα 4.16 Απόδοση του δείκτη τιμών μετοχών General Share - Greece



Από τα διαγράμματα 4.12 - 4.16 προκύπτουν τα εξής:

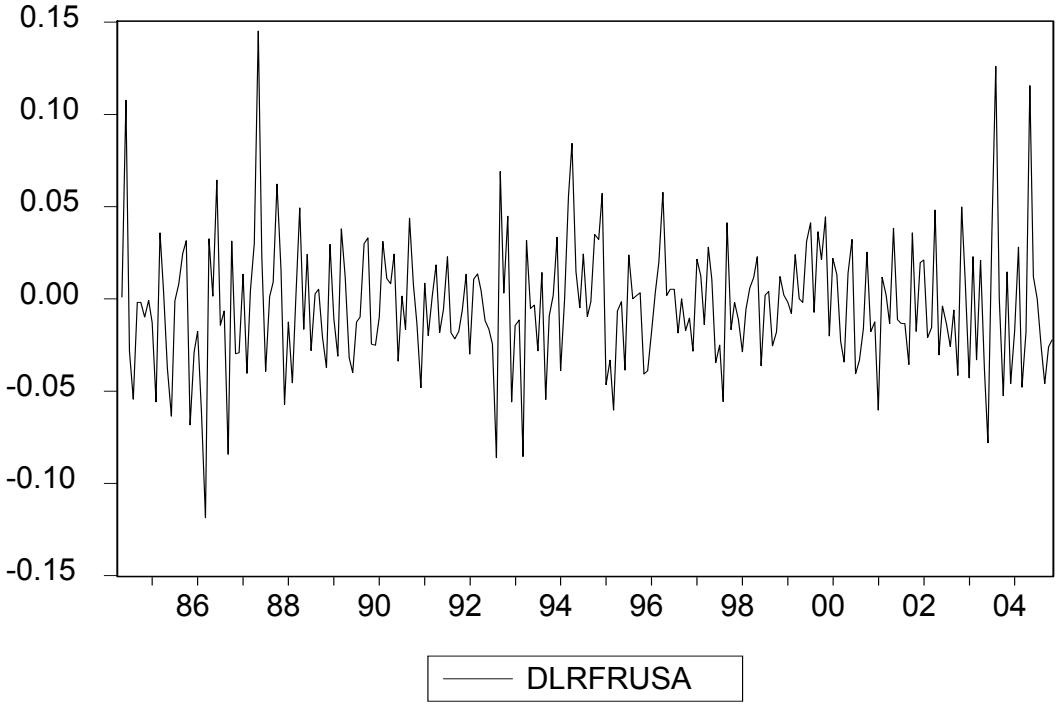
- Όλες οι αποδόσεις των δεικτών των τιμών των μετοχών παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Οι μεγαλύτερες διακυμάνσεις στις τιμές των αποδόσεων των μετοχών παρουσιάζονται για το δείκτη Dow – Jones τα έτη 1988 και 1999 (βλέπε διάγραμμα 4.12), για το δείκτη Nasdaq τα έτη 1988 και από 1999 μέχρι και το έτος 2002 (βλέπε διάγραμμα 4.13), για το δείκτη S&P 500 τα έτη 1988 και 1999 (βλέπε διάγραμμα 4.14) για το δείκτη FTSE 100 το έτος 1988 (βλέπε διάγραμμα 4.15) και για τον δείκτη General Share – Greece τα έτη 1988 καθώς επίσης και τα έτη 1990 μέχρι 1992 όπως και το έτος 1999 (βλέπε διάγραμμα 4.16).
- Η συμπεριφορά των αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών είναι σε γενικές γραμμές η ίδια κυρίως για το έτος 1988 (όπου έχουμε σε όλους τους δείκτες ανεξαιρέτως τις μεγαλύτερες διακυμάνσεις στις αποδόσεις τους) καθώς και το έτος 1999 (εκτός από το δείκτη FTSE 100).

Η χρηματιστηριακή κρίση του Οκτωβρίου του 1987 έθεσε πολλά ερωτηματικά στους αναλυτές σχετικά με τις αιτίες που τη δημιούργησαν, τις επιπτώσεις της στην προσπάθεια της διεθνούς ολοκλήρωσης των χρηματιστηριακών αγορών, στο πόσο γρήγο-

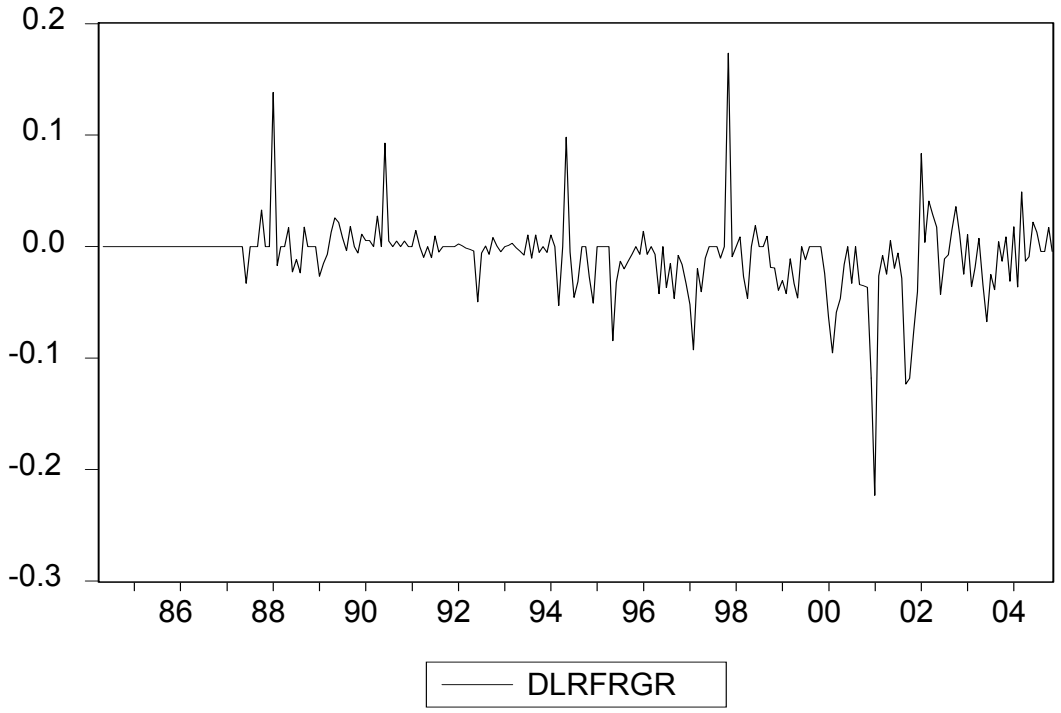
ρα οι τιμές αντέδρασαν στην κρίση αυτή και στην εξέλιξη της κρίσης αυτής. Οι απαντήσεις που δόθηκαν γι' αυτά τα ερωτήματα χωρίζονται σε μικρο-οικονομικής και μακρο-οικονομικής φύσης. Στη δεύτερη κατηγορία η απάντηση αφορά τα ελλείμματα του δημοσίου προϋπολογισμού και του ισοζυγίου πληρωμών όσον αφορά τουλάχιστον την αγορά των Η.Π.Α. Οι Συριόπουλος και Βενέτης (1995) προσπάθησαν να δώσουν απάντηση μελετώντας την αλληλεξάρτηση των διεθνών χρηματιστηρίων. Όσον αφορά το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών, παρατήρησαν ότι η μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης δεν μπορεί να απορριφθεί τόσο με τα μεγάλα χρηματιστήρια όσο και με τις αναδυόμενες ευρωπαϊκές αγορές προ του 1987. Για την μετά του κραχ 1987 περίοδο, τα αποτελέσματα δείχνουν πως η αγορά των Αθηνών συνολοκληρώνεται με τις άλλες ευρωπαϊκές αγορές. Δεν είναι άλλωστε άσχετο το γεγονός ότι από το 1986 άρχισε η ραγδαία εξέλιξη του χρηματιστηρίου Αθηνών και η εναρμόνισή του με την ευρωπαϊκή χρηματιστηριακή αγορά επιταχύνεται συνεχώς. Το ίδιο όμως παρατηρείται με τα μεγάλα χρηματιστήρια (ΗΠΑ, Μεγάλη Βρετανία) και το χρηματιστήριο των Αθηνών. Το τελευταίο αποτέλεσμα ενισχύει την άποψη ότι η αναδυόμενη ελληνική κεφαλαιαγορά προσφέρεται για διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου.

Στα διαγράμματα 4.17 μέχρι 4.22 παρουσιάζονται οι ποσοστιαίες μεταβολές όλων των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνά μας.

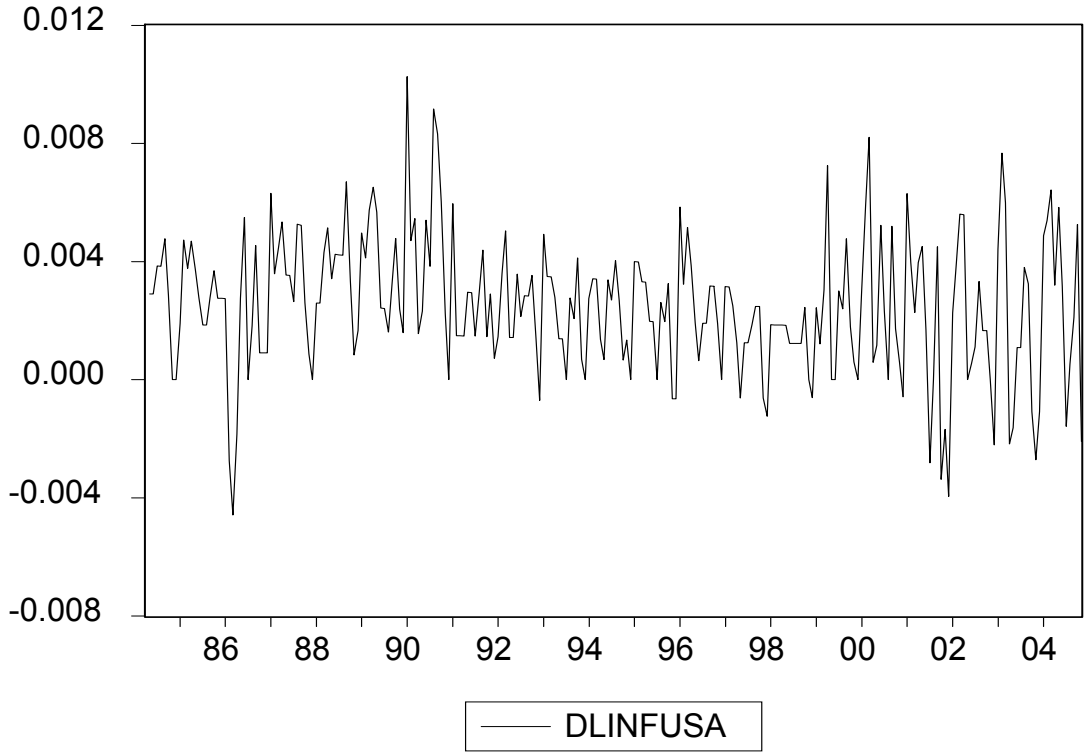
Διάγραμμα 4.17 Ποσοστιαία μεταβολή των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α



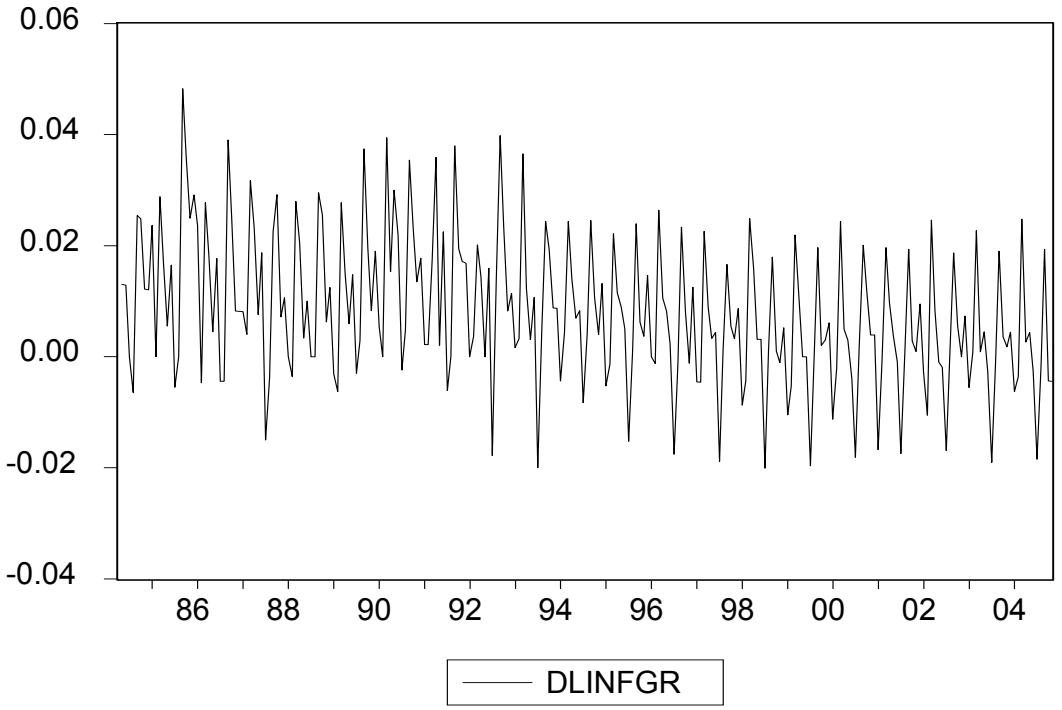
Διάγραμμα 4.18 Ποσοστιαία μεταβολή των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος



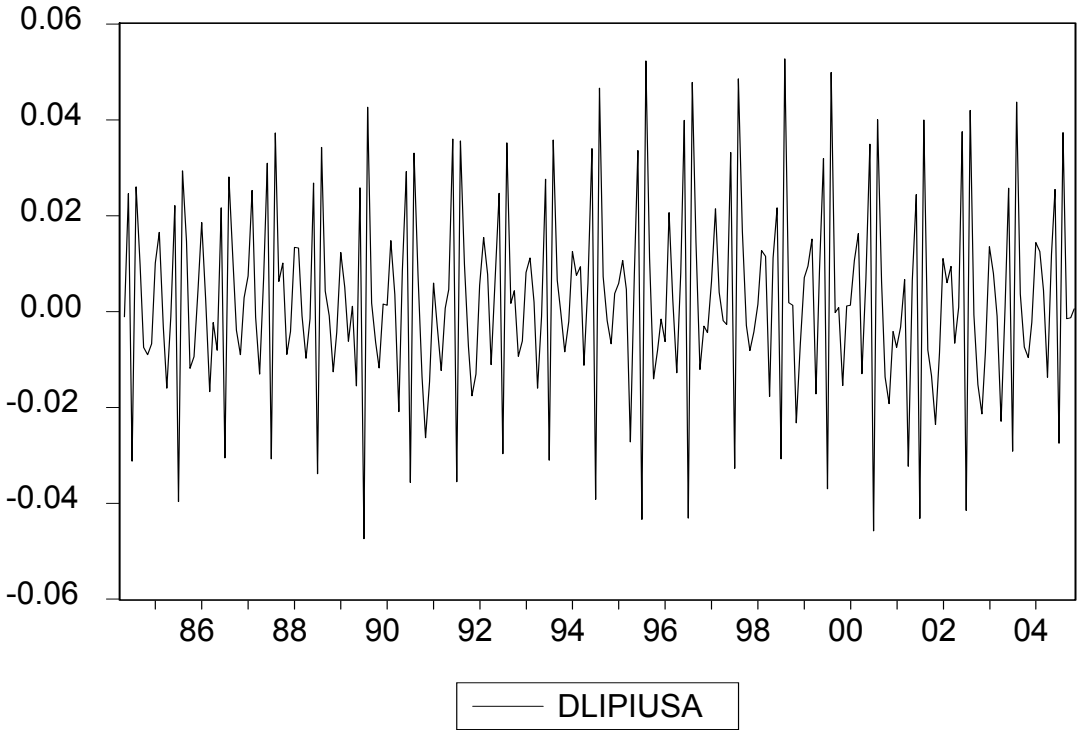
Διάγραμμα 4.19 Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α



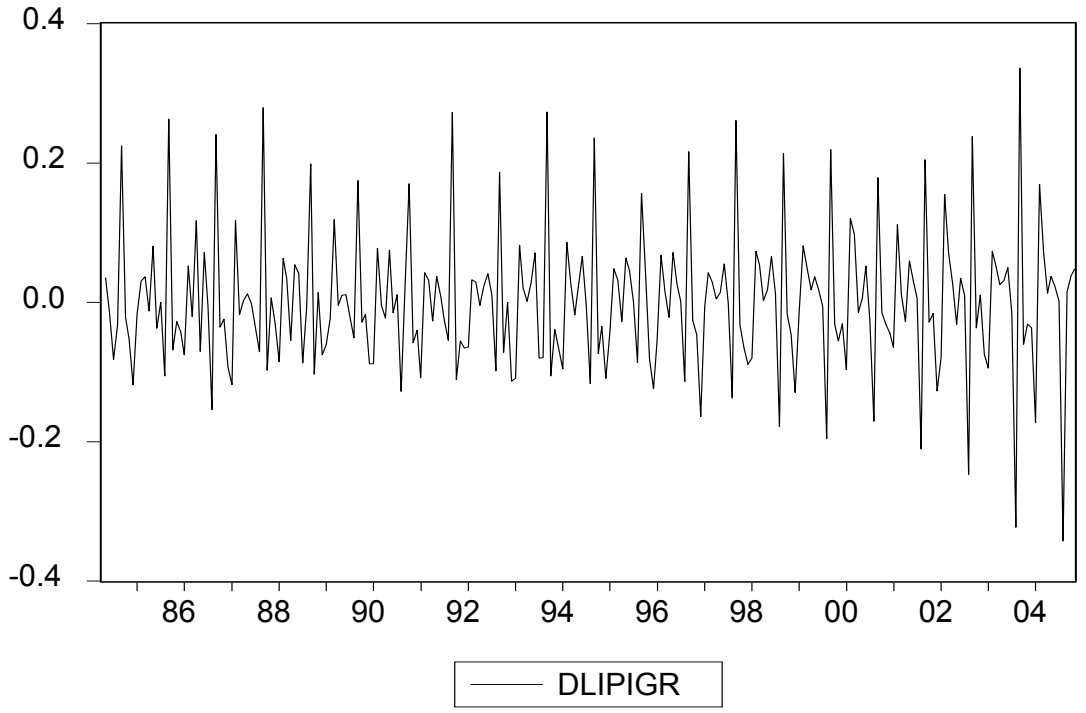
Διάγραμμα 4.20 Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος



Διάγραμμα 4.21 Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α



Διάγραμμα 4.22 Ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος



Από τα διαγράμματα 4.17 - 4.22 προκύπτουν τα εξής:

- Όλες οι ποσοστιαίες μεταβολές των μακρο-οικονομικών μεταβλητών που εξετάζουμε παρουσιάζουν αρκετά μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Οι μεγαλύτερες διακυμάνσεις στις τιμές των ποσοστιαίων μεταβολών των κυβερνητικών ομολόγων παρουσιάζονται στο έτος 1988 και 2003 και 2004 για τις Η.Π.Α και τα έτη 1988, 1998 και 2001 για την Ελλάδα (βλέπε διαγράμματα 4.17 και 4.18). Για το δείκτη τιμών του καταναλωτή οι μεγαλύτερες διακυμάνσεις παρουσιάζονται τα έτη 1986, 1990 και από το 2000 μέχρι το 2004 για τις Η.Π.Α, ενώ για την Ελλάδα οι μεγαλύτερες διακυμάνσεις στο δείκτη τιμών του καταναλωτή παρουσιάζονται σχεδόν σε όλη τη χρονική περίοδο που εξετάζουμε (βλέπε διαγράμματα 4.19 και 4.20). Όσον αφορά το συνολικό δείκτη της βιομηχανικής παραγωγής και οι δύο χώρες έχουν μεγάλες διακυμάνσεις σε όλη τη χρονική περίοδο που εξετάζουμε (βλέπε διαγράμματα 4.21 και 4.22).

Στον πίνακα 4.3 παρουσιάζονται για κάθε απόδοση των δεικτών χωριστά τα περι-γραφικά στατιστικά.

Πίνακας 4.3 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των αποδόσεων των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share - Greece

	Dow Jones	Nasdaq	S&P 500	FTSE 100	General Share - Greece
Μέσος	0.008854	0.008894	0.008067	0.005744	0.016517
Διάμεσος	0.013218	0.017673	0.011465	0.010414	0.007447
Μέγιστο	0.129480	0.198653	0.123780	0.134918	0.409670
Ελάχιστο	-0.264173	-0.317919	-0.245428	-0.301699	-0.251422
Τυπ Απόκλιση	0.046041	0.070392	0.045148	0.048335	0.101522
Ασυμμετρία	-1.200617	-1.022029	-1.060556	-1.257716	0.816533
Κύρτωση	8.060063	6.108998	6.928765	8.957453	5.366906
Μεταβλητότητα	5.200022	7.914549	5.596628	8.414867	6.146515
J-B	322.8513	142.4783	205.1573	430.3836	85.10335
Πιθανότητα J-B	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Παρατηρήσεις	247	247	247	247	247

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα εξής:

- Οι αποδόσεις των τιμών των δεικτών των μετοχών μπορούμε να τις κατατάξουμε κατά φθίνουσα σειρά ανάλογα με τη μέση τιμή τους ως ακολούθως:

R(General Share–Greece) >R(Nasdaq) > R(Dow Jones) > R(S&P 500) > R(FTSE100)

Επομένως θα λέγαμε ότι ο δείκτης General Share–Greece του χρηματιστηρίου των Αθηνών για την περίοδο που εξετάζουμε παρουσιάζει την υψηλότερη μέση απόδοση και ακολουθεί ο δείκτης Nasdaq και κατόπιν ο Dow Jones.

- Αν αντί για τη μέση τιμή χρησιμοποιήσουμε για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών το συντελεστή της μεταβλητότητας τότε οι αποδόσεις των δεικτών των μετοχών κατά φθίνουσα σειρά μπορούν να καταταγούν ως ακολούθως:

R(FTSE100) >R(Nasdaq) > R(General Share–Greece) > R(S&P 500) > R(Dow Jones)

Εδώ θα πρέπει να επισημάνουμε ότι ο συντελεστής της μεταβλητότητας δημιουργεί προβλήματα στην αξιοπιστία του όταν η μέση τιμή κάποιας μεταβλητής

βρίσκεται πολύ κοντά στο μηδέν, όπως έχουμε εδώ για όλες τις περιπτώσεις στις αποδόσεις των δεικτών των τιμών των μετοχών που εξετάζουμε (Κάτος ,1986).

- Όλες οι κατανομές αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών που μελετούμε είναι ασύμμετρες αριστερά (αρνητική ασυμμετρία) εκτός από τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών στο δείκτη General Share – Greece από τη στιγμή που έχουν συντελεστή ασυμμετρίας αρνητικό (μικρότερο από το μηδέν).
- Όλες οι κατανομές των αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών είναι λεπτόκυρτες (αφού έχουν συντελεστή κύρτωσης μεγαλύτερο από το 3).
- Τέλος, οι πιθανότητες (σημαντικότητα) των στατιστικών Jarque – Bera (1980) που σημειώνουν όλες οι κατανομές των αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή από τη στιγμή που η πιθανότητές τους είναι μικρότερες και από 1%.

Στον πίνακα 6.4 παρουσιάζονται για κάθε μακρο-οικονιμική μεταβλητή τα περιγραφικά στατιστικά για την ποσοστιαία μεταβολή των μεταβλητών που συμμετέχουν στη ερευνά μας.

Πίνακας 4.4 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία της ποσοστιαίας μεταβολής των μακρο-οικονομικών δεικτών

	RFRUSA	RFRGR	INFUSA	INFGR	IPIUSA	IPIGR
Μέσος	-0.00325	-0.00767	0.002486	0.00814	0.00233	0.00037
Διάμεσος	-0.00348	0.000000	0.002503	0.00548	0.00150	-0.00473
Μέγιστο	0.145063	0.173511	0.010257	0.04826	0.05274	0.33629
Ελάχιστο	-0.11873	-0.22314	-0.00458	-0.02005	-0.04744	-0.34258
Τυπ Απόκλιση	0.034720	0.033309	0.002307	0.01311	0.02025	0.09841
Ασυμμετρία	0.552152	-0.56049	0.001742	0.28357	0.08132	0.46272
Κύρτωση	5.316605	15.69558	3.634170	2.92700	3.08952	4.77141
Μεταβλητότητα	-10.6535	-4.34163	0.927996	1.61004	8.68396	264.561
J-B	67.78240	1671.721	4.139138	3.36517	0.35476	41.1085
Πιθανότητα J-B	0.000000	0.000000	0.126240	0.18589	0.83745	0.00000
Παρατηρήσεις	247	247	247	247	247	247

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα εξής:

- Οι μέσες ποσοστιαίες μεταβολές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής είναι μεγαλύτερες στις Η.Π.Α από αυτές στην Ελλάδα, ενώ στις μέσες ποσοστιαίες μεταβολές του δείκτη τιμών του καταναλωτή συμβαίνει ακριβώς το αντίθετο.
- Όλες οι κατανομές των ποσοστιαίων μεταβολών όλων των μακρο-οικονομικών μεταβλητών που μελετούμε είναι ασύμμετρες δεξιά (θετική ασυμμετρία) από τη στιγμή που έχουν συντελεστή ασυμμετρίας θετικό (μεγαλύτερο από το μηδέν), εκτός από την ποσοστιαία μεταβολή των κυβερνητικών ομολόγων στην Ελλάδα που έχουμε αρνητική ασυμμετρία (συντελεστή μικρότερο του μηδέν).
- Όλες οι κατανομές των ποσοστιαίων μεταβολών των μεταβλητών είναι λεπτόκυρτες (αφού έχουν συντελεστή κύρτωσης μεγαλύτερο από το 3), εκτός από το δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος που είναι λίγο μικρότερος από το 3.
- Τέλος, η σημαντικότητα (πιθανότητα) των στατιστικών Jarque – Bera (1980) που σημειώνεται στις μεταβλητές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων αλλά και στο δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής για την Ελλάδα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή από τη στιγμή που η πιθανότητές τους είναι μικρότερες και από 1%, ενώ οι άλλες τρεις μεταβλητές ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Στους πίνακες 4.5 μέχρι και 4.7 παρουσιάζονται οι συντελεστές συσχέτισης μετα-ξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α, οι συντελεστές συσχέτισης όλων των δεικτών των τριών χρημα-τιστηρίων που μελετούμε, καθώς και οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ του χρηματι-στηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Πίνακας 4.5 Συντελεστές συσχέτισης των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

	DJ	NAS	SP	RFRUSA	INFUSA	IPIUSA
DJ	1.000000	0.906380	0.988806	-0.798030	0.925668	0.980990
NAS	0.906380	1.000000	0.948317	-0.627432	0.763787	0.870041
SP	0.988806	0.948317	1.000000	-0.766588	0.886469	0.961672
RFRUSA	-0.798030	-0.627432	-0.766588	1.000000	-0.896030	-0.819892
INFUSA	0.925668	0.763787	0.886469	-0.896030	1.000000	0.954402
IPIUSA	0.980990	0.870041	0.961672	-0.819892	0.954402	1.000000

Από τον πίνακα 4.5 προκύπτουν τα εξής:

- Μεταξύ των δεικτών των τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης η μεγαλύτερη συσχέτιση παρατηρείται ανάμεσα στο γενικό δείκτη των μετοχών (Dow Jones) και στο δείκτη S&P 500.
- Επίσης ο γενικός δείκτης των τιμών των μετοχών συσχετίζεται αρνητικά με το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων και θετικά τόσο με το δείκτη τιμών του καταναλωτή, όσο και με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.
- Ο δείκτης των τιμών των μετοχών της τεχνολογίας (Nasdaq) έχει και αυτός τη μεγαλύτερη συσχέτιση με το δείκτη S&P 500 καθώς και με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, όπως άλλωστε αναμενόταν.
- Ο δείκτης S&P 500 έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με τον γενικό δείκτη Dow Jones, όπως αναφέρθηκε και πιο πάνω και πολύ υψηλή συσχέτιση με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής. Εδώ πρέπει να αναφέρουμε ότι και ο δείκτης της τεχνολογίας (Nasdaq) αλλά και ο δείκτης S&P 500 έχουν αρνητική συσχέτιση με το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων.
- Το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων συσχετίζεται αρνητικά με όλους τους χρηματιστηριακούς και μακρο-οικονομικούς δείκτες με μεγαλύτερη αρνητική συσχέτιση με το δείκτη τιμών του καταναλωτή.
- Ο δείκτης τιμών του καταναλωτή έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, γεγονός που αναμενόταν.
- Τέλος, ο συνολικός δείκτης της βιομηχανικής παραγωγής έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με το γενικό δείκτη Dow Jones του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

Πίνακας 4.6 Συντελεστές συσχέτισης των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Λονδίνου και Αθηνών

	DJ	NAS	SP	FTSE	GSG
DJ	1.000000	0.906380	0.988806	0.951188	0.895195
NAS	0.906380	1.000000	0.948317	0.921466	0.941199
SP	0.988806	0.948317	1.000000	0.975419	0.930099
FTSE	0.951188	0.921466	0.975419	1.000000	0.910235
GSG	0.895195	0.941199	0.930099	0.910235	1.000000

Από τον πίνακα 4.6 προκύπτουν τα εξής:

- Υπάρχει μεγάλη συσχέτιση μεταξύ του δείκτη Dow Jones και του FTSE, όπως και μεταξύ του δείκτη S&P 500 και του FTSE.

- Ο δείκτης τιμών των μετοχών της τεχνολογίας Nasdaq έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με το δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών.
- Τέλος, μεταξύ των δεικτών FTSE και του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών υπάρχει η χαμηλότερη συσχέτιση, όσον αφορά το σύνολο των δεικτών που εξετάζουμε.

Πίνακας 4.7 Συντελεστές συσχέτισης του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

	GSG	RFRGR	INFGR	IPIGR
GSG	1.000000	-0.673643	0.766737	0.467901
RFRGR	-0.673643	1.000000	-0.764645	-0.576911
INFGR	0.766737	-0.764645	1.000000	0.495973
IPIGR	0.467901	-0.576911	0.495973	1.000000

Από τον πίνακα 4.7 προκύπτουν τα εξής:

- Υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ του δείκτη τιμών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων.
- Υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων και όλων των άλλων μακρο-οικονομικών δεικτών που εξετάζουμε.
- Υπάρχει υψηλή συσχέτιση μεταξύ του δείκτη τιμών του καταναλωτή και του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών.
- Τέλος, υπάρχει χαμηλή συσχέτιση (σε σχέση με τους άλλους δείκτες) μεταξύ του συνολικού δείκτη της βιομηχανικής παραγωγής και του δείκτη τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών.

Στους πίνακες 4.8 μέχρι και 4.10 παρουσιάζονται οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των ποσοστιαίων μεταβολών των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α, οι συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων όλων των δεικτών των τριών χρηματιστηρίων που μελετούμε, καθώς και οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Πίνακας 4.8 Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των ποσοστιαίων μεταβολών των μακροοικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

	DLDJ	DLNAS	DLSP	DLRFRUSA	DLINFUSA	DLIPIUSA
DLDJ	1.000000	0.709107	0.949550	-0.101077	-0.130782	-0.133571
DLNAS	0.709107	1.000000	0.814095	-0.034956	-0.095251	-0.006278
DLSP	0.949550	0.814095	1.000000	-0.097238	-0.110479	-0.075663
DLRFRUSA	-0.101077	-0.034956	-0.097238	1.000000	0.126405	-0.021746
DLINFUSA	-0.130782	-0.095251	-0.110479	0.126405	1.000000	0.207000
DLIPIUSA	-0.133571	-0.006278	-0.075663	-0.021746	0.207000	1.000000

Από τον πίνακα 4.8 προκύπτουν τα εξής:

- Μεταξύ όλων των αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης υπάρχει θετική συσχέτιση με μεγαλύτερη αυτή ανάμεσα στο γενικό δείκτη των μετοχών (Dow Jones) και στο δείκτη S&P 500.
- Μεταξύ της απόδοσης του γενικού δείκτη Dow Jones και των ποσοστιαίων μεταβολών όλων των μακρο-οικονομικών δεικτών υπάρχει αρνητική συσχέτιση.
- Η απόδοση του δείκτη των μετοχών της τεχνολογίας (Nasdaq) έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με την απόδοση του δείκτη S&P 500, και αρνητική συσχέτιση με την ποσοστιαία μεταβολή όλων των μακρο-οικονομικών δεικτών.
- Η ποσοστιαία μεταβολή του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων έχει θετική συσχέτιση με τη ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών του καταναλωτή και μικρή αρνητική συσχέτιση με την ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.
- Η ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών του καταναλωτή έχει θετική συσχέτιση με την ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.
- Τέλος, η ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, έχει τη μικρότερη συσχέτιση με την απόδοση του δείκτη της τεχνολογίας.

Πίνακας 4.9 Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών

	DLDJ	DLNAS	DLSP	DLFTSE	DLGSG
DLDJ	1.000000	0.709107	0.949550	0.771631	0.185367
DLNAS	0.709107	1.000000	0.814095	0.614621	0.169603
DLSP	0.949550	0.814095	1.000000	0.774475	0.166062
DLFTSE	0.771631	0.614621	0.774475	1.000000	0.149141
DLGSG	0.185367	0.169603	0.166062	0.149141	1.000000

Από τον πίνακα 4.9 προκύπτουν τα εξής:

- Υπάρχει μεγάλη συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης του δείκτη Dow Jones και του FTSE 100, όπως και μεταξύ του δείκτη S&P 500 και του FTSE 100.
- Η απόδοση του δείκτη τιμών των μετοχών της τεχνολογίας Nasdaq έχει τη μικρότερη συσχέτιση με αυτήν της απόδοσης του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών.
- Τέλος, μεταξύ της απόδοσης του δεικτη FTSE 100 και του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών υπάρχει η χαμηλότερη συσχέτιση, όσον αφορά το σύνολο των δεικτών που εξετάζουμε.

Πίνακας 4.10 Συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεων των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των ποσοστιαίων μεταβολών των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

	DLGSG	DLRFRGR	DLINFGR	DLIPIGR
DLGSG	1.000000	0.020528	-0.030206	-0.072933
DLRFRGR	0.020528	1.000000	0.133895	-0.033491
DLINFGR	-0.030206	0.133895	1.000000	0.327533
DLIPIGR	-0.072933	-0.033491	0.327533	1.000000

Από τον πίνακα 4.10 προκύπτουν τα εξής:

- Υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης του χρηματιστηρίου των Αθηνών και της ποσοστιαίας μεταβολής τόσο του επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, όσο και της ποσοστιαίας μεταβολής του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.
- Υπάρχει μικρή αρνητική συσχέτιση μεταξύ της ποσοστιαίας μεταβολής του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων και της ποσοστιαίας μεταβολής του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.

- Υπάρχει θετική συσχέτιση ανάμεσα στην ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών του καταναλωτή, της ποσοστιαίας μεταβολής του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων και της ποσοστιαίας μεταβολής της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.

4.4 Συμπεράσματα

Από τα αποτελέσματα των πινάκων και των διαγραμμάτων στα τμήματα του κεφαλαίου που προηγήθηκαν μπορούμε να καταλήξουμε στα παρακάτω συμπεράσματα:

Τα μέσα επίπεδα όλων των δεικτών των τιμών των μετοχών που εξετάζουμε είναι μεγαλύτερα από τις τιμές των μετοχών του επιπέδου βάσης που γίνεται η μετρηση όλων των δεικτών. Επομένως, ο μέσος όρος όλων των δεικτών των μετοχών αυξήθηκε για τη χρονική περίοδο που μελετούμε.

Τα μέσα επίπεδα όλων των αποδόσεων των δεικτών είναι μεγαλύτερα από το μηδέν (επίπεδο της μηδενικής απόδοσης), επομένως κατά μέσο όρο οι αποδόσεις των δεικτών των μετοχών είναι θετικές στο διάστημα που κάνουμε την έρευνά μας. Ειδικότερα από τους δείκτες που εξετάζουμε η μεγαλύτερη απόδοση παρουσιάζεται στο δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών με μέσο μηνιαίο επίπεδο 0.016517 ή 1.6% περίπου, ενώ η μικρότερη απόδοση εμφανίζεται στο δείκτη του Λονδίνου με μέσο μηνιαίο επίπεδο 0.005744 ή 0.57% περίπου.

Οι υψηλοί συντελεστές συσχέτισης που σημειώνονται τόσο μεταξύ όλων των δεικτών των τιμών των χρηματιστηρίων, όσο και μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων και των μακρο-οικονομικών δεικτών, δείχνει ότι οι μεταβλητές συμπεριφέρονται το ίδιο.

Σε γενικές γραμμές όλοι οι δείκτες και των τριών χρηματιστηρίων συμπεριφέρονται το ίδιο, τόσο μεταξύ τους, όσο και στην εξέταση μεταξύ των δεικτών και των μακρο-οικονομικών μεγεθών. Η συμπεριφορά αυτή των δεικτών σημειώνεται και από τους υψηλούς συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των τιμών των μετοχών, καθώς και μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των ποσοστιαίων μεταβολών των μακρο-οικονομικών δεικτών.

Η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών είναι μεγαλύτερη από αυτή των μακρο-οικονομικών δεικτών. Την μεγαλύτερη μεταβλητότητα από όλους τους

χρηματιστηριακούς δείκτης παρουσιάζει ο δείκτης του χρηματιστηρίου των Αθηνών (GSG), αποτέλεσμα που συμφωνεί και με την εργασία των Niarchos et. al (1999).

Τέλος, όλες οι κατανομές, τόσο των τιμών των δεικτών των μετοχών, όσο και των αποδόσεων των δεικτών των τιμών των μετοχών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή αποτέλεσμα που συμφωνεί με τις εργασίες των Mobarek and Keasey. (2000) καθώς και της Basila (2004).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΜΑΚΡΟ - ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

5.1 Εισαγωγή

Η οικονομική ανάλυση υποστηρίζει ότι υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις, μεταξύ των διαφόρων μεταβλητών που περιλαμβάνονται στην επεξήγηση των αντίστοιχων οικονομικών φαινομένων. Η εφαρμοσμένη οικονομετρική ανάλυση στην προσπάθειά της να εκτιμήσει τις μακροχρόνιες αυτές σχέσεις αποδέχεται εμμέσως ότι οι μετα-βλητές αυτές είναι στάσιμες. Δηλαδή οι μεταβλητές αυτές έχουν σταθερό μέσο και διακύμανση και δεν εξαρτώνται από το χρόνο. Με την έννοια της στασιμότητας σχετίζεται ο βαθμός ολοκλήρωσης μίας χρονικής σειράς. Μια χρονική σειρά λέγεται ότι είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης αν μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας πρώτες διαφορές. Η εμπειρική όμως έρευνα έχει αποδείξει ότι οι περισσότερες μετα-βλητές δεν έχουν ούτε σταθερό μέσο, αλλά ούτε και σταθερή διακύμανση. Επομένως λογικό είναι να μην ισχύουν οι κλασικοί έλεγχοι που βασίζονται σε μεθόδους εκτί-μησης που λαμβάνουν υπόψη τους τη σταθερότητα των μεταβλητών και οδηγούν σε παραπλανητικά συμπεράσματα. Αυτό το πρόβλημα που δημιουργείται είναι γνωστό ως πρόβλημα της «φαινομενικής ή της νόθου παλινδρόμησης» (spurious regression).

Σύμφωνα με τους Granger and Newbold (1974) όταν σε μια παλινδρόμηση η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού είναι υψηλή και η τιμή της στατιστικής Durbin – Watson είναι χαμηλή, και ιδιαίτερα όταν $R^2 >$ D-W είναι πολύ πιθανόν η παλινδρόμηση να μην είναι πραγματική αλλά φαινομενική. Σ' αυτή την περίπτωση, είναι προτιμότερο να εκτιμάται η σχέση ανάμεσα στις πρώτες διαφορές και όχι στα επίπεδα των μεταβλητών. Ο λόγος που συνιστάται η χρησιμοποίηση των πρώτων διαφορών είναι ότι πολλές οικονομικές μεταβλητές έχουν τα χαρακτηριστικά τυχαίας διαδρομής. Η χρησιμοποίηση, επομένως των πρώτων διαφορών τις καθιστά στάσιμες.

Οι εκτιμώμενες σχέσεις μεταξύ μεταβλητών στις πρώτες διαφορές είναι πιθανόν να οδηγούν σε υψηλού βαθμού συσχέτιση και επομένως περισσότερος έλεγχος είναι απαραίτητος για να διαπιστωθεί αν η συσχέτιση αυτή είναι πραγματική ή φαινομενική. Για τους λόγους αυτούς απαιτείται έλεγχος της στασιμότητας των μεταβλη-

τών που υπεισέρχονται σε μία παλινδρόμηση έτσι ώστε να γίνει σωστή εξειδίκευση της εκτιμούμενης σχέσης (Δημέλη ,2003).

Εκτός από τη διαδικασία των διαφορών, η επίτευξη της στασιμότητας μπορεί να επέλθει και με αφαίρεση της τάσης από τα στοιχεία της χρονικής σειράς. Στην περίπτωση αυτή, γίνεται η εκτίμηση της τάσης που προσαρμόζεται καλύτερα στα δεδομένα με το κατάλληλο υπόδειγμα (γραμμική τάση, δευτεροβάθμια, κ.λ.π) και στη συνέχεια λαμβάνουμε τις αποκλίσεις της σειράς από την εκτιμημένη τάσης της, δηλαδή από τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Ένα εύλογο ερώτημα που προκύπτει είναι ποια από τις δύο διαδικασίες πρέπει να ακολουθήσει ένας ερευνητής προκειμένου να μετατρέψει μια μη στάσιμη ως προς το μέσο χρονική σειρά σε στάσιμη. Το ερώτημα αυτό είναι ιδιαίτερα σημαντικό δεδομένου ότι η επιλογή της μιας ή της άλλης διαδικασίας υποδηλώνει διαφορετικά χαρακτηριστικά για τη συμπεριφορά της υπό εξέτασης χρονικής σειράς.

Η πρώτη διαδικασία, δηλαδή αυτή των διαφορών, υποδηλώνει ότι η τάση που κάνει τη σειρά μη στάσιμη είναι στοχαστικής μορφής (stochastic trend), ενώ η διαδικασία αφαίρεσης της τάσης από τα στοιχεία υποδηλώνει ότι η τάση είναι προσδιοριστική (deterministic trend), δηλαδή μη στοχαστική μορφή. Οι δύο αυτές μορφές συνεπάγονται ουσιαστικές διαφορές, οι οποίες έχουν να κάνουν κατά κύριο λόγο με τις επιπτώσεις που ασκούν οι βραχυχρόνιες τυχαίες διαταραχές στη μακροχρόνια πορείας τους. Έτσι, η πρώτη μορφή τάσης συνεπάγεται ότι μία τυχαία διαταραχή θα έχει μόνιμες επιπτώσεις στο μακροχρόνιο επίπεδο της χρονικής σειράς, ενώ η δεύτερη μορφή τάσης συνεπάγεται παροδικές μόνο επιπτώσεις.

5.2 Έλεγχος της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου και επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων.

Στις περισσότερες οικονομικές χρονικές σειρές υπάρχει υψηλή συσχέτιση μεταξύ της τρέχουσας μεταβλητής και των τιμών που παίρνει αυτή σε προηγούμενες περιόδους. Στην περίπτωση αυτή η εκτίμηση του υποδείγματος με χρονικές υστερήσεις μπορεί να έχει σαν αποτέλεσμα την εμφάνιση του προβλήματος της πολυσυγγραμμικότητας (ύπαρξη γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών) με συνέπεια να υπάρξουν προβλήματα στη σταθερότητα, την αποτελεσματικότητα και την αξιοπιστία των εκτιμητών.

Για την επιλογή των χρονικών αυτών υστερήσεων (σε περίπτωση που δε δίνονται από την οικονομική θεωρία) χρησιμοποιούμε τα παρακάτω κριτήρια.

Το συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού τον διορθωμένο ως προς τους βαθμούς ελευθερίας $\overline{R}^2$. Τα κριτήρια των Akaike(1973) (AIC) και του Schwartz(1978) (SBC), καθώς και το κριτήριο της μεγιστοποίησης της λογαριθμικής πιθανοφάνειας, όπως και το κριτήριο των Hannan and Quinn (1979) (HQC), ενώ για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα u_t[7] χρησιμοποιούμε το έλεγχο των Breusch - Godfrey ή αλλιώς τον έλεγχο του πολλαπλασιαστή του Lagrange (LM) που ταυτόχρονα επανελέγχει και την επιλογή των χρονικών υστερήσεων. Τα κριτήρια αυτά (που δεν αποτελούν συγκεκριμένη κατανομή) καθορίζουν την αύξηση της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος από την μία επιπλέον χρονική υστέρηση με το χάσιμο του αντίστοιχου βαθμού ελευθερίας. Επομένως επιλέγουμε εκείνη την εξειδίκευση του υποδείγματος που μας υποδεικνύουν τα κριτήρια αυτά.

Για να ελέγξουμε κατά πόσο οι δείκτες των τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών, καθώς και οι μακροοικονομικοί δείκτες που συμμετέχουν στο σύστημα παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα ή όχι ακολουθήσαμε τα παρακάτω βήματα:

- Εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων τις εξισώσεις 3.1, 3.2 και 3.3 για ένα μέγιστο αριθμό χρονικών υστερήσεων για κάθε μεταβλητή του συστήματος ρ = 12. Δηλαδή, σ' αυτή την έρευνα ακολουθούμε το κριτήριο των Campbell and Perron (1991), σύμφωνα με το οποίο καθορίζεται ένας μέγιστος αριθμός χρονικών υστερήσεων και ο βαθμός μειώνεται μέχρι η τελευταία χρονική υστέρηση να είναι σημαντική.
- Επιλέγουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων, αλλά και τη μορφή της εξίσωσης από τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SHC).
- Ελέγχουμε αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα χρησιμοποιώντας τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM).
- Αν δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για την μορφή της εξίσωσης που υπέδειξαν τα κριτήρια του Akaike (AIC) και Schwartz (SHC) τότε σημειώνουμε τα στατιστικά των DF και ADF.

[7] Επειδή είναι σύνηθες να παρουσιάζεται πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων σε αναλύσεις, όπως οι χρονικές σειρές που θα ακολουθήσουν, θεωρούμε ότι στη συνάρτηση που εξετάζουμε οι τιμές του όρου σφάλματος δημιουργούνται με βάση ενός αυτοπαλίνδρομου σχήματος πρώτης τάξης AR(1), δηλαδή: $u_t = p\, u_{t-1} + e_t$

- Χρησιμοποιώντας τις κρίσιμες τιμές που σημειώνονται στο πίνακα 5.1 (κρίσιμες τιμές του MacKinnon από τον πίνακα των Dickey – Fuller), εφαρμόζουμε τους ελέγχους υποθέσεων της παραγράφου 3.2. Στον πίνακα 5.1 παρουσιάζονται οι κρίσιμες τιμές για τις χρονικές υστερήσεις ρ = 0 και για τις τρεις μορφές των εξισώσεων 3.1, 3.2 και 3.3 για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10%. Εδώ θα πρέπει να αναφέρουμε ότι για περιπτώσεις όπου έχουμε αριθμό χρονικών υστερήσεων μεγαλύτερο του ρ = 0 οι κρίσιμες τιμές στον πίνακα 5.1 διαφοροποιούνται ελάχιστα.

Πίνακας 5.1 Κρίσιμες τιμές του MacKinnon για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας

Μορφές Εξίσωσης	Επίπεδα σημαντικότητας		
	1%	5%	10%
$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t$	-2.5739	-1.9409	-1.6163
$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t$	-3.4584	-2.8733	-2.5730
$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t$	-3.9984	-3.4292	-3.1378

Επειδή ο όγκος των αποτελεσμάτων για τις μεταβλητές του συστήματος είναι πολύ μεγάλος, για τον λόγο αυτό θεωρήσαμε σκόπιμο να παρουσιάσουμε μόνο εκείνες τις εκτιμήσεις που είναι απαραίτητες για την εξαγωγή των συμπερασμάτων.

Στους παρακάτω πίνακες από 5.2 μέχρι και τον πίνακα 5.12 σημειώνονται οι εκτιμήσεις από τις εξισώσεις 3.1, 3.2 και 3.3 για όλες τις μεταβλητές και για χρονικές υστερήσεις ρ = 0, ρ = 1 και ρ = 2.

Οι έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών για όλες τις μεταβλητές που συμμετέχουν στο σύστημα που εξετάζουμε έγινε τόσο στα λογαριθμικά επίπεδα όλων των μεταβλητών, όσο και στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών τους διαφορών. Άρα σύμφωνα με τα παραπάνω, αλλά και με όσα αναφέραμε στο προηγούμενο κεφάλαιο στους πίνακες από 5.2 μέχρι και 5.12 παρουσιάζουμε την ανάλυση των δεικτών των μετοχών, αλλά και την απόδοση αυτών, όπως και την ανάλυση των μακρο-οικονομικών μεταβλητών, αλλά και την ποσοστιαία μεταβολή τους.

Στον πίνακα 5.2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του γενικού δείκτη τιμών των μετοχών Dow Jones.

Πίνακας 5.2: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη Dow Jones.

Μορφές Εξίσωσης	**Στατιστικά**	**Επίπεδα**			**Πρώτες Διαφορές**		
		Υστερήσεις			**Υστερήσεις**		
		ρ = ο	**ρ = 1**	**ρ = 2**	**ρ = ο**	**ρ = 1**	**ρ = 2**
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	2.88606	2.9450	2.94222	-15.3461	-10.8418	-9.03306
	LM(1) [prob]	0.0216 [0.883]	0.0585 [0.808]	0.1129 [0.736]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-3.316*?	-3.3074	-3.2966	-3.2806?	-3.2696	-3.2580
	SCH	-3.297*?	-3.278*	-3.253*	-3.2664?	-3.2410	-3.2150
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.4530	-1.6483	-1.6322	-15.917	-11.4585	-9.7622
	LM(1) [prob]	0.0935 [0.759]	0.0000 [0.997]	0.6457 [0.421]	0.0517 [0.820]	0.2224 [0.637]	0.3374 [0.561]
	AIC	-3.3144?	-3.3141	-3.3032	-3.311*?	-3.3003*	-3.2926*
	SCH	-3.2861?	-3.2714	-3.2460	-3.282*?	-3.2575*	-3.2353*
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.8287	-1.8849	-1.7968	-15.981	-11.5374	-9.8771
	LM(1) [prob]	0.0024 [0.960]	0.0029 [0.956]	0.3204 [0.571]	0.0020 [0.963]	0.5847 [0.444]	0.3662 [0.545]
	AIC	-3.3141?	-3.315*	-3.304*	-3.3092?	-3.2985	-3.2924
	SCH	-3.2734?	-3.2586	-3.2322	-3.2664?	-3.2413	-3.2207

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.2 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5%, και 10% για τα επίπεδα του γενικού δείκτη Dow Jones. Επομένως συνεπά-

γεται ότι ο γενικός δείκτης Dow Jones στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του γενικού δείκτη Dow Jones. Επομένως συνεπάγεται ότι ο γενικός δείκτης Dow Jones στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη σε λογαρίθμους είναι αυτή που δεν περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης δεν έχει καμία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του Dow – Jones, η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μηδέν χρονικές υστερήσεις και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο γενικό δείκτη Dow – Jones είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLDJ ~ I(0).

Στον πίνακα 5.3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών των μετοχών της τεχνολογίας Nasdaq.

Πίνακας 5.3: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη Nasdaq.

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	1.8292	1.59876	1.65342	-13.793	-10.675	-8.7287
	LM(1) [prob]	3.0482 [0.080]	0.5276 [0.467]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-2.4630	-2.4631?	-2.4535	-2.4610?	-2.4504	-2.4382
	SCH	-2.4288	-2.4341?	-2.4106*	-2.4468?	-2.4218*	-2.3952*
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.2342	-1.2559	-1.2288	-13.962	-10.876	-8.9574
	LM(1) [prob]	3.0688 [0.079]	0.5656 [0.451]	0.0162 [0.898]	0.5855 [0.444]	0.0094 [0.922]	0.0767 [0.781]
	AIC	-2.4635*?	-2.4632	-2.4538	-2.4655*?	-2.4557*	-2.4437*
	SCH	-2.4351*?	-2.4211	-2.3966	-2.5370*?	-2.4128	-2.3864
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.6759	-1.9301	-1.8238	-13.9546	-10.876	-8.9671
	LM(1) [prob]	3.8549 [0.049]	0.2672 [0.605]	0.0199 [0.887]	0.6351 [0.425]	0.0205 [0.885]	0.1157 [0.733]
	AIC	-2.4663?	-2.4658*	-2.4545*	-2.4587?	-2.4489	-2.4372
	SCH	-2.4197?	-2.4488*	-2.4031	-2.4159?	-2.3918	-2.3655

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.3 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη Nasdaq. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης Nasdaq στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.
- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότη-

τας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης Nasdaq στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.

- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη Nasdaq σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά, και επίσης δεν έχει καμία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη Nasdaq, η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μηδέν χρονικές υστερήσεις και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτη της τεχνολογίας Nasdaq είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLNAS ~ I(0).

Στον πίνακα 5.4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών των μετοχών S&P 500.

Πίνακας 5.4: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη S&P 500.

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	2.63706	2.66321	2.70935	-15.1962	-10.9841	-8.8660
	LM(1) [prob]	0.0000 [1.000]	0.0361 [0.849]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-3.3500?	-3.3468	-3.3367	-3.3263?	-3.3150	-3.3034
	SCH	-3.3358?	-3.3183*	-3.2938*	-3.3120?	-3.2864	-3.2604
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.45703	-1.6526	-1.6569	-15.6750	-11.5232	-9.4795
	LM(1) [prob]	0.0026 [0.958]	0.0007 [0.978]	0.2030 [0.652]	0.0420 [0.837]	0.0388 [0.843]	0.7998 [0.371]
	AIC	-3.3542*?	-3.3541*	-3.3443*	-3.3511*?	-3.3411*	-3.3309*
	SCH	-3.3358*?	-3.3114	-3.2871	-3.3226*?	-3.2982*	-3.2736*
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.5276	-1.6048	-1.4969	-15.7364	-11.6063	-9.5964
	LM(1) [prob]	0.0147 [0.903]	0.0005 [0.981]	0.0994 [0.752]	0.0002 [0.986]	0.1860 [0.666]	0.4620 [0.496]
	AIC	-3.3517?	-3.3516	-3.3407	-3.3491?	-3.3396	-3.3306
	SCH	-3.3088?	-3.2946	-3.2693	-3.3064?	-3.2824	-3.2590

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.4 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη S&P 500. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης S&P 500 στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομενως συνεπάγεται ότι ο δείκτης S&P 500 στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη S&P 500 σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά, και επίσης δεν έχει καμία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη S&P 500, η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μηδέν χρονικές υστερήσεις και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτη S&P 500 είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLSP ~ I(0).

Στον πίνακα 5.5 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών των μετοχών.

Πίνακας 5.5: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη FTSE 100.

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	1.74843	1.84869	1.92284	-15.3079	-11.4729	-9.61178
	LM(1) [prob]	0.0803 [0.776]	0.2779 [0.598]	0.2039 [0.651]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-3.2355*?	-3.2312*	-3.2215	-3.2324*?	-3.2145	-3.2060
	SCH	-3.2013*?	-3.1997*	-3.1786*	-3.2081*?	-3.1859*	-3.1630*
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.85191	-2.2045	-2.1915	-15.5271	-11.7322	-9.9389
	LM(1) [prob]	0.0438 [0.834]	0.0259 [0.872]	0.7830 [0.376]	0.2610 [0.609]	0.2673 [0.605]	2.8217 [0.092]
	AIC	-3.2230	-3.2310?	-3.2303*	-3.2303?	-3.2238	-3.2180
	SCH	-3.1946	-3.1993?	-3.1782	-3.2018?	-3.1809	-3.1607
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.57089	-1.8097	-1.6323	-15.6664	-11.8920	-10.1685
	LM(1) [prob]	0.1268 [0.721]	0.0323 [0.857]	0.6036 [0.437]	0.0656 [0.797]	0.7636 [0.382]	1.9581 [0.161]
	AIC	-3.2182	-3.2311?	-3.2299	-3.2323?	-3.2270*	-3.2247*
	SCH	-3.1756	-3.1810?	-3.1585	-3.1899?	-3.1699	-3.1530

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.5 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη FTSE 100. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης FTSE 100 στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.
- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότη-

τας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης FTSE 100 στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.

- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη FTSE 100 σε λογαρίθμους είναι αυτή που δεν περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης δεν έχει καμία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη FTSE 100 η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μηδέν χρονικές υστερήσεις και χωρίς σταθερά και τάση. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης FTSE 100 είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLFTSE ~ I(0).

Στον πίνακα 5.6 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών των μετοχών General Share - Greece

Πίνακας 5.6: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη General Share - Greece

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	2.08203	1.65873	1.49510	-12.8255	-8.96431	-8.08328
	LM(1) [prob]	7.8136 [0.005]	1.4167 [0.233]	0.3844 [0.535]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-1.7242	-1.7458?	-1.7406	-1.7427?	-1.7396	-1.7312
	SCH	-1.7100	-1.7173?	-1.6977*	-1.7285?	-1.7110*	-1.6882*
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-2.12987	-1.96521	-1.96831	-13.0811	-9.21604	-8.39477
	LM(1) [prob]	7.0470 [0.007]	1.3646 [0.242]	0.2184 [0.640]	1.4550 [0.227]	0.5743 [0.448]	0.2956 [0.586]
	AIC	-1.7432*	-1.7599*?	-1.7543*	-1.7523*?	-1.7465*	-1.7406
	SCH	-1.7148*	-1.7173*?	-1.6972	-1.7238*?	-1.7037	-1.6832
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.30933	-1.55668	-1.72427	-13.1823	-9.32464	-8.55325
	LM(1) [prob]	7.4481 [0.006]	1.6695 [0.196]	0.1388 [0.709]	1.1837 [0.2765]	0.4520 [0.501]	0.5870 [0.443]
	AIC	-1.7358	-1.7541?	-1.7498	-1.7523?	-1.7456	-1.7420*
	SCH	-1.6931	-1.6971?	-1.6783	-1.7095?	-1.6885	-1.6703

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.6 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη General Share - Greece. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης General Share - Greece στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης General Share - Greece στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη General Share - Greece σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά, και επίσης έχει μία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη General Share - Greece η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μηδέν χρονικές υστερήσεις και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του δείκτη General Share – Greece, ενώ δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης General Share - Greece είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLGSG ~ I(0).

Στον πίνακα 5.7 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

Πίνακας 5.7: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	-1.66322	-1.62677	-2.07960	-15.1356	-12.3594	-10.3427
	LM(1) [prob]	0.1102 [0.739]	0.2068 [0.649]	0.0000 [1.000]	0.4736 [0.491]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-3.8813	-3.8698	-3.9171?	-3.8671	-3.9076?	-3.9060
	SCH	-3.8671	-3.8413	-3.8742?	-3.8529*	-3.8780?	-3.8630*
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.76772	-1.82138	-2.27904	-15.2357	-12.5524	-10.5696
	LM(1) [prob]	0.2244 [0.635]	0.5985 [0.439]	0.0880 [0.766]	0.7071 [0.400]	0.0068 [0.934]	2.1995 [0.138]
	AIC	-3.8835	-3.8728	-3.9264?	-3.8674*	-3.9133*?	-3.9128*
	SCH	-3.8551	-3.8301	-3.8693?	-3.8389	-3.8794*?	-3.8554
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-2.72262	-2.92362	-3.11995	-15.2139	-12.5682	-10.5928
	LM(1) [prob]	1.3331 [0.248]	0.5332 [0.465]	0.0410 [0.838]	0.1890 [0.663]	0.0321 [0.857]	2.1236 [0.145]
	AIC	-3.9186*	-3.9134*	-3.9681*?	-3.8599	-3.9079?	-3.9073
	SCH	-3.8760*	-3.8564*	-3.8967*?	-3.8171	-3.8508?	-3.8356

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.7 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α. Επομένως συνεπάγεται ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης έχει δύο χρονικές υστερήσεις. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μία χρονική υστέρηση και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α, ενώ δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α είναι ολοκληρωμένο πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLRFRUSA ~ I(0).

Στον πίνακα 5.8 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη των τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

Πίνακας 5.8: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	16.6731	7.71642	8.13449	-6.61886	-5.71079	-4.42496
	LM(1) [prob]	30.5919 [0.000]	6.70444 [0.009]	0.16878 [0.681]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.6814 [0.409]
	AIC	-9.2851	-9.4055	-9.4212?	-9.1953	-9.1877	-9.2178?
	SCH	-9.2709	-9.3770	-9.3783?	-9.1810?	-9.1591	-9.1748
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-3.08381	-2.29536	-2.7034	-10.8065	-10.5604	-9.0102
	LM(1) [prob]	25.1963 [0.000]	9.6981 [0.002]	0.9112 [0.339]	7.4973 [0.006]	0.3357 [0.562]	0.0580 [0.809]
	AIC	-9.3316*	-9.4271*	-9.4543*?	-9.4138	-9.4326?	-9.4230
	SCH	-9.3032*	-9.3844*	-9.3972*?	-9.3853*	-9.3898?	-9.3656
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-0.50057	-0.82479	-0.59511	-11.1102	-11.0116	-9.5226
	LM(1) [prob]	25.4264 [0.000]	9.2465 [0.002]	0.8762 [0.349]	9.6016 [0.001]	0.9549 [0.328]	0.1061 [0.744]
	AIC	-9.3235	-9.4201	-9.4464?	-9.4254*	-9.4531*?	-9.4451*
	SCH	-9.2809	-9.3631	-9.3750?	-9.3827	-9.3959*?	-9.3734*

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.8 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα τον δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά, και επίσης έχει δύο χρονικές υστερήσεις. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μία χρονική υστέρηση και με σταθερά και τάση. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α. και για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).
- Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLINFUSA ~ I(0).

Στον πίνακα 5.9 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του συνολικού δείκτη βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α.

Πίνακας 5.9: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	1.77402	2.91956	3.72359	-25.0342	-16.7456	-11.5115
	LM(1) [prob]	51.6061 [0.000]	17.9556 [0.000]	0.6984 [0.403]	4.6618 [0.030]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-4.9566	-5.1789*	-5.2492*?	-5.1527	-5.2017?	-5.1939
	SCH	-4.9424	-5.1504*	-5.2064*?	-5.1385	-5.1731?	-5.1509
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-0.79385	-0.45210	-0.18316	-25.5919	-17.5872	-12.5069
	LM(1) [prob]	51.2678 [0.000]	17.7686 [0.000]	0.6891 [0.406]	17.9362 [0.000]	0.6961 [0.404]	0.0405 [0.840]
	AIC	-4.9516	-5.1721	-5.2416?	-5.1794*	-5.2496*?	-5.2494
	SCH	-4.9232	-5.1294	-5.1844?	-5.1509*	-5.2067*?	-5.1921
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-2.67537	-2.27298	-1.80983	-25.5398	-17.5541	-12.4810
	LM(1) [prob]	45.1089 [0.000]	16.1511 [0.000]	0.4077 [0.523]	17.9511 [0.000]	0.6998 [0.402]	0.0396 [0.842]
	AIC	-4.9948*	-5.1843	-5.2470?	-5.1713	-5.2417?	-5.2413
	SCH	-4.9522*	-5.1273	-5.1756?	-5.1286	-5.1845?	-5.1696

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.9 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α. στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α. στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α, σε λογαρίθμους είναι αυτή που δεν περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης έχει δύο χρονικές υστερήσεις. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μία χρονική υστέρηση και με σταθερά. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομαχανικής παραγωγής των Η.Π.Α, όπως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).
- Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLIPIUSA ~ I(0).

Στον πίνακα 5.10 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.

Πίνακας 5.10: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	-2.70628	-1.91852	-1.77748	-10.53286	-7.90089	-6.60000
	LM(1) [prob]	31.0592 [0.000]	1.4179 [0.233]	0.3890 [0.538]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-3.9393	-4.0657?	-4.0607	-4.0588?	-4.0559	-4.0473
	SCH	-3.9251	-4.0372?	-4.0178*	-4.0446?	-4.0273	-4.0043*
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	2.49171	1.47791	1.29384	-10.92298	-8.27985	-6.9832
	LM(1) [prob]	25.6045 [0.000]	0.8461 [0.357]	0.2058 [0.650]	1.3373 [0.247]	0.4407 [0.506]	0.1852 [0.666]
	AIC	-3.9788	-4.0761?	-4.0673	-4.0753?	-4.0685	-4.0579
	SCH	-3.9504	-4.0334?	-4.0101	-4.0468?	-4.0256	-4.0006
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.01263	-1.15290	-1.19717	-11.39003	-8.74493	-7.46508
	LM(1) [prob]	22.9255 [0.000]	0.5622 [0.453]	0.1187 [0.730]	0.4763 [0.490]	0.0591 [0.807]	0.5265 [0.467]
	AIC	-4.0086*	-4.0942*?	-4.0843*	-4.0969*?	-4.0865*	-4.0744*
	SCH	-3.9660*	-4.0372*?	-4.0129	-4.0541*?	-4.0294*	-4.0027

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.10 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος. Επομένως συνεπάγεται ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά και τάση και επίσης έχει μία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή που περιέχει σταθερά και τάση με μηδέν χρονικές υστερήσεις. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος, και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση επίσης για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLRFRGR ~ I(0).

Στον πίνακα 5.11 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος.

Πίνακας 5.11: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος.

Μορφές Εξίσωσης	**Στατιστικά**	**Επίπεδα**			**Πρώτες Διαφορές**		
		Υστερήσεις			**Υστερήσεις**		
		ρ = ο	**ρ = 1**	**ρ = 2**	**ρ = ο**	**ρ = 1**	**ρ = 2**
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	8.54386	5.84804	6.44663	-10.1846	-8.67770	-5.28246
	LM(1) [prob]	11.9789 [0.000]	5.6042 [0.017]	11.9115 [0.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]	0.0000 [1.000]
	AIC	-5.7582	-5.8012	-5.8177?	-5.6782	-5.6674	-5.7796?
	SCH	-5.7440	-5.7727	-5.7748?	-5.6639	-5.6388	-5.7366?
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-5.7950	-5.1079	-6.7566	-13.0399	-12.4169	-8.08497
	LM(1) [prob]	1.2754 [0.258]	23.1981 [0.000]	0.0518 [0.819]	11.1404 [0.000]	7.7685 [0.005]	21.707 [0.000]
	AIC	-5.9460*	-5.9397*	-6.0476?	-5.8458	-5.8823	-5.9028?
	SCH	-5.9176*	-5.8969*	-5.9804?	-5.8173	-5.8394	-5.8454?
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-0.39282	-0.46460	-0.28763	-14.6828	-15.3474	-10.9376
	LM(1) [prob]	0.9096 [0.340]	26.3326 [0.000]	0.0053 [0.941]	27.4279 [0.000]	0.00556 [0.940]	4.2744 [0.038]
	AIC	-5.9450	-5.9368	-6.0551*?	-5.9440*	-6.0629*?	-6.0596*
	SCH	-5.9023	-5.8798	-5.9837*?	-5.9013*	-6.0058*?	-5.9879*

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.11 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος. Εδώ πρέπει να σημειώσουμε

ότι η μη στασιμότητα της μεταβλητής που εξετάζουμε δεν είναι ξεκάθαρη για όλες τις μορφές των εξισώσεων. Αποδεχόμαστε τη μη στασιμότητα της μεταβλητής αυτής και για τη μορφή της εξίσωσης με σταθερά και τις χρονικές υστερήσεις ($\rho = 0$, $\rho = 1$ και $\rho = 2$) με το σκεπτικό ότι η δύναμη των ελέγχων DF και ADF δεν είναι πολύ ισχυρή. Εδώ θα πρέπει να εξετάσουμε και άλλους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας όπως των Phillips – Perron (1988), καθώς και των Kwiatkowski, Philips, Schmidt and Shin (KPSS) (1992) για να έχουμε σαφέστερη εικόνα και για τη μορφή αυτή της εξίσωσης.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης έχει δύο χρονικές υστερήσεις. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με μία χρονική υστέρηση και με σταθερά και τάση. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος, όπως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών μόνο στη μορφή της εξίσωση χωρίς σταθερά και τάση και με μία χρονική υστέρηση. σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLINFGR ~ I(0).

Στον πίνακα 5.12 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος.

Πίνακας 5.12: Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος

Μορφές Εξίσωσης	Στατιστικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2	ρ = ο	ρ = 1	ρ = 2
Χωρίς Σταθερά ή Τάση (4.1)	DF/ADF	-0.11224	-0.07754	-0.04351	-21.3859	-16.1464	-14.1415
	LM(1) [prob]	22.5578 [0.000]	14.6911 [0.000]	13.1939 [0.000]	14.7081 [0.000]	13.2058 [0.000]	16.3310 [0.000]
	AIC	-1.7952	-1.8794	-1.9292?	-1.8875*	-1.9373*	-1.9833*?
	SCH	-1.7810	-1.8509	-1.8863?	-1.8732*	-1.9088*	-1.9403*?
Σταθερά (4.2)	DF/ADF	-1.82110	-1.76787	-1.59598	-21.3424	-16.1133	-14.1124
	LM(1) [prob]	2.3583 [0.124]	2.7319 [0.098]	5.3476 [0.020]	14.7108 [0.000]	13.2143 [0.000]	16.3827 [0.000]
	AIC	-2.0466?	-2.0439	-2.0432	-1.8794	-1.9292	-1.9752?
	SCH	-2.0182?	-2.0012	-1.9860	-1.8509	-1.8863	-1.9179?
Σταθερά και Τάση (4.3)	DF/ADF	-1.05390	-0.88375	-0.76373	-21.2996	-16.0826	-14.0935
	LM(1) [prob]	0.1103 [0.739]	0.0129 [0.909]	0.4528 [0.500]	14.7307 [0.000]	13.3007 [0.000]	16.4887 [0.000]
	AIC	-2.1541*?	-2.1429*	-2.1306*	-1.8713	-1.9212	-1.9677?
	SCH	-2.1115*?	-2.0859*	-2.0592*	-1.8286	-1.8641	-1.8960?

Σημείωση: * σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

? σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.12 προκύπτουν τα παρακάτω:

- Το στατιστικό των DF και ADF είναι μεγαλύτερο σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος στις τιμές των λογαριθμικών επιπέδων είναι μη στάσιμος.

- Οι τιμές του στατιστικού των DF και ADF είναι μικρότερες σε όλες τις μορφές των εξισώσεων από τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών. Επομένως συνεπάγεται ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος στις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμος.
- Σύμφωνα με τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz οι καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος σε λογαρίθμους είναι αυτή που περιέχει σταθερά και τάση, και επίσης δεν έχει καμία χρονική υστέρηση. Για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης είναι αυτή με δύο χρονικές υστερήσεις και χωρίς σταθερά και τάση. Πρέπει επίσης να τονίσουμε ότι για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέγουμε και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων με τα κριτήρια των Akaike και Schwartz δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για τα επίπεδα του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος, ενώ υπάρχει αυτοσυσχέτιση για τις τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος είναι ολοκληρωμένος πρώτης τάξης αφού οι τιμές των πρώτων λογαριθμικών διαφορών είναι στάσιμες (δεν περιέχουν μοναδιαία ρίζα), οπότε έχουμε DLIPIGR ~ I(0).

Στον πίνακα 5.13 παρουσιάζονται τα στατιστικά για τους ελέγχους της αυτοσυσχέτισης (έλεγχος των Breusch – Godfrey ή αλλιώς πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM)), της κανονικότητας (έλεγχος των Jarque – Bera (JB)) και της ετεροσκεδαστικότητας (έλεγχος του White (1980) (W)), χρησιμοποιώντας τα στατιστικά κριτήρια των Akaike και Schwartz για τις καλύτερες μορφές των εξισώσεων (καλύτερη εξειδίκευση) (βλέπε πίνακες από 5.2 – 5.12)

Πίνακας 5.13 Έλεγχοι της τάξης ολοκλήρωσης, της αυτοσυσχέτισης, κανονικότητας και ετεροσκεδαστικότητας

Μεταβλητές	Επίπεδα των μεταβλητών				Πρώτες Διαφορές			
	Τάξη	BG(1)	JB	W	Τάξη	BG(1)	JB	W
LDJ	I(1)	0.0216 [0.883]	317.18 [0.000]	0.0735 [0.963]	I(0)	0.0517 [0.820]	343.79 [0.000]	4.6315 [0.098]
LNAS	I(1)	3.0688 [0.079]	129.14 [0.000]	26.273 [0.000]	I(0)	0.5855 [0.444]	131.48 [0.000]	6.9524 [0.030]
LSP	I(1)	0.0026 [0.958]	219.49 [0.000]	0.4532 [0.797]	I(0)	0.0420 [0.837]	214.70 [0.000]	5.3959 [0.067]
LFTSE	I(1)	0.0803 [0.776]	425.46 [0.000]	1.2661 [0.530]	I(0)	0.0000 [1.000]	482.77 [0.000]	1.3273 [0.514]
LGSG	I(1)	7.0470 [0.007]	90.296 [0.000]	5.5251 [0.063]	I(0)	1.4550 [0.227]	77.530 [0.000]	7.5726 [0.022]
LRFRUSA	I(1)	0.5332 [0.465]	59.768 [0.000]	20.371 [0.002]	I(0)	0.7071 [0.400]	63.414 [0.000]	0.0074 [0.996]
LINFUSA	I(1)	0.9112 [0.339]	12.879 [0.001]	9.8637 [0.130]	I(0)	0.9549 [0.328]	12.313 [0.002]	11.469 [0.074]
LIPIUSA	I(1)	0.6984 [0.403]	6.1566 [0.046]	32.456 [0.000]	I(0)	0.6961 [0.404]	6.1259 [0.046]	29.349 [0.000]
LRFRGR	I(1)	0.5622 [0.453]	1359.3 [0.000]	17.454 [0.007]	I(0)	0.4763 [0.490]	1307.0 [0.000]	13.139 [0.010]
LINFGR	I(1)	0.0053 [0.941]	2.4179 [0.298]	26.620 [0.000]	I(0)	0.0055 [0.940]	2.3971 [0.301]	29.614 [0.000]
LIPIGR	I(1)	0.1103 [0.739]	1.4703 [0.479]	30.043 [0.000]	I(0)	16.331 [0.000]	17.448 [0.000]	36.093 [0.000]

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5.13 παρατηρούμε τα εξής:

Για τους δείκτες των τιμών των μετοχών και των τριών χρηματιστηρίων

- Όλοι οι δείκτες είναι μη στάσιμοι στα επίπεδά τους
- Όλοι οι δείκτες δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, εκτός από το δείκτη τιμών Genaral Share – Greece (LGSG).
- Τα κατάλοιπα για όλους τους δείκτες δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.
- Τα κατάλοιπα για όλους τους δείκτες είναι ομοιοσκεδαστικά σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5% (εκτός από το δείκτη Nasdaq).

Για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών και των τριών χρηματιστηρίων

- Όλες οι αποδόσεις των δεικτών είναι στάσιμοι
- Όλες οι αποδόσεις των δεικτών δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.
- Τα κατάλοιπα για όλες τις αποδόσεις των δεικτών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.
- Τα κατάλοιπα για όλες τις αποδόσεις των δεικτών είναι ομοιοσκεδαστικά σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Αν λάβουμε υπόψη και τους τρεις διαγνωστικούς ελέγχους του παραπάνω πίνακα (την αυτοσυσχέτιση, την κανονικότητα και την ετεροσκεδαστικότητα) παρατηρούμε ότι κανείς από τους δείκτες τιμών που εξετάζουμε για τα τρία χρηματιστήρια δεν έχει και τους τρεις αυτούς διαγνωστικούς ελέγχους χωρίς τα κατάλοιπά τους να μην έχουν αυτοσυσχέτιση να κατανέμονται κανονικά και να είναι ομοιοσκεδαστικά. Το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει και από τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών για τα τρία χρηματιστήρια που εξετάζουμε. Επομένως μπορούμε να πούμε ότι τα σφάλματα για τις μεταβλητές που εξετάζουμε δεν είναι λευκοί θόρυβοι (Κάτος, 2004).

Για τους μακρο-οικονομικούς δείκτες των Η.Π.Α και της Ελλάδος παρατηρούμε τα εξής:

- Όλοι οι δείκτες είναι μη στάσιμοι στα επίπεδά τους (εκτός από το δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος στη μορφή της εξίσωσης με σταθερά και για όλες τις χρονικές υστερήσεις, βλέπε πίνακα 5.11).
- Όλοι οι δείκτες δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

- Τα κατάλοιπα για όλους τους δείκτες δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή (εκτός από τους δείκτες της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και το δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος) σε επίπεδο σημαντικότητα 5%.
- Τα κατάλοιπα για όλους τους δείκτες είναι ετεροσκεδαστικά (εκτός από το δείκτη τιμών καταναλωτή των Η.Π.Α).

Για τις ποσοστιαίες μεταβολές των μακρο-οικονομικών δεικτών παρατηρούμε τα εξής:

- Όλες οι ποσοστιαίες μεταβολές είναι στάσιμες.
- Όλες οι ποσοστιαίες μεταβολές των δεικτών δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα (εκτός από το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος).
- Τα κατάλοιπα για όλες τις αποδόσεις των δεικτών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή (εκτός από το δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος).
- Τα κατάλοιπα για όλες τις αποδόσεις των δεικτών είναι ετεροσκεδαστικά (εκτός από τους δείκτες του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α.

5.3 Συμπεράσματα

Σκοπός του κεφαλαίου αυτού ήταν να ελέγξουμε αν οι χρονικές σειρές όλων των δεικτών που εξετάζουμε είναι μη στάσιμες διαδικασίες. Με τα αποτελέσματα του κεφαλαίου αυτού προσπαθήσαμε επίσης να δείξουμε ότι όλες οι μεταβλητές (χρονικές σειρές) των δεικτών των τιμών των μετοχών και για τα τρία χρηματιστήρια που εξετάζουμε είναι μη στάσιμες διαδικασίες και επίσης δείξαμε ότι τα αντίστοιχα στοχαστικά σφάλματα αυτών των μεταβλητών δεν είναι λευκοί θόρυβοι, (από τη στιγμή που τα κατάλοιπά τους δεν είναι ταυτόχρονα χωρίς αυτοσυσχέτιση, ακολουθούν την κανονική κατανομή και είναι ομοιοσκεδαστικά) Άρα μπορούμε να πούμε ότι οι μεταβλητές (χρονικές σειρές) όλων των δεικτών των τιμών των μετοχών και των τριών χρηματιστηρίων δεν είναι τυχαίοι περίπατοι. Με άλλα λόγια και τα τρία χρηματιστηρια που εξετάζουμε δεν αποτελούν «ασθενώς» αποτελεσματικές αγορές. Άρα μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τόσο τις ιστορικές τους τιμές των μετοχών, όσο και τις ιστορικές τους αποδόσεις για πρόβλεψη μελλοντικών τιμών και αποδόσεων των δει-

κτών των τιμών των μετοχών για όλα τα χρηματιστήρια που εξετάζουμε στη διατριβή αυτή.

Για τις μακρο-οικονομικές μεταβλητές των δύο χωρών που εξετάζουμε παρατηρούμε ότι είναι και αυτές μη στάσιμες διαδικασίες, καθώς και τα αντίστοιχα στοχαστικά σφάλματα των μακρο-οικονομικών μεταβλητών δεν είναι λευκοί θόρυβοι. Επομένως και εδώ μπορούμε να πούμε ότι οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές δεν είναι τυχαίοι περίπατοι και μπορούν να χρησιμοποιηθούν για μελλοντικές προβλέψεις.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΜΑΚΡΟ - ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

6.1 Εισαγωγή

Εφ'όσον στο προηγούμενο κεφάλαιο ασχοληθήκαμε με το θέμα της στασιμότητας των χρονικών μας σειρών και καταλήξαμε στο ότι όλες οι μεταβλητές μας είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1) , μπορούμε να προχωρήσουμε στον έλεγχο της συνολοκλήρωσης. Αυτό το κεφάλαιο λοιπόν, προσπαθεί να ερευνήσει την ύπαρξη μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών εφαρμόζοντας τη μέθοδο των Engle – Granger στους δείκτες μας ανά δυο.

6.2 Υποδείγματα συνολοκλήρωσης με δυο μεταβλητές

6.2.1 Έλεγχος των Engle - Granger

Η μέθοδος των Engle – Granger (1987) η οποία ονομάζεται και μέθοδος συνολο-κλήρωσης βάσει των καταλοίπων στηρίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των κα-ταλοίπων. Για τον έλεγχο αυτό οι Engle – Granger πρότειναν τα παρακάτω βήματα:

Βήμα 1: Βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών.

- Αν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών είναι ίδια τότε συνεχίζουμε τη διαδικασία της συνολοκλήρωσης.
- Αν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών δεν είναι ίδια τότε λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε.

Αν οι δύο μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης εκτιμούμε με τη μέθο-δο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωσης συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \qquad (6.1)$$

Από την εξίσωση (6.1) αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα $\hat{u}_t$

Βήμα 2: Εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων $\hat{u}_t$ (σφάλματα ισορροπίας) στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t \qquad (6.2)$$

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων $\hat{u}_t$ οι Engle – Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό διαφορετικό από αυτό με τα στατιστικά των ελέγχων των Dickey – Fuller. Στον πίνακα 6.1 παρουσιάζονται οι τιμές αυτές.

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε για την εξίσωση (6.2) είναι οι παρακάτω:

Ho: $\delta_2 = 0$ (όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)
Ha: $\delta_2 < 0$ (όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν $t_{\delta 2} < \tau$ (κρίσιμη τιμή του πίνακα 6.1)

Πίνακας 6.1 Κρίσιμες τιμές τ για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engel – Granger (EG – AEG)

Μέγεθος Δείγματος	Αριθμός Μεταβλητών	α = 1%	α = 5%	α =10%
25	2	-4.37	-3.59	-3.22
50	2	-4.12	-3.46	-3.13
100	2	-4.01	-3.39	-3.09
200	2	-3.90	-3.33	-3.05
25	3	-4.92	-4.10	-3.71
50	3	-4.59	-3.92	-3.58
100	3	-4.44	-3.83	-3.51
200	3	-4.30	-3.74	-3.45
25	4	-5.43	-4.56	-4.15
50	4	-5.02	-4.32	-3.98
100	4	-4.83	-4.21	-3.89
200	4	-4.65	-4.10	-3.81

Πηγή: MacKinnon (1991) και Engle R.F and B. S. Yoo (1987)

- Με τις τιμές EG ελέγχουμε την υπόθεση Ho: $\delta_2 = 0$ για την παρακάτω σχέση:

$$\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + e_t$$

- Με τις τιμές AEG ελέγχουμε την υπόθεση Ho: $\delta_2 = 0$ για την παρακάτω σχέση:

$$\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$$

6.3 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων και μακροοικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμική τους μορφή είναι ολοκληρωμένοι πρώτης τάξης. Επομένως

μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 6.2 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης για τους τρεις χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης ως προς τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες των Η.Π.Α.

Πίνακας 6.2 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LRFR	LINF	LIPI	R^2	DW
LDJ	14.1017 (0.0000)*	-3.1237 (0.0000)*			0.8360	0.1580
	-10.2204 (0.0000)*		3.7386 (0.0000)*		0.9331	0.0691
	-7.8854 (0.0000)*			3.6262 (0.0000)*	0.9549	0.3761
LNAS	12.6805 (0.0000)*	-3.2324 (0.0000)*			0.7281	0.1023
	-12.8309 (0.0000)*		3.9376 (0.0000)*		0.8419	0.0534
	-10.9438 (0.0000)*			3.9468 (0.0000)*	0.9201	0.2339
LSP	11.5372 (0.0000)*	-2.8652 (0.0000)*			0.8040	0.1298
	-10.8357 (0.0000)*		3.4420 (0.0000)*		0.9041	0.0523
	-8.8552 (0.0000)*			3.3763 (0.0000)*	0.9463	0.3080

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.2 παρατηρούμε ότι σε όλες τις παλινδρομήσεις των δεικτών των τιμών των μετοχών οι συντελεστές των μακρο-οικονομικών δεικτών είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% και οι συντελεστές προσδιορισμού R^2 πολύ υψηλοί**.** Πρόβλημα σε όλες τις παλινδρομήσεις υπάρχουν με τις χαμηλές τιμές των στατιστικών των Durbin – Watson (1950) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson για όλες τις εκτιμήσεις θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή οι παλινδρομήσεις για όλους τους δείκτες των χρηματιστηρίων είναι κίβδηλες (spurious) (βλέπε Granger and Newbold, 1974).

6.4 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών των τριών χρηματιστηρίων. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, FTSE 100 και General Share Greece.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων και μακρο-οικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμικοί τους μορφή είναι ολοκληρωμένοι πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 6.3 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης για όλους τους χρηματιστηριακούς δείκτες ως προς το γενικό δείκτη Dow Jones του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

Πίνακας 6.3 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Αθηνών

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LDJ	R^2	DW
LNAS	-2.302704 (0.0000)*	1.081458 (0.0000)*	0.951229	0.082684
LSP	-1.520202 (0.0000)*	0.931916 (0.0000)*	0.992769	0.063783
LFTSE	2.230144 (0.0000)*	0.693051 (0.0000)*	0.954986	0.086603
LGSG	-7.969127 (0.0000)*	1.743042 (0.0000)*	0.848999	0.051120

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.3 παρατηρούμε ότι σε όλες τις παλινδρομήσεις οι συντελεστές της μεταβλητής LDJ είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% και οι συντελεστές προσδιορισμού R^2 πολύ υψηλοί. Πρόβλημα σε όλες τις παλινδρομήσεις υπάρχει με τις χαμηλές τιμές των στατιστικών των Durbin – Watson (1950) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή οι παλινδρο-

μήσεις για όλους τους δείκτες των χρηματιστηρίων είναι και εδώ κίβδηλες (spurious) (βλέπε Granger and Newbold ,1974).

6.5 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων και μακρο-οικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμική τους μορφή είναι ολοκληρωμένοι πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 6.4 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης για το δείκτη General Share – Greece με τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες της Ελλάδος.

Πίνακας 6.4 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LRFR	LINF	LIPI	R^2	DW
LGSG	8.9436 (0.0000)*	-0.9819 (0.0000)*			0.2915	0.0092
	-1.6266 (0.0000)*		2.0346 (0.0000)*		0.8828	0.0536
	-19.2304 (0.0000)*			5.7384 (0.0000)*	0.1976	0.2367

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.4 παρατηρούμε ότι σε όλες τις παλινδρομήσεις οι συντελεστές της μεταβλητής LDJ είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% και οι συντελεστές προσδιορισμού R^2 πολύ υψηλοί. Πρόβλημα σε όλες τις παλιν-

δρομήσεις υπάρχουν με τις χαμηλές τιμές των στατιστικών των Durbin – Watson (1950) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή οι παλινδρομήσεις για όλους τους δείκτες των χρηματιστηρίων είναι και εδώ κίβδηλες (spurious) (βλέπε Granger and Newbold, 1974).

6.6 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη FTSE και των δεικτών της Νέας Υόρκης.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών της Νέας Υόρκης και του χρηματιστηρίου του Λονδίνου. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500, και του δείκτη FTSE 100.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων και μακρο-οικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμική τους μορφή είναι ολοκληρωμένοι πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 6.5 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης του δείκτη FTSE 100 με τους τρεις χρηματιστηριακούς δείκτες της Νέας Υόρκης.

Πίνακας 6.5 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LDJ	LNAS	LSP	R^2	DW
LFTSE	2.23014 (0.0000)*	0.693051 (0.0000)*			0.9549	0.0866
	3.84166 (0.0000)*		0.620738 (0.0000)*		0.9419	0.1136
	3.34019 (0.0000)*			0.74694 (0.0000)*	0.9703	0.1282

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.5 παρατηρούμε ότι σε όλες τις παλινδρομήσεις οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% και οι

συντελεστές προσδιορισμού R^2 πολύ υψηλοί. Πρόβλημα σε όλες τις παλινδρομήσεις υπάρχουν με τις χαμηλές τιμές των στατιστικών των Durbin – Watson (1950) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή οι παλινδρομήσεις του δείκτη FTSE 100 με όλους τους δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης είναι και εδώ κίβδηλες (spurious) (βλέπε Granger and Newbold, 1974).

6.7 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη FTSE και General Share – Greece.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου.

Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι οι δείκτες αυτοί στη λογαριθμική τους μορφή είναι ολοκληρωμένοι πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 6.6 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών με αυτόν του Λονδίνου.

Πίνακας 6.6 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών.

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LFTSE	R^2	DW
LGSG	-13.33152 (0.0000)*	2.4843 (0.0000)*	0.86746	0.08949

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.6 παρατηρούμε ότι στην παλινδρόμηση ο συντελεστής της μεταβλητής LFTSE είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1% και ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι πολύ υψηλός. Πρόβλημα με την παλινδρόμηση αυτή υπάρχει με τη χαμηλή τιμή του στατιστικού των Durbin – Watson (1950) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των

Durbin – Watson θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή η παλινδρόμηση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών με αυτό του Λονδίνου είναι κίβδηλη (spurious) (βλέπε Granger and Newbold ,1974).

6.8 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των χρηματιστηριακών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών.

Χρησιμοποιώντας τα διανύσματα της συνολοκλήρωσης που σημειώνονται στους πίνακες 6.2 μέχρι και 6.6 εκτιμήσαμε τα αντίστοιχα κατάλοιπα για κάθε παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης σύμφωνα με το βήμα 2 της παραγράφου 6.2. Τα κατάλοιπα αυτά παρουσιάζονται στους πίνακες 6.7 μέχρι και 6.13.

Πίνακας 6.7 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη Dow Jones και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LDJ/LRFR)	U(LDJ/LINF)	U(LDJ/LIPI)
p = 0	DF	-3.1642	-2.0023	-5.1953
	AIC	-1.5504	-3.2498*	-2.0398
	SCH	-1.5362*	-3.2356*	-2.0256
	LM(1)	0.4549	0.2484	11.8663
	[Prob]	[0.499]	[0.618]	[0.000]
p = 1	ADF	-2.9394	-2.0809	-4.1280
	AIC	-1.5408	-3.2476	-2.0808
	SCH	-1.5123	-3.2191	-2.0523*
	LM(1)	2.3955	0.0885	3.7121
	[Prob]	[0.121]	[0.765]	[0.054]
p = 2	ADF	-3.0071	-2.0199	-3.8522
	AIC	-1.5734*	-3.2357	-2.0874*
	SCH	-1.5305	-3.1928	-2.0445
	LM(1)	0.1219	0.0000	0.0000
	[Prob]	[0.726]	[1.000]	[1.000]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.7 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LDJ/LRFR) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Dow – Jones και το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LDJ/LINF) είναι στάσιμα σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Dow – Jones και ο δείκτης τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LDJ/LIPI) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Dow – Jones και ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Στον πίνακα 6.8 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη Nasdaq και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Πίνακας 6.8 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη Nasdaq και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LNAS/LRFR)	U(LNAS/LINF)	U(LNAS/LIPI)
p = 0	DF	-15.6843	-8.9580	-3.8704
	AIC	37.9460*	7.0168	-1.6900*
	SCH	37.9602*	7.0311	-1.6758*
	LM(1) [Prob]		25.4533 [0.000]	2.9195 [0.087]
p = 1	ADF	-11.0453	-10.8491	-3.3293
	AIC	37.9582	6.9177	-1.6897
	SCH	37.9867	6.9462	-1.6612
	LM(1) [Prob]		14.9147 [0.000]	0.2211 [0.638]
p = 2	ADF	-8.9814	-6.8317	-3.1826
	AIC	37.9705	6.8624*	-1.6814
	SCH	38.0134	6.9053*	-1.6385
	LM(1) [Prob]		8.2207 [0.004]	0.6732 [0.411]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.8 παρατηρούμε όλα τα κατάλοιπα που εξετάζουμε U(LNAS/LRFR), U(LNAS/LINF) U(LNAS/LIPI) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Nasdaq και όλα τα βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α συνολο-κληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Στον πίνακα 6.9 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Πίνακας 6.9 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LSP/LRFR)	U(LSP/LINF)	U(LSP/LIPI)
p = 0	DF	-2.8476	-1.7215	-4.6100
	AIC	-1.6947	-3.2980*	-2.1773
	SCH	-1.6804*	-3.2838*	-2.1631
	LM(1)	0.6906	0.4480	11.1777
	[Prob]	[0.405]	[0.503]	[0.000]
p = 1	ADF	-2.6267	-1.8188	-3.6908
	AIC	-1.6864	-3.2977	-2.2155
	SCH	-1.6579	-3.2692	-2.1870*
	LM(1)	1.7301	0.0830	3.4169
	[Prob]	[0.188]	[0.773]	[0.064]
p = 2	ADF	-2.6443	-1.7476	-3.4533
	AIC	-1.7159*	-3.2860	-2.2208*
	SCH	-1.6730	-3.2432	-2.1779
	LM(1)	0.1453	0.0534	0.0000
	[Prob]	[0.703]	[0.817]	[1.000]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.9 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LSP/LRFR) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης S&P 500 και το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LSP/LINF) είναι στάσιμα μόνο σε επίπεδο σημαντικότητας 10% για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης S&P 500 και ο δείκτης τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

συνολοκληρώνονται σε επίπεδο σημαντικότητας 10% δηλαδή στο επίπεδο αυτό υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LSP/LIPI) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης S&P 500 και ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Στον πίνακα 6.10 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών των Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share – Greece. και του δείκτη Dow Jones

Πίνακας 6.10 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών Nasdaq, S&P 500, FTSE 100, General Share – Greece. και του δείκτη Dow Jones

Υστερήσεις	**Στατιστικά**	**U(LNAS/LDJ)**	**U(LSP/LDJ)**	**U(LFTSE/LDJ)**	**U(LGSG/LDJ)**
p = 0	DF	-2.3167	-1.9555	-2.0814	-5.5416
	AIC	-3.1856	-5.6881*	-4.1092	8.7133
	SCH	-3.1714*	-5.6739*	-4.0950	8.7275
	LM(1) [Prob]	2.2676 [0.132]	0.4744 [0.490]	0.5138 [0.473]	15.7829 [0.000]
p = 1	ADF	-2.5911	-2.0198	-2.0892	-4.0023
	AIC	-3.1935*	-5.6789	-4.1242	8.6574
	SCH	-3.1650	-5.6504	-4.0957*	8.6859
	LM(1) [Prob]	0.1780 [0.673]	0.0514 [0.820]	0.4639 [0.495]	17.0986 [0.000]
p = 2	ADF	-2.6710	-2.0011	-1.7682	-5.0700
	AIC	-3.1839	-5.6672	-4.1273*	8.5964*
	SCH	-3.1411	-5.6243	-4.0844	8.6393*
	LM(1) [Prob]	0.0000 [1.000]	0.5315 [0.465]	3.0781 [0.079]	1.1161 [0.290]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.10 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LNAS/LDJ) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Nasdaq και ο δείκτης Dow - Jones συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

Τα κατάλοιπα U(LSP/LDJ) είναι στάσιμα μόνο σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης S&P 500 και ο δείκτης Dow - Jones συνολοκληρώνονται σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% δηλαδή στο επίπεδο αυτό υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

Τα κατάλοιπα U(LFTSE/LDJ) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης FTSE και ο δείκτης Dow - Jones συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών

Τα κατάλοιπα U(LGSG/LDJ) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης GSG και ο δείκτης Dow - Jones συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών

Στον πίνακα 6.11 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακροοικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Πίνακας 6.11 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LGSG/LRFR)	U(LGSG/LINF)	U(LGSG/LIPI)
p = 0	DF	-3.7468	-8.4890	-5.9256
	AIC	10.1137	8.2537	11.2854
	SCH	10.1279	8.2680	11.2996
	LM(1)	33.4399	39.4485	19.2878
	[Prob]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
p = 1	ADF	-2.0491	-5.9611	-4.3532
	AIC	9.8147	8.2175*	11.2145
	SCH	9.8432	8.2460*	11.2430
	LM(1)	0.2376	20.4223	18.3997
	[Prob]	[0.625]	[0.000]	[0.000]
p = 2	ADF	-2.2526	-5.0161	-3.3461
	AIC	9.7151*	8.2197	11.1485*
	SCH	9.7580*	8.2626	11.1914*
	LM(1)	4.4960	34.6369	6.0377
	[Prob]	[0.033]	[0.000]	[0.014]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.11 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LGSG/LRFR) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ σε επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10%, άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης General Share – Greece και το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LGSG/LINF) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης General Share – Greece και ο δείκτης τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος

συνολοκληρώνονται δηλαδή στο επίπεδο αυτό υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LGSG/LIPI) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης General Share – Greece και ο δείκτης της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Στον πίνακα 6.12 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη FTSE 100 και των δεικτών Dow Jones Nasdaq, και S&P 500.

Πίνακας 6.12 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη FTSE 100 και των δεικτών Dow Jones Nasdaq, και S&P 500.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LFTSE/LDJ)	U(LFTSE/LNAS)	U(LFTSE/LSP)
p = 0	DF	-2.0814	-2.8099	-2.6487
	AIC	-4.1092	-3.5970	-4.1465
	SCH	-4.0950	-3.5828	-4.1323*
	LM(1)	0.5138	0.0911	0.7083
	[Prob]	[0.473]	[0.762]	[0.399]
p = 1	ADF	-2.0892	-3.2137	-2.6322
	AIC	-4.1242	-3.6306*	-4.1607
	SCH	-4.0957*	-3.6021*	-4.1322
	LM(1)	0.4639	0.0000	0.7013
	[Prob]	[0.495]	[1.000]	[0.402]
p = 2	ADF	-1.7682	-3.0364	-2.1952
	AIC	-4.1273*	-3.6211	-4.1693*
	SCH	-4.0844	-3.5782	-4.1264
	LM(1)	3.0781	8.2588	5.4811
	[Prob]	[0.079]	[0.012]	[0.019]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.12 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LFTSE/LDJ) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης FTSE και ο δείκτης Dow - Jones συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

Τα κατάλοιπα U(LFTSE/LNAS) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης FTSE και ο δείκτης Nasdaq συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

Τα κατάλοιπα U(LFTSE/LSP) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%, άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης FTSE 100 και ο δείκτης S&P συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

Στον πίνακα 6.13 σημειώνονται τα αποτελέσματα της μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

Πίνακας 6.13 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LGSG/LFTSE)
p = 0	DF	-6.1036
	AIC	8.6362
	SCH	8.6504
	LM(1) [Prob]	12.4240 [0.000]
p = 1	ADF	-4.4717
	AIC	8.5930*
	SCH	8.6215*
	LM(1) [Prob]	1.8178 [0.177]
p = 2	ADF	-4.7273
	AIC	8.5955
	SCH	8.6383
	LM(1) [Prob]	3.0336 [0.081]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 6.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.13 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LGSG/LFTSE) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης General Share – Greece και ο δείκτης FTSE 100. συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών αυτών.

6.9 Συμπεράσματα

Χρησιμοποιώντας τα διανύσματα συνολοκλήρωσης από τους πίνακες 6.2 μέχρι και 6.6 εκτιμήσαμε τα αντίστοιχα κατάλοιπα για κάθε παλινδρόμηση. Στην συνέχεια ελέγξαμε τη στασιμότητα των καταλοίπων σύμφωνα με το βήμα 2 της παραγράφου 6.2. Από την άποψη της μορφής των εξισώσεων (εδώ πρέπει να υπενθυμίσουμε ότι οι πειραματισμοί έγιναν στην μορφή της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ η οποία δεν περιλαμβάνει σταθερή και τάση) τα στατιστικά των Akaike και Schwartz δεν συμφωνούν για όλες τις περιπτώσεις της μορφής της εξίσωσης (αριθμό των χρονικών υστερήσεων). Στην περίπτωση αυτή διαλέξαμε εκείνη την μορφή της εξίσωσης που δεν παρουσίαζε αυτοσυσχέτιση Κάτος (2004) ή στην περίπτωση που και στα δύο κριτήρια δεν υπήρξε αυτοσυσχέτιση διαλέξαμε το κριτήριο του Akaike.

Συγκρίνοντας τα στατιστικά των Dickey – Fuller με τις κρίσιμες τιμές του πίνακα 6.1 παρατηρούμε πως τα κατάλοιπα ισορροπίας για όλες τις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης είναι στάσιμα (βλέπε πίνακες 6.7 μέχρι και 6.13). Άρα μπορούμε να πούμε πως όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιήσαμε στις παλινδρομήσεις είναι συνολοκληρωμένες δηλαδή υπάρχει μεταξύ τους μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Άρα θα μπορούσαμε να πούμε ότι είναι δυνατό να εκτιμήσουμε και την εξίσωση της διόρθωσης σφάλματος που την κάνουμε στο αμέσως επόμενο κεφάλαιο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΜΑΚΡΟ - ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

7.1 Εισαγωγή

Στο προηγούμενο κεφάλαιο εξετάσαμε τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μας. Παρ'όλα αυτά, βραχυχρόνια είναι πιθανόν πως δεν υπάρχει μεταξύ τους σχέση ισορροπίας. Ως εκ τούτου, το πιθανόν σφάλμα μπορεί να θεωρηθεί ως «σφάλμα ισορροπίας». Σύμφωνα με το αντιπροσωπευτικό θεώρημα των Engel and Granger (1987) όταν δύο μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, το οποίο συσχετίζει τις βραχυχρόνιες μεταβολές των δύο μεταβλητών με τις αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου. Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για τη μελέτη αυτής της συσχέτισης ονομάζεται Μηχανισμός Διόρθωσης Σφάλματος.

7.2 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρημα-τιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α (βλέπε πίνακα 6.2) θα παρουσιάσουμε παρακάτω τις αντίστοιχες εξισώσεις διόρθωσης σφάλ-ματος για κάθε δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και για κάθε μακρο-οικονομική μεταβλητή χωριστά σύμφωνα με την εξίσωση (7.1).

Επειδή όλες οι μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην παραπάνω εξίσω-ση είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την OLS στην εκτίμηση αυτής της εξίσωσης. Στον πίνακα 7.1 παρουσιάζονται τα αποτε-λέσματα της από κοινού εκτίμησης βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων παραμέτρων καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή του λάθους ανισορροπίας.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch (1978) – Godfrey (1978) για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera (1980) για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET (1969) για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White (1980) για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 7.1 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

Πίνακας 7.1. Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

$$\Delta LDJ_t = 0.008950 - 0.045415\ \Delta LDJ_{t-1} - 0.176409\ \Delta LRFRUSA_t - 0.025307 u_{t-1}$$

(3.033)	(-0.705)	(-2.045)	(-2.462)
[0.002]	[0.481]	[0.041]	[0.014]

$R^2 = 0.0357$ DW = 1.9944 F = 2.9872 [0.031]

B - G (LM) Test = 0.023 [0.878] J - B = 276.527 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.597 [0.741] White Test = 6.8806 [0.332]

Από τον πίνακα 7.1 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές (εκτός του συντελεστή ΔLDJ_{t-1}) και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Dow–Jones. Η μεταβλητή $\Delta LRFRUSA_t$ δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος 2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Dow – Jones από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.025 ή 2.5%, σε σχέση με το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνο η κανονικότητα.

Στον πίνακα 7.2 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

Πίνακας 7.2 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

$$\Delta LDJ_t = 0.015758 - 0.093142\ \Delta LDJ_{t-4} - 2.449866\ \Delta LINFUSA_t - 0.027365u_{t-1}$$

(3.704)	(-1.475)	(-1.952)	(-1.714)
[0.000]	[0.141]	[0.052]	[0.087]

$R^2 = 0.0409$ DW = 1.9913 F = 3.4014 [0.018]

B - G (LM) Test = 0.003 [0.954] J - B = 274.533 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.243 [0.621] White Test = 11.648 [0.070]

Από τον πίνακα 7.2 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές (εκτός του συντελεστή ΔLDJ_{t-4}) και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη τιμών του καταναλωτή επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Dow – Jones. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Dow – Jones από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.027 ή 2.7%, σε σχέση με το δείκτη τιμών του καταναλωτή.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνο η κανονικότητα.

Στον πίνακα 7.3 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

Πίνακας 7.3 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow Jones και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

$$\Delta LDJ_t = 0.011544 - 0.013551\,\Delta LDJ_{t-3} - 0.447405\Delta LIPIUSA_t - 0.45250\Delta LIPIUSA_{t-1}$$

(3.855) (-0.211) (-2.685) (-2.814)

[0.000] [0.832] [0.007] [0.005]

$- 0.034078u_{t-1}$

(-1.582)

[0.114]

$R^2 = 0.0603$ DW = 1.9845 F = 3.8407 [0.004]

B - G (LM) Test = 0.0017 [0.966] J - B = 296.290 [0.000]

Ramsey RESET Test = 1.669 [0.196] White Test = 3.373 [0.908]

Από τον πίνακα 7.3 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές (εκτός του συντελεστή ΔLDJ_{t-1}) και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Dow – Jones. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 12%.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Dow – Jones από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.034 ή 3.4%, σε σχέση με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνο η κανονικότητα.

Στον πίνακα 7.4 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

Πίνακας 7.4 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

$$\Delta LNAS_t = 0.007617 + 0.109033\ \Delta LNAS_{t-1} - 0.029230\ \Delta LRFRUSA_t + 8.58E\text{-}09u_{t-1}$$

(1.674)	(1.7059)	(-0.225)	(0.799)
[0.095]	[0.089]	[0.821]	[0.428]

$R^2 = 0.0150$ DW = 1.9885 F = 1.2338 [0.298]

B - G (LM) Test = 0.373 [0.541] J - B = 133.666 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.731 [0.392] White Test = 21.510 [0.001]

Από τον πίνακα 7.4 παρατηρούμε ότι καμία από τις εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντική, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων δεν επηρεάζουν τον δείκτη Nasdaq. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι θετικός και δεν είναι στατιστικά σημαντικός που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.5 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

Πίνακας 7.5 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

$$\Delta LNAS_t = 0.018897 + 0.110008\ \Delta LNAS_{t-1} - 4.063134\ \Delta LINFUSA_{t-1} - 0.000938u_{t-1}$$

(2.849)	(1.737)	(-2.064)	(-1.942)
[0.004]	[0.083]	[0.040]	[0.053]

$R^2 = 0.0508$ DW = 2.0157 F = 4.3232 [0.005]

B - G (LM) Test = 0.4899 [0.483] J - B = 131.527 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.791 [0.373] White Test = 19.810 [0.002]

Από τον πίνακα 7.5 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη τιμών του καταναλωτή επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Nasdaq. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Nasdaq από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.000938 ή 0.09%, σε σχέση με το δείκτη τιμών του καταναλωτή.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.6 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

Πίνακας 7.6 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

$$\Delta LNAS_t = 0.008727 + 0.142599\ \Delta LNAS_{t-1} - 0.427430\ \Delta LIPIUSA_{t-1} - 0.044018 u_{t-1}$$

(1.9417)	(2.1975)	(-1.937)	(-2.105)
[0.053]	[0.028]	[0.053]	[0.036]

$R^2 = 0.0410$ DW = 2.008 F = 3.454 [0.017]

B - G (LM) Test = 0.189 [0.663] J - B = 140.530 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.042 [0.836] White Test = 17.741 [0.006]

Από τον πίνακα 7.6 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Nasdaq. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Nasdaq από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.044 ή 4.4%, σε σχέση με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.7 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

Πίνακας 7.7 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α

$$\Delta LSP_t = -21069.37 - 0.007125\ \Delta LSP_{t-1} + 1187740\ \Delta LRFRUSA_{t-2} - 90527.16u_{t-1}$$

(-0.852)	(-0.111)	(1.650)	(-1.056)
[0394]	[0.911]	[0.100]	[0.291]

$R^2 = 0.0135$ DW = 2.0130 F = 1.1022 [0.348]

B - G (LM) Test = 0.9547 [0.328] J - B = 236.471 [0.000]

Ramsey RESET Test = 3.697 [0.054] White Test = 5.183 [0.393]

Από τον πίνακα 7.7 παρατηρούμε ότι καμία από τις εκτιμήσεις των συντελεστών είναι δεν είναι στατιστικά σημαντική, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων δεν επηρεάζουν καθόλου τον δείκτη S&P 500. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός αλλά πολύ μικρότερος από το –1 και δεν είναι στατιστικά σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α και του δείκτη S&P 500.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνο η κανονικότητα.

Στον πίνακα 7.8 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

Πίνακας 7.8 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α

$$\Delta LSP_t = 1550.711 - 0.005193\ \Delta LSP_{t-1} - 10454561\ \Delta LINFUSA_{t-1} + 36942.91 u_{t-1}$$

(0.042)	(-0.080)	(-0.972)	(0.306)
[0.996]	[0.935]	[0.331]	[0.759]

$R^2 = 0.0044$ DW = 2.0016 F = 0.3581 [0.783]

B - G (LM) Test = 0.056 [0.812] J - B = 594595.6 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.002 [0.956] White Test = 1.550 [0.907]

Από τον πίνακα 7.8 παρατηρούμε ότι καμία από τις εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη τιμών του καταναλωτή δεν επηρεάζουν καθόλου τον δείκτη S&P 500. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι θετικός και δεν είναι στατιστικά σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α και του δείκτη S&P 500.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνο η κανονικότητα.

Στον πίνακα 7.9 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

Πίνακας 7.9 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α

$$\Delta LSP_t = -22964.15 - 0.022378\ \Delta LSP_{t-1} - 1376015\ \Delta LIPIUSA_{t-2} + 344965.7u_{t-1}$$

(-0.931)	(-0.348)	(-1.142)	(2.105)
[0.352]	[0.727]	[0.254]	[0.036]

$R^2 = 0.0235$ DW = 1.9883 F = 1.936 [0.124]

B - G (LM) Test = 0.594 [0.440] J - B = 543123.2 [0.000]

Ramsey RESET Test = 8.573 [0.003] White Test = 11.052 [0.050]

Από τον πίνακα 7.9 παρατηρούμε ότι καμία από τις εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής δεν επηρεάζουν καθόλου τον δείκτη S&P 500. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι θετικός αν και είναι στατιστικά σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α και του δείκτη S&P 500.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η εξειδίκευση.

7.3 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης ,Λονδίνου και Αθηνών

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών όλων των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε (βλέπε πίνακα 6.3) θα παρουσιάσουμε παρακάτω τις αντίστοιχες εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος για κάθε δείκτη με τον γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow - Jones σύμφωνα με την εξίσωση (7.1).

Επειδή όλες οι μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην παραπάνω εξίσωση είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την OLS στην εκτίμηση αυτής της εξίσωσης. Στον πίνακα 7.10 παρουσιάζονται τα αποτε-

λέσματα της από κοινού εκτίμησης βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων παραμέτρων καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή του λάθους ανισορροπίας.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch - Godfrey για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 7.10 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

Πίνακας 7.10 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

$$\Delta LNAS_t = -0.001783 + 0.074784\ \Delta LNAS_{t-1} + 1.096817\ \Delta LDJ_t - 0.04787u_{t-1}$$

(-0.556)	(1.663)	(16.042)	(-2.614)
[0.578]	[0.097]	[0.000]	[0.009]

$R^2 = 0.5242$ DW = 1.9664 F = 88.880 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.1400 [0.708] J - B = 551.029 [0.000]

Ramsey RESET Test = 1.403 [0.236] White Test = 47.605 [0.000]

Από τον πίνακα 7.10 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του γενικού δείκτη Dow–Jones επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Nasdaq. Η μεταβλητή $\Delta LNAS_t$ δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος, 2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Nasdaq από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.047 ή 4.7%, σε σχέση με το δείκτη Dow–Jones.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.11 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

Πίνακας 7.11 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

$$\Delta LSP_t = -16099.36 - 0.003160\ \Delta LSP_{t-2} - 0.971838.6\ \Delta LDJ_{t-2} - 0.127111.8u_{t-1}$$

(-0.642)	(-0.049)	(-1.822)	(-0.290)
[0.520]	[0.960]	[0.069]	[0.771]

$R^2 = 0.0141$ DW = 1.9933 F = 1.152 [0.328]

B - G (LM) Test = 0.002 [0.958] J - B = 564524.1 [0.000]

Ramsey RESET Test = 3.990 [0.045] White Test = 7.603 [0.179]

Από τον πίνακα 7.11 παρατηρούμε ότι καμία από τις εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντική, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του γενικού δείκτη Dow–Jones δεν επηρεάζουν τον δείκτη S&P 500. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός αλλά όχι στατιστικά σημαντικός. Επομένως δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη S&P 500 και του γενικού δείκτη Dow – Jones.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η εξειδίκευση.

Στον πίνακα 7.12 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

Πίνακας 7.12 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

$$\Delta LFTSE_t = -0.000601 - 0.081181\ \Delta LFTSE_{t-2} + 0.804295\ \Delta LDJ_t - 0.036071 u_{t-1}$$

(-0.303)	(-2.013)	(19.132)	(-1.939)
[0.761]	[0.045]	[0.000]	[0.053]

$R^2 = 0.6075$ DW = 2.1459 F = 124.36 [0.000]

B - G (LM) Test = 1.5402 [0.214] J - B = 1.316 [0.517]

Ramsey RESET Test = 10.545 [0.001] White Test = 19.009 [0.004]

Από τον πίνακα 7.12 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη Dow Jones επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη FTSE 100. Η μεταβλητή ΔLDJ_t δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος ,2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη FTSE 100 από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.036 ή 3.6% σε σχέση με το δείκτη Dow Jones

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η εξειδίκευση και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.13 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share - Greece με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

Πίνακας 7.13 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share - Greece με το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης Dow Jones.

$$\Delta LGSG_t = 0.001803 + 0.094456\ \Delta LGSG_{t-1} + 0.118608\ \Delta LGSG_{t-2} + 0.481690\ \Delta LDJ_t$$

(0.278) (1.491) (1.927) (3.669)

[0.780] [0.137] [0.055] [0.000]

$$+ 0.543885\ \Delta LDJ_{t-1} + 0.372489\ \Delta LDJ_{t-2} - 0.000331\ u_{t-1}$$

(4.047) (2.728) (-1.616)

[0.000] [0.006] [0.107]

$R^2 = 0.1783$ DW = 2.0000 F = 8.612 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.0108 [0.917] J - B = 140.897 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.0005 [0.981] White Test = 74.441 [0.000]

Από τον πίνακα 7.13 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές (εκτός του συντελεστή $\Delta LGSG_{t-1}$) και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη Dow–Jones επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη General Share - Greece. Η μεταβλητή ΔLDJ_t δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος ,2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη General Share - Greece από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.00031 ή 0.31%, σε σχέση με το δείκτη Dow Jones.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

7.4 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη General Share – Greece του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος (βλέπε πίνακα 6.4) θα παρουσιάσουμε παρακάτω τις αντίστοιχες εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος για το δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και για κάθε μακρο-οικονομική μεταβλητή χωριστά σύμφωνα με την εξίσωση (7.1).

Επειδή όλες οι μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην παραπάνω εξίσωση είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την OLS στην εκτίμηση αυτής της εξίσωσης. Στον πίνακα 7.14 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της από κοινού εκτίμησης βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων παραμέτρων καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή του λάθους ανισορροπίας.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch - Godfrey για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 7.14 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του General Share – Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος

Πίνακας 7.14 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος

$$\Delta LGSG_t = 0.014621 + 0.175977\ \Delta LGSG_{t-1} + 0.279108\ \Delta LRFRGR_{t-4} - 0.000122u_{t-1}$$

(2.170)	(2.795)	(1.448)	(-1.772)
[0.031]	[0.005]	[0.148]	[0.077]

$R^2 = 0.0537$ DW = 2.0381 F = 4.527 [0.004]

B - G (LM) Test = 2.2885 [0.130] J - B = 65.524 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.007 [0.931] White Test = 18.501 [0.005]

Από τον πίνακα 7.14 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές (εκτός του συντελεστή $\Delta LRFRGR_{t-4}$) και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη General Share – Greece. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη General Share – Greece από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.0001 ή 0.01%, σε σχέση με το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα, η εξειδίκευση και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.15 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του General Share – Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος

Πίνακας 7.15 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος

$$\Delta LGSG_t = 0.003137 + 0.185984\ \Delta LGSG_{t-1} + 1.458644\ \Delta LINFGR_{t-4} - 0.000513u_{t-1}$$

(0.414)	(2.904)	(2.975)	(-1.383)
[0.678]	[0.004]	[0.003]	[0.168]

$R^2 = 0.0691$ DW = 2.0217 F = 5.918 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.528 [0.467] J - B = 92.020 [0.000]

Ramsey RESET Test = 3.194 [0.073] White Test = 15.375 [0.017]

Από τον πίνακα 7.15 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη τιμών του καταναλωτή επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη General Share – Greece. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός, αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντικός, που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη τιμών καταναλωτή της Ελλάδος και του δείκτη General Share – Greece.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.16 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του General Share – Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος

Πίνακας 7.16 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος

$$\Delta LGSG_t = 0.012976 + 0.174887\ \Delta LGSG_{t-1} - 0.116220\ \Delta LIPIGR_{t-3} - 0.000107u_{t-1}$$

(1.997)	(2.788)	(-1.795)	(-1.724)
[0.046]	[0.005]	[0.073]	[0.085]

$R^2 = 0.0546$ DW = 2.0052 F = 4.6202 [0.003]

B - G (LM) Test = 0.034 [0.852] J - B = 69.422 [0.000]

Ramsey RESET Test = 1.381 [0.239] White Test = 14.382 [0.025]

Από τον πίνακα 7.16 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 10% και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη General Share – Greece. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη General Share – Greece από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.00017 ή 0.017%, σε σχέση με το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

7.5 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρημα-τιστηρίου της Νέας Υόρκης και του χρηματιστηρίου του Λονδίνου (βλέπε πίνακα 6.5) θα παρουσιάσουμε παρακάτω τις αντίστοιχες εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος για κάθε δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου με αυτούς της Νέας Υόρκης χωριστά σύμφωνα με την εξίσωση (7.1).

Επειδή όλες οι μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην παραπάνω εξίσωση είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την OLS στην εκτίμηση αυτής της εξίσωσης. Στον πίνακα 7.17 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της από κοινού εκτίμησης βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων παραμέτρων καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή του λάθους ανισορροπίας.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch - Godfrey για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 7.17 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Dow Jones

Πίνακας 7.17 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Dow Jones

$$\Delta LFTSE_t = -0.000601 - 0.081181\ \Delta LFTSE_{t-2} + 0.804295\ \Delta LDJ_t - 0.036071 u_{t-1}$$

(-0.303)	(-2.013)	(19.132)	(-1.939)
[0.761]	[0.045]	[0.000]	[0.053]

$R^2 = 0.6075$ DW = 2.1459 F = 124.36 [0.000]

B - G (LM) Test = 1.5402 [0.214] J - B = 1.316 [0.517]

Ramsey RESET Test = 10.545 [0.001] White Test = 19.009 [0.004]

Από τον πίνακα 7.17 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη Dow Jones επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη FTSE 100. Η μεταβλητή ΔLDJ_t δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος ,2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη FTSE 100 από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.036 ή 3.6% σε σχέση με το δείκτη Dow Jones.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η εξειδίκευση και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.18 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Dow Jones.

Πίνακας 7.18 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη Nasdaq

$$\Delta LFTSE_t = 0.001722 + 0.125249\ \Delta LFTSE_{t-4} + 0.435111\ \Delta LNAS_t - 0.0622591 u_{t-1}$$

(0.727)	(2.594)	(13.129)	(-3.081)
[0.467]	[0.010]	[0.000]	[0.002]

$R^2 = 0.4310$ DW = 1.9852 F = 60.348 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.009 [0.922] J - B = 28.982 [0.000]

Ramsey RESET Test = 13.325 [0.000] White Test = 52.523 [0.000]

Από τον πίνακα 7.18 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη Nasdaq επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη FTSE 100. Η μεταβλητή $\Delta LNAS_t$ δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μετα-βλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος, 2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη FTSE 100 από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.0622 ή 6.2% σε σχέση με το δείκτη Nasdaq.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα, η εξειδίκευση και η ετεροσκεδαστικότητα

Στον πίνακα 7.19 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη S&P 500.

Πίνακας 7.19 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη FTSE 100 και του δείκτη S&P 500

$$\Delta LFTSE_t = 0.006747 - 0.063889\ \Delta LFTSE_{t-2} - 5.04E\text{-}09\ \Delta LSP_{t-3} - 0.072991 u_{t-1}$$

(2.188)	(-0.994)	(-0.634)	(-1.997)
[0.029]	[0.321]	[0.526]	[0.046]

$R^2 = 0.0246$ DW = 1.8985 F = 2.0235 [0.111]

B - G (LM) Test = 0.554 [0.456] J - B = 463.785 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.001 [0.974] White Test = 5.204 [0.391]

Από τον πίνακα 7.19 παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντικές αν και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη S&P 500 δεν επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη FTSE 100. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός που σημαίνει ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη FTSE 100 και του S&P 500.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη FTSE από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.072 ή 7.2% σε σχέση με το δείκτη S&P 500.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει μόνον η κανονικότητα.

7.6 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών.

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρημα-τιστηρίου του Λονδίνου και των Αθηνών (βλέπε πίνακα 6.6) θα παρουσιάσουμε παρακάτω την αντίστοιχη εξισώση διόρθωσης σφάλματος για το δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών με αυτόν του Λονδίνου σύμφωνα με την εξίσωση (7.1).

Επειδή οι μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στην παραπάνω εξίσωση είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την OLS στην εκτίμηση αυτής της εξίσωσης. Στον πίνακα 7.20 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της από κοινού εκτίμησης βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων παραμέτρων καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή του λάθους ανισορροπίας.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch - Godfrey για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 7.20 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

Πίνακας 7.20 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και του δείκτη FTSE 100.

$$\Delta LGSG_t = 0.006020 + 0.109282\ \Delta LGSG_{t-1} + 0.11764\ \Delta LGSG_{t-2} + 0.39578\Delta LFTSE_t$$

(0.937) (1.702) (1.869) (3.061)

[0.349] [0.090] [0.062] [0.002]

$$+ 0.486473\ \Delta LFTSE_{t-1} + 0.313458\ \Delta LFTSE_{t-2} - 0.000101\ u_{t-1}$$

(3.719) (2.389) (-0.427)

[0.000] [0.017] [0.669]

$R^2 = 0.1431$ DW = 2.0136 F = 6.629 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.325 [0.568] J - B = 138.150 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.911 [0.339] White Test = 76.727 [0.000]

Από τον πίνακα 7.20 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικές και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές του δείκτη FTSE 100 επηρεάζει σημαντικά τον δείκτη General Share – Greece. Η μεταβλητή $\Delta LFTSE_t$ δεν αναφέρεται σε χρονική υστέρηση σύμφωνα με τη γενική μορφή της εξίσωσης (7.1). Αυτό μπορεί να είναι αποδεκτό από τη στιγμή που η μεταβλητή αυτή είναι στάσιμη (Κάτος, 2004). Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός αλλά όχι στατιστικά σημαντικός που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων του Λονδίνου και των Αθηνών.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η κανονικότητα και η ετεροσκεδαστικότητα

7.7 Συμπεράσματα

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη Dow – Jones και όλων των βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών των Η.Π.Α. Επίσης υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α όπως και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, ενώ δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων. Οσον αφορά το δείκτη S&P 500 δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση με κανένα από τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες που εξετάζουμε.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης του Λονδίνου και των Αθηνών με το δείκτη Dow – Jones παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση με όλους τους άλλους δείκτες, εκτός από το δείκτη S&P 500 που σημαίνει ότι ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης επηρεάζει και βραχυχρόνια τους άλλους δείκτες των χρηματιστηρίων.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομησεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη General Share – Greece και των μακρο-οικονομικών μεταβλητών της Ελλάδος όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων και της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, ενώ δεν υπάρχει η σχέση αυτή με το δείκτη τιμών του καταναλωτή.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση του δείκτη FTSE 100 με όλους τους δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων του Λονδίνου και των Αθηνών παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση του δείκτη General Share – Greece και του FTSE 100.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8 ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

8.1 Εισαγωγή

Αν και στα κεφάλαια 6 και 7 βρήκαμε ότι υπάρχουν μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των μετοχών καθώς και μεταξύ των δεικτών των μετοχών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών χωριστά, θα προσπαθήσουμε στο κεφάλαιο αυτό να διερευνήσουμε αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών τιμών των μετοχών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών στο σύνολό τους. Η ύπαρξη τέτοιων μακροχρόνιων σχέσεων θα μπορούσε να θεωρηθεί ότι αναφέρεται στη μη ύπαρξη ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας της αγοράς (Χαρίτου, 2000).

Βασικό στοιχείο για τη διερεύνηση αυτή είναι η γνώση των a priori περιορισμών, δηλαδή των προσήμων των συντελεστών των μεταβλητών που θεωρούνται ως ερμηνευτικές μεταβλητές σε μία συνάρτηση με εξαρτημένη μεταβλητή ένα δείκτη των χρηματιστηρίων που μελετούμε. Για το λόγο αυτό στην παρακάτω συνάρτηση σημειώνουμε τους a priori (εκ των προτέρων) περιορισμούς αυτούς μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και των βασικών ανεξάρτητων μακρο-οικονομικών μεταβλητών, όπως ακριβώς παρουσιάζονται και στο κεφάλαιο 3.

$$U = f\,(RFR, INF, IPI) \qquad (8.1)$$

$$\frac{\partial U}{\partial RFR} < 0 \qquad \frac{\partial U}{\partial INF} < 0 \qquad \frac{\partial U}{\partial IPI} > 0$$

(Gjerde and Saettem, 1999, Day, 1984 and Lee, 1992)
όπου:

U = Δείκτης τιμή της μετοχής

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα της εξίσωσης (8.1) μπορούμε να πούμε τα εξής:

- Αύξηση του επιπέδου των επιτοκίων προκαλεί μείωση του δείκτη τιμών των μετοχών.
- Αύξηση του επιπέδου των τιμών (πληθωρισμός) προκαλεί αύξηση στο επίπεδο του επιτοκίου, με αποτέλεσμα να μειωθεί ο δείκτης τιμών των μετοχών.
- Αύξηση του επιπέδου της βιομηχανικής παραγωγής προκαλεί αύξηση του δείκτη τιμών των μετοχών.

Ακολουθώντας τη διάρθρωση που παρουσιάσαμε στο κεφάλαιο 6 θα γενικεύσουμε την περίπτωση των δύο μεταβλητών με περοσσότερες από δύο μεταβλητές. Οι Engle and Granger (1987) ανέπτυξαν για περισσότερες από δύο μεταβλητές το παρακάτω ορισμό: Όταν έχουμε κ χρονικές σειρές λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες τάξης (d, b), όπου $0 \leq b \leq d$ αν όλες οι χρονικές αυτές σειρές είναι ολοκληρωμένες d τάξης, και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των κ αυτών χρονικών σειρών που είναι ολοκληρωμένος (d – b) τάξης.

8.2 Υποδείγματα συνολοκλήρωσης με περισσότερες από δύο μεταβλητές

Η μέθοδος των Engle – Granger (1987) μπορεί να επεκταθεί και σε περισσότερες από δύο μεταβλητές. Για τον έλεγχο αυτό οι Engle – Granger πρότειναν τα παρακάτω βήματα:

Βήμα 1: Βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών.

- Αν η τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών είναι ίδια τότε συνεχίζουμε τη διαδικασία της συνολοκλήρωσης.
- Αν η τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών δεν είναι ίδια για όλες τις μεταβλητές τότε λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε ή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ εκείνων των μεταβλητών μόνο που έχουν την ίδια τάξη ολοκλήρωσης οπότε συνεχίζουμε τη διαδικασία με τις μεταβλητές αυτές.

Αν όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2\,t} \ldots\ldots \beta_\kappa X_{\kappa\,t} + u_t$ (8.2)

Από την εξίσωση (8.2) αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα $\hat{u}_t$

Βήμα 2: Εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων $\hat{u}_t$ (σφάλματα ισορροπίας) στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta\hat{u}_t = \delta_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \beta_i \Delta\hat{u}_{t-i} + e_t \qquad (8.3)$$

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων $\hat{u}_t$ οι Engle – Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό διαφορετικό από αυτό με τα στατιστικά των ελέγχων των Dickey – Fuller. Στον πίνακα 6.1 του κεφαλαίου 6 παρουσιάζονται οι τιμές αυτές.

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε για την εξίσωση (8.3) είναι οι παρακάτω:

Ho: $\delta_2 = 0$ (όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

Ha: $\delta_2 < 0$ (όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα $\hat{u}_t$ δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν $t_{\delta 2} < \tau$ (κρίσιμη τιμή του πίνακα 8.1).

8.3 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών Dow Jones, Nasdaq, S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτες των τιμών των χρηματιστηρίων και μακρο-οικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμικοί τους μορφή είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 8.1 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης για τους δείκτες Dow Jones, Nasdaq, και S&P 500 ως προς τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες των Η.Π.Α.

Πίνακας 8.1 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LRFR	LINF	LIPI	R^2	DW
LDJ	-4.2986 (0.000)	-0.6798 (0.000)	0.6203 (0.000)	2.4161 (0.000)	0.9731	0.4148
LNAS	-7.9523 (0.000)	-0.4337 (0.018)	-0.4098 (0.228)	3.9116 (0.000)	0.9220	0.2406
LSP	-5.4598 (0.000)	-0.5880 (0.000)	0.2007 (0.347)	2.6368 (0.000)	0.9568	0.2960

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 8.1 παρατηρούμε ότι η πρώτη και η τρίτη σχέση συνολοκλήρωσης δεν είναι συνεπείς με τους a priori περιορισμούς, ενώ η δεύτερη σχέση συνολοκλήρωσης είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς της εξίσωσης 8.1. Οι συντελεστές των μακρο-οικονομικών δεικτών είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% μόνον στην πρώτη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ δεν συμβαίνει αυτό για την μεταβλητή του δείκτη τιμών του καταναλωτή στη δεύτερη και τρίτη σχέση συνολοκλήρωσης. Οι συντελεστές προσδιορισμού R^2 είναι πολύ υψηλοί και στις τρεις σχέσεις συνολοκλήρωσης, ενώ αντίθετα υπάρχει πρόβλημα σε όλες τις παλινδρομήσεις με τις χαμηλές τιμές των στατιστικών των Durbin – Watson (1950, 1951) (DW). Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά είναι αποδεκτά, όμως επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson για όλες τις εκτιμήσεις θα λέγαμε ότι το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή οι παλινδρομήσεις για όλους τους δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης είναι κίβδηλες (spurious) (βλέπε Granger and Newbold, 1974).

8.4 Σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Στο τμήμα αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των μετοχών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος. Ειδικότερα θα διερευνήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη General Share - Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών όπως το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή.

Ακολουθώντας τα βήματα των ελέγχων Engel – Granger βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Στο κεφάλαιο 5 είδαμε ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές (δείκτης των τιμών του χρηματιστηρίου και μακρο-οικονομικοί δείκτες) στη λογαριθμική τους μορφή είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης. Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Ο πίνακας 8.2 παρουσιάζει τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης για τον δείκτη General Share - Greece ως προς τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες της Ελλάδος.

Πίνακας 8.2 Παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Χρηματιστηριακοί Δείκτες	Σταθερή	LRFR	LINF	LIPI	R^2	DW
LGSG	-7.2642 (0.000)	0.2074 (0.000)	2.1091 (0.000)	1.0754 (0.001)	0.8906	0.1334

* Επίπεδα σημαντικότητας

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 8.2 παρατηρούμε ότι η σχέση συνολοκλήρωσης δεν είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς της εξίσωσης 8.1. Οι συντελεστές των μακρο-οικονομικών δεικτών είναι όλοι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1%. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι πολύ υψηλός, ενώ αντίθετα υπάρχει πρόβλημα στην παλινδρόμηση με τη χαμηλή τιμή του στατιστικού των Durbin – Watson (1950, 1951) (DW). Επειδή ο συντελεστής προσδιορισμού είναι μεγαλύτερος από το στατιστικό των Durbin – Watson για την εκτίμηση που κάναμε θα λέγαμε ότι

το αποτέλεσμα είναι κίβδηλο. Δηλαδή η παλινδρόμηση για τον δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών είναι κίβδηλη (spurious) (Granger and Newbold ,1974).

8.5 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακροοικονομικών δεικτών.

Χρησιμοποιώντας τα διανύσματα της συνολοκλήρωσης που σημειώνονται στον πίνακα 8.1 εκτιμήσαμε τα αντίστοιχα κατάλοιπα για κάθε παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης σύμφωνα με το βήμα 2 της παραγράφου 8.2. Τα κατάλοιπα αυτά παρουσιάζονται στους πίνακες 8.3.

Πίνακας 8.3 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LDJ)	U(LNAS)	U(LSP)
p = 0	DF	-5.1902	-3.8863	-4.3069
	AIC	-2.4571	-1.6860	-2.4242
	SCH	-2.4429	-1.6718*	-2.4100
	LM(1)	7.4644	3.6843	10.4458
	[Prob]	[0.006]	[0.054]	[0.001]
p = 1	ADF	-4.0790	-3.2786	-3.3313
	AIC	-2.4796*	-1.6888*	-2.4591*
	SCH	-2.4511*	-1.6603	-2.4306*
	LM(1)	0.4823	0.2109	1.5631
	[Prob]	[0.487]	[0.645]	[0.211]
p = 2	ADF	-3.6829	-3.0887	-2.9581
	AIC	-2.4695	-1.6780	-2.4532
	SCH	-2.4267	-1.6351	-2.4104
	LM(1)	0.0000	0.4965	0.0612
	[Prob]	[1.000]	[0.481]	[0.804]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 8.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 8.3 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LDJ) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Dow – Jones και οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LNAS) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης Nasdaq και οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Τα κατάλοιπα U(LSP) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης S&P 500 και οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

8.6 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών.

Χρησιμοποιώντας το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης που σημειώνεται στον πίνακα 8.2 εκτιμήσαμε τα αντίστοιχα κατάλοιπα για την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης σύμφωνα με το βήμα 2 της παραγράφου 8.2. Τα κατάλοιπα αυτά παρουσιάζονται στον πίνακα 8.4**.**

Πίνακας 8.4 Έλεγχοι των Dickey – Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα ισορροπίας του δείκτη General Share - Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Υστερήσεις	Στατιστικά	U(LGSG)
p = 0	DF	-8.4145
	AIC	7.9391
	SCH	7.9533*
	LM(1) [Prob]	0.0000 [1.000]
p = 1	ADF	-7.5586
	AIC	7.9508
	SCH	7.9793
	LM(1) [Prob]	8.5930 [0.003]
p = 2	ADF	-8.2886
	AIC	7.9227*
	SCH	7.9656
	LM(1) [Prob]	2.5454 [0.110]

* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (βλέπε συνάρτηση 8.2).

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 8.4 παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα U(LGSG) είναι στάσιμα για όλες τις μορφές της εξίσωσης $\Delta\hat{u}_t = \delta_2\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1}\beta_i\Delta\hat{u}_{t-i} + e_t$ άρα μπορούμε να πούμε ότι ο δείκτης General Share - Greece και οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες της Ελλάδος συνολοκληρώνονται, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

8.7 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών θα εκτιμήσουμε παρακάτω στις αντίστοιχες για κάθε δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης χωριστά τις εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος σύμφωνα με την εξίσωση 7.1.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch (1978) – Godfrey (1978) για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera (1980) για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET (1969) για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White (1980) για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος μέσα στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και μέσα στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Πίνακας 8.5 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Dow - Jones και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

$$\Delta LDJ_t = 0.015711 - 0.082420\ \Delta LDJ_{t-4} + 0.145211\ \Delta LRFRUSA_{t-2} - 1.336366$$

(3.502) (-1.311) (1.695) (-1.047)

[0.000] [0.190] [0.091] [0.296]

$$\Delta LINFUSA_{t-2} - 0.442539\ \Delta LIPIUSA_t - 0.464648\ \Delta LIPIUSA_{t-1} - 0.065810\ u_{t-1}$$

(-2.676) (-2.873) (-2.465)

[0.008] [0.004] [0.014]

$R^2 = 0.0913$ DW = 1.9425 F = 3.9550 [0.000]

B - G (LM) Test = 0.2298 [0.631] J - B = 218.07 [0.000]

Ramsey RESET Test = 0.031 [0.858] White Test = 11.075 [0.522]

Από τον πίνακα 8.5 παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντικές και δεν έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει

ότι οι μηνιαίες μεταβολές των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Η.Π.Α δεν επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Dow – Jones αν και ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Dow – Jones από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.065 ή 6.5%, σε σχέση με τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες των Η.Π.Α.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάσει μόνον η κανονικότητα.

Πίνακας 8.6 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη Nasdaq και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

$$\Delta LNAS_t = 0.020052 + 0.132661\ \Delta LNAS_{t-1} - 0.080537\ \Delta LRFRUSA_{t-3}$$

(3.016) (2.050) (-0.626)

[0.002] [0.041] [0.531]

$$- 4.659631\ \Delta LINFUSA_{t-1} - 0.322639\ \Delta LIPIUSA_{t-1} - 0.049539\ u_{t-1}$$

(-2.336) (-1.435) (-2.347)

[0.020] [0.152] [0.019]

$R^2 = 0.0651$ DW = 1.9992 F = 3.3174 [0.006]

B - G (LM) Test = 0.0005 [0.982] J - B = 130.811 [0.000]

Ramsey RESET Test =1.036 [0.308] White Test = 20.320 [0.026]

Από τον πίνακα 8.6 παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι όλες στατιστικά σημαντικές και δεν έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Η.Π.Α δεν επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη Nasdaq αν και ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη Nasdaq από το μακροχρόνιο

επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.049 ή 4.9%, σε σχέση με τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες των Η.Π.Α.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάζει η αυτοσυσχέτιση και η κανονικότητα.

Πίνακας 8.7 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

$$\Delta LSP_t = -13304.86 + 0.008119\ \Delta LSP_{t-1} - 2334831.0\ \Delta LRFRUSA_{t-4}$$

(-0.369) (0.128) (-3.340)

[0.711] [0.897] [0.001]

$$-\ 9768270\ \Delta LINFUSA_{t-3} + 2409922\ \Delta LIPIUSA_{t-3} + 223644.5\ u_{t-1}$$

(-0.904) (1.976) (1.248)

[0.366] [0.049] [0.213]

$R^2 = 0.0644$ DW = 1.9961 F = 3.2635 [0.007]

B - G (LM) Test = 0.0157 [0.900] J - B = 445875.3 [0.000]

Ramsey RESET Test =67.99 [0.000] White Test = 31.045 [0.000]

Από τον πίνακα 8.7 παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι όλες στατιστικά σημαντικές αν και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Η.Π.Α δεν επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη S&P 500. Ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής δεν είναι αρνητικός και ούτε στατιστικά σημαντικός, που σημαίνει ότι δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη S&P 500 και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους μόνο η αυτοσυσχέτιση δεν παρουσιάζει πρόβλημα.

8.8 Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Έχοντας εκτιμήσει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών θα εκτιμήσουμε παρακάτω την αντίστοιχη για τον δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών εξίσωση διόρθωσης σφάλματος σύμφωνα με την εξίσωση 7.1.

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch (1978) – Godfrey (1978) για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera (1980) για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET (1969) για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White (1980) για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος μέσα στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και μέσα στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

Πίνακας 8.8 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

$$\Delta LGSG_t = 0.011009 + 0.191137\ \Delta LGSG_{t-1} + 0.288463\ \Delta LRFRGR_{t-4}$$

(1.385) (3.040) (1.510)

[0.167] [0.002] [0.132]

$$+ 0.799566\ \Delta LINFGR_{t-3} - 0.145879\ \Delta LIPIGR_{t-3} - 0.000872\ u_{t-1}$$

(1.541) (-2.136) (-2.077)

[0.124] [0.033] [0.038]

$R^2 = 0.0772$ DW = 2.0867 F = 3.970 [0.001]

B - G (LM) Test = 6.370 [0.011] J - B = 50.314 [0.000]

Ramsey RESET Test =0.857 [0.354] White Test = 23.442 [0.009]

Από τον πίνακα 8.8 παρατηρούμε ότι όλες οι εκτιμήσεις των συντελεστών δεν είναι όλες στατιστικά σημαντικές και δεν έχουν το αναμενόμενο πρόσημο, πράγμα που σημαίνει ότι οι μηνιαίες μεταβολές των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της

Ελλάδος δεν επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη General Share – Greece αν και ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.

Το ποσοστό που ορίζεται από το βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, δηλαδή η απόκλιση του πραγματικού επιπέδου του δείκτη General Share - Greece από το μακροχρόνιο επίπεδό του διορθώνεται κάθε μήνα κατά 0.0008 ή 0.08%, σε σχέση με τους βασικούς μακρο-οικονομικούς δείκτες της Ελλάδος.

Από τους διαγνωστικούς ελέγχους πρόβλημα παρουσιάσει η ετεροσκεδαστικότητα και η κανονικότητα.

8.9 Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο 6 είδαμε ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων και των μακρο-οικονομικών δεικτών για κάθε μεταβλητή χωριστά και στο κεφάλαιο 7 εξετάσαμε και την βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Στο κεφάλαιο αυτό βρήκαμε ότι όλοι οι δείκτες των χρηματιστηρίων που εξετάσαμε συνολοκληρώνονται με τις βασικές μακρο-οικονομικές μεταβλητές. Συγκεκριμένα βρήκαμε ότι υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των τιμών των μετοχών και το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, το δείκτη τιμών του καταναλωτή και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή. Ειδικότερα βρήκαμε ότι:

- Όταν αυξάνεται το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων παρατηρείται μείωση σε όλους τους δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, ενώ έχουμε αύξηση στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών.
- Όταν αυξάνεται ο δείκτης τιμών του καταναλωτή παρατηρείται αύξηση σε όλους τους δείκτες και των δύο χρηματιστηρίων που εξετάζουμε, εκτός από το δείκτη της τεχνολογίας Nasdaq.
- Όταν αυξάνεται η συνολική βιομηχανική παραγωγή παρατηρείται αύξηση σε όλους τους δείκτες των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και όλων των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη Dow – Jones όπως και του δείκτη Nasdaq και όλων των βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών των Η.Π.Α, ενώ δεν υπάρχει η

σχέση αυτή μεταξύ των βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών και του δείκτη S&P 500.

Από τα αποτελέσματα των εξισώσεων διόρθωσης σφάλματος στην παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος παρατηρούμε ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη General Share – Greece και όλων των μακρο-οικονομικών μεταβλητών της Ελλάδος.

Επίσης πρέπει να σημειώσουμε ότι όλες οι μεταβλητές στις παλινδρομήσεις συνολοκλήρωσης αναφέρονται σε λογαρίθμους και οι εκτιμημένοι συντελεστές στους πίνακες 8.1 και 8.2 σημειώνουν τις ελαστικότητες των δεικτών των τιμών των μετοχών ως προς τις τρεις βασικές μακρο-οικονομικές μεταβλητές.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9 ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΚΑΙ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΩΝ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΝ (VAR ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ)

9.1 Εισαγωγή

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) αποτελούν ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Η σχέση ανάμεσα στα υποδείγματα συνολοκλήρωση (στατικά) που αναφέραμε στο κεφάλαιο 6 και στα υποδείγματα διόρθωσης λαθών (δυναμικά) που αναφέραμε στο κεφάλαιο 7 μπορεί να μελετηθούν καλύτερα χρησιμοποιώντας τις ιδιότητες των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπα-λινδρομήσεων (υποδείγματα VAR)

9.2 Εμπειρικά αποτελέσματα

Όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στα υποδείγματα του κεφαλαίου 4, είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1). Άρα μπορούν αυτές να συνολοκληρωθούν, πάνω σε ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR) μέχρι και δύο χρονικές υστερήσεις. Καθώς τα διαστήματα των χρονικών υστερήσεων ορίζονται σαν ζεύγη εύρους, αυτό σημαίνει ότι χρησιμοποιούνται οι χρονικές υστερήσεις των πρώτων διαφορών, όπου η μεγαλύτερη χρονική υστέρηση στα επίπεδά τους είναι $3^{ης}$ τάξης. Έτσι αν επιλεχθεί το διάστημα των χρονικών υστερήσεων από 1 μέχρι 2, το VAR υπόδειγμα εκτελεί την ανάλυση παλινδρόμησης του ΔY_t στα ΔY_{t-1} και ΔY_{t-2}, και περιλαμβάνει δύο μεταβλητές. Κατά την εφαρμογή της μεθόδου του Johansen, συμπεριλαμβάνονται στην εξίσωση συνολοκλήρωσης μόνο τη σταθερά.

Ο βαθμός του r καθορίζεται από το λογάριθμο της πιθανοφάνειας του δείκτη LR και το ίχνος του στατιστικού ελέγχου που προτείνεται από τον Johansen, όπως αναφέραμε και στην προηγούμενη παράγραφο.

$$\lambda_{trace}(q,n) = -T \sum_{i=q+1}^{k} \ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

Για r = 0, 1, 2,…….k-1,

T = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση.

$\hat{\lambda}_i$ = είναι η ith μεγαλύτερη εκτιμημένη ιδιοτιμή.

Οι κρίσιμες τιμές για το στατιστικό του ίχνους που ορίζεται από την παραπάνω εξίσωση είναι 53.12 και 60.16 για την Ho: r = 0 (καμία σχέση συνολοκλήρωσης), 34.91 και 41.07 για την Ho: r ≤ 1 (το πολύ μία σχέση συνολοκλήρωσης), 19.96 και 24.60 για την Ho: r ≤ 2 (το πολύ δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης), 9.24 και 12.97 για την Ho: r ≤ 3 (το πολύ τρεις σχέσεις συνολοκλήρωσης), με επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% αντίστοιχα Osterwald-Lenum (1992).

Η μέγιστη ιδιοτιμή του στατιστικού ελέγχου που προτείνεται από τον Johansen είναι:

$\lambda_{max}(q, q+1) = -T\ln(1- \hat{\lambda}_{q+1})$

Το στατιστικό του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής είτε απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών (r = 0) είτε δεν απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση που λέει ότι υπάρχει μία συνολοκληρωμένη σχέση μεταξύ των μεταβλητών (r ≤ 1). Οι πίνακες 9.1 μέχρι και 9.6 παρουσιάζουν τα αποτελέσματα για όλα τα συστήματα των εξισώσεων του κεφαλαίου 3, το κάθε ένα από τα οποία έχει μία σχέση συνολοκλήρωσης (εκτός των εξισώσεων 3.4 που δεν έχει σχέση συνολοκλήρωση και της εξίσωσης 3.5 που έχει δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης) στην οποία οι συντελεστές των μεταβλητών έχουν τα σωστά πρόσημα. Καθώς το κριτήριο του AIC τείνει να επιλέγει τη μεγαλύτερη χρονική υστέρηση και το κριτήριο SBC το πιο φειδωλό VAR μοντέλο, χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο LR για την επιλογή του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Η μηδενική υπόθεση υποστηρίζει ότι ένα σύστημα δημιουργείται από ένα Gaussian VAR μοντέλο με p_0 χρονικές υστερήσεις, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης που λέει ότι υπάρχουν $p_1 > p_0$ χρονικές υστερήσεις, ελέγχεται από το στατιστικό LR το οποίο υπολογίζεται ως εξής: Johansen (1991).

$LR = -2(l_0 - l_i)$

όπου l_i (i = 0,1) είναι η λογαριθμισμένη πιθανότητα που αναφέρεται στο VAR υπόδείγμα με p_i (i = 0, 1) χρονικές υστερήσεις. Κατά την H_0, το κριτήριο του LR κατανέμεται ασυμπτωτικά όπως η X^2, με $\eta^2(p_i - p_0)$ βαθμούς ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση επιβάλλει $\eta^2(p_i - p_0)$ περιορισμούς, όπου η = αριθμός των μεταβλητών.

Βασισμένοι στις μικρότερες τιμές των κριτηρίων AIC και SBC, τα αποτελέσματα του στατιστικού του ίχνους για μια συνολοκληρωμένη εξίσωση που περιλαμβάνει τέσσερις μεταβλητές παρουσιάζονται στους πίνακες 9.1 έως 9.6. Όταν κανο-

νικοποιείται ένας συντελεστής π.χ του δείκτη Dow – Jones (LDJ) η πιο κατάλληλη συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση της μακροπρόθεσμης σχέσης μεταξύ του δείκτη αυτού και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α δίνεται από ένα VAR υπόδειγμα.

Πίνακας 9.1 Χαρακτηριστικές ρίζες λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκήρωσης της εξίσωσης 3.1.

Εξίσωση (3.1): LDJ LRFRUSA LINFUSA LIPIUSA
Exogenous series: C
Lags interval: 1 to 2

Χαρακτηριστικές ρίζες (Eigenvalue)	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.289154	131.2375	53.12	60.16	None **
0.105754	47.61922	34.91	41.07	At most 1 **
0.072894	**20.23462**	19.96	24.60	At most 2 *
0.006879	1.691148	9.24	12.97	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LDJ	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA	C
1.000000	3.775667	2.006307	-3.873352	-6.096463
	(3.45876)	(3.61846)	(2.28871)	(14.9926)
Log likelihood	2743.694			

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

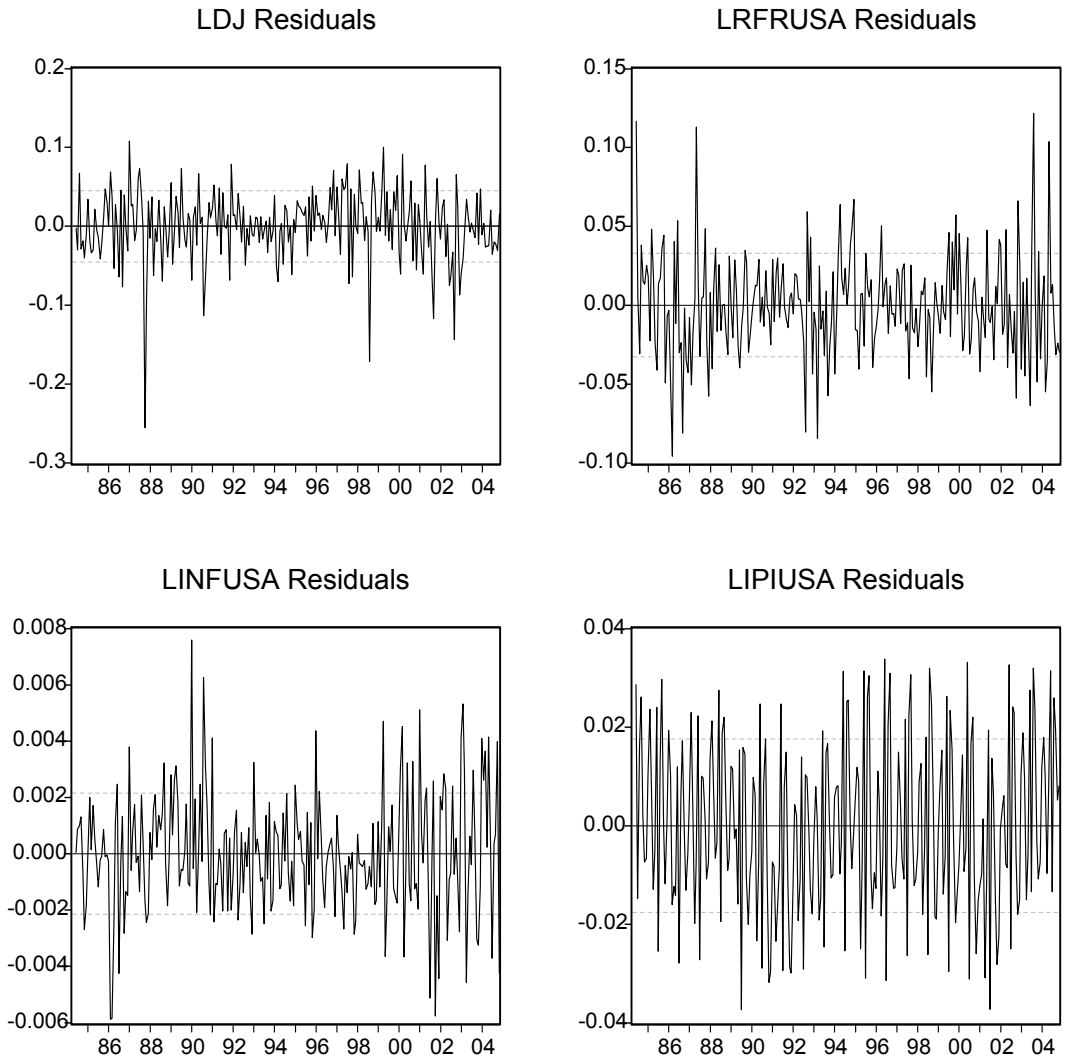
LDJ	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA	C
1.000000	0.000000	-0.923351	-2.999975	9.937571
		(0.53868)	(0.51636)	(1.57114)
0.000000	1.000000	0.775931	-0.231317	-4.246676
		(0.47606)	(0.45633)	(1.38851)
Log likelihood	2757.386			

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 9.1 παρατηρούμε ότι για την εξίσωση 3.1 υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης. Και οι δύο αυτές σχέσεις συνολοκλήρωσης δεν είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς που θέσαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο. Άρα, από τη στιγμή που οι σχέσεις αυτές της συνολοκλήρωσης είναι ασυνεπής το σύστημα των δύο αυτών σχέσεων δεν είναι αποδεκτό. Αν όμως υποθέσουμε ότι υπάρχει μία μόνο σχέση συνολοκλήρωσης (βλέπε πίνακα 9.1), τότε αυτή είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς οπότε και την αποδεχόμαστε. Η σχέση αυτή είναι η παρακάτω: (στις παρενθέσεις σημειώνονται τα τυπικά σφάλματα).

$$LDJ = -6.0964 - 3.7756LRFRUSA_t - 2.0063LINFUSA_t + 3.8733LIPIUSA_t \quad (9.1)$$
$$(3.45876) \qquad (3.61846) \qquad (2.28871)$$

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών στη σχέση ισορροπίας, οι οποίες στη ουσία είναι οι μακροπρόθεσμα εκτιμημένες ελαστικότητες αναφορικά με το δείκτη Dow - Jones, δείχνουν ότι όλοι οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α είναι ελαστικοί. Τα συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των τεσσάρων μεταβλητών παρουσιάζονται στο διάγραμμα 9.1

Διάγραμμα 9.1 Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.1



Στον παρακάτω πίνακα 9.2 δίνονται οι χαρακτηριστικές ρίζες, οι λόγοι πιθανοφάνειας και οι συνολοκληρωμένες σχέσεις της εξίσωσης 3.2

Πίνακας 9.2 Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκήρωσης της εξίσωσης 3.2

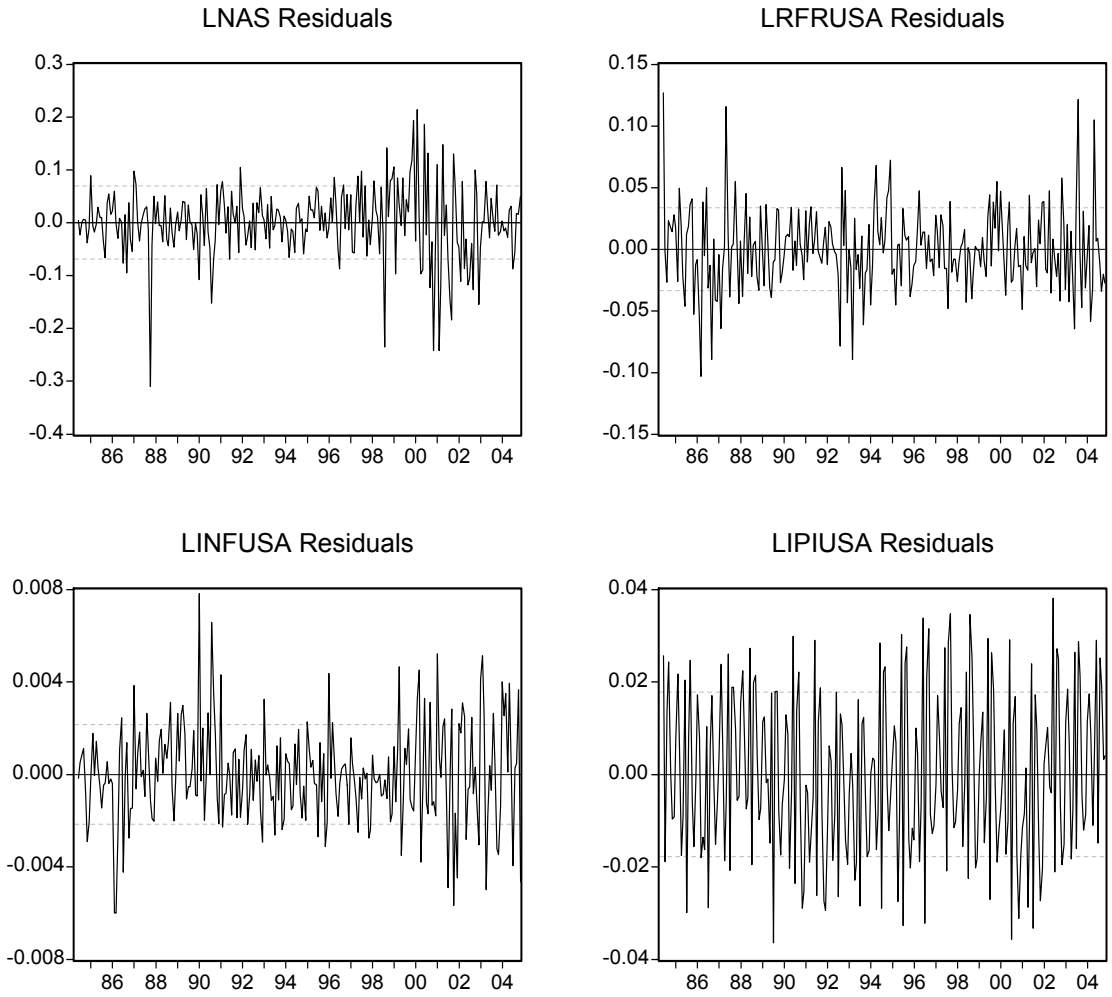
Εξίσωση (3.2): LNAS LRFRUSA LINFUSA LIPIUSA Exogenous series: C Lags interval: 1 to 2				
Χαρακτηριστικές ρίζες Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.298688	123.5937	53.12	60.16	None **
0.089910	**36.66711**	34.91	41.07	At most 1 *
0.046191	13.58511	19.96	24.60	At most 2
0.008124	1.998516	9.24	12.97	At most 3
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LNAS	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA	C
1.000000	24.87872	22.96722	-14.99819	-86.98803
	(84.6412)	(78.7568)	(39.3553)	(334.049)
Log likelihood	2636.409			

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 9.2 παρατηρούμε ότι για την εξίσωση 3.2 υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης, η οποία και είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς που θέσαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο οπότε και την αποδεχόμαστε (βλέπε πίνακα 9.2). Η σχέση αυτή είναι η παρακάτω: (στις παρενθέσεις σημειώνονται τα τυπικά σφάλματα).

$$LNAS = 86.988 - 24.878LRFRUSA_t - 22.967LINFUSA_t + 14.998LIPIUSA_t \quad (9.2)$$
$$(84.641) \qquad (78.756) \qquad (39.3553)$$

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών στη σχέση ισορροπίας, οι οποίες στη ουσία είναι οι μακροπρόθεσμα εκτιμημένες ελαστικότητες αναφορικά με το δείκτη Nasdaq, δείχνουν ότι όλοι οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α είναι ελαστικοί. Τα συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των τεσσάρων μεταβλητών παρουσιάζονται στο διάγραμμα 9.2

Διάγραμμα 9.2 Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.2



Στον παρακάτω πίνακα 9.3 δίνονται οι χαρακτηριστικές ρίζες, οι λόγοι πιθανοφάνειας και οι συνολοκληρωμένες σχέσεις της εξίσωσης 3.3

Πίνακας 9.3 Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκήρωσης της εξίσωσης 3.3

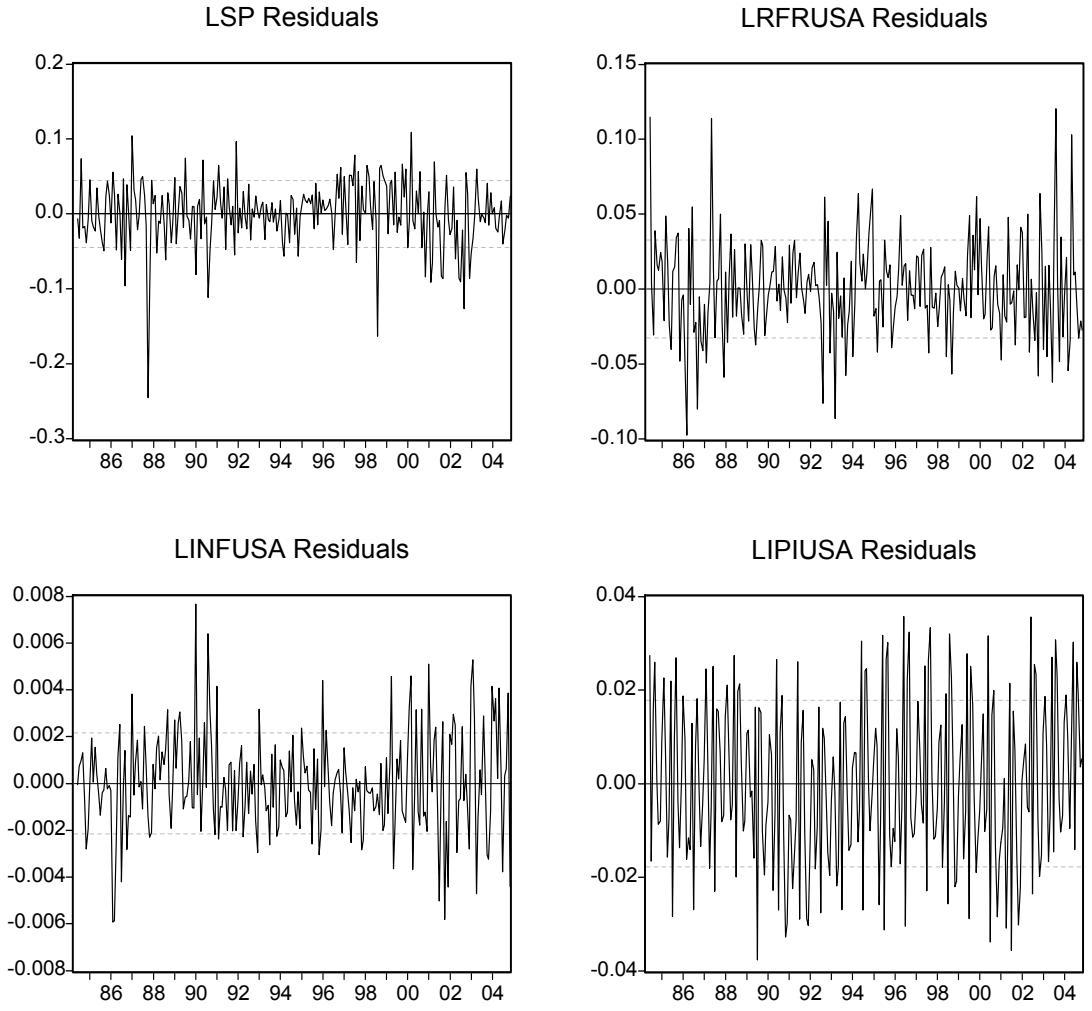
Εξίσωση (3.3): LSP LRFRUSA LINFUSA LIPIUSA Exogenous series: C Lags interval: 1 to 2				
Χαρακτηριστικές ρίζες (Eigenvalue)	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.290627	121.2109	53.12	60.16	None **
0.090967	**37.08412**	34.91	41.07	At most 1 *
0.048381	13.71738	19.96	24.60	At most 2
0.006378	1.567617	9.24	12.97	At most 3
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LSP	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA	C
1.000000	6.241057	4.351576	-4.938265	-14.09000
	(8.42981)	(7.71211)	(4.44117)	(33.3336)
Log likelihood	2747.058			

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 9.3 παρατηρούμε ότι για την εξίσωση 3.3 υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης, η οποία και είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς που θέσαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο οπότε και την αποδεχόμαστε (βλέπε πίνακα 9.3). Η σχέση αυτή είναι η παρακάτω: (στις παρενθέσεις σημειώνονται τα τυπικά σφάλματα).

$$LSP = 14.090 - 6.24105LRFRUSA_t - 4.35157LINFUSA_t + 4.9382LIPIUSA_t \quad (9.3)$$
$$(8.42981) \qquad (7.71211) \qquad (4.44117)$$

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών στη σχέση ισορροπίας, οι οποίες στη ουσία είναι οι μακροπρόθεσμα εκτιμημένες ελαστικότητες αναφορικά με το δείκτη S&P 500, δείχνουν ότι όλοι οι βασικοί μακρο-οικονομικοί δείκτες των Η.Π.Α είναι ελαστικοί. Τα συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των τεσσάρων μεταβλητών παρουσιάζονται στο διάγραμμα 9.3

Διάγραμμα 9.3 Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.3



Στον παρακάτω πίνακα 9.4 δίνονται οι χαρακτηριστικές ρίζες, οι λόγοι πιθανοφάνειας και οι συνολοκληρωμένες σχέσεις της εξίσωσης 3.4

Πίνακας 9.4 Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκήρωσης της εξίσωσης 3.4

Εξίσωση (3.4): LDJ LNAS LSP LFTSE LGSG Exogenous series: C Lags interval: 1 to 2				
Χαρακτηριστικές ρίζες	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.081360	**58.51832**	76.07	84.45	None
0.073442	37.72734	53.12	60.16	At most 1
0.041272	19.03915	34.91	41.07	At most 2
0.021384	8.712801	19.96	24.60	At most 3
0.013850	3.416844	9.24	12.97	At most 4

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 9.4 παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ όλων των δεικτών των χρηματιστηρίων που εξετάσουμε. Επομένως δεν υπάρχει και μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δεικτών αυτών.

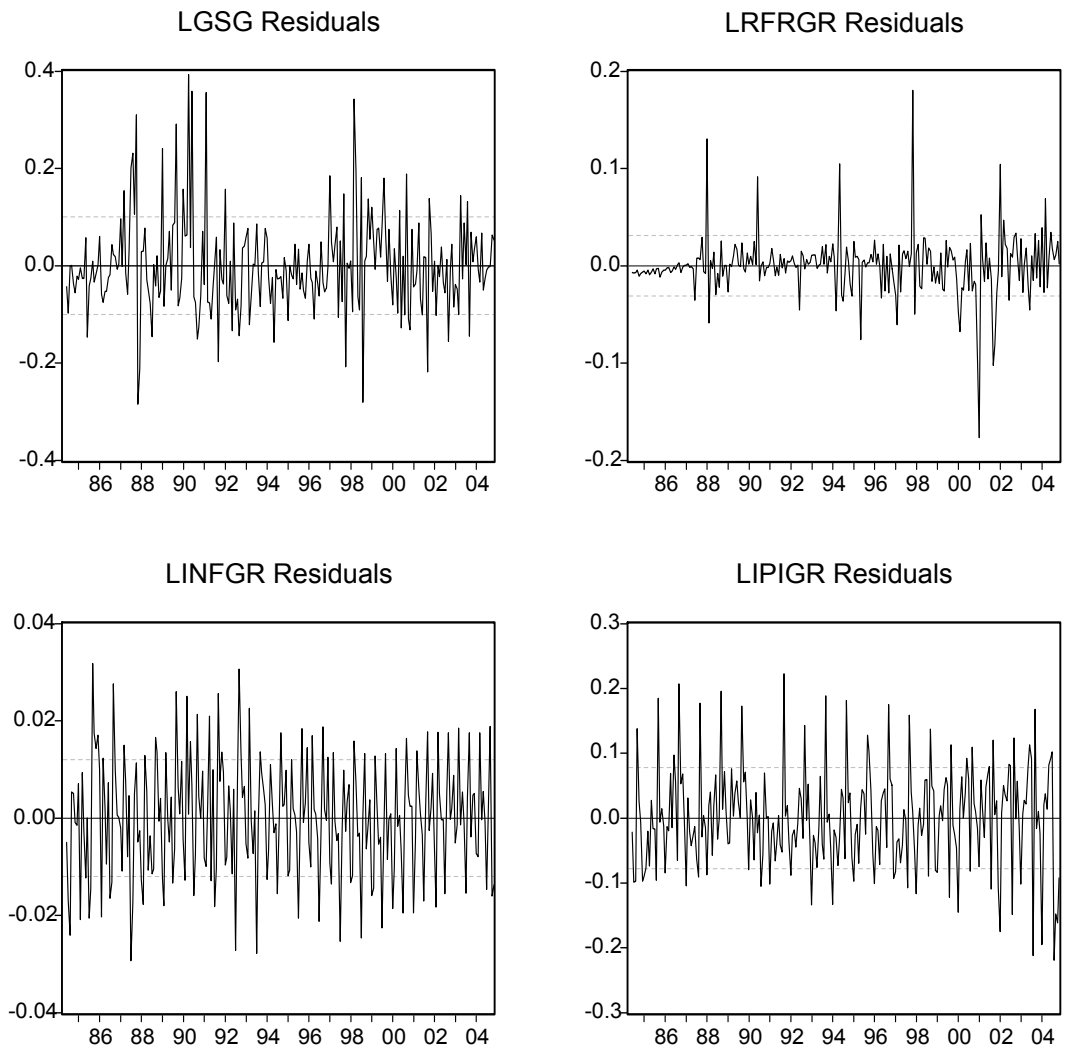
Στον παρακάτω πίνακα 9.5 δίνονται οι χαρακτηριστικές ρίζες, οι λόγοι πιθανοφάνειας και οι συνολοκληρωμένες σχέσεις της εξίσωσης 3.5

Πίνακας 9.5 Χαρακτηριστικές ρίζες, λόγοι πιθανοφάνειας και σχέσεις συνολοκήρωσης της εξίσωσης 3.5

Εξίσωση (3.5): LGSG LRFRGR LINFGR LIPIGR Exogenous series: C Lags interval: 1 to 2				
Χαρακτηριστικές ρίζες Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.333578	188.3915	53.12	60.16	None **
0.259479	88.96276	34.91	41.07	At most 1 **
0.041506	**15.36456**	19.96	24.60	At most 2
0.020116	4.978653	9.24	12.97	At most 3
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LGSG	LRFRGR	LINFGR	LIPIGR	C
1.000000	1.428226	-8.846976	-16.13055	109.5600
	(3.45440)	(11.7482)	(26.4719)	(173.396)
Log likelihood	1741.376			
Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)				
LGSG	LRFRGR	LINFGR	LIPIGR	C
1.000000	0.000000	-5.602197	-18.47781	105.2707
		(3.59715)	(16.7931)	(92.1226)
0.000000	1.000000	-2.271895	1.643476	3.003241
		(2.07639)	(9.69349)	(53.1762)
Log likelihood	1778.175			

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 9.5 παρατηρούμε ότι υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του δείκτη General Share – Greece και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος. Και οι δύο αυτές σχέσεις συνολοκλήρωσης δεν είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς που θέσαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο. Άρα, από τη στιγμή που οι σχέσεις αυτές της συνολοκλήρωσης είναι ασυνεπής το σύστημα των δύο αυτών σχέσεων δεν είναι αποδεκτό. Αν υποθέσουμε ότι υπάρχει μία μόνο σχέση συνολοκλήρωσης, τότε και αυτή δεν είναι συνεπής με τους a priori περιορισμούς (βλέπε πίνακα 9.5) οπότε και αυτή δεν την αποδεχόμαστε. Τα συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των τεσσάρων μεταβλητών παρουσιάζονται στο διάγραμμα 9.5

Διάγραμμα 9.5 Συνολοκληρωμένα κατάλοιπα των μεταβλητών της εξίσωσης 3.5



9.3 Εμπειρικά αποτελέσματα υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος

Αν u_{1t}, $u_{2t,}$ και u_{3t} είναι τα κατάλοιπα της συνολοκλήρωσης από κάθε μία από τις εξισώσεις 9.1, 9.2, και 9.3 τότε τα κατάλοιπα αυτά θα πρέπει να συμπεριληφθούν ως ένας όρος διόρθωσης σφάλματος σε ένα VAR υπόδειγμα, όπου τα u_{1t}, u_{2t}, και u_{3t} μπορούν να ερμηνευτούν ως το μέγεθος στο οποίο το σύστημα είναι εκτός ισορροπίας. Τα κατάλοιπα ισορροπίας για κάθε εξίσωση που αναφέραμε πιο πάνω είναι τα εξής:

u_{1t} = LDJ + 6.0964 + 3.7756LRFRUSA$_t$ + 2.0063LINFUSA$_t$ - 3.8733LIPIUSA$_t$
u_{2t} = LNAS - 86.988 + 24.878LRFRUSA$_t$ + 22.967LINFUSA$_t$ - 14.998LIPIUSA$_t$
u_{3t} = LSP - 14.090 + 6.24105LRFRUSA$_t$ + 4.35157LINFUSA$_t$ - 4.9382LIPIUSA$_t$

Μόνο με 0 χρονικές υστερήσεις τα αποτελέσματα του ADF ελέγχου μας δείχνουν ότι τα κατάλοιπα της συνολοκλήρωσης είναι μία I(0) διαδικασία. Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό VEC (Vector Error Correction) υπόδειγμα χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριλάβουμε και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Άρα οι δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης μπορούν να διατυπωθούν ως εξής:

$$\Delta\ LDJ_t = \mu + \Gamma_1\Delta\ LDJ_{t-i} + \Gamma_2\Delta\ LRFR_{t-i} + \Gamma_3\Delta\ LINF_{t-i} + \Gamma_4\Delta LIPI_{t-i} + \lambda\ u_{t-1} + V_t$$

$$\Delta\ LNAS_t = \mu + \Gamma_1\Delta\ LDJ_{t-i} + \Gamma_2\Delta\ LRFR_{t-i} + \Gamma_3\Delta\ LINF_{t-i} + \Gamma_4\Delta LIPI_{t-i} + \lambda\ u_{t-1} + V_t$$

$$\Delta\ LSP_t = \mu + \Gamma_1\Delta\ LDJ_{t-i} + \Gamma_2\Delta\ LRFR_{t-i} + \Gamma_3\Delta\ LINF_{t-i} + \Gamma_4\Delta LIPI_{t-i} + \lambda\ u_{t-1} + V_t$$

Οι πίνακες 9.6, 9.7 και 9.8 παρουσιάζουν τις εκτιμήσεις του VEC υποδείγματος για τους δείκτες του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Η εξειδίκευση του VEC αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διευθετεί τη βραχυχρόνια δυναμική. Η δυναμική εξειδίκευση του υποδείγματος προτείνει τη διαγραφή των μη στατιστικά σημαντικών μεταβλητών μέχρι να επιτευχθεί μία παλινδρόμηση με όλους τους συντελεστές στατιστικά σημαντικούς Dritsakis (2004).

Ένα υποσύνολο των μεταβλητών ελέγχεται για να εξακριβωθεί το αν είναι στατιστικά σημαντικές, έτσι ώστε να διαπιστωθεί το αν μπορούν να διαγραφούν από το υπόδειγμα. Τέτοιοι σχετικοί στατιστικοί έλεγχοι περιλαμβάνουν το στατιστικό F και το στατιστικό δείκτη της λογαριθμισμένης πιθανότητας (log-likelihood). Κάθε μία από τις στατιστικά μη σημαντικές μεταβλητές διαγράφεται σειριακά από το γενικό δυναμικό υπόδειγμα, ενώ παράλληλα διατηρείται ο όρος της διόρθωσης του σφάλματος ο οποίος είναι στατιστικά σημαντικός στο επίπεδο 5%. Οι στατιστικοί έλεγχοι δεν απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση που λέει ότι οι επιλεγμένοι συντελεστές είναι όλοι 0 με επίπεδο σημαντικότητας 5%. Διαγράφοντας τους μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές της παλινδρόμησης λαμβάνουμε τους πίνακες 9.9, 9.10 και 9.11 με όλες τις μεταβλητές να είναι στατιστικά σημαντικές όπως και οι συντελεστές στους όρους διόρθωσης του σφάλματος που είναι αρνητικοί και στατιστικά σημαντικοί. Οι εκτιμημένοι συντελεστές των όρων διόρθωσης σφάλματος, μετράνε την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα.

Πίνακας 9.6 Εξίσωση διόρθωσης σφάλματος για το δείκτη Dow Jones

Dependent variable is ΔLDJ observations used for estimation from 1984:07 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistics
CONST	0.01360	0.00525	2.59303
ΔLDJ(-1)	-0.01937	0.06711	-0.28870
ΔLDJ(-2)	-0.01751	0.06794	-0.25777
ΔLRFRUSA(-1)	-0.08355	0.08355	-0.94622
ΔLRFRUSA(-2)	0.10071	0.08670	1.16162
ΔLINFUSA(-1)	-1.11459	1.49604	-0.74503
ΔLINFUSA(-2)	-0.48588	1.45725	-0.33342
ΔLIPIUSA(-1)	-0.16658	0.17798	-0.93596
ΔLIPIUSA(-2)	0.09239	0.17575	0.52570
U1(-1)	-0.01229	0.01114	-1.10336

Πίνακας 9.7 Εξίσωση διόρθωσης σφάλματος για το δείκτη Nasdaq

Dependent variable is ΔLNAS observations used for estimation from 1984:07 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistics
CONST	0.02117	0.00800	2.64716
ΔLNAS(-1)	0.10145	0.06539	1.55153
ΔLNAS(-2)	-0.04302	0.06506	-0.66128
ΔLRFRUSA(-1)	-0.01802	0.13212	-0.13639
ΔLRFRUSA(-2)	0.03919	0.13191	0.29715
ΔLINFUSA(-1)	-4.12817	2.28271	-1.80845
ΔLINFUSA(-2)	-0.64572	2.24471	-0.28766
ΔLIPIUSA(-1)	-0.30644	0.26720	-1.14689
ΔLIPIUSA(-2)	-0.05217	0.26431	-1.19741
U1(-1)	-0.00366	0.00611	-0.60066

Πίνακας 9.8 Εξίσωση διόρθωσης σφάλματος για το δείκτη S&P 500

Dependent variable is ΔLSP observations used for estimation from 1984:07 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistics
CONST	0.01275	0.00515	2.47754
ΔLSP(-1)	-0.00925	0.06587	-0.14043
ΔLSP(-2)	-0.04094	0.06676	-0.61335
ΔLRFRUSA(-1)	-0.06797	0.08712	-0.78024
ΔLRFRUSA(-2)	0.09312	0.08538	1.09073
ΔLINFUSA(-1)	-1.56317	1.46853	-1.06445
ΔLINFUSA(-2)	0.09476	1.43128	0.06621
ΔLIPIUSA(-1)	-0.17310	0.17325	-0.99920
ΔLIPIUSA(-2)	0.04868	0.17130	0.28424
U1(-1)	-0.00343	0.00469	-0.73085

Πίνακας 9.9 Έλεγχος διόρθωσης σφάλματος για την τελική μορφή του δείκτη Dow - Jones

Dependent variable is ΔLDJ 245 observations used for estimation from 1984:0.7 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistic
CONST	0.01569	0.00497	3.49768
ΔLDJ(-2)	-0.08239	0.06821	-1.67452
ΔLRFRUSA(-1)	-0.15522	0.08428	-3.04732
ΔLINFUSA(-1)	-1.32634	1.48325	-1.90263
ΔLIPIUSA(-2)	0.46478	0.16984	2.89423
U1(-1)	-0.06672	0.01218	-2.46976

R^2 = 0.10435 F = 4.11675 DW = 1.9534

[0.000]

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

A:B-G = 0.2317 [0.627] B:Ramsey RESET = 0.035 [0.862]

C:J–B = 209.15 [0.000] D:White = 11.128 [0.523]

Πίνακας 9.10 Έλεγχος διόρθωσης σφάλματος για την τελική μορφή του δείκτη Nasdaq

Dependent variable is ΔLNAS 245 observations used for estimation from 1984:0.7 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistic
CONST	0.00201	0.00793	3.02177
ΔLNAS(-1)	0.13272	0.06631	2.06742
ΔLRFRUSA(-2)	-0.08126	0.13212	-1.78533
ΔLINFUSA(-1)	-4.66321	2.23217	-2.33216
ΔLIPIUSA(-1)	0.33267	0.27321	1.76231
U1(-1)	-0.05137	0.00631	-2.34673

R^2 = 0.0763 F = 3.3214 DW = 1.9812

[0.005]

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

A:B-G = 0.0007 [0.917] B:Ramsey RESET = 1.127 [0.312]

C:J–B = 131.18 [0.000] D:White = 19.132 [0.0.47]

Πίνακας 9.11 Έλεγχος διόρθωσης σφάλματος για την τελική μορφή του δείκτη Dow - Jones

Dependent variable is ΔLSP 245 observations used for estimation from 1984:0.7 to 2004:11			
Regressor	Coefficient	Standard Error	t - statistic
CONST	0.56422	0.00523	2.48723
ΔLSP(-2)	-0.00843	0.06863	-1.69853
ΔLRFRUSA(-2)	-0.11231	0.08432	-2.09453
ΔLINFUSA(-2)	-1.97622	1.47231	-1.99453
ΔLIPIUSA(-2)	0.08732	0.17034	1.89732
U1(-1)	-0.00243	0.00472	-1.73092

R^2 = 0.0845 F = 3.2967 DW = 1.9953

[0.008]

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

A:B-G = 0.0163 [0.883] B:Ramsey RESET = 1.0564 [0.672]

C:J–B = 193.27 [0.000] D:White = 29.231 [0.003]

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων περιλαμβάνουν τους ελέγχους LM των Breusch (1978) – Godfrey (1978) για την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης, τον έλεγχο Jarque - Bera (1980) για την κανονικότητα, τον έλεγχο Ramsey RESET (1969) για λαθεμένη εξειδίκευση του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή του μορφή και τον έλεγχο White (1980) για την ετεροσκεδαστικότητα.

Για κάθε εξίσωση διόρθωσης σφάλματος μέσα στις παρενθέσεις σημειώνονται οι λόγοι της κατανομής t και μέσα στις αγκύλες τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας.

9.4 Συμπεράσματα

Στο προηγούμενο κεφάλαιο βρήκαμε ότι όλοι οι δείκτες των χρηματιστηρίων που εξετάσαμε συνολοκληρώνονται με τις βασικές μακρο-οικονομικές μεταβλητές, σύμφωνα με τη μέθοδο των Engel and Granger. Στο κεφάλαιο αυτό χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) και τη μεθοδολογία του Johansen, βρήκαμε ότι υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των τιμών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών μόνο μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, σύμφωνα πάντα με τους a priori περιορισμούς που τέθηκαν στο κεφάλαιο 8.

Οι τεχνικές συνολοκλήρωσης που χρησιμοποιήθηκαν στο κεφάλαιο αυτό επιτρέπουν την εκτίμηση και τον έλεγχο της μακροπρόθεσμης ισορροπίας των σχέσεων, όπως προτείνεται από την οικονομική θεωρία. Τα υποδείγματα διόρθωσης λαθών που χρησιμοποιήθηκαν στη συνέχεια παρέχουν έναν τρόπο ταυτόχρονου συνδυασμού της δυναμικής των βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων προσαρμογών.

Η διαδικασία της μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen, βασισμένη σε υποδείγματα αυτοπαλίνδρομου σχήματος χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση και τον έλεγχο των συνολοκληρωμένων σχέσεων. Οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν και τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν στο κεφάλαιο αυτό, παρέχουν μερικές χρήσιμες πληροφορίες όσον αφορά την επιρροή των μακρο-οικονομικών δεικτών στους δείκτες των χρηματιστηρίων.

Σύμφωνα με τη θεωρία της συνολοκλήρωσης, τα εκτιμημένα κατάλοιπα της συνολοκλήρωσης θα πρέπει να εμφανίζονται με τη μορφή του όρου διόρθωσης σφάλματος σε ένα δυναμικό υπόδεισμα διόρθωσης λαθών (VEC). Ένα σημαντικό αποτέλεσμα που προέκυψε από τα δυναμικά υποδείγματα που παρουσιάστηκαν είναι

ότι οι όροι διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Παρόλο το γεγονός ότι όλοι οι συντελεστές της παλινδρόμησης στα δυναμικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (VEC) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί δεν εμφανίστηκαν προβλήματα που να σχετίζονται με την αυτοσυσχέτιση, την εξειδίκευση και την ετεροσκεδαστικότητα. Ένας στατιστικά σημαντικός όρος διόρθωσης σφάλματος στα δυναμικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (VEC) μπορεί να ερμηνευτεί ως απόδειξη που υποστηρίζει τη συνολοκλήρωση, η οποία με τη σειρά της προτείνει την ύπαρξη μιας ισορροπημένης μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα σε σημαντικές οικονομικές μεταβλητές που καθορίζουν τους δείκτες τιμών των μετοχών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10 ΣΧΕΣΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΚΑΙ ΜΑΚΡΟ - ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

10.1 Εισαγωγή

Ένα από τα βασικά ερωτήματα που τέθηκε στη διατριβή αυτή και πρέπει να απαντηθεί κατά την εξειδίκευση των υποδειγμάτων του κεφαλαίου 3 είναι ο προσδιορισμός του κατά πόσο μια μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Σε κλάδους της επιστήμης όπου είναι δυνατή η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος η σχέση αιτίου και αιτιατού μπορεί να προσδιοριστεί. Στην οικονομική επιστήμη όμως μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να καθοριστεί λόγω της έλλειψης πειραματικών δεδομένων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρούμε εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμόσουμε τις κλασικές οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Αν έχουμε δύο μεταβλητές X και Y και σύμφωνα με την οικονομική θεωρία η μεταβλητή X προσδιορίζει τη συμπεριφορά της Y το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που κάνουμε για να απαντήσουμε στο ερώτημα αυτό είναι να παλινδρομήσουμε τη μεταβλητή Y πάνω στη X χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχουμε και να ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή X.

Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετάμε. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή X αιτιάζει κατά Granger μία άλλη Y, αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y.

Για να χρησιμοποιηθεί αυτός ο ορισμός της αιτιότητας είναι απαραίτητο να προσδιοριστούν τόσο ο τρόπος διεξαγωγής των προβλέψεων όσο και ο τρόπος μέτρησης της ακρίβειας των προβλέψεων που αφορούν τις τιμές της ενδιαφερόμενης μετα-

βλητής. Στον ορισμό του ο Granger περιορίζεται στις αμερόληπτες προβλέψεις ελαχίστων τετραγώνων και χρησιμοποιεί για τη μέτρηση της ακρίβειας των προβλέψεων αυτών τη διακύμανση των λαθών πρόβλεψης μιας περιόδου στο μέλλον. Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή X αιτιάζει την Y αν η πρόβλεψη της Y για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Y που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή X (Δημέλη ,2003).

10.2 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Dow – Jones και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Είδαμε στο κεφάλαιο 5 ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες αφού είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης. Άρα για να εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger θα πρέπει να βρούμε την τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR. Έτσι διαμορφώνουμε ένα VAR υπόδειγμα με τις μεταβλητές στα αρχικά επίπεδα και επιλέγουμε την τάξη του VAR χρησιμοποιώντας τα στατιστικά LR, AIC και SCH.

Λαμβάνοντας υπόψη την τάξη του VAR και υποθέτοντας ότι οι χρονικές σειρές έχουν τάση αλλά οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν μόνο σταθερές βρίσκουμε τον αριθμό των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

Στον πίνακα 10.1 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.1 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LRFRUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	905.9829*	-7.281493*	-7.081421*
k =2	907.8538	-7.264112	-7.006877

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.1 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.2 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.2 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LRFRUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LRFRUSA δεν αιτιάται την LDJ	3.06338	0.08133
Η LDJ δεν αιτιάται την LRFRUSA	5.56379	0.01912

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.2 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho σε επίπεδο σημαντικότητας 10% η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LRFRUSA προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 10.1) δηλαδή έχουμε LRFRUSA $\Rightarrow$ LDJ

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην υπόθεση της εξίσωσης 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA, έχουμε δηλαδή LDJ $\Rightarrow$ LRFRUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.2 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων.

Στον πίνακα 10.3 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.3 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LINFUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1573.461*	-12.73030*	-12.53023*
k =2	1575.434	-12.71375	-12.45651

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.3 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.4 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.4 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LINFUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFUSA δεν αιτιάται την LDJ	2.72294	0.10020
Η LDJ δεν αιτιάται την LINFUSA	0.32648	0.56826

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.4 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LINFUSA προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 10.1) δηλαδή έχουμε LINFUSA $\Rightarrow$ LDJ.

Επίσης, παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση στην εξίσωση 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFUSA, έχουμε δηλαδή LDJ $\neq$ LINFUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.4 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και το δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α, με κατεύθυνση από το δείκτη τιμών προς το γενικό δείκτη Dow – Jones, LINFUSA $\Rightarrow$ LDJ.

Στον πίνακα 10.5 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.5 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1069.511*	-8.616418*	-8.416346*
k =2	1070.308	-8.590269	-8.333034

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.5 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.6 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.6 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LIPIUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIUSA δεν αιτιάται την LDJ	2.24333	0.13548
Η LDJ δεν αιτιάται την LIPIUSA	26.3822	2.3E-07

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.6 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 10.1) δηλαδή έχουμε LIPIUSA $\neq$ LDJ

Το ίδιο αποτέλεσμα δεν προκύπτει και στη υπόθεση Ho της εξίσωσης 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIUSA, έχουμε δηλαδή LDJ $\Rightarrow$ LIPIUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.6 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή των Η.Π.Α, με κατεύθυνση από το γενικό δείκτη Dow – Jones προς τη συνολική βιομηχανική παραγωγή, LDJ $\Rightarrow$ LIPIUSA.

10.3 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Nasdaq και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Nasdaq και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στον πίνακα 10.7 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δεί-

κτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.7 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LRFRUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	794.3994*	-6.370607*	-6.170535*
k =2	795.6609	-6.348252	-6.091017

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.7 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.8 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για k=1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.8 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LRFRUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LRFRUSA δεν αιτιάται την LNAS	2.27231	0.13300
Η LNAS δεν αιτιάται την LRFRUSA	2.96657	0.08627

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.8 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LRFRUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LRFRUSA $\neq$ LNAS

Αντίθετα στη υπόθεση της εξίσωσης 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση για επίπεδο σημαντικότητας 10% που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA, έχουμε δηλαδή LNAS $\Rightarrow$ LRFRUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.8 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από το δείκτη Nasdaq προς το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, LNAS $\Rightarrow$ LRFRUSA.

Στον πίνακα 10.9 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δεί-

κτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.9 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LINFUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1473.148*	-11.91141*	-11.71134*
k =2	1475.265	-11.89604	-11.63881

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.9 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.10 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.10 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LINFUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFUSA δεν αιτιάται την LNAS	1.98386	0.16026
Η LNAS δεν αιτιάται την LINFUSA	0.02006	0.88750

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.10 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho άρα ότι η μεταβλητή LINFUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LINFUSA $\neq$ LNAS.

Επίσης, παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση και στην εξίσωση 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFUSA, έχουμε δηλαδή LNAS $\neq$ LINFUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.10 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη Nasdaq και το δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α, LNAS $\neq$ LINFUSA.

Στον πίνακα 10.11 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.11 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	960.3740*	-7.725502*	-7.525430*
k =2	960.6047	-7.694732	-7.437497

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.11 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.12 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.12 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LIPIUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIUSA δεν αιτιάται την LNAS	1.16348	0.28181
Η LNAS δεν αιτιάται την LIPIUSA	15.3099	0.00012

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.12 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIUSA $\neq$ LNAS

Το ίδιο αποτέλεσμα δεν προκύπτει και στη υπόθεση Ho της εξίσωσης 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIUSA, έχουμε δηλαδή LNAS $\Rightarrow$ LIPIUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.12 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη Nasdaq και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή των Η.Π.Α, με κατεύθυνση από το δείκτη Nasdaq προς τη βιομηχανική παραγωγή, LNAS $\Rightarrow$ LIPIUSA.

10.4 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη S&P 500 και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη S&P 500 και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Στον πίνακα 10.13 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.13 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LRFRUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	909.1504*	-7.307351*	-7.107279*
k =2	910.9875	-7.289694	-7.032459

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.13 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.14 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.14 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LRFRUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LRFRUSA δεν αιτιάται την LSP	1.53274	0.21689
Η LSP δεν αιτιάται την LRFRUSA	4.84166	0.02872

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.14 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LRFRUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LRFRUSA ≠ LSP

Αντίθετα στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LSP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA, έχουμε δηλαδή LSP $\Rightarrow$ LRRFRUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.14 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από το δείκτη S&P 500 προς το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, LSP $\Rightarrow$ LRFRUSA.

Στον πίνακα 10.15 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.15 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LINFUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1578.934*	-12.77497*	-12.57490*
k =2	1580.454	-12.75472	-12.49749

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.15 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.16 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.16 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LINFUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFUSA δεν αιτιάται την LSP	1.74562	0.18767
Η LSP δεν αιτιάται την LINFUSA	0.14174	0.70689

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.16 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LINFUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LINFUSA $\neq$ LSP

Επίσης, παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση και στην εξίσωση 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LSP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFUSA, έχουμε δηλαδή LSP ≠ LINFUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.16 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη S&P 500 και το δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α, LSP ≠ LINFUSA.

Στον πίνακα 10.17 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.17 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1069.879*	-8.619420*	-8.419348*
k =2	1070.622	-8.592832	-8.335597

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 1.17 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.18 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.18 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LIPIUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIUSA δεν αιτιάται την LSP	1.73645	0.18883
Η LSP δεν αιτιάται την LIPIUSA	21.0782	7.1E-06

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.18 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIUSA ≠ LSP.

Το ίδιο αποτέλεσμα δεν προκύπτει και στη υπόθεση Ho της εξίσωσης 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LSP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIUSA, έχουμε δηλαδή LSP $\Rightarrow$ LIPIUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.18 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη S&P 500 και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή των Η.Π.Α, με κατεύθυνση από το δείκτη S&P 500 προς τη βιομηχανική παραγωγή, LSP $\Rightarrow$ LIPIUSA.

10.5 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α που χρησιμοποιούμε στη διατριβή αυτή.

Στον πίνακα 10.19 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LRFRUSA και του δείκτη LIPIUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.19 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRUSA και LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1136.648*	-9.164470*	-8.964398*
k =2	1136.808	-9.133124	-8.875889

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.19 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.20 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LRFRUSA και του δείκτη LIPIUSA για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.20 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRUSA και LIPIUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIUSA δεν αιτιάται την LRFRUSA	4.84393	0.02868
Η LRFRUSA δεν αιτιάται την LIPIUSA	3.15926	0.07674

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.20 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA.

Το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και στην εξίσωση 3.24, παρατηρούμε δηλαδή ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LRFRUSA προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIUSA, έχουμε δηλαδή LRFRUSA $\Rightarrow$ LIPIUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.20 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής, και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων, LIPIUSA $\Leftrightarrow$ LRFRUSA

Στον πίνακα 10.21 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LINFUSA και του δείκτη LIPIUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.21 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LINFUSA και LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1827.215*	-14.80175*	-14.60168*
k =2	1828.247	-14.77752	-14.52029

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.21 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.22 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LINFUSA και του δείκτη LIPIUSA για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.22 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LINFUSA και LIPIUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIUSA δεν αιτιάται την LINFUSA	0.00909	0.92413
Η LINFUSA δεν αιτιάται την LIPIUSA	7.08597	0.00829

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.22 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFUSA (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIUSA $\neq$ LINFUSA.

Το ίδιο αποτέλεσμα δεν ισχύει στην εξίσωση 3.24, παρατηρούμε δηλαδή ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LINFUSA προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIUSA, έχουμε δηλαδή LINFUSA $\Rightarrow$ LIPIUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.22 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και το δείκτη τιμών του καταναλωτή, με κατεύθυνση από το δείκτη τιμών του καταναλωτή προς τη συνολική βιομηχανική παραγωγή, LINFUSA $\Rightarrow$ LIPIUSA.

Στον πίνακα 10.23 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LRFRUSA και του δείκτη LINFUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.23 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRUSA και LINFUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1657.954*	-13.42003*	-13.21996*
k =2	1660.313	-13.40663	-13.14940

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.23 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.24 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LRFRUSA και του δείκτη LINFUSA για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.24 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRUSA και LINFUSA

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFUSA δεν αιτιάται την LRFRUSA	11.6591	0.00075
Η LRFRUSA δεν αιτιάται την LINFUSA	0.16192	0.68774

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LINFUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LINFUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA

Το ίδιο αποτέλεσμα παρατηρούμε ότι δεν ισχύει και στην εξίσωση 3.24 όπου ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LRFRUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFUSA, έχουμε δηλαδή LRFRUSA $\neq$ LINFUSA. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.24 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας με κατεύθυνση από το δείκτη τιμών του καταναλωτή προς το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, LINFUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA.

10.6 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των δεικτών των χρηματιστηρίων

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των χρηματιστηριακών δεικτών που χρησιμοποιούμε στη διατριβή αυτή.

Στον πίνακα 10.25 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη Nasdaq, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.25 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LNAS

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	804.2381*	-6.450924*	-6.250852*
k =2	805.2739	-6.426726	-6.169490

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.25 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.26 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη Nasdaq για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.26 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LNAS

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LNAS δεν αιτιάται την LDJ	0.88496	0.34777
Η LDJ δεν αιτιάται την LNAS	0.48469	0.48697

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.26 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LNAS δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LNAS $\neq$ LDJ.

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS, έχουμε δηλαδή LDJ $\neq$ LNAS. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.26 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη Dow Jones και στο δείκτη Nasdaq, LDJ $\neq$ LNAS.

Στον πίνακα 10.27 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη S&P 500, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.27 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LSP

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1105.843*	-8.913007*	-8.712935*
k =2	1107.247	-8.891813	-8.634578

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.27 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.28 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη S&P 500 για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.28 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LSP

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LSP δεν αιτιάται την LDJ	0.50461	0.47816
Η LDJ δεν αιτιάται την LSP	0.03636	0.84892

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.28 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LSP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 10.1) δηλαδή έχουμε LSP $\neq$ LDJ

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.23 παρατηρούμε δηλαδή ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP, έχουμε δηλαδή LDJ $\neq$ LSP. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.28 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη Dow Jones και στο δείκτη S&P 500, LDJ $\neq$ LSP.

Στον πίνακα 10.29 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη S&P 500, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.29 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LSP

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	859.6353*	-6.903146*	-6.703074*
k =2	860.7570	-6.879649	-6.622413

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.29 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.30 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη S&P 500 για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.30 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LSP

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LSP δεν αιτιάται την LNAS	0.64682	0.42204
Η LNAS δεν αιτιάται την LSP	0.46733	0.49487

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.30 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LSP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LSP $\neq$ LDJ

Το ίδιο αποτέλεσμα παρατηρούμε και στην εξίσωση 3.24 όπου ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP, έχουμε δηλαδή LNAS $\neq$ LSP. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.30 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των δεικτών Nasdaq και S&P 500, LNAS $\neq$ LSP.

Στον πίνακα 10.31 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη FTSE, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.31 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LFTSE

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	924.4551*	-7.432287*	-7.232215*
k =2	924.9224	-7.403448	-7.146213

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.31 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.32 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη FTSE για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.32 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LFTSE

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LFTSE δεν αιτιάται την LDJ	0.00900	0.92448
Η LDJ δεν αιτιάται την LFTSE	0.80704	0.36988

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.32 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LFTSE δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LFTSE $\neq$ LDJ

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LFTSE, έχουμε δηλαδή LDJ $\neq$ LFTSE. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.32 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Dow Jones και του δείκτη FTSE, LDJ $\neq$ LFTSE.

Στον πίνακα 10.33 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη General Share - Greece, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.33 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ και LGSG

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	647.6787	-5.172888	-4.972816
k =2	648,3943	-5.146076	-4.888841

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.33 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.34 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Dow – Jones και του δείκτη General Share - Greece για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.34 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LDJ και LGSG

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LGSG δεν αιτιάται την LDJ	0.77368	0.37994
Η LDJ δεν αιτιάται την LGSG	5.11658	0.02458

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.34 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LGSG δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LGSG $\neq$ LDJ.

Αντίθετα στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LDJ προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG, έχουμε δηλαδή LDJ $\Rightarrow$ LGSG. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.34 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας με κατεύθυνση από το δείκτη Dow Jones προς το δείκτη General Share – Greece, LDJ $\Rightarrow$ LGSG.

Στον πίνακα 10.35 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη FTSE, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 12.35 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LFTSE

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	769.0454*	-6.163636*	-5.963564*
k =2	769.8696	-6.137711	-5.880475

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.35 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.36 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη FTSE για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.36 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LFTSE

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LFTSE δεν αιτιάται την LNAS	0.14195	0.70668
Η LNAS δεν αιτιάται την LFTSE	2.55334	0.11136

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.36 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LFTSE δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LFTSE $\neq$ LNAS.

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LFTSE, έχουμε δηλαδή LNAS $\neq$ LFTSE. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.36 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Nasdaq και του δείκτη FTSE, LNAS $\neq$ LFTSE.

Στον πίνακα 10.37 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη General Share - Greece, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.37 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS και LGSG

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	534.0170*	-4.245037*	-4.044965*
k =2	535.1723	-4.221815	-3.964580

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.37 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.38 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη Nasdaq και του δείκτη General Share - Greece για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.38 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LNAS και LGSG

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LGSG δεν αιτιάται την LNAS	0.11618	0.73351
Η LNAS δεν αιτιάται την LGSG	1.88951	0.17052

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.38 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LGSG δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNAS (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LGSG ≠ LNAS.

Το ίδιο αποτελέσματα παρατηρούμε και στην εξίσωση 3.24 δηλαδή ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LNAS δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG, έχουμε δηλαδή LNAS ≠ LGSG. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.38 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη Nasdaq και του δείκτη General Share – Greece, LNAS ≠ LGSG.

Στον πίνακα 10.39 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη FTSE, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.39 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LFTSE

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	931.5956*	-7.490576*	-7.290504*
k =2	932.0493	-7.461627	-7.204392

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.39 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.40 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη FTSE για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.40 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LFTSE

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LFTSE δεν αιτιάται την LSP	0.09381	0.75965
Η LSP δεν αιτιάται την LFTSE	2.53879	0.11237

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.40 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LFTSE δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LFTSE $\neq$ LSP.

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LSP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LFTSE, έχουμε δηλαδή LSP $\neq$ LFTSE. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.40 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη S&P 500 και του δείκτη FTSE, LSP $\neq$ LFTSE.

Στον πίνακα 10.41 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη General Share - Greece, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.41 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP και LGSG

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	650.8406*	-5.198699*	-4.998627*
k =2	651.7403	-5.173391	-4.916155

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.41 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.42 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη S&P 500 και του δείκτη General Share - Greece για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.42 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LSP και LGSG

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LGSG δεν αιτιάται την LSP	0.47162	0.49289
Η LSP δεν αιτιάται την LGSG	5.33764	0.02170

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.42 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LGSG δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LSP (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LGSG $\neq$ LSP.

Αντίθετα στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LSP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG, έχουμε δηλαδή LSP $\Rightarrow$ LGSG. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.42 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας, με κατεύθυνση από το δείκτη S&P 500 προς το δείκτη General Share – Greece, LSP $\Rightarrow$ LGSG.

Στον πίνακα 10.43 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη FTSE και του δείκτη General Share - Greece, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.43 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LFTSE και LGSG

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	635.3427	-5.072185	-4.872113
k =2	637.5713	-5.057725	-4.800489

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.43 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.44 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη FTSE και του δείκτη General Share - Greece για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.44 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LFTSE και LGSG

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LGSG δεν αιτιάται την LFTSE	0.08884	0.76590
Η LFTSE δεν αιτιάται την LGSG	10.8458	0.00114

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.44 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LGSG δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LFTSE (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LGSG $\neq$ LFTSE.

Αντίθετα στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LFTSE προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG, έχουμε δηλαδή LFTSE $\Rightarrow$ LGSG. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.44 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας, με κατεύθυνση από το δείκτη FTSE προς το δείκτη General Share – Greece, LFTSE $\Rightarrow$ LGSG.

10.7 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη General Share - Greece και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του δείκτη General Share - Greece και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Στον πίνακα 10.45 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.45 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LRFRGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	728.2724*	-5.830795*	-5.630723*
k =2	728.2728	-5.798145	-5.540910

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.45 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.46 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.46 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LRFRGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LRFRGR δεν αιτιάται την LGSG	0.05749	0.81071
Η LGSG δεν αιτιάται την LRFRGR	6.47631	0.01155

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.46 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LRFRGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LRFRGR $\neq$ LGSG

Αντίθετα στη υπόθεση της εξίσωσης 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LGSG προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRGR, έχουμε δηλαδή LGSG $\Rightarrow$ LRFRGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.46 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας, με κατεύθυνση από το δείκτη General Share - Greece προς το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, LGSG $\Rightarrow$ LRFRGR.

Στον πίνακα 10.47 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.47 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LINFGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	966.3259*	-7.774089*	-7.574017*
k =2	968.8945	-7.762404	-7.505169

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.47 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.48 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.48 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LINFGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFGR δεν αιτιάται την LGSG	0.79829	0.37249
Η LGSG δεν αιτιάται την LINFGR	1.80511	0.18034

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.48 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho άρα ότι η μεταβλητή LINFGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LINFGR ≠ LGSG.

Επίσης, παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση και στην εξίσωση 3.24 που σημαίνει ότι η μεταβλητή LGSG δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFGR, έχουμε δηλαδή LGSG ≠ LINFGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.48 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη General Share - Greece και το δείκτη τιμών του καταναλωτή της Ελλάδος, LGSG ≠ LINFGR.

Στον πίνακα 10.49 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος για δύο χρονικές υστερήσεις

Πίνακας 10.49 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG και LIPIGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	480.8265*	-3.810828*	-3.610756*
k =2	482.7856	-3.794168	-3.536933

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.49 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.50 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη General Share - Greece και του δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής της Ελλάδος για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.50 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LGSG και LIPIGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIGR δεν αιτιάται την LGSG	0.63392	0.42670
Η LGSG δεν αιτιάται την LIPIGR	20.3792	9.9E-06

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.50 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LGSG (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIGR $\neq$ LGSG.

Αντίθετα από την εξίσωση 3.24 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η υπόθεση Ho που σημαίνει ότι η μεταβλητή LGSG προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIGR, έχουμε δηλαδή LGSG $\Rightarrow$ LIPIGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.50 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη General Share - Greece και τη συνολική βιομηχανική παραγωγή της Ελλάδος με κατεύθυνση από το δείκτη General Share - Greece προς τη συνολική βιομηχανική παραγωγή της Ελλάδος, LGSG $\Rightarrow$ LIPIGR.

10.8 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος που χρησιμοποιούμε στη διατριβή αυτή.

Στον πίνακα 10.51 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LRFRGR και του δείκτη LIPIGR, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.51 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRGR και LIPIGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	776.0004*	-6.220411*	-6.020339*
k =2	776.6787	-6.193295	-5.936060

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.51 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.52 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LRFRGR και του δείκτη LIPIGR για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.52 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LRFRGR και LIPIGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIGR δεν αιτιάται την LRFRGR	0.16644	0.68366
Η LRFRGR δεν αιτιάται την LIPIGR	41.1263	7.3E-10

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.52 παρατηρούμε ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRGR (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIGR $\neq$ LRFRGR.

Το ίδιο αποτέλεσμα δεν ισχύει στην εξίσωση 3.24, παρατηρούμε δηλαδή ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LRFRGR προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIGR, έχουμε δηλαδή LRFRGR $\Rightarrow$ LIPIGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.52 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας, με κατεύθυνση από το δείκτη του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων προς τη συνολική βιομηχανική παραγωγή, LRFRGR $\Rightarrow$ LIPIGR.

Στον πίνακα 10.53 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LINFGR και του δείκτη LIPIGR, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.53 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LINFGR και LIPIGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1013.464*	-8.258886*	-7.998814*
k =2	1029.133	-8.254146	-7.996911

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.53 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.54 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LINFGR και του δείκτη LIPIGR για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.54 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LINFGR και LIPIGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LIPIGR δεν αιτιάται την LINFGR	4.99911	0.02627
Η LINFGR δεν αιτιάται την LIPIGR	16.8358	5.6E-05

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.54 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LIPIGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFGR (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LIPIGR $\Rightarrow$ LINFGR.

Το ίδιο αποτέλεσμα έχουμε και στην εξίσωση 3.24 παρατηρούμε δηλαδή ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LINFGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LIPIGR, έχουμε δηλαδή LINFGR $\Rightarrow$ LIPIGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.54 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και το δείκτη τιμών του καταναλωτή, LINFGR $\Leftrightarrow$ LIPIGR.

Στον πίνακα 10.55 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές του δείκτη LRFRGR και του δείκτη LINFGR, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.55 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LRFRGR και LINFGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k =1	1252.560*	-10.11069*	-9.910621*
k =2	1253.032	-10.08189	-9.824660

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.55 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά μας δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος που είναι k = 1.

Στον πίνακα 10.56 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές του δείκτη LRFRGR και του δείκτη LINFGR για k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.56 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για LFRFGR και LINFGR

Μηδενική υπόθεση	F - statistic	Probability
Η LINFGR δεν αιτιάται την LRFRGR	8.40365	0.00409
Η LRFRGR δεν αιτιάται την LINFGR	2.45242	0.11864

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.56 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση Ho η οποία σημειώνει ότι η μεταβλητή LINFGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRGR (σύμφωνα με την εξίσωση 3.23) δηλαδή έχουμε LINFGR $\Rightarrow$ LRFRGR.

Το ίδιο αποτέλεσμα παρατηρούμε ότι δεν ισχύει και στην εξίσωση 3.24 όπου ισχύει η μηδενική υπόθεση που σημαίνει ότι η μεταβλητή LRFRGR δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LINFGR, έχουμε δηλαδή LRFRGR $\neq$ LINFGR. Γενικά από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.56 μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας, με κατεύθυνση από το δείκτη τιμών του καταναλωτή προς το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων, LINFGR $\Rightarrow$ LRFRGR.

10.9 Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των μεταβλητών των υποδειγμάτων

Στο τμήμα αυτό διερευνούμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των μεταβλητών των υποδειγμάτων 3.1 μέχρι και 3.5 του αντίστοιχου κεφαλαίου.

Στον πίνακα 10.57 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές των δεικτών LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.57 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k = 1	2751.082*	-22.09863	-21.46983*
k = 2	2762.069	-22.12301*	-21.37989
k = 3	2766.680	-22.09534	-21.23789
k = 4	2767.504	-22.03677	-21.06499

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.57 παρατηρούμε ότι χρησιμοποιώντας τα στατιστικά LR και SCH η τάξη του VAR υποδείγματος είναι k = 1, ενώ χρησιμοποιώντας το στατιστικό AIC η τάξη του VAR υποδείγματος είναι k = 2. Επομένως στους παρακάτω πίνακες 10.58 και 10.59 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τους ελέγχους αιτιότητας του Granger για k = 1 και για k = 2.

Στον πίνακα 10.58 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA k = 1 (τάξη τουVAR υποδείγματος).

Εδώ θα πρέπει να διευκρινίσουμε τα εξής:

Κάθε τιμή του στατιστικού F που σημειώνεται πάνω και κάτω από την κύρια διαγώνιο του εκάστοτε πίνακα για τον έλεγχο της αιτιότητας κατά Granger αντιστοιχεί στη μηδενική υπόθεση ότι η μεταβλητή Y της αντίστοιχης στήλης δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή X της αντίστοιχης γραμμής. Για παράδειγμα η τιμή του στατιστικού F στο πρώτο κελί πάνω από την κύρια διαγώνιο στην πρώτη γραμμή του πίνακα 12.58 είναι 3.06338 και αντιστοιχεί στην μηδενική υπόθεση Ho: η οποία ελέγχει ότι η μεταβλητή LRFRUSA δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LDJ. Με άλλα λόγια σύμφωνα με τα αποτελέσματα του στατιστικού F θα λέγαμε ότι υπάρχει αιτιακή σχέση σε επίπεδο 10% μεταξύ της μεταβλητής LRFRUSA και της μεταβλητής LDJ έχουμε δηλαδή LRFRUSA $\Rightarrow$ LDJ. Επίσης για την τιμή του στατιστικού F στο πρώτο κελί κάτω από την κύρια διαγώνιο στην πρώτη στήλη του πίνακα

12.58 είναι 5.56379 και αντιστοιχεί στην μηδενική υπόθεση Ho: η οποία ελέγχει ότι η μεταβλητή LDJ δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LRFRUSA. Με άλλα λόγια σύμφωνα με τα αποτελέσματα του στατιστικού F θα λέγαμε ότι υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ της μεταβλητής LDJ και της μεταβλητής LRFRUSA έχουμε δηλαδή LDJ ⇒ LRFRUSA. Αρα λέμε ότι υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LRFRUSA.

Πίνακας 10.58 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

	LDJ	**LRFRUSA**	**LINFUSA**	**LIPIUSA**
LDJ		3.06338 [0.08133]	2.72294 [0.10020]	2.24333 [0.13548]
LRFRUSA	5.56379 [0.01912]		11.6591 [0.00075]	4.84393 [0.02868]
LINFUSA	0.32648 [0.56826]	0.16192 [0.68774]		0.00909 [0.92413]
LIPIUSA	28.3822 [2.3E-07]	3.15926 [0.07674]	7.08597 [0.00829]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.58 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LRFRUSA σε επίπεδο 10%, LDJ ⇔ LRFRUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LINFUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA ⇒ LDJ.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LIPIUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LDJ ⇒ LIPIUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LRFRUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA ⇒ LRFRUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LIPIUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA ⇒ LIPIUSA.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIUSA και LRFRUSA σε επίπεδο 10%, LIPIUSA ⇔ LRFRUSA

Στον πίνακα 10.59 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA k = 2 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.59 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

	LDJ	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA
LDJ		1.42064 [0.24358]	2.11569 [0.12278]	3.05802 [0.04881]
LRFRUSA	8.69042 [0.00023]		10.1705 [5.7E-05]	2.93769 [0.05489]
LINFUSA	0.44445 [0.64170]	0.01173 [0.98834]		1.62876 [0.19832]
LIPIUSA	9.09486 [0.00016]	1.34746 [0.26185]	1.41586 [0.24473]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.58 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LRFRUSA με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LDJ $\Rightarrow$ LRFRUSA.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LINFUSA, LINFUSA $\neq$ LDJ.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LIPIUSA, LDJ $\Leftrightarrow$ LIPIUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LRFRUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LIPIUSA, LINFUSA $\neq$ LIPIUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIUSA και LRFRUSA με κατεύθυνση από LIPIUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA.

Στον πίνακα 10.60 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές των δεικτών LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.60 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k = 1	2643.325*	-21.21898*	-20.59018*
k = 2	2650.220	-21.20996	-20.46683
k = 3	2653.763	-21.17358	-20.31613
k = 4	2654.742	-21.11626	-20.14449

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.60 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά LR AIC και SCH δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος k = 1. Στον παρακάτω πίνακα 10.61 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τους ελέγχους αιτιότητας του Granger για k = 1.

Στον πίνακα 10.61 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.61 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LNAS, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

	LNAS	LRFRUSA	LINFUSA	LIPIUSA
LNAS		2.27231 [0.13300]	1.98386 [0.16026]	1.16348 [0.28181]
LRFRUSA	2.96657 [0.08627]		11.6591 [0.00075]	4.84393 [0.02868]
LINFUSA	0.02006 [0.88750]	0.16192 [0.68774]		0.00909 [0.92413]
LIPIUSA	15.3099 [0.00012]	3.15926 [0.07674]	7.08597 [0.00829]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.61 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAS και LRFRUSA με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LNAS ⇒ LRFRUSA.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAS και LINFUSA, LINFUSA ≠ NAS.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAΣ και LIPIUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LNAS ⇒ LIPIUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LRFRUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA ⇒ LRFRUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LIPIUSA, με κατεύθυνση από LINFUSA ⇒ LIPIUSA.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIUSA ⇔ LRFRUSA

Στον πίνακα 10.62 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές των δεικτών LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.62 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k = 1	2753.614*	-22.11930*	-21.49050*
k = 2	2760.400	-22.10939	-21.36626
k = 3	2764.836	-22.08030	-21.22285
k = 4	2765.600	-22.02122	-21.04945

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.62 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά LR AIC και SCH δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος k = 1. Στον παρακάτω πίνακα 10.63 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τους ελέγχους αιτιότητας του Granger για k = 1.

Στον πίνακα 10.63 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.63 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LSP, LRFRUSA, LINFUSA, LIPIUSA

	LSP	**LRFRUSA**	**LINFUSA**	**LIPIUSA**
LSP		1.53274 [0.21689]	1.74562 [0.18767]	1.73645 [0.18883]
LRFRUSA	4.84166 [0.02872]		11.6591 [0.00075]	4.84393 [0.02868]
LINFUSA	0.14174 [0.70689]	0.16192 [0.68774]		0.00909 [0.92413]
LIPIUSA	21.0782 [7.1E-06]	3.15926 [0.07674]	7.08597 [0.00829]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.63 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LSP και LRFRUSA με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LSP $\Rightarrow$ LRFRUSA.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LSP και LINFUSA, LINFUSA $\neq$ LSP.
- Υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LSP και LIPIUSA, LSP $\Rightarrow$ LIPIUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LRFRUSA, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFUSA $\Rightarrow$ LRFRUSA.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFUSA και LIPIUSA, με κατεύθυνση από LINFUSA $\Rightarrow$ LIPIUSA.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIUSA $\Leftrightarrow$ LRFRUSA.

Στον πίνακα 10.64 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές των δεικτών LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.64 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k = 1	2339.034*	-18.56354*	-17.63464*
k = 2	2344.627	-18.52757	-17.45576
k = 3	2349.776	-18.48797	-17.27325
k = 4	2351.745	-18.42241	-17.06478
k = 5	2352.045	-18.34322	-16.84269

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.64 παρατηρούμε ότι και τα τρία στατιστικά LR AIC και SCH δίνουν την ίδια τάξη του VAR υποδείγματος k = 1. Στον παρακάτω πίνακα 10.65 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τους ελέγχους αιτιότητας του Granger για k = 1.

Στον πίνακα 10.65 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.65 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LDJ, LNAS, LSP, LFTSE, LGSG

	LDJ	LNAS	LSP	LFTSE	LGSG
LDJ		0.88498 [0.34777]	0.50461 [0.47816]	0.00900 [0.92448]	0.77368 [0.37994]
LNAS	0.48469 [0.48697]		0.64682 [0.42204]	0.14195 [0.70668]	0.11618 [0.73351]
LSP	0.03636 [0.84892]	0.46733 [0.49487]		0.09381 [0.75965]	0.47162 [0.49289]
LFTSE	0.80704 [0.36988]	2.55334 [0.11136]	2.53879 [0.11237]		0.08884 [0.76590]
LGSG	5.11658 [0.02458]	1.88951 [0.17052]	5.33764 [0.02170]	10.8458 [0.00114]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.65 παρατηρούμε ότι:

- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ ≠ LNAS.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ ≠ LSP.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ ≠ LFTSE.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LDJ και LGSG, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LDJ ⇒ LGSG.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAS ≠ LSP.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAS ≠ LFTSE.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LNAS ≠ LGSG.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LSP ≠ LFTSE.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LSP και LGSG, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LSP ⇒ LGSG.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LFTSE και LGSG, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LFTSE ⇒ LGSG.

Στον πίνακα 10.66 παρουσιάζονται τα στατιστικά των LR, AIC και SCH. για την περίπτωση που το υπόδειγμα VAR κατασκευάζεται από τις μεταβλητές των δεικτών LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR, για δύο χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10.66 Τάξη VAR για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR

Τάξη VAR	LR	AIC	SCH
k = 1	1760.014*	-14.00828	-13.37948
k = 2	1782.816	-14.12911*	-13.38599*
k = 3	1785.368	-14.08464	-13.22719
k = 4	1785.857	-14.02333	-13.05155

* Προτιμότερη τάξη του VAR υποδείγματος

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.66 παρατηρούμε ότι χρησιμοποιώντας το στατιστικό LR η τάξη του VAR υποδείγματος είναι k = 1, ενώ χρησιμοποιώντας τα στατιστικά AIC και SCH η τάξη του VAR υποδείγματος είναι k = 2. Επομένως στους παρακάτω πίνακες 10.67 και 10.68 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα από τους ελέγχους αιτιότητας του Granger για k = 1 και για k = 2.

Στον πίνακα 10.67 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LGSG, LRFGR, LINFGR, LIPIGR k = 1 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.67 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR

	LGSG	**LRFRGR**	**LINFGR**	**LIPIGR**
LGSG		0.05749 [0.81071]	0.79829 [0.37249]	0.63392 [0.42670]
LRFRGR	6.47631 [0.01155]		8.40365 [0.00409]	0.16644 [0.68366]
LINFGR	1.80511 [0.18034]	2.45242 [0.11864]		4.99911 [0.02627]
LIPIGR	20.3792 [9.9E-06]	41.1263 [7.3E-10]	16.8358 [5.6E-05]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.67 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LRFRGR με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LGSG $\Rightarrow$ LRFRGR.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LINFGR, LINFGR $\neq$ LGSG.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LIPIGR, LGSG $\Rightarrow$ LIPIGR.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFGR και LRFRGR, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFGR $\Rightarrow$ LRFRGR.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFGR και LIPIGR, LINFGR $\Leftrightarrow$ LIPIGR.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIGR και LRFRGR με κατεύθυνση από LRFRGR $\Rightarrow$ LIPIGR.

Στον πίνακα 10.68 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές των δεικτών LGSG, LRFGR, LINFGR, LIPIGR k = 2 (τάξη του VAR υποδείγματος).

Πίνακας 10.68 Έλεγχος αιτιότητας του Granger για υπόδειγμα των LGSG, LRFRGR, LINFGR, LIPIGR

	LGSG	**LRFRGR**	**LINFGR**	**LIPIGR**
LGSG		0.04564 [0.95539]	0.89412 [0.41032]	0.07091 [0.93157]
LRFRGR	2.66699 [0.07151]		3.37092 [0.03599]	0.44239 [0.64302]
LINFGR	0.92243 [0.39895]	1.01357 [0.36446]		6.81543 [0.00132]
LIPIGR	9.00369 [0.00017]	19.5661 [1.3E-08]	8.81891 [0.00020]	

Επίπεδα σημαντικότητας μέσα στις αγκύλες.

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 10.68 παρατηρούμε ότι:

- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LRFRGR με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LGSG $\Rightarrow$ LRFRGR.
- Δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LINFGR, LINFGR $\neq$ LGSG.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LGSG και LIPIGR, LGSG $\Rightarrow$ LIPIGR.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFGR και LRFRGR, με κατεύθυνση από τη μεταβλητή LINFGR $\Rightarrow$ LRFRGR.
- Υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών LINFΓP και LIPIΓP, LINFΓP $\Leftrightarrow$ LIPIΓP.
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση μεταξύ των μεταβλητών LIPIΓP και LRFRΓP με κατεύθυνση από LRFRGR $\Rightarrow$ LIPIGR.

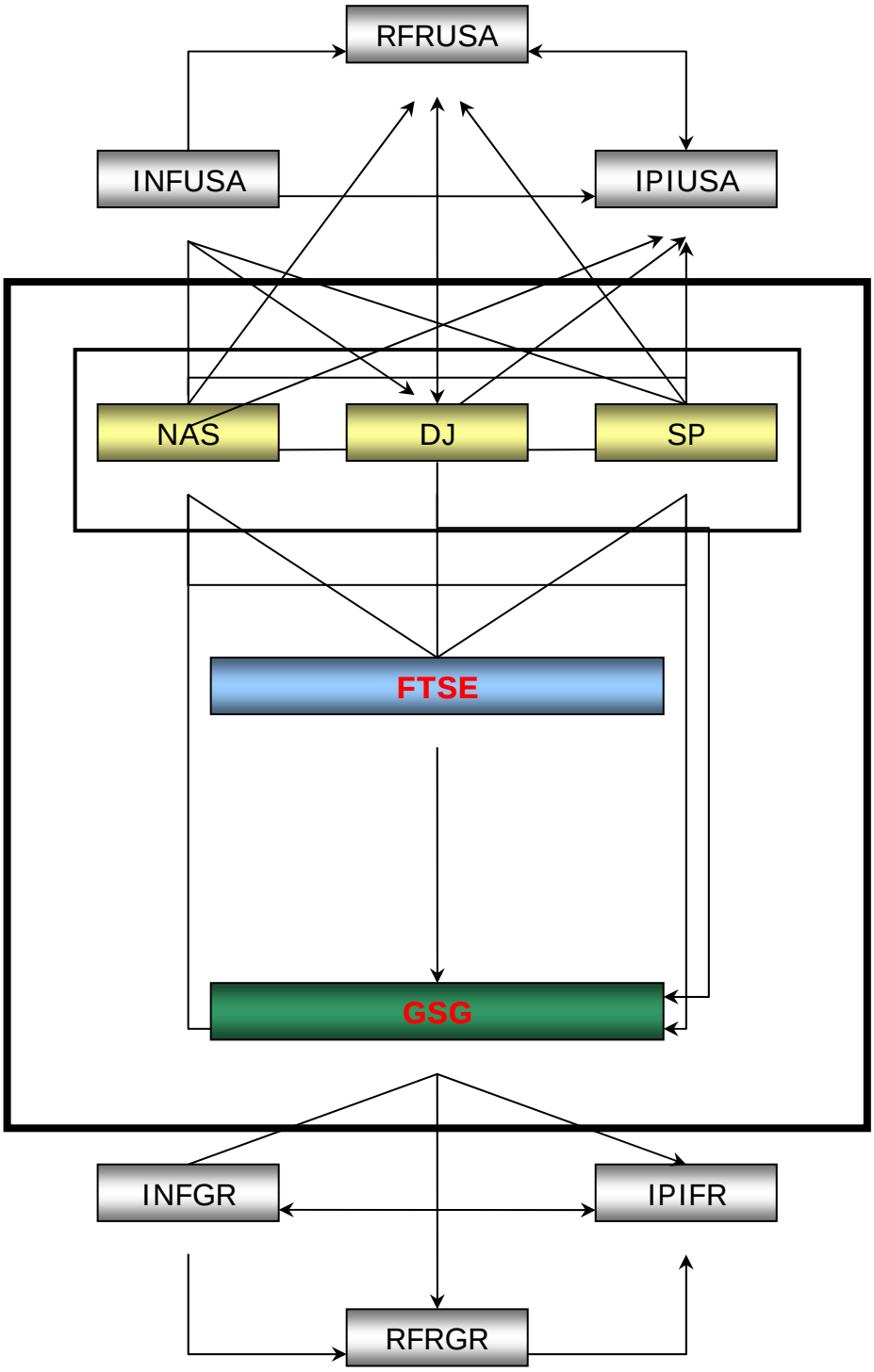
10.10 Συμπεράσματα

Αν και στα προηγούμενα τμήματα αυτού του κεφαλαίου παρουσιάσαμε αναλυτικά όλες τις πιθανές μορφές της αιτιότητας μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε, αλλά και μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών θεωρούμε σκόπιμο να ανακεφαλαιώσουμε εδώ αρκετά συνοπτικά τα συμπεράσματα αυτά.

Στο διάγραμμα 10.1 παρουσιάζονται όλες οι αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών, μεταξύ των μακρο-οικονομικών δεικτών, και μεταξύ των χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών όλων των υποδειγμάτων που χρησιμοποιούμε στο κεφάλαιο 3. Στο διάγραμμα αυτό, η φορά του κάθε βέλους σημειώνει τη φορά της αιτιότητας, δηλαδή ποιος χρηματιστηριακός δείκτης επηρεάζει (προκαλεί) ποιον, ή ποιος χρηματιστηριακός δείκτης επηρεάζει ποιον μακρο-οικονομικό δείκτη ή ποιος μακρο-οικονομικός δείκτης επηρεάζει άλλον μακρο-οικονομικό δείκτη. Τα διπλά βέλη σημειώνουν την αμφίδρομη αιτιότητα.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα του διαγράμματος 10.1 μπορούμε να πούμε ότι οι δείκτες των χρηματιστηρίων τόσο της Νέας Υόρκης, όσο και της Ελλάδος επηρεάζουν και επηρεάζονται από τους μακρο-οικονομικούς δείκτες κυρίως για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, το χρηματιστήριο των Αθηνών επηρεάζεται από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, αλλά και του Λονδίνου και επηρεάζει χωρίς να επηρεάζεται από τα μακρο-οικονομικά μεγέθη της ελληνικής οικονομίας.

Διάγραμμα 10.1 Αιτιακές σχέσεις όλων των μεταβλητών των υποδειγμάτων



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 11 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

11.1 Εισαγωγή

Σε γενικές, γραμμές στη διατριβή αυτή, προτείνεται μία νέα προσέγγιση στο πρόβλημα της μελέτης των σχέσεων ανάμεσα στους χρηματιστηριακούς δείκτες και τις βασικές μακρο-οικονομικές μεταβλητές. Μελετήθηκαν τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και των Αθηνών με τα μακρο-οικονομικά τους μεγέθη σε υποδείγματα VAR και εξετάστηκε η ύπαρξη συνολοκλήρωσης στα υποδείγματα αυτά, όπως και οι αιτιακές σχέσεις μεταξύ όλων των μεταβλητών που συμμετέχουν στη διατριβή. Και για τις δύο οικονομίες που εξετάστηκαν επιβεβαιώνεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και των μακρο-οικονομικών μεταβλητών. Η διαδικασία των σχέσεων συνολοκλήρωσης μας επέτρεψε να ερευνηθεί αν οι σχέσεις συνολοκλήρωσης επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες δυναμικές των μεταβλητών των συστημάτων που εξετάστηκαν. Η ύπαρξη συνολοκλήρωσης υπονοεί ότι οι χρηματιστηριακοί δείκτες και οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές εξελίσσονται μαζί στο χρόνο, παρόλο που επιτρέπονται κάποιες βραχυχρόνιες αποκλίσεις από τη μακροχρόνια σχέση. Τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής δείχνουν ότι σε μακροχρόνιο ορίζοντα οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές ερμηνεύουν τους χρηματιστηριακούς δείκτες. Τέλος, η υψηλή μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών σε σχέση με τις μακρο-οικονομικές μεταβλητές συμφωνεί με τα αποτελέσματα που προέκυψαν στη διατριβή αυτή.

Μια συνοπτική εικόνα των συμπερασμάτων κάθε κεφαλαίου παρουσιάζεται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 11.1 Συνοπτική επισκόπηση της διατριβής

Κεφ.	Υποθέσεις Έρευνας	Έλεγχοι-Μέθοδοι	Στατιστικά Οικονομετρικά Αποτελέσματα	Πρακτικά Αποτελέσματα	Άλλες έρευνες με ίδια ή διαφορετικά αποτελέσματα
4	Παρουσίαση δεικτών και αποδόσεων. Κανονικότητα. Μεταβλητικότητα	Στατιστικά της περιγραφικής στατιστικής	Χρηματιστηριακοί δείκτες και αποδόσεις Μη κανονικές Μεταβλητικότητα χρημ. δεικτών και αποδόσεων υψηλή, Μεταβλητικότητα μακρ. δεικτών χαμηλή. Συσχέτιση μεταξύ όλων των δεικτών υψηλή.	Δείκτες και αποδόσεις κινούμενες παρόμοια Η μεταβλητικότητα στους χρηματιστηριακούς δείκτες είναι μεγαλύτερη από αυτή στους μακρο-οικονομικούς δείκτες Η μεταβλητικότητα του δείκτη GSG είναι η μεγαλύτερη σε σχέση με τους άλλους δείκτες	Mobarek and Keasey (2000), Basila (2004) συμφωνούν ως προς τη κανονικότητα. Niarchos, et al. (1999) συμφωνούν ότι η μεταβλητικότητα του δείκτη GSG είναι μεγαλύτερη από τους δείκτες των Η.Π.Α. Morelli (2001) Δεν συμφωνεί ότι η μεταβλητικότητα των χρ. δεικτών δεν εξηγεί την μεταβλ. των μακρ. δεικτών.
5	Διερεύνηση τυχαίου περιπάτου όλων των δεικτών	Έλεγχοι του τυχαίου περιπάτου Μέθοδοι Dickey - Fuller	Χρηματιστηριακοί Δείκτες I(1) Μακρο-οικονομικοί δείκτες I(1) Αποδόσεις I(0)	Οι χρηματιστηριακοί και μακρο-οικονομικοί δείκτες δεν ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο	Alexakis and Petrakis (1991), Χαρίτου (2001) συμφωνούν για τον χρημ. δείκτη των Αθηνών, ότι δεν ακολουθεί τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου.
6	Έλεγχοι υπάρξεως μακροχρόνιων σχέσεων	Διμεταβλητοί Έλεγχοι Engle-Granger	Υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις συνολοκλήρωσης	Υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις συνολοκλήρωσης που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε προβλέψεις	Συριόπουλος και Βενέτης (1995) Συμφωνούν ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ του χρημ δείκτη Η.Π.Α και GSG, όπως και μεταξύ FTSE

Κεφ.	Υποθέσεις Έρευνας	Έλεγχοι-Μέθοδοι	Στατιστικά Οικονομετρικά Αποτελέσματα	Πρακτικά Αποτελέσματα	Άλλες έρευνες με ίδια ή διαφορετικά αποτελέσματα
					και GSG. Niarchos, et al. (1999) Δεν συμφωνούν ότι οι χρημ. δείκτες Η.Π.Α και GSG είναι συνολοκληρωμένες.
7	Έλεγχοι υπάρξεως βραχυχρόνιων σχέσεων	Διμεταβλητά Υποδείγματα Διόρθωσης Σφάλματος Έλεγχοι Engle-Granger	Υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις	Υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις συνολοκλήρωσης που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε προβλέψεις	Niarchos, et al. (1999) Δεν συμφωνούν ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση ανάμεσα στους δείκτες Η.Π.Α και GSG.
8	Έλεγχοι υπάρξεως μακροχρόνιων σχέσεων	Πολυμεταβλητοί Έλεγχοι Engle-Granger	Υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρημ. δεικτών και μεταξύ χρημ. και μακρ. δεικτών	Υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρημ. δεικτών και μεταξύ χρημ. και μακρ. δεικτών που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε προβλέψεις	Theodosiou, et. al (1995) Συμφωνούν ότι υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ χρημ Η.Π.Α και Αθηνών. Cheung and Ng (1998), Nasseh and Strauss (2000), Συμφωνούν ότι υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ χρηματισ. και μακρ. δεικτών.
9	Έλεγχοι υπάρξεως μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων σχέσεων	Πολυμεταβλητοί Έλεγχοι Johansen και υποδείγματα	Υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρημ. δεικτών και μεταξύ χρημ. και μακρ. δεικτών	Υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις συνολοκλήρωσης, επομενως μπορούμε να κατάσκευάσουμε υποδείγματα	Bilson et. al (2000). ,Ansotegui and Esteban (2002) .Συμφωνούν ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ χρημ. και μακρο. δεικτών.

Κεφ.	Υποθέσεις Έρευνας	Έλεγχοι-Μέθοδοι	Στατιστικά Οικονομετρικά Αποτελέσματα	Πρακτικά Αποτελέσματα	Άλλες έρευνες με ίδια ή διαφορετικά αποτελέσματα
		VAR Πολυμεταβλητά υποδείγματα διόρθωσης λαθών		διόρθωσης λαθών για προ-βλέψεις	Wongbango and Sharma (2002). Συμφωνούν ότι υπάρχει μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση συνολοκλήρω-σης μεταξύ χρηματ. και μακρο. δεικτών.
10	Έλεγχοι υπάρξεως αιτιακών σχέσεων	Αιτιακοί Έλεγχοι Granger Τάξη VAR υποδείγματος	Υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ χρηματιστηριακών δεικτών, μεταξύ μακρο-οικονο-μικών δεικτών και μεταξύ χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών	Υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ όλων των δεικτών που εξετάζουμε	Milionis, et. al (1998) Υπάρχει αιτιακή σχέση SP500 και GSG μέσω FTSE 100. Nikkinen and Sahlstrom (2001) Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση μεταξύ του χρημ. Η.Π.Α και Φιλανδίας. Wongbango and Sharma (2002). Συμ-φωνούν ότι υπάρχουν αιτιακές σχέσεις μεταξύ χρημ. και μακρο. δεικτών

11.2 Περιορισμοί στην έρευνά μας

Παρόμοιες μελέτες που έχουν ασχοληθεί με το θέμα της συσχέτισης διεθνών χρηματιστηριακών αγορών έχουν εφαρμόσει διάφορες οικονομετρικές μεθόδους και έχουν καταλήξει σε διαφορετικά συμπεράσματα. Άλλες μελέτες βρίσκουν χαμηλές συσχετίσεις στις αποδόσεις τόσο των μεγάλων χρηματιστηρίων (Wilkox, 1992), όσο και μεταξύ των αναδυόμενων αγορών με τις διεθνείς ανεπτυγμένες αγορές (Hauser *et a*l, 1994 και Errunza, 1994). Τα αποτελέσματα των παραπάνω ερευνών δείχνουν τη σχετική ανεξαρτησία των χρηματιστηριακών αγορών και υποστηρίζουν τη διεθνή διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων στις αγορές αυτές. Άλλες μελέτες πάλι, ενισχύουν την άποψη της αλληλεξάρτησης των διεθνών αγορών (Jaffe and Westerfield, 1985 και Eun and Shim, 1989). Παρατηρούνται ωστόσο, αλληλοσυγκρουόμενα απότελέσματα που άλλοι συγγραφείς απέδωσαν στη διαφοροποίηση της μεθοδολογίας που ακολουθείται (Kohlhagen, 1983 και Khoury *et al*, 1987). Είναι πολύ πιθανόν όμως, οι ημερήσιες αποδόσεις να περιέχουν μεγάλο θόρυβο για να μπορούν να ταυτοποιήσουν όποιες συσχετίσεις, ενώ χρησιμοποιώντας μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα (εβδομαδιαία, μηνιαία ή ετήσια) μπορεί να «φουσκώνουν» τις παρατηρούμενες συσχετίσεις, εξομαλύνοντας περισσότεο τις αποδόσεις των κεφαλαιαγορών.

Η θεωρία της ολοκλήρωσης - συνολοκλήρωσης προσφέρεται σαν μια νέα μέθοδος για τον έλεγχο της αλληλεξάρτησης των χρημαατιστηριακών αγορών. Τα αποτελέσματα των εμπειρικών αποτελεσμάτων των ελέγχων αυτών είναι σημαντικά, επίσης για τη διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου (Smith *et al*, 1993, Arshanapali and Doukas, 1993, και Backman *et al*, 1994), αλλά και για την ολοκλήρωση των αγορών (Artis and Taylor, 1990 και Smith *et al*, 1993).

Ένα μεγάλο μέρος της εμπειρικής βιβλιογραφίας που αφορά τη σχέση χρηματιστηριακών αγορών μπορεί να κατηγοριοποιηθεί σε δυο μεγάλες ομάδες.

Μια ομάδα ακολουθεί τη μέθοδο που εισήγαγε ο Kasa (1992) ο οποίος χρησιμοποιεί πολυμεταβλητές τεχνικές ολοκλήρωσης για να εξετάσει τον αριθμό των κοινών στοχαστικών τάσεων σε ένα σύστημα διεθνών χρηνατιστηρικών τιμών. Αυτή η μέθοδος παρέχει μια ιδέα για το πόσο ολοκληρωμένες έχουν γίνει οι αγορές, για το αν οι χρηματιστηριακές αγορές μοιράζονται ή όχι μακροχρόνιες σχέσεις στο χρόνο. Παρόμοιες μελέτες είναι αυτές των Cheung and Liu (1994), Corhay *et al* (1995), Backman *et al* (1994).

Η δεύτερη ομάδα προσπάθησε να ερευνήσει σχέσεις «lead-lag» μεταξύ τιμών διεθνών χρηματαγορών, χρησιμοποιώντας χρονοσειρές για μια μεγάλη χρονική περίοδο και το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο VAR. (Eun and Shim, 1989, Malliaris and Urrutia, 1992, Arshanapali and Doukas, 1993, Smith *et al* και 1993 Brocato, 1994).

Όλες αυτές οι μελέτες, παρ΄όλη τη συνεισφορά τους στη διερεύνηση των ενδο-σχέσεων μεταξύ των χρηματιστηρίων, υφίστανται κάποιους περιορισμούς.

- Πρώτον, στη δυναμική σχέση μεταξύ δυο χρηματιστηρίων συχνά εξεταζόταν, χωρίς να ελέγχονται κοινές επιδράσεις από άλλες αγορές. Ως συνέ-πεια, η βαθύτερη πραγματική άμεση σχέση μεταξύ δυο αγορών μπορούσε να παραβλεφθεί. Για παράδειγμα, η δυναμική σχέση ανάμεσα στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και των Αθηνών συχνά εξεταζόταν χωρίς να απομονωθεί η έμμεση επίδραση του χρηματιστηρίου του Λονδίνου. Το χρηματιστήριο των Αθηνών ενδέχεται να αντιδρά στις αγοραστικές συνθήκες του χρηματιστηρίου του Λονδίνου. Εντούτοις, αν το χρηματιστήριο του Λονδίνου (LSE) (στο χρόνο 0) αντιδράσει πριν το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) (στο χρόνο 1) στις αλλαγές που συμβαίνουν στο χρηματιστήριο των ΗΠΑ (NYSE) (στο χρόνο 0), μπορεί να φανεί πως το ΧΑΑ αντιδρά στις αγοραστικές αντιδράσεις του LSE. ΄Ως αποτέλεσμα, κάποιος μπορεί να συνάγει πως το χρηματιστήριο του Λονδίνου προκαλεί το ΧΑΑ, ενώ στην πραγματικότητα είναι το NYSE που ασκεί επίδραση στο ΧΑΑ. Έτσι, η βαθύτερη δυναμική σχέση μεταξύ των χρηματιστηρίων Λονδίνου και Αθηνών μπορεί να συγκαλυφθεί από τη νόθα συσχέτιση χρονο-σειρών αν η επίδραση από το NYSE δεν ελεγχθεί κανονικά.
- Δεύτερον, οι διμεταβλητές «lead-lag» σχέσεις μεταξύ των αγορών ή τα τυπικά F-test του Granger σ'ενα πλαίσιο VAR είναι χρήσιμα μόνο για να συλλάβουν τη βραχυχρόνια αιτιακή σχέση. Ακόμη και οι μελέτες που υιοθέτησαν ένα πολυμεταβλητό πλαίσιο για τη διερεύνηση των σχέσεων μεταξύ χρηματιστη-ρίων, χρησιμοποίησαν υποδείγματα VAR στις πρώτες διαφορές χωρίς να λάβουν υπ'όψη την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσεις στο πολυμεταβλητό σύστημα.
- Τέλος, σε πολλές περιπτώσεις, τα στατιστικά αποτελέσματα δεν ήταν επαρκώς στηριγμένα από την οικονομική θεωρία ή η σημασία των στατιστικών αποτε-λεσμάτων δεν ερμηνεύτηκε σωστά.

Βασικός στόχος μας σ'αυτή τη μελέτη ήταν να κάνουμε μια προσπάθεια να επεκτείνουμε την υπάρχουσα βιβλιογραφία επικεντρώνοντας το ενδιαφέρον μας στις δυναμικές αιτιακές σχέσεις μεταξύ τριών χρηματιστηριακών κέντρων, Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Αθηνών και στην επίδραση συγκεκριμένων μακρο-οικονομικών μεταβλητών στα χρηματιστήρια Νέας Υόρκης και Αθηνών, παραβλέποντας αυτούς τους περιορισμούς.

11.3 Συμπεράσματα

Στη διατριβή αυτή έγινε μία προσπάθεια να αποσαφηνίσουμε τις σχέσεις μεταξύ χρηματιστηριακών δεικτών και των βασικών μακρο-οικονομικών μεταβλητών. Αυτές οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές είναι θεμελιώδεις σύμφωνα με τη υπάρχουσα βιβλιογραφία για τον προσδιορισμό των χρηματιστηριακών δεικτών. Είναι αποδεκτό σε όλη τη βιβλιογραφία πως τα θεμελιώδη μακρο-οικονομικά μεγέθη καθορίζουν τη δομή των χρηματιστηριακών δεικτών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα που αποτελούν τα συστατικά της βάσης για αυτή την έρευνα είναι τα ακόλουθα:

- Η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών είναι πολύ υψηλή για να ερμηνεύεται από τη μεταβλητότητα των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών (κεφάλαιο 4).
- Οι χρηματιστηριακοί και μακρο-οικονομικοί δείκτες δεν ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο (κεφαλαίου 5).
- Υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών (σχέσεις μεταξύ δύο μεταβλητών) που απόδέχονται οι διάφορες οικονομικές θεωρίες (κεφάλαιο 6).
- Υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών (κεφάλαιο 7).
- Υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών (σχέσεις μεταξύ πολλών μεταβλητών) που αποδέχονται οι διάφορες οικονομικές θεωρίες (κεφάλαιο 8).
- Υπάρχουν μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των μετοχών και των μακρο-οικονομικών δεικτών (σχέσεις πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης Johansen, και υποδείγματα διόρθωσης λαθών VAR υποδείγματα) (κεφάλαιο 9).

- Υπάρχουν αιτιακές σχέσεις μεταξύ των δεικτών των μετοχών, των μακρο-οικονομικών δεικτών και μεταξύ των χρηματιστηριακών και μακρο-οικονομικών δεικτών που εξετάζουμε και προς ποια κατεύθυνση (κεφάλαιο 10).

Στο κεφάλαιο 5 αποδείξαμε ότι όλες οι χρονικές σειρές των μεταβλητών που εξετάζουμε δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. (Υπόθεση H_7)

Για τη διερεύνηση των μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ δύο δεικτών εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία των σχέσεων διμεταβλητής συνολοκλήρωσης των Engel - Granger στο κεφάλαιο 6. Συμπέρασμα της διερεύνησης αυτής ήταν ότι υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης ή μακροχρόνιες σχέσεις ή σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών που εξετάσαμε.

Εκτός από τον έλεγχο των μακροχρόνιων σχέσεων, και κάνοντας χρήση των αποτελεσμάτων αυτών εκτιμήσαμε και τις αντίστοιχες βραχυχρόνιες σχέσεις ή σχέσεις ανισορροπίας με τις εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος στην παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης μεταξύ των ίδιων μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν και στις μακροχρόνιες σχέσεις, στο κεφάλαιο 7. Συμπέρασμα της διερεύνησης αυτής ήταν ότι υπάρχουν βραχυχρόνιες σχέσεις στις περισσότερες από τις μεταβλητές που εξετάζουμε.

Για τη διερεύνηση των μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ πολλών δεικτών εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία των σχέσεων πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης των Engel – Granger, στο κεφάλαιο 8 . Συμπέρασμα της διερεύνησης αυτής ήταν τα εξής:

Οι δείκτες τιμών των μετοχών των χρηματιστηρίων που εξετάζουμε επηρεάζονται από τις παρακάτω μακρο-οικονομικές μεταβλητές ως εξής:

- Αρνητικά από την αύξηση του επιτοκίου των κυβερνητικών ομολόγων.(Υπόθεση H_2)
- Αρνητικά από την αύξηση του δείκτη τιμών του καταναλωτή. (Υπόθεση H_1)
- Θετικά από το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής.(Υπόθεση H_3)

Για τη διερεύνηση των μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων σχέσεων μεταξύ πολλών δεικτών εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία των σχέσεων πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης του Johansen, καθώς και τα VAR υποδείγματα , στο κεφάλαιο 9. Συμπέρασμα της διερεύνησης αυτής ήταν τα εξής:

- Υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και των μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

- Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ όλων των χρηματιστηριακών δεικτών που συμμετέχουν στη διατριβή αυτή.
- Υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ του χρηματιστηριακού δείκτη των Αθηνών και των μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Για τη διερεύνηση των αιτιακών σχέσεων εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία του Granger μεταξύ δύο και περισσοτέρων από δύο μεταβλητών (σύμφωνα με τα υποδείγματα που ερευνούμε, στο κεφάλαιο 10). Μερικά ιδιαιτέρως χρήσιμα συμπεράσματα αυτού του κεφαλαίου είναι πως υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση μεταξύ του δείκτη Dow – Jones και των επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων των Η.Π.Α. και μονόδρομη προς το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και το δείκτη τιμών του καταναλωτή των Η.Π.Α . Η σχέση του δείκτη Nasdaq είναι μονόδρομη τόσο ως προς το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής όσο και το επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων, αλλά και το δείκτη της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α. Τέλος, ο δείκτης S&P *500* παρουσιάζει μονόδρομη σχέση αιτιότητας προς το επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων και το δείκτη τιμών του καταναλωτή, ενώ η σχέση του με το επιτόκιο των κυβερνητικών ομολόγων είναι αμφίδρομη.

Σημαντικό είναι επίσης το συμπέρασμα πως δεν υπάρχει καμία αιτιακή σχέση μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης που εξετάζουμε, δηλαδή κανένας δείκτης δεν προκαλεί τον άλλον ούτε προκαλείται από αυτόν. Επίσης,

- Δεν υπάρχει καμία αιτιακή σχέση μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του χρηματιστηρίου του Λονδίνου. (Υπόθεση H_4) και
- Υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τους δείκτες Dow – Jones, S&P 500, και FTSE 100 προς το χρηματιστηριακό δείκτη των Αθηνών. (Υπόθεση H_5)

Για την περίπτωση του ελληνικού χρηματιστηρίου αποδείξαμε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από το χρηματιστηριακό δείκτη των Αθηνών προς το δείκτη συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων της Ελλάδος.

Ένας σημαντικός αριθμός ερωτημάτων έρευνας και στοιχείων αναλύθηκε και εξηγήθηκε στη διατριβή αυτή. Κατ' αρχή έγινε μία προσπάθεια να απαντηθούν ορισμένα θέματα που απασχολούν χρόνια τη ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Πιο συγκεκριμένα απαντήσαμε στα παρακάτω βασικά ερωτήματα:

Υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών?

Η απάντηση στη ερώτηση αυτή είναι θετική. Ναι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ του δείκτη Dow – Jones, του FTSE 100 και του χρηματιστηριακού δείκτη των Αθηνών.

Υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α?

Η απάντηση στη ερώτηση αυτή είναι θετική. Ναι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών των Η.Π.Α.

Υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ του δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος?

Η απάντηση στη ερώτηση αυτή είναι θετική. Ναι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δεικτών του χρηματιστηρίου των Αθηνών και των βασικών μακρο-οικονομικών δεικτών της Ελλάδος.

Και από τις αιτιακές σχέσεις η βασικότερη ερώτηση για τη διερεύνηση αυτής της διατριβής είναι αν τα μακρο-οικονομικά μεγέθη των Η.Π.Α προκαλούν τα μακρο-οικονομικά μεγέθη της Ελλάδος μέσω των χρηματιστρίων.

Η απάντηση που μπορεί να δοθεί είναι η εξής:

Η μόνη μακρο-οικονομική μεταβλητή που επηρεάσει το δείκτη Dow – Jones είναι τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων (διότι υπάρχει αμφίδρομη αιτιότητα με το δείκτη αυτό).

Ο δείκτης Dow – Jones μπορεί να προκαλέσει το δείκτη του χρηματιστηρίου των Αθηνών (μονόδρομη σχέση αιτιότητας).

Ο χρηματιστηριακός δείκτης των Αθηνών μπορεί να προκαλέσει τη συνολική βιομηχανική παραγωγή της Ελλάδος (μονόδρομη σχέση αιτιότητας), καθώς και τα επιτόκια των κυβερνητικών ομολόγων (μονόδρομη σχέση αιτιότητας).

Τέλος, ο χρηματιστηριακός δείκτης των Αθηνών μπορεί να προκαλέσει επίσης και το δείκτη τιμών του καταναλωτή (έμμεσα μέσω της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής) από την αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ της συνολικής βιομηχανικής παραγωγής και του δείκτη τιμών του καταναλωτή).

11.4 Συμβολή της έρευνας και πρακτική εφαρμογή των πορισμάτων της

Υπάρχει μια πολύ μεγάλη συζήτηση σχετικά με τη σχέση που έχει το χρηματιστήριο με την οικονομική ανάπτυξη μιας χώρας. Είναι πολύ ενδιαφέρον να δούμε με ποιο τρόπο ένα χρηματιστήριο μπορεί να βοηθήσει ή να επιτείνει την οικονομική ανάπτυξη μιας χώρας. Οι κύριοι λόγοι γι'αυτό το φαινόμενο είναι πως οι χρηματαγορές:

- Αυξάνουν τη ρευστότητα και αποτελούν έναν μηχανισμό για διαφοροποίηση του κινδύνου και ως εκ τούτου κάνουν τους επενδυτές πιο επιρρεπείς στις επενδύσεις
- Βελτιώνουν τη ροή πληροφοριών σχετικά με τις δραστηριότητες των επιχειρήσεων, το οποίο έχει ως αποτέλεσμα τη βελτιοποίηση του επιχειρηματικού ελέγχου και τελικά καλυτερεύει την εταιρική διακυβέρνηση. Με άλλα λόγια, η διοικητική δομή και οργάνωση των επιχειρήσεων γίνεται πιο αποτελεσματική.
- Δίνουν τη δυνατότητα στους επενδυτές να κατευθύνουν τα αποθέματά τους σε επενδύσεις που είναι πιο αποδοτικές. Η ύπαρξη συναλλάγματος αυξάνει τα αποθέματα χρηματοδότησης που διατίθεται για επενδυτικά προγράμματα με μεγαλύτερο κίνδυνο, τα οποία είναι αναγκαία για οικονομική ανάπτυξη. Γενικά, μπορούμε να πούμε πως τα χρηματιστήρια συμβάλλουν και σε συσσώρευση κεφαλαίου και σε τεχνολογικές καινοτομίες.

Με τη παρούσα διδακτορική διατριβή συμβάλλαμε ως ένα βαθμό στη αποσαφήνιση των δομικών σχέσεων μεταξύ των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και των Αθηνών. Δηλαδή, με τη με τη βοήθεια της μεθόδου της συνολοκλήρωσης καταφέραμε:

- Να ανακαλύψουμε την ταυτόχρονη ύπαρξη υψηλής μεταβλητότητας στους γενικούς χρηματιστηριακούς δείκτες Η.Π.Α και Ελλάδος βραχυχρόνια, και την ερμηνευτική δύναμη της βιομηχανικής παραγωγής μακροχρόνια.
- Να διαπιστώσουμε μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών και των μακρο-οικονομικών μεταβλητών.

Επιπλέον, η εφαρμογή της μεθόδου αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (VAR), συνέβαλε στη διαπίστωση

- Μίας αμφίδρομης αλληλεπίδραση μεταξύ των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών και των επιτοκίων των κυβερνητικών ομολόγων.
- επίδραση των επιτοκίων των Η.Π.Α στα αντίστοιχα της Ελλάδος, αλλά και τη βιομηχανική παραγωγή, μέσω των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών.

Γνωρίζοντας λοιπόν πόσο η προσέλκυση ξένων επενδυτών στο χρηματιστήριο μιας χώρας , αλλά και το πόσο η αποτελεσματική λειτουργία ενός χρηματιστηρίου μπορεί να επιτείνει την οικονομική ανάπτυξη της χώρας στην οποία ανήκει, τα πορίσματα αυτής της διατριβής πέρα από τη βοήθεια που θα προσφέρουν σε ερευνητές που θα ασχοληθούν με παρόμοια ζητήματα, θα μπορούσαν να φανούν χρήσιμα και στους απλούς επενδυτές. Η βαθιά γνώση της λειτουργίας των αγορών και η συνεχής ενημέρωση για τις παγκόσμιες διεθνείς εξελίξεις, προφυλάσσουν τους επενδυτές από παρορμητικές επενδυτικές ενέργειες.

11.5 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Παρ'όλο που η παρούσα διδακτορική διατριβή αποτελεί μια πλήρη και αυτότελή μελέτη που προσπαθεί με σύγχρονες και έγκυρες οικονομετρικές μεθόδους να συνάγει τα δικά της αποτελέσματα, εντούτοις θα μπορούσε να εμπλουτιστεί ως ακολούθως:

- θα μπορούσαμε να προσθέσουμε και την επίδραση άλλων οικονομικών παραγόντων της εσωτερικής οικονομίας, πχ η προσφορά χρήματος θα ήταν ιδιαίτερα ενδιαφέρουσα. Ωστόσο ο Lee (1992) απέδειξε ότι η προσφορά χρήματος είναι τόσο έντονα συσχετισμένη με τις αλλαγές στον πληθωρισμό και τα επιτόκια, ώστε μια από αυτές τις μεταβλητές θα ήταν περιττή στο υπόδειγμά μας. Αυτά τα αποτελέσματα ενισχύουν τα ευρήματα του Sims (1980) που βρήκε ότι η προσφορά χρήματος δεν έχει σημαντική ερμηνευτική δύναμη παρουσία των επιτοκίων στο υπόδειγμα.
- Επίσης, θα ήταν χρήσιμο να εισάγουμε μεταβλητές από διεθνείς παράγοντες που επηρεάζουν τη διεθνή οικονομία και συνεπώς την ελληνική, αφού διαμορφώνουν σε σημαντικό βαθμό το παγκόσμιο επενδυτικό κλίμα. Οι μεταβλητές που θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν σ'αυτή την περίπτωση είναι οι τιμές πετρελαίου, η παγκόσμια βιομηχανική παραγωγή και οι τιμές συναλλάγματος.

- Η εισαγωγή στο υπόδειγμά μας παραγόντων όπως η ψυχολογία των επενδυτών, εποχιακές μεταβολές, απρόβλεπτες διεθνείς εξελίξεις, οικολογικές καταστροφές θα ήταν ιδιαιτέρως ενδιαφέρουσα. Καθώς όμως οι παράγοντες αυτοί δεν ποσοτικοποιούνται, η εισαγωγή τους στο υπόδειγμα θα μπορούσε να γίνει μόνο με τη μορφή ψευδομεταβλητών.
- Τέλος, μια δημιουργική πρόταση θα ήταν ο έλεγχος της ανταπόκρισης των διαφόρων χρηματιστηρίων σε απρόβλεπτες εξελίξεις με έμφαση στην ένταση που προκαλούν στις διαφορετικές αγορές, στο πόσο γρήγορα ή αργά αφομοιώνουν αυτές τις εξελίξεις, αν οι κακές ή αντίθετα οι καλές ειδήσεις προκαλούν διαφορετικές αντιδράσεις στα χρηματιστήρια και τέλος πόσο καιρό κάνουν τα χρηματιστήρια να ανακάμψουν από μια ξαφνική διατάραξη της πορείας τους.

Βιβλιογραφία

Akaike, H. (1973) *Information theory and an extension of the maximum likelihood principle,* In: Petrov, B. and Csake, F. (eds) 2nd International Symposium on Information Theory. Budapest: Akademiai Kiado.

Αλεξάκης, Π. και Ν. Απέργης (1997). *Οι μακρο-οικονομικές μεταβλητές ως παράγοντες ερμηνείας της συμπεριφοράς των τιμών των μετοχών*. Εμπειρικές έρευνες με αναφορά στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.

Alexakis, P. and P. Petrakis (1991). Analysing stock market behaviour in a small capital market, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 15, pp. 471 – 483.

Ansotegui, C. and M.V. Esteban (2002). Cointegration for market forecast in the Spanish stock market, *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 843 – 857.

Artis, M. and M.P.Taylor (1990) International financial stability and the regulation of capital flows, In The international Fnancial Regime, G.Bird (ed), Surrey University, UK

Arshanapali, B, and J.Doukas (1993) International stock market linkages: Evidence from the pre- and post- October 1987 period, *Journal of Banking and Finance*, vol.17 , pp. 193 -208

Baduzzi, P. (1995). Stock returns, inflation, and the "proxy hypothesis": A new look at the data, *Economic Letters*, Vol. 48, pp. 47 – 53.

Balaban, E (1995a). *Informational efficiency of the Istanbul securities exchange and some rationale for public regulation*. Research paper in banking and finance. UK: Institute of European Finance

Balaban, E (1995b). *Some empirics of the Turkish stock market*. (discussion paper). Ankara: Central Bank of Republic of Turkey Research Department.

Barro, R. (1990). Stock market and investment, *Review of Financial Studies*, Vol.3, pp. 115 – 137.

Barro, R. (1989). *The stock market and the macroeconomy*, in R. W. Kamphuis, R.C. Kormendi and J.W.H. Watson (eds), Black Monday and the Future of Financial Markets, Dow Jones Erwin, Homewood, I11.

Basila, A. (2004). European stock market integration and economic growth. Presented at the *Annual Conference of the Multinational Finance Society*, Istanbul, July 2004.

Bekaert, G. (1995). Market integration and investment barriers in emerging equity markets, *World Bank Economic Review,* Vol. 9, pp.75 – 107.

Bekaert, G. and C. Harvey (1995). Time- varying world market integration", *Journal of Finance,* Vol.50, pp. 403 – 444.

Bera, A.K. and C.M. Jarque (1981). An efficient large-sample test for normality of observations and regression residuals. *Working Papers in Econometrics*. Vol. 40, Canberra: Australian National University.

Bilson, C. Brailsford, T. and V.Hooper (2001). Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns.*Pacific- Basin Finance Journal*. Vol. 9, pp. 401- 426.

Blanchard, O. J. (1981). Output the stock market, and interest rates, *American Economic Review*, Vol. 71(1), pp. 132 – 143.

Blackman, S.C., Holden, K. and W. Thomas (1994). Long – term relationships between international share prices, *Applied Financial Economics,* Vol.4, pp. 297 – 304.

Boyle, G.W. and L. Young (1988). Asset prices commodity prices and money: A general equilibrium, rational expectations model, *American Economic Review*, Vol. 78(1), pp. 24 – 45.

Box, G. P, and G. M Jenkins (1976). *Time series analysis: Forecasting and control*, Holden Day, San Francisco

Brealey, R. and S. Myers (1984). *Principles of corporate finance*, 2nd ed, McGraw Hill.

Branes, P. (1986). Thin trading and stock market efficiency: A case of the Kuala Lumpur stock exchange, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 13 (4) pp. 609 – 617.

Breusch, T. (1978). Testing the autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, Vol. 17, pp. 334 – 355.

Buckley, A. Ross, A.S. Westerfield, W.R. and F.J. Jaffe (1998). *Corporate Finance Europe*, McGraw-Hill International, UK.

Butler, K.C., and S.J. Malaikah (1992). Efficiency and inefficiency in thinly traded stock markets: Kuwait and Saudi Arabia. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, pp. 197 – 210.

Buguk, C. and W.B. Brorsen (2003). Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul stock exchange, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 12, pp. 579 – 590.

Cambell, J. and R. Shiller (1988a). Stock prices, earnings, and expected dividends, *The Journal of Finance*, Vol. 18, pp. 661 – 676.

Cambell, J. and R. Shiller (1988b). Interpreting cointegrated models", *Journal of Economic Dynamics and Control,* Vol.12, pp. 505 – 522.

Campbell, Y. J and P. Perron (1991). *Pitfalls and opportunities: What macro-economists should know about unit roots*. Mimeo, presented at the National Bureau of Economic Research Macroeconomic Conference.

Campbell, J.Y. and Y. Hamao (1992). Predictable stock returns in the United States and Japan: A study of long-term capital market integration, *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 43 – 69.

Campbell, J.Y. and J. Ammer (1993). What moves the stock and bond market? A variance decomposition for long-term asset returns. *The Journal of Finance*, Vol.1, pp. 3 – 37.

Chan, K.C. Gup, B.E. and M. Pan (1992). An empirical analysis of stock prices in Major Asian markets and United States, *The financial Review*, Vol.27(2), pp.289–307.

Chen, N. F. Roll, R. and S. Ross (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, Vol. 59(3), pp. 383 – 395.

Chen, N.F. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy, *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 529 – 554.

Cheung, Y.L. Wong, K.A. and Y.K. Ho (1993). The pricing of risky assets in two emerging Asian markets-Korea and Taiwan, *Applied Financial Economics* Vol. 3(4), pp. 315 – 324.

Cheung, Y. and L. Ng (1998). International evidence on the stock market and aggregate economics activity, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, pp. 281 – 296.

Cheung, Y.W and K.S. Lai (1999). Macroeconomic determinants of long-term stock market comovements among major EMS countries, *Applied Financial Economics*, Vol. 9, pp. 73 – 85.

Chung, P.J. and D.J. Liu (1994). Common stochastic trends in Pacific Rim stock markets, *Quarterly Review of Economics and Finance,* Vol. 34, pp. 241 – 259.

Γκλεζάκος, Μ. (1997). *Επίδραση των ιστορικών στοιχείων αποδοτικότητας των επιχειρήσεων στις μέσες τιμές των μετοχών τους: Η περίπτωση του χρηματιστηρίου*

Αξιών Αθηνών. Εμπειρικές έρευνες με αναφορά στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.

Classens, S. Dasgupta, S. and J. Glen (1993). *Stock price behavior in emerging markets*, In S. Classens and S.Gooptu, eds. Portfolio investment in developing countries, World Bank Discussion Paper 228. Washington D.C.

Classens, S. Dasgupta, S. and J. Glen (1995). Return bahavior in emerging stock market, *The world Bank Economic Review*, Vol.9(1), pp. 131 – 151.

Cohen, K. (1983). Friction in the trading process and the estimation of the systematic risk, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 263 – 278.

Cooley, T. F and S. F. LeRoy (1985). A theoretical macroeconomics: A critique, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, pp. 283 – 308.

Cootner, P. H. (1962). Stock prices: random walk vs systematic changes, Industrial *Management Review*, Vol.3, pp. 24 – 45.

Cootner, P. H. (1964). *The random character of stock market prices*, (ed). Cambridge, Mass: MIT Press.

Corhay, A., Tourani R. and J. P. Urbain (1995). Long run behavior of Pacific basin stock prices, *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp.11 – 18.

Cox, J. Ingersoll, J. and S.A. Ross (1985). An intertemporal general equilibrium model of asset prices, *Econometrica* Vol. 5, pp. 363 – 384.

D'Ambrosio, C. (1980). Random walk and the stock exchange of Singapore. *Financial Review*, Vol. 15, pp. 1-12

Day, T.E. (1984). Real stock returns and inflation, *The Journal of Finance*, pp. 493 - 502.

Δημέλη, Σ. (2003). *Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών*, Κριτική, Αθήνα.

Dickinson, M. and C. Muragu (1994). Market efficiency in developing countries: A case study of the Nairobi stock Exchange, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 21 (1), pp. 133 – 150.

Dickey, D. and W. Fuller (1981). Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica,* Vol. 49, pp. 1057 – 1072.

Dickey, D. and S. Said (1984). Testing for unit roots in autoregressive - moving average models of unknown order. *Biometrica*, Vol. 71, pp. 599 - 608.

Dickey, D. and W. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregrassive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427 – 431.

Domian, D.L. and Louton, D.A. (1979). A threshold autoregressive analysis of stock returns and real economic activity. International Review of Economics and Finance, vol. 62 (2), pp. 167-179

Δριτσάκη, Μ. και Χ. Δριτσάκη (2004). Συσχέτιση των χρηματιστηρίων Νέας Υόρκης και Αθηνών, *Παρουσιάστηκε στο 17^{ο} Πανελλήνιο Συνέδριο Στατιστικής*, Λευκάδα, 2004.

Δριτσάκη, Μ. Δριτσάκη, Χ. και Α. Αδαμόπουλος (2004). Πληθωρισμός και Παραγωγικότητα: Μια εμπειρική έρευνα για την Ελλάδα με την ανάλυση της αιτιότητας, *Επιστημονική Επετηρίδα του Πανεπιστημίου Μακεδονίας*, Τιμητικός Τόμος Μαρίας Δελιβάνη.

Dritsaki, M. and A. Adamopoulos (2003). Exports and economic growth in less developing countries of the European Union, *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, Vol.50(2), pp. 249 – 257.

Dritsaki, M. Dritsaki, C. and A. Adamopoulos (2004). A causal relationship between trade, foreign direct investment and economic growth for Greece, *Americal Journal of Applied Sciences*, Vol. 1(3), pp. 230 – 235.

Dritsaki, M and C. Dritsaki (2004). Macroeconomic determinants of stock price movements: An empirical investigation of the greek stock market, *Annual Conference of the Multinational Finance Society*, Istanbul, July 2004.

Dritsaki, C and M. Dritsaki (2004). A causal relationship between stock, credit market and economic development: An empirical evidence for Greece, *2nd Conference on Accounting and Finance in Transition*, Kavala, July 2004.

Dritsakis, N. (2004). Cointegration analysis of German and British tourism demand for Greece. *Tourism Management*, Vol. 25(1), pp. 111 – 119.

Durbin, J. and G. Watson (1950). Testing for serial correlation in least squares regression I, *Biometrica,* Vol. 37, pp. 409 – 428.

Durbin, J. and G. Watson (1951). Testing for serial correlation in least squares regression, *Biometrica,* Vol. 38, pp. 159 – 178.

Engle, R. and C. W. J. Granger (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica.* Vol 55, pp. 251 – 276.

Engle, R.F and B. S. Yoo (1987). Forecasting and testing in cointegrated system, *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp. 143 – 159.

Errunza, V. (1983). Emerging markets: a new opportunity for improving global portfolio performance, *Financial Analysis Journal,* Vol.39, pp. 51 – 58.

Errunza, V. (1994) Emerging markets: Some new concepts, *The Journal of Portfolio Management*, Spring, pp. 82 -87

Eun, C. and S. Shim (1989). International transmission of stock market movements, *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* Vol. 24, pp. 241 – 256.

Fama, E.F. (1965a). The bahavior of stock market prices. *Journal of Business*, Vol. 38, pp. 34 – 105.

Fama, E. F. (1965b). Random walks in stock market prices, *Financial Analysis Journal*, Vol. 25, pp. 3 – 7.

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, Vol. 25, pp. 383 – 417.

Fama, E.F.(1976). Efficient capital markets: reply, *Journal of Finance*, Vol.3, pp.143 – 145.

Fama, E.F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money, *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 545 – 565.

Fama, E.F. (1984). Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, pp. 319 – 338.

Fama, E.F. (1990). Stock returns, expected returns and real activity, *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 1089 – 1108.

Fama, E.F. and G.W. Schwert (1977). Asset returns and inflation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 115 – 146.

Fama, E.F. and K. French (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, pp. 23 – 49.

Ferson, W. and C.R. Harvey (1994). Sources of risk and expected returns in global equity markets, *Journal of Banking and Finance,* Vol. 18, pp. 775 – 803.

Fisher, S. and R. C. Merton (1984). Macroeconomics and finance: The role of the stock market. In Carnegic – Rochester *Conference Series on Public Policy*, Vol. 21, pp. 57 – 108.

Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamic, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 181 – 200.

Gelb, A.H. (1989). *Financial policies, growth and efficiency*, World Bank Working Paper, No.WPS 202, (Washington D, C, World Bank).

Geske, R and R. Roll (1983). The monetary and fiscal linkage between stock returns and inflation, *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 1 – 33.

Geweke, J. Meese, R. and W. Dent (1983). Comparing alternative tests of causality in temporal system. *Journal of Econometrics*, Vol. 77, pp. 161 – 194.

Gjerde, and F. Saettem (1999). Causal relations among returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 9, pp 61 – 74.

Godfrey, L. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, Vol. 8, pp. 227 – 236.

Godwin, R. (1990). *Chaotic economic dynamics*, Clarendon: Oxford Press.

Goetzmann, W.N. and P. Jorion (1999). Re-emerging markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* Vol. 34, pp. 1 – 32.

Gonzalo, J and C.W.J. Granger (1995). Estimation of common long-memory components in cointegrated systems, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 27 – 35.

Granger, C.W.J. and O. Morgenstern (1963). Spectral analysis of New York stock market prices, *Kyklos,* Vol. 16, pp. 1 – 27.

Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424 – 438.

Granger, C.W.J and P. Newbold (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp. 143 – 159.

Granger, C. (1988). Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics,* Vol. 39, pp. 199 – 211.

Grieb, T.A. and M.G. Reyes (1999). Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *Journal of Financial Research*, Vol. 22, pp. 371 – 383.

Groenewold, N. (1997). Share market efficiency: Tests using daily data for Australian and New Zealand, *Applied Financial Economics*, Vol.7, pp. 645 – 657.

Hannan, E. J and B. Quin (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 41, pp. 190 – 195.

Hayasi, F. (1985). Corporate finance side of the Q theory of investment, *Journal of Public Economics*, Vol. 27, pp. 261 – 280.

Harris, T.C., and T. Opler (1990). *Stock market returns and real activity*, UCLA Working Paper.

Harris, R. (1995). *Using cointegration analysis in econometric modelling*, Prentice Hall Harvester Wheat Sheat.

Harvey, C.R (1993). *Portfolio enchancement using emerging markets and conditioning information,* in S. Classens and S.Gooptu, eds. Portfolio investment in developing countries, World Bank Discussion Paper 228. Washington D.C.

Harvey, C.R (1994). *Conditional asset allocation in emerging markets*, Working Paper, No 4623, Cambridge, MA

Harvey, C.R (1995a). The risk exposure of emerging equity markets, *World Bank Economic Review,* Vol. 9, pp. 19 – 50.

Hauser, S.M. Marcus and U.Yaari (1994) Investing in emerging stock markets , *The Journal of Portfolio Management*, Spring, pp. 76 -81

Hilliard, J. (1979). The relationship between equity indices on world exchanges, *Journal of Finance*, Vol. 34, pp. 103 – 114.

Holden, D. and R. Perman (1994). Unit roots and cointegration for the economist, In: Rao, B.B. (ed) *Cointegration for the Applied Economist*. New York: St. Martin's Press.

Hudson, R. Dempsey, M. and K. Keasey (1994). A note on the weak-form efficiency of capital markets: The application of simple technical trading rules to UK stock prices-1935 to 1994, *Journal of Banking and Finance*, Vol.20, pp. 1121 – 1132.

Jaffe, J and R. Westerfield (1985a). Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effects, *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* Vol. 20, pp. 261 – 271.

Jaffe, J and R. Westerfield (1985b). The week end effect in common stock returns: The international evedence, *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 433 – 454.

James, C. Koresha, S. and M. Patch (1985). A VAR analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates, *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 1375 – 1384.

Jarque, G. M and A.K Bera (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economic Letters*, Vol. 6, pp. 255 – 259.

Jennergen, L.P. and M. Korsvold (1974). Price formation in the Norwegian and Swedish markets- some random walk tests, *Swedish Journal of Economics*, pp. 171 – 185.

Jensen, M. C. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency, *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, pp. 95 – 101.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of coitegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp. 231 – 254.

Johansen, S (1989). *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models*. Preprint- Institute of Mathematical Statistics University of Copenhagen, January

Johansen, S. (1991). Estimation and Testing Hypothesis of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica,* Vol. 59, pp. 551 - 580

Kasa, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets, *Journal of Monetary Economics,* Vol. 29, pp. 95 – 124.

Κάτος, Β. Α (1986). *Στατιστική*, Θεσσαλονίκη, Παρατηρητής.

Κάτος, Β. Α (2004). *Οικονομετρία, Θεωρία και Εφαρμογές*, Θεσσαλονίκη, Ζυγός.

Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation: The role of the monetary sector, *Journal of Financial economics*, Vol. 18, pp. 253 – 276.

Kavussanos, M and E. Dockery, (2001). A multivariate test for stock market efficiency: The market efficiency: The case of ASE, *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp. 573 – 579.

Kawakatsu, H., and M.R. Morey (1999). An empirical examination of financial liberalization and the efficiency of emerging market stock prices. *Journal of Financial Research*, Vol. 22, pp. 385 – 411.

Keim, D. and N. Stambaugh (1986). Predicting retuns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics*, Vol.17, pp. 357 – 390.

Kendall, M.G. (1953). The analysis of economic time series, Part I: Prices, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 96, pp. 11 – 25.

Keran, M. W. (1971). Expectations, money and stock market, *Review, Federal Reserve Bank*, pp. 16 – 31.

Khoury, S.B. Dobin and H.Takada (1987) Multiple time series analysis of national stock markets and their structure : some implications, in S.Khoury and A.Ghosh, eds, Recent development in international banking and finance (Lexington Books) ,pp. 169-186

Kohlahagen, S (1983) Overlapping national investment portfolios: Evidence and implications of international integration of secondary markets, in Research in International Business and Finance, R.Hawkins and R.Levich (eds), vol 3, JAI Pressm Greenwich, CT, pp 113-137

Kleidon, A. and I. Warner (1993). *Round the clock trading: Evidence from the UK cross-securities*, National Bureau of Economic Research , Working paper 4410.

Kwan, A.C.C., Sim, A.B., and J. A. Cotsomitis (1995). The causal relationships between equity indices on world exchanges, *Applied Economics*, Vol. 27, pp. 33 – 37.

Kwiatkowski, D., Philips, P.C.B., Schmidt, P and Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometric*, Vol. 57, pp. 159 – 178.

Kwon, C. Shin, T and C. Bacon (1997). The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets, *Multinational Business Review*, fall, pp. 63 – 70.

Landi, A and R. Saracoglu (1983). *Interest rate policies in developing countries*, International Monetary Fund Occasional Paper, No 22.

Lee, B.S. (1992). Causal relations among returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, Vol 47 (4), pp.1591 - 1603.

Lintner, J (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets.*Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, pp. 13 – 37.

Liu, C.Y. Song, S. and P. Romilley (1997). Are Chinese stock market efficient? A cointegration and causality analysis, *Applied Economic Letters*, Vol. 4, pp. 511 – 515.

Lo, A.W. and A.C. MacKinlay (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of financial Studies*, Vol.1, pp. 41 – 66.

MacKinnon, J. G (1991). *Critical values of cointegration test*, In: Engle, R. F and Granger (eds). Long – run Econometric Relationships: Reading in Cointegration. New York: Oxford University Press.

Maddala, G. S and I.M. Kim (1998). *Units roots, cointegration, and structural change,* Cambridge University Press.

Malliaris, A.G. and Urrutia (1992) The international crash of October 1987:Causality tests*, Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27(3), pp. 353-364

Mandelbrot, B. (1966), The variations of some other speculative prices, *Journal of Business*, Vol. 36, pp. 394 – 419.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, Vol. 7(1), pp. 77- 91.

Masih, R. and A. Masih (1996). Macroeconomic activity dynamics and Granger causality: New evidence from a small developing economy based on a vector error-correction modelling analysis, *Economic Modelling* Vol. 13, pp. 407 – 426.

Milionis, A E Moschos, D and M. Xanthakis (1998). The influence of foreign markets on the Athens stock exchange. *Spoudai,* Vol 48, No 1-4, pp. 140 – 156.

Mishkin, F. (1984). Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions, *Journal of Finance,* Vol. 39, pp.1345 - 1357.

Mobarek, A. and K. Keasey. (2000). *Weak form market efficiency of an emerging market: Evidence from the Dhaka stock market of Bangladesh*, paper presented at the ENBS Conference held on Oslo, May 2000.

Morelli, D. (2001). The relationship between conditional market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data, *International Review of Financial Analysis,* Vol. 1, pp. 1 – 10.

Mobarek, A. and K. Keasey. (2000). *Weak form market efficiency of an emerging market: Evidence from the Dhaka stock market of Bangladesh*, paper presented at the ENBS Conference held on Oslo, May 2000.

Mukherjee, T and A. Naka (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model, *Journal of Financial Research*, Vol. 18(2), pp. 223 – 237.

Nasseh, A. and J. Strauss (2000). Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: A cointegration approach, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40, pp. 229 – 245.

Nelson, C.R (1976). Recursive structure in US income, prices and output, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 1307 – 1327.

Niarchos, N. and C. Alexakis (1998). Stock market prices, causality and efficiency: evidence from the Athens stock exchange, *Applied Financial Economics*, Vol. 8, pp.167 – 174.

Niarchos, N. Tse, Y. Wu, C. and A.Young, (1999). International transmission of information: A study of the relationship between the US and greek stock markets. *Multinational Finance Journal*, Vol. 3(1), pp. 19 – 40.

Niederhoffer, V. and M. Osborne. (1966). Market making and reversal on the stock exchange. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 61, pp. 897 – 916.

Nikkinen, J. and P. Sahlstrom (2001). Impact of scheduled US macroeconomic news on stock market uncertainty: Multinational perspective, Annual Meeting of Finnish Statistical Society, Vaasa, May, pp. 17 – 18.

Nourredine, K. (1998). Behavior of stock prices in the Saudi Arabian financial market: Empirical research findings, *Journal of Financial Management and Analysis*, Vol. 11(1), pp. 48 – 55.

Osborne, M.F.M (1959). Brownian motion in the stock market, *Operations Research,* Vol. 7, pp. 145 – 173.

Osborne, M.F.M. (1962). Periodic structure in the Brownian motion of stock prices, *Operations Research*, Vol. 10, pp. 345 – 379.

Ojan, K. and C. Karemera (1999). Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: A revisit, *The Financial Review*, Vol. 34, pp. 57 – 72.

Osterwald – Lenum, M (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461 – 472.

Panagiotidis, T. (2003). *Market efficiency and the euro: The case of the Athens stock exchange,* Discussion Paper 03-08, Department of Economics and Finance, Brunel University.

Panas, E.E. (1990). The bahavior of Athens' stock prices. *Applied Economics*, Vol. 22, pp. 715 – 727.

Pearce, D.K. (1982). The impact of inflation on stock prices, federal reserve, Bank of Kansas, *Economic Review*. pp. 3 – 19.

Pill, H. (1997). Real interest rate and growth: Improving on some deflating experience, *Journal of Development Studies*, Vol. 43(1), pp. 85 – 111.

Phillips, P,. and P. Peron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrica,* Vol. 75, pp. 335 – 346.

Porerba, J.M. and L.H. Summers (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 27 – 59.

Poshakwale, S. (1996). Evidence on the weak form efficiency and the day of the weak effect in the Indian Stock Market, *Finance India*, Vol. 10(3), pp. 605 – 616.

Ramsey, J. B. (1969). Test for the specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society* B, pp. 350 – 371.

Roberts, H. V. (1959). Stock market patterns and financial analysis: Methodological suggestions, *The Journal of Finance,* Vol. 14, pp. 1 – 10.

Rozeff, M. S. (1974). Money and stock prices, *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, pp. 245 – 302.

Roll, R. (1992). Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices, *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 3 – 41.

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 341 – 360.

Roux, R and J. Gilbertson (1978). The behavior of share prices on the Johannesburg stock exchange, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 5 (2), pp. 223 – 232.

Runkle, D. (1987). Vector autoregressive and reality, *Journar of Economic and Business Statistics*, Vol. 5, pp. 437 – 454.

Samuels, J.M. (1981). *Inefficient capital markets and their implications*, In F.G. Genlemen. Derkinderen and R.L. Grum (eds), Risk, capital costs and project financing decisions, Holland: Martinus Nijhoff Publishing, pp.129 – 148.

Samuelson, P. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, Vol. 6, pp. 41 – 49.

Sargan, J. D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: A study of econometric methodology, In: Hart, P.E., Mills, G. and Whitaker (eds). *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths.

Schwarz, R. (1978): Estimating the dimension of a model. *Annuals of Statistics,* Vol. 6, pp. 461 – 464.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1 – 48.

Sharpe, W.S. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, pp 425 – 442.

Sharpe A.S. (1989) Asymmetric information, bank lending, and implicit contacts: a stylized model of customer relationships, *Finance and Economics*, Discussion Series 70, Board of Governors of the Federal Research System (US)

Shiller, R. (1989). *Market volatility*. Cambridge, MA:MIT Press.

Shilov, G. E (1971). *Linear Algebra*. Prentice – Hall, New Jersey.

Smith, K.L., J.Brocato and J.E.Rogers (1993) Regularities in the data between major equity markets: Evidence from Granger causality tests, *Applied Financial Economics*, Vol 3, pp. 55 -60

Solnik, B. (1973). Note on the validity of the random walk for the European stock prices, *Journal of Finance*, pp. 1151 – 1159.

Spiro, P.S (1990). The impact of interest rate changes on stock prices volatility, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 16(2), pp. 63 – 68.

Stock, J. H and M. Watson (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 83, pp. 1097 – 1107.

Strong, N. (1992). Modelling abnormal returns: A review article's, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 19(4), pp. 533 – 553.

Summers, L.H. (1983). *The nonadjustment of nominal interest rates; A study of the fisher effect*, in J. Tobin, ed.: Macroeconomics, Prices, and Quantities, Broolings Institution, Washington, DC. 201 – 224.

Συριόπουλος, Κ. και Ι. Βενέτης (1995). Αλληλεξάρτηση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με τις Διεθνείς αγορές πριν και μετά το κραχ του Οκτωβρίου 1987. *Σπουδαί*, τόμος 46, τεύχος 3-4, σελ. 202-222

Συριόπουλος, Κ. (1997α). *Εναλλακτικά υποδείγματα των χρηματιστηριακών τιμών: Τεχνητά νευρωνικά δίκτυα*. Εμπειρικές έρευνες με αναφορά στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.

Συριόπουλος, Κ. (1997β). *Αλληλεξάρτηση του χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με τις διεθνείς αγορές πριν και μετά το κραχ του Οκτωβρίου 1987*. Εμπειρικές έρευνες με αναφορά στο χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.

Theodosiou, P. Koutmos, G and C. Negakis (1993). The intertemporal relation between the U.S and Greek stock markets: A conditional variable tale analysis, *The International Journal of Finance,* Vol. 5(2), pp. 492 – 504.

Thomas, R. L (1997). *Modern Econometrics: An Introduction*. Harlow: Addison – Wesley.

Urrutia, J.L. (1995). Test of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. *Journal of Financial Research*, Vol. 18, pp. 299 – 309.

Von Fursteberg, G and B.N. Jeon (1989). International stock price movements: Links and messages, *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol.1, pp.125 – 167.

Wald, A. (1940). The fitting of straight lines if both variables are subject to error. *Annals of Mathematics and Statistics*, Vol. 11, pp. 284 – 300.

White, H. (1980). A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroscedasticity, *Econometrica,* Vol. 48, pp. 817 – 838.

Wilkox, J (1992) Global investing in emerging markets, *Financial Analysts Journal*, January- February, pp. 15-19

Wongbangpo P. and S.Sharma (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, pp. 1 –25

Working, H. (1934). A random-difference series for the use in the analysis of time series, *Journal of American Statistics Association*, pp. 11 - 22.

Working, H. (1960). Note on the correlation of first differences of averages in a random chain. *Econometrica*, Vol. 28, pp. 916 – 918.

Χαρίτου, Ε. (2001). *Διερεύνηση των δεικτών τιμών μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών*, Διδακτορική Διατριβή, Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Πανεπιστημίου Μακεδονίας.

Πίνακας Α.1
Συγκεντρωτική αρθρογραφική ανασκόπηση
Συσχέτιση του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών με τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου.

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες Χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
1993	The International Journal of Finance	Theodossiou, P. Koutmos, G. and Negakis, C.	1981-1990	Η.Π.Α.- Ελλάδα	Εξετάζουν τις εξαρτήσεις στους μέσους και τις διακυμάνσεις της συνδυασμένης κατανομής των μετοχικών αποδόσεων στο χρηματιστήριο αξιών Αθηνών και το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης	Υπόδειγμα GARCH	Οι αποδόσεις του ελληνικού χρηματιστηρίου επηρεάστηκαν από τις παρελθούσες αποδόσεις των ΗΠΑ, αλλά η μεταβλητότητα στις δυο αγορές δε συνδέεται.
1998	Spoudai	Milionis, A..E. Moschos, D. and Xanthakis, M.	1990-1992	ΗΠΑ- Ελλάδα- Μεγάλη Βρετανία	Επίδραση του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου στο χρηματιστήριο αξιών Αθηνών	Μονομεταβλητό υπόδειγμα ARIMA, Box-Jenkings, για να εξεταστεί η εξάρτηση των τριών δεικτών από το παρελθόν τους.	Στατιστικά σημαντική επίδραση (μικρή σε μέγεθος) από τον S&P-500 στο γενικό δείκτη του ΧΑΑ και συσχέτιση χρηματιστηρίου Λονδίνου και Αθηνών. Η αιτιακή επίδραση του SP στο γενικό δείκτη του ΧΑΑ

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες Χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
							επιτυγχάνεται μέσω του FTSE-100 .
1999	Multinational Finance Journal	Niarchos, N. Tse, Y. Wu, C. and Young A.	1993-1997	ΗΠΑ- Ελλάδα	Η διεθνής διάδοση πληροφοριών μεταξύ ΗΠΑ και Ελλάδας	EGARCH υπόδειγμα για την ερμηνεία των ημερήσιων χρηματιστηριακών αποδόσεων. Test συνολοκλήρωσης για την εξέταση της συνολοκλήρωσης μεταξύ των δυο αγορών.	Τα χρηματιστήρια των ΗΠΑ και της Ελλάδας δε σχετίζονται μεταξύ τους ούτε βραχυπρόθεσμα ούτε μακροπρόθεσμα

Πίνακας Β1
Μακρο-οικονομικοί παράγοντες που επιδρούν στις μετοχικές τιμές και αποδόσεις

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
1986	Journal of Business	Chen, N.F. Roll ,R. and Ross, S.	1953-1983	Η.Π.Α.	Εξετάζουν μια σειρά οικονομικών μεταβλητών ως συστηματικές επιδράσεις στις μετοχικές αποδόσεις καθώς και την επίδρασή τους στην τιμολόγηση παγίων	Εκτιμάται ένα VAR υπόδειγμα για να χρησιμοποιηθούν τα κατάλοιπα του ως μη-προβλεπόμενες καινοτομίες στους οικονομικούς παράγοντες	Οι μετοχικές αποδόσεις εξαρτώνται σε μεγάλο βαθμό από τη βιομηχανική παραγωγή και τις αλλαγές στο αντίτιμο κινδύνου (risk premium), ενώ σε μικρότερο βαθμό εξαρτώνται από τις αλλαγές στον αναμενόμενο πληθωρισμό και τις μετρήσεις του μη-αναμενόμενου πληθωρισμού
1991	Journal of Banking and Finance	Alexakis, P. and Petrakis. P.	1975-1987	Ελλάδα	Ποιοι είναι οι προσδιοριστικοί παράγοντες που επηρεάζουν το χρηματιστήριο αξιών Αθηνών? Πώς η κοινωνία και η οικονομία (μέσω του μηχανισμού τους)	Εξέταση υπόθεσης αποτελεσματικότητας.	Οι εξωτερικές εξελίξεις, οι εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες στο εσωτερικό και το κοινωνικοπολιτικό περιβάλλον, φαίνεται αν έχουν ισχυρή επίδραση στη συμπεριφορά του ελληνικού

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
					επηρεάζουν τη λειτουργία του χρηματιστηρίου?		χρηματιστηρίου
1999	Applied Fiancial Economics	Chen, Y.W. and Lai, K.	1979-1992	Γαλλία- Γερμανία- Ιταλία	Ανάλυση των μακροπρόθεσμων κινήσεων μεταξύ αναδυόμενων αγορών.	ADF tests και tests συνολοκλήρωσης	Οι μακροοικονομικές κινήσεις στις μετοχικές τιμές μπορεί μερικώς να επιτευχθούν από τις μακροχρόνιες μεταβλητές, κυρίως για την περίοδο μετά το 1987. Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τουλάχιστον ένα περιορισμένο ρόλο της βιομηχανικής παραγωγής, της προσφοράς χρήματος και των πραγματικών μερισμάτων
2001	Pacific-Basin Finance Journal	Bilson, C. Braisford, T. and Hooper U	1985-1997	Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία, Μεξικό, Βενεζουέλλα, Ινδία, Μαλαισία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Ταυλάνδη, Ελλάδα,	Ερευνούν μέχρι ποιο βαθμό οι μακροοικονομικές μεταβλητές είναι ικανές να ερμηνεύσουν τη μεταβολή στις μετοχικές αποδόσεις στις αναδυόμενες χρηματαγορές	PCA (Principal, Components Analysis) για την εξέταση της ομοιότητας μεταξύ των αναδυόμενων αγορών	Η προσφορά χρήματος, ο πληθωρισμός, η βιομηχανική παραγωγή και τα επιτόκια είναι σημαντικά όταν σχετίζνται με αποδόσεις μετοχών.

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
				Ιορδανία, Νιγηρία, Ζιμπάμπουε			
2001	International Review of Financial Analysis	Morelli D.	1967-1995	Μεγάλη Βρετανία	Διερεύνηση σχέσης μεταξύ της υποθετικής μεταβλητότητας για το χρηματιστήριο της Μεγάλης Βρετανίας και έναν αριθμό μακρο-οικονομικών μεταβλητών	Εξέταση conditional volatility με ARCH και GARCH υποδείγματα	Σε όρους VAR βρέθηκε μια σημαντική σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής μεταβλητότητας σε συνάρτηση με την ικανότητα της μικροοικονομικής μεταβλητότητας να προβλέπει τη χρηματιστηριακή μεταβλητότητα. Οι εξεταζόμενες μεταβλητές είναι η προσφορά χρήματος, πληθωρισμός και οι όροι συναλλάγματος.
2001	Annual Meeting of the Finnish Statistical Society	Nikkinen, Sahlstrom	1996-2000	ΗΠΑ-Φιλανδία	Εξετάζεται πως οι μακρο-οικονομικές ειδήσεις των ΗΠΑ επηρεάζει την αβεβαιότητα στο χρηματιστήριο της Φιλανδίας. Επικεντρώνεται στην επίδραση της έκθεσης εργασίας, του δείκτη τιμών παραγωγού και του δείκτη τιμών καταναλωτή	Μη-παραμετρικοί έλεγχοι (sign-test, Wilcoxon, sign-rank test)	Η αβεβαιότητα που σχετίζεται με την εξέδωση μακρο-οικονομικών ειδήσεων στις ΗΠΑ αντικατοπτρίζεται στα ξένα χρηματιστήρια, όπως η Φιλανδία. Από τις μακρο-οικονομικές ειδήσεις, μεγαλύτερο αντίκτυπο στην αστάθεια έχει η έκθεση της εργασίας.
2001	Διδακτορική διατριβή	Χαρίτου Ε.	1980-1996	Ελλάδα	Ισχύει η υπόθεση αποτελεσματικής αγοράς για το ΧΑΑ? Μπορούν να	Έλεγχος DF-ADF, αιτιότητα Granger, Error Correction Model, μέθοδος	Το ΧΑΑ δεν είναι αποτελεσματική αγορά. Οι τιμές των μετοχών επηρεάζονται πρωταρχικά

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Χρονική περίοδος	Εξεταζόμενες χώρες	Case Study	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
					κατασκευασθούν υποδείγματα που να ερμηνεύουν τη συμπεριφορά των τιμών στο ΧΑΑ?	εκτίμησης OLS/ AR(1), ARCH, GARCH, SURE/ AR(1), 2SLS	από τη δυναμική τους και έπειτα από τα ρυθμό ανάπτυξης της οικονομίας και τέλος από την προσφορά χρήματος στην οικονομία.
2002	Journal of Asian Economics	Wongbango and Sharma	1985-1996	Ινδονησία, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη Ταϊλάνδη	Εξετάζουν τη μακροπρόθεσμη και βραχυπρόθεσμη σχέση αιτιότητας μεταξύ τιμών μετοχών και μακροοικονομικών μεγεθών	Αιτιότητα Granger, DF-ADF tests, Phillips & Perron test, Johansen cointegration tests	Υπάρχει μια μακροχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ τιμών μετοχών και επιτοκίων στη Σιγκαπούρη, Ταϊλάνδη και Φιλιππίνες και θετική για τις υπόλοιπες χώρες. αρνητική σχέση μεταξύ τιμών μετοχών και προσφοράς χρήματος για την Ινδονησία και Φιλιππίνες και θετική για τα υπόλοιπα. Τέλος, θετική σχέση με επιτόκια για Ινδονησία, Μαλαισία, Φιλιππίνες και αρνητική για τις υπόλοιπες.
2002	Applied Economics	Ansotegui and Esteban	1980-1992	Ισπανία	Ερευνά την παρουσία μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ του χρηματιστηρίου και των μακροοικονομικών του παραγόντων: βιομηχανικής παραγωγής, πληθωρισμού και επιτοκίων	Johansen's cointegration analysis and Impulse response analysis	Οι μεταβλητές τείνουν να εξελίσσονται μαζί στο χρόνο. Το χρηματιστήριο δεν αντισταθμίζει τον πληθωρισμό. Ο δείκτης τιμών κινείται αντίθετα προς τα επιτόκια. Αύξηση της βιομηχανικής παραγωγής προκαλεί αύξηση του πληθωρισμού και μείωση των επιτοκίων

Πίνακας Β2
Η Επίδραση της βιομηχανικής παραγωγής στο χρηματιστήριο

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Συμπεράσματα
1992	The Journal of Finance	Lee	Οι αποδόσεις μετοχών είναι θετικά συσχετισμένες με την ανάπτυξη στη βιομηχανική παραγωγή.
1997	International Review of Economics and Finance	Domian and Louton	Οι αρνητικές αποδόσεις μετοχών ακολουθούνται από απότομες μειώσεις στα ποσοστά ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής, επιπλέον, οι θετικές αποδόσεις μετοχών προκαλούν περισσότερο σταδιακές αυξήσεις στην πραγματική δραστηριότητα
1993	The Journal of Finance	Cambell and Amer	Οι συμπεριφορά κάποιων μακροοικονομικών μεταβλητών όπως της βιομηχανικής παραγωγής, έχουν μεγάλη επίδραση στις χρηματιστηριακές τιμές και τις αποδόσεις τους.
1984	Journal of monetary Economics	Fama	Η σχέση μετοχικών αποδόσεων και βιομηχανικής παραγωγής είναι θετική και υψηλά σημαντική.
1985	Journal of Finance	James, Koresha, and Patch	Δέχονται πως η πραγματική δραστηριότητα σχετίζεται θετικά με τις μετοχικές αποδόσεις

Πίνακας Β3
Επίδραση του δείκτη τιμών του καταναλωτή στο χρηματιστήριο

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Συμπεράσματα
1983	Macroeconomics, Prices and Quantities	Summers	Η σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών τιμών και πληθωρισμού είναι αρνητική
1988	American Economic Review	Boyle and Young	Όταν ο πληθωρισμός ορίζεται από πραγματικά μέτρα τότε οι μετοχικές τιμές και ο πληθωρισμός σχετίζονται αρνητικά
1982	Economic Review	Pearce	Ο πληθωρισμός έχει αρνητική επίδραση στις μετοχικές τιμές
1976 1981	Journal of Political Economy American Economic Review	Nelson Fama	Ο πληθωρισμός επιδρά στις χρηματιστηριακές τιμές όταν υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ πραγματικού πληθωρισμού και αύξησης στην πραγματική δραστηριότητα
1984	The Journal of Finance	Day	Υπάρχει μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ πληθωρισμού και μετοχικών τιμών, η οποία είναι σύμφωνη με την ισορροπία σε μια ορθολογική αγορά

Πίνακας Β4
Η Επίδραση των επιτοκίων στο χρηματιστήριο

Έτος	Περιοδικό	Συγγραφείς	Συμπεράσματα
1983 1989 1997	International Monetary Fund Occasional Paper World Bank Working Paper Journal of Development Studies	Landi, and Saracoglu Gelb Pill	Υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ επιτοκίων και οικονομικής ανάπτυξης
1995 1996 1997 1998	Journal of Financial Research Economic Modelling Multinational Business Review Journal of Empirical Finance	Mukherjee and Naka Masih and Masih Kwon, Shin, and Bacon Cheung and Ng	Οι μακρο-οικονομικέ μεταβλητές (συμπεριλαβανομένων των επιτοκίων) έχουν σημαντική επίδραση στο χρηματιστήριο και υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ αυτών και των μετοχικών αποδόσεων
1995	Economic Letters	Balduzzi	Τα επιτόκια ευθύνονται για σημαντικό τμήμα της αρνητικής συσχέτισης αποδόσεων μετοχών και πληθωρισμού
1990	Journal of Portfolio Management	Spiro	Τεκμηριώνει μια αρνητική σχέση μεταξύ επιτοκίων και μετοχικών τιμών
1999	Journal of International Financial Markets, Institutions and Money	Gjerde and Saettem	Οι πραγματικές αποδόσεις μετοχών είναι αρνητικά σχετισμένες με τα πραγματικά επιτόκια
2000	The Quarterly Review of Economics and Finance	Nasseh and Strauss	Τα μακροπρόθεσμα επιτόκια επηρεάζουν αρνητικά τις τιμές των μετοχών, ενώ τα βραχυπρόθεσμα είναι θετικά σχετισμένα με τις τιμές των μετοχών
2002	Applied Economics	Ansotegui and Esteban	Ο δείκτης τιμών του χρηματιστηρίου της Ισπανίας κινείται αρνητικά σε σχέση με τα επιτόκια