

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**



**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**  
**ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΗ**  
**ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΗ**

**ΣΥΝΔΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ**  
**ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ**  
**ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ:**  
**ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΑΠΟ ΤΙΣ ΗΠΑ, ΤΟ**  
**ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΚΑΙ ΤΗΝ ΙΑΠΩΝΙΑ**

*Δήμας Σπυρίδων*

Διπλωματική Εργασία υποβληθείσα στο Τμήμα Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου  
Πειραιώς ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στην  
Οικονομική και Επιχειρησιακή Στρατηγική

**Πειραιάς, Σεπτέμβριος 2016**

**UNIVERSITY OF PIRAEUS**  
**DEPARTMENT OF ECONOMICS**



**MASTER PROGRAM IN**  
**ECONOMIC AND BUSINESS STRATEGY**

**LINKAGES BETWEEN STOCK PRICES AND**  
**EXCHANGE RATES:**  
**EMPIRICAL EVIDENCE FROM USA, UK AND JAPAN**

By  
Dimas Spyridon

Master Thesis submitted to the Department of Economics of the University of Piraeus in partial fulfillment of the requirement for the degree of Master of Arts in Economics and Business Strategy

**Piraeus, Greece, September 2016**

## Ευχαριστίες

Πρωτίστως θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή της διπλωματικής μου εργασίας, κ. Άγγελο Κανά, για την επιστημονική, πνευματική και ηθική υποστήριξη που μου παρείχε καθ' όλη τη διάρκεια της εκπόνησης της εργασίας αυτής.

Θα ήταν παράλειψη μου να μην ευχαριστήσω την κα Μαρία Ράικου, για το ενδιαφέρον και τη βοήθεια που μου προσέφερε στα χρόνια των σπουδών μου. Η αμέριστη συμπαράσταση της αποτέλεσε για μένα πηγή ενθάρρυνσης.

Τέλος, θα ήθελα να εκφράσω την βαθιά ευγνωμοσύνη μου στην οικογένεια μου και ιδιαίτερα στους γονείς μου, Γεράσιμο και Ειρήνη, για την οικονομική και ηθική στήριξη που μου παρείχαν σε όλη τη διάρκεια της ζωής μου.



# ΣΥΝΔΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΑΠΟ ΤΙΣ ΗΠΑ, ΤΟ ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΚΑΙ ΤΗΝ ΙΑΠΩΝΙΑ

**Σημαντικοί όροι:** συναλλαγματική ισοτιμία, χρηματιστηριακές τιμές, S&P 500, FTSE 100, NIKKEI 225, διάχυση μεταβλητότητας, διάχυση τιμών, υπόδειγμα VAR, διμετάβλητο EGARCH υπόδειγμα.

## Περίληψη

Η παρούσα εργασία προσπαθεί να προσδιορίσει τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο. Στα πλαίσια του εμπειρικού σκέλους της εργασίας χρησιμοποιήθηκαν ο δείκτης S&P 500 για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, ο δείκτης FTSE 100 για το χρηματιστήριο του Λονδίνου και ο δείκτης NIKKEI 225 για το χρηματιστήριο του Τόκιο, ενώ οι δείκτες για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι εκφρασμένοι σε δολάρια ανά τοπικό νόμισμα. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση είναι εβδομαδιαία για την χρονική περίοδο από τις 08/01/1999 μέχρι τις 25/12/2015. Οι βασικότεροι έλεγχοι που πραγματοποιήθηκαν είναι η ύπαρξη ή όχι διάχυσης τιμών μεταξύ των χρηματιστηριακών και των συναλλαγματικών αγορών, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger και η ύπαρξη ή όχι διάχυσης μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει διάχυση μεταβλητότητας από τις χρηματιστηριακές τιμές στην συναλλαγματικές ισοτιμίες σε όλες τις αγορές και από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στις χρηματιστηριακές τιμές μόνο στο Τόκιο.



# LINKAGES BETWEEN STOCK PRICES AND EXCHANGE RATES: EMPIRICAL EVIDENCE FROM USA, UK AND JAPAN

**Keywords:** exchange rate, stock prices, S&P 500, FTSE 100, NIKKEI 225, volatility spillover, price spillover, VAR model, bivariate EGARCH model

## Abstract

This paper attempts to define the relationship between stock and foreign exchange markets in New York, London and Tokyo. For the empirical part of the research we use S&P 500 for the New York stock exchange, FTSE 100 for the London stock exchange and NIKKEI 225 for the Tokyo stock exchange, while the exchange rate series are stated in US dollars per local currency. Data in this paper consists of weekly closing exchange rates and stock market indices and the sample period runs from 08/01/1999 to 25/12/2015. The tests employed on the paper were Dickey Fuller's unit root test, the existence, or not, of price spillover between stock prices and exchange rates, Granger causality test and the existence, or not, of volatility spillover between stock prices and exchange rates. The results showed that there exists volatility spillover from stock prices to foreign exchange rates for all countries and from the foreign exchange rates to the stock markets only for Tokyo.





## Περιεχόμενα

Περίληψη	v
Abstract	vii
Κατάλογος Πινάκων	xi
Κατάλογος διαγραμμάτων	xiii

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1:ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ

1.1 Εισαγωγή	15
1.2 Σκοπός - Στόχοι	15
1.3 Διάρθρωση της διπλωματικής	16
1.4 Ανακεφαλαίωση	16

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2:ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ 17

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3:ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

3.1 Εισαγωγή	21
3.2 Γραφική παρουσίαση των μεταβλητών	22
3.3 Περιγραφικά Στατιστικά	26
3.4 Ανακεφαλαίωση	31

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4:ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΗΣ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ

4.1 Εισαγωγή	33
4.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	34
4.3 Αριθμός χρονικών υστερήσεων	35
4.4 Το υπόδειγμα EGARCH	39

4.5 Ανακεφαλαίωση	40
-------------------	----

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ**

5.1 Εισαγωγή	43
5.2 Έλεγχος ύπαρξης price spillovers	43
5.3 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων	47
5.4 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger	49
5.5 Αποτελέσματα του υποδείγματος EGARCH	53
5.4 Ανακεφαλαίωση	55

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ**

6.1 Συμπεράσματα	57
6.2 Επιπτώσεις των ευρημάτων στις χρηματοοικονομικές αποφάσεις	57
6.3 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	59

<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ</b>	61
---------------------	----

<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ</b>	65
------------------	----

## Κατάλογος Πινάκων

3.1 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών στις Χρηματιστηριακές αγορές και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες	30
4.1 Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας	35
4.2 Προσδιορισμός της τάξης του VAR υποδείγματος για την αγορά της Νέας Υόρκης	36
4.3 Προσδιορισμός της τάξης του VAR υποδείγματος για την αγορά του Λονδίνου	37
4.4 Προσδιορισμός της τάξης του VAR υποδείγματος για την αγορά του Τόκιο	38
5.1 Αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR των χρηματιστηριακών αγορών	44
5.2 Αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR των αγορών συναλλάγματος	45
5.3 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ S&P500 και USD/EUR	51
5.4 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ FTSE 100 και GBP/USD	52
5.5 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ NIKKEI 225 και JPY/US	53
5.6 Αποτελέσματα του διμετάβλητου EGARCH υποδείγματος	54



## Κατάλογος διαγραμμάτων

3.1 Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη S&P 500	22
3.2 Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη FTSE 100	23
3.3 Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη NIKKEI 225	23
3.4 Ποσοστιαία μεταβολή USD/EUR	24
3.5 Ποσοστιαία μεταβολή GBP/USD	25
3.6 Ποσοστιαία μεταβολή JPY/USD	25
3.7 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη S&P 500	26
3.8 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη FTSE 100	26
3.9 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη NIKKEI 225	27
3.10 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας USD/EUR	28
3.11 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας GBP/USD	28
3.12 Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας JPY/USD	29
5.1 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη S&P 500 και της ισοτιμίας USD/EUR	47
5.2 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη FTSE 100 και της ισοτιμίας GBP/USD	48
5.3 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη NIKKEI225 και της ισοτιμίας JPY/USD	48



# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ

### 1.1 Εισαγωγή

Η απελευθέρωση των ροών κεφαλαίου, η οποία διευκολύνθηκε από τις πρόσφατες εξελίξεις στον τομέα των τεχνολογιών των συναλλαγών και τη βελτίωση της μετάδοσης των ειδήσεων, έχει οδηγήσει στην αύξηση της ολοκλήρωσης μεταξύ των διεθνών χρηματοπιστωτικών αγορών. Το φαινόμενο αυτό αποδίδεται στους δεσμούς μεταβλητότητας που έχουν αναπτυχθεί μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών, οι οποίοι είναι γνωστοί ως διαχύσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers).

Η δυναμική σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχει υπάρξει αντικείμενο έρευνας από πολλούς οικονομολόγους, αφού οι δύο μεταβλητές παίζουν καθοριστικό ρόλο στις αποφάσεις σχηματισμού των χαρτοφυλακίων και γενικότερα στην οικονομική ανάπτυξη.

Η κατανόηση της συμπεριφοράς και των πηγών των διασυνδέσεων μεταξύ των διεθνών χρηματοπιστωτικών αγορών είναι σημαντική για τη διεθνή διαφοροποίηση, την τιμολόγηση χρεογράφων και τη λήψη αποφάσεων σχετικά με την κατανομή των περιουσιακών στοιχείων.

### 1.2 Σκοπός - Στόχοι

Ο στόχος αυτής της μελέτης είναι να διερευνήσει τη δυναμική σχέση μεταξύ των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης (S&P 500), του Λονδίνου (FTSE 100) και του Τόκιο (NIKKEI 225) με τις αντίστοιχες συναλλαγματικές ισοτιμίες των τοπικών νομισμάτων. Θα εξετάσουμε την ύπαρξη ή όχι διάχυσης τιμών (price (mean) spillovers), μεταξύ των χρηματιστηριακών και συναλλαγματικών αγορών, χρησιμοποιώντας ένα πολυμετάβλητο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα VAR. Επιπλέον, θα εξετάσουμε την ύπαρξη ή όχι volatility spillovers μεταξύ των αγορών, χρησιμοποιώντας μια πολυπαραγοντική εκδοχή του EGARCH μοντέλου, που αναπτύχθηκε από τον Nelson (1991).

### **1.3 Διάρθρωση της διπλωματικής**

Η παρούσα μελέτη αναπτύσσεται σε 6 κεφάλαια:

Το πρώτο κεφάλαιο περιλαμβάνει την αιτιολόγηση του θέματος της διπλωματικής εργασίας και προσδιορίζει το σκοπό και του στόχους της.

Το δεύτερο κεφάλαιο περιλαμβάνει την βιβλιογραφική ανασκόπηση του θέματος και παρουσιάζονται εμπειρικές μελέτες σχετικά με τη σχέση των χρηματιστηριακών τιμών με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Στο τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζονται οι μεταβλητές που συμμετέχουν στην έρευνα, απεικονίζονται γραφικά και αναλύονται τα βασικά περιγραφικά στατιστικά τους.

Το τέταρτο κεφάλαιο περιλαμβάνει την περιγραφή της μεθοδολογίας της έρευνας και την πραγματοποίηση ελέγχου μοναδιαίας ρίζας των μεταβλητών του υποδείγματος για να ελέγξουμε τη στασιμότητα των τιμών των δεικτών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Στο πέμπτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της διπλωματικής εργασίας.

Στο τελευταίο κεφάλαιο γίνεται μια ανακεφαλαίωση της διπλωματικής εργασίας, παρουσιάζονται τα συμπεράσματα που προέκυψαν και γίνονται προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

### **1.4 Ανακεφαλαίωση**

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάστηκε το θέμα της διπλωματικής εργασίας, προσδιορίστηκαν ο σκοπός και οι στόχοι αυτής και πραγματοποιήθηκε μία σύντομη περιγραφή της διάρθρωσης και της θεματολογίας του κάθε κεφαλαίου.



## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2**

### **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ**

Στη σύγχρονη χρηματοοικονομική λογοτεχνία, η δυναμική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν άρει το ενδιαφέρον των οικονομολόγων, αφού και οι δύο μεταβλητές διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στις αποφάσεις διάρθρωσης των χαρτοφυλακίων και της οικονομικής ανάπτυξης. Οι θεωρητικοί δεσμοί μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν λάβει δύο μορφές. Τα προσανατολισμένα στις ροές κεφαλαίων μοντέλα (“flow oriented” models) των συναλλαγματικών ισοτιμιών (Dornbusch and Fischer, 1980) και τα προσανατολισμένα στις τιμές των μετοχών (“stock oriented”) μοντέλα των συναλλαγματικών ισοτιμιών (Branson, 1983; Frankel, 1983).

Η πρώτη προσέγγιση εστιάζει στο Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών ή στο Εμπορικό Ισοζύγιο. Αυτά τα μοντέλα υποθέτουν ότι οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες επηρεάζουν τη διεθνή ανταγωνιστικότητα, τα Εμπορικά Ισοζύγια και κατ’ επέκταση το πραγματικό εισόδημα και την παραγωγή. Οι τιμές των μετοχών, οι οποίες ορίζονται ως οι παρούσες αξίες των μελλοντικών εισροών των επιχειρήσεων, αντιδρούν στις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών και συνδέουν το μελλοντικό εισόδημα με τα επιτόκια, τις επενδύσεις και την κατανάλωση. Οι νεωτερισμοί στην χρηματιστηριακή αγορά, από την άλλη, επηρεάζουν τη συνολική ζήτηση μέσω του πλούτου και της ρευστότητας, ασκώντας επιρροή στη ζήτηση και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες (Gavin, 1989).

Η δεύτερη προσέγγιση (των προσανατολισμένων στις τιμές των μετοχών μοντέλων των συναλλαγματικών ισοτιμιών) αντιλαμβάνεται τις συναλλαγματικές ισοτιμίες ως εξισορροπητικό παράγοντα της προσφοράς και της ζήτησης για περιουσιακά στοιχεία, όπως οι μετοχές και τα ομόλογα. Αυτή η προσέγγιση προσδίδει στο Ισοζύγιο κεφαλαίων ένα σημαντικό ρόλο στον καθορισμό της δυναμικής των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Από τη στιγμή που οι τιμές των χρηματοοικονομικών στοιχείων ορίζονται ως οι παρούσες αξίες των μελλοντικών ταμειακών ροών, οι προσδοκίες για τις σχετικές αξίες μεταξύ των νομισμάτων διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στις κινήσεις των τιμών τους, ειδικά για τα διεθνώς εμπορεύσιμα χρηματοοικονομικά στοιχεία. Ως επακόλουθο, οι κινήσεις των τιμών των

μετοχών είναι πιθανό να επηρεάσουν (ή να επηρεαστούν) από τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Παλαιότερες εμπειρικές μελέτες είχαν επικεντρωθεί στην ταυτόχρονη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ο Aggarwal (1981) κατέληξε στο αποτέλεσμα ότι οι τιμές των μετοχών των ΗΠΑ με το εμπορικά σταθμισμένο δολάριο (trade-weighted dollar) είναι θετικά συσχετισμένες. Αντίθετα, οι Soenen και Hennigar (1988) τεκμηρίωσαν μία ισχυρά αρνητική συσχέτιση μεταξύ των τιμών των μετοχών των ΗΠΑ και της σταθμισμένης, βάσει δεκαπέντε νομισμάτων, αξίας του δολαρίου. Οι Ma και Kao (1990) παρείχαν κάποιες προτάσεις για τις πιθανές αιτίες των διαφορετικών αυτών συσχετίσεων. Συμπεριέλαβαν έξι βιομηχανικές οικονομίες για να διερευνήσουν την επίδραση των μεταβολών των τιμών του συναλλάγματος στις τιμές των μετοχών. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι για μια εξαγωγική οικονομία, η ανατίμηση του νομίσματος έχει αρνητική επίδραση στη χρηματιστηριακή αγορά, ενώ η ανατίμηση του νομίσματος ενισχύει των χρηματιστηριακή αγορά σε μία εισαγωγική οικονομία.

Πιο πρόσφατες μελέτες έχουν επικεντρωθεί στις αλληλεπιδράσεις και στις κατευθύνσεις της αιτιότητας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των χρηματιστηριακών τιμών για μεγάλες βιομηχανικές χώρες. Οι Bahmani-Oskooee και Sohrabian (1992) έδειξαν ότι υπάρχει αμφίδρομη αιτιότητα μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών του δείκτη S&P 500 και τη σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου. Ο Ajayi και άλλοι (1988) παρείχαν στοιχεία που έδειχναν μονόδρομη αιτιότητα από τις χρηματιστηριακές στις συναλλαγματικές αγορές για τις ανεπτυγμένες οικονομίες και μη σταθερή σχέση αιτιότητας για τις αναδυόμενες οικονομίες. Ο Chiang και άλλοι (2000) έδειξαν ότι οι χρηματιστηριακές τιμές και οι τιμές του συναλλάγματος είναι θετικά συσχετισμένες σε εννιά Ασιατικές χώρες. Οι Nieh και Lee (2001) βρήκαν σημαντική βραχυχρόνια, και όχι μακροχρόνια, συσχέτιση μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και συναλλαγματικών ισοτιμιών για τις G-7 χώρες.

Παρά την εξέταση των συνδέσεων και των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών, μόνο ένας περιορισμένος αριθμός ερευνών έχει προσπαθήσει να αναλύσει την πιθανότητα ότι η διάχυση μεταβλητότητας (volatility spillover) μπορεί να υπάρχει μεταξύ των αγορών μετοχών και συναλλάγματος. Η εξέταση της διαδικασίας διάχυσης μεταβλητότητας ενισχύει επίσης την κατανόηση της μετάδοσης πληροφοριών μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Η οικονομική παγκοσμιοποίηση και η ολοκλήρωση των παγκόσμιων χρηματοπιστωτικών αγορών, που τροφοδοτήθηκαν από την ανάπτυξη των τεχνολογιών της πληροφορίας, ενίσχυσαν τη διεθνή μετάδοση των αποδόσεων και της μεταβλητότητας μεταξύ των χρηματοπιστωτικών αγορών. Πολλές εμπειρικές μελέτες υπάρχουν, οι οποίες εξετάζουν τη στοχαστική συμπεριφορά των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, χρησιμοποιώντας κυρίως την ARCH μεθοδολογία του Engle (1982).

Επιπλέον, τα εν λόγω και τα Γενικευμένα ARCH υποδείγματα έχουν χρησιμοποιηθεί για τη μελέτη της διάχυσης μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών σε διαφορετικές χώρες και για διαφορά περιουσιακά στοιχεία. Για παράδειγμα, οι Hamao και άλλοι (1990) διερεύνησαν τη διάχυση τιμών και μεταβλητότητας σε τρεις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές (Νέα Υόρκη, Τόκυο και Λονδίνο). Οι Koutmos και Booth (1995) βρήκαν ασύμμετρη διάχυση μεταβλητότητας μεταξύ των ίδιων χρηματιστηριακών αγορών. Οι Chiang και Yang (2003) έδειξαν ότι η μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών απεικονίζει, όχι μόνο ένα ομαδοποιημένο φαινόμενο, αλλά επίσης ένα σημαντικό φαινόμενο διάχυσης μεταξύ των μεγάλων χρηματιστηριακών παγκοσμίως και αυτών στις ΗΠΑ. Ο Κανάς (2000) ήταν ένας από τους πρώτους που ανέλυσαν τη διάχυση μεταβλητότητας από τις αποδόσεις των μετοχών στις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών για τις ΗΠΑ, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιαπωνία, τη Γερμανία, τη Γαλλία και τον Καναδά. Βρήκε ενδείξεις διάχυσης από τις χρηματιστηριακές τιμές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες για όλες τις χώρες, εκτός της Γερμανίας, ενώ οι διαχύσεις μεταβλητότητας από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στις χρηματιστηριακές τιμές ήταν ασήμαντες για όλες τις χώρες.



## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

### ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

#### 3.1 Εισαγωγή

Το σύνολο των δεδομένων αποτελείται από εβδομαδιαίες (Παρασκευή) τιμές κλεισίματος δεικτών για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και τους χρηματιστηριακούς δείκτες των αγορών της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο.

Οι δείκτες των χρηματιστηριακών τιμών για τις τρεις αγορές είναι ο S&P 500, ο FTSE 100 και ο ΝΙΚΚΕΙ 225, ενώ οι δείκτες για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι εκπροσωπημένες σε δολάρια ΗΠΑ ανά τοπικό νόμισμα (σημειώστε ότι για την ανταλλακτική αξία του δολαρίου έχει χρησιμοποιηθεί ο δείκτης ευρώ ανά δολάρια ΗΠΑ). Η περίοδος του δείγματος είναι από τις 08/01/1999 μέχρι 25/12/2015, αποδίδοντας 885 παρατηρήσεις. Τα στοιχεία συλλέχθηκαν από τα Federal Reserve Economic Data (FRED) για όλους τους δείκτες, εκτός από αυτά για τον FTSE 100 που συλλέχθηκαν από την ιστοσελίδα <http://finance.yahoo.com>.

Το σκεπτικό της αρχικής ημερομηνίας είναι ότι συμπίπτει με τη δημιουργία της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Ένωσης, όταν και κυκλοφόρησε για πρώτη φορά το ευρώ τον Ιανουάριο του 1999. Από την άλλη το τελικό σημείο υπαγορεύεται από τη διαθεσιμότητα των δεδομένων.

Η χρησιμοποίηση εβδομαδιαίων δεδομένων είναι δικαιολογημένη δεδομένου ότι τα στοιχεία υψηλής συχνότητας (π.χ. ημερήσια) περιέχουν πάρα πολύ θόρυβο, ενώ στοιχεία χαμηλότερης συχνότητας (π.χ. μηνιαία, τριμηνιαία κ.ο.κ.) δεν συλλαμβάνουν το πληροφοριακό περιεχόμενο των αλλαγών των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

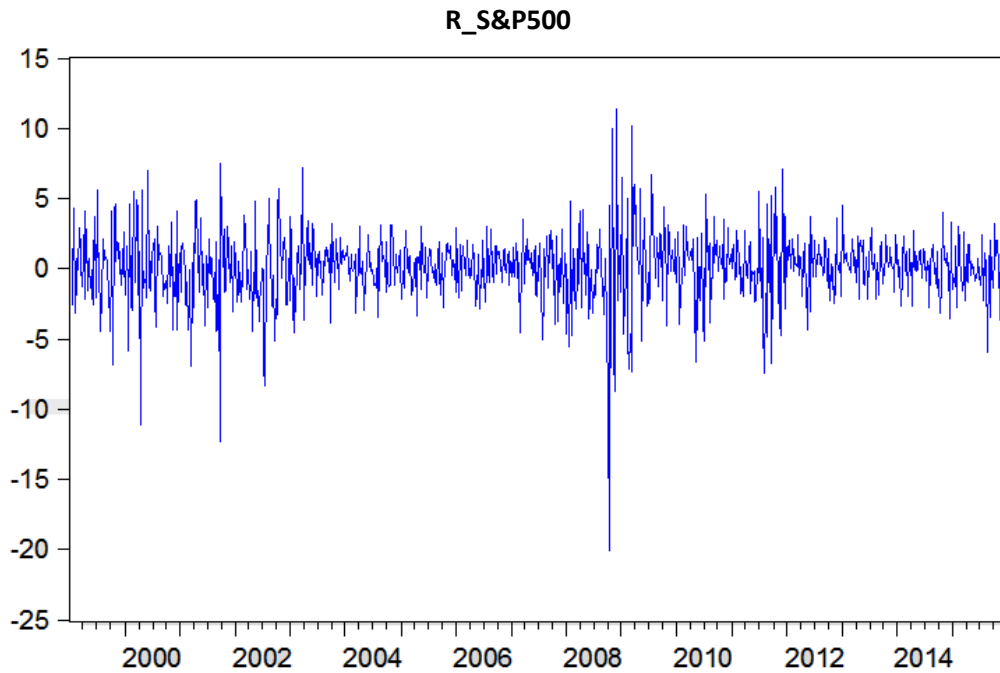
Ακολουθώντας το παράδειγμα του Κανά (2000) υπολογίζουμε του ρυθμούς μεταβολής των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών από τις πρώτες διαφορές των φυσικών λογαρίθμων τους ως εξής:

$$\text{Για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις: } S_{i,t} = 100 \times \ln(P_{i,t}^S / P_{i,t-1}^S) \quad (1)$$

$$\text{Για τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών: } E_{i,t} = 100 \times \ln(P_{i,t}^E / P_{i,t-1}^E) \quad (2)$$

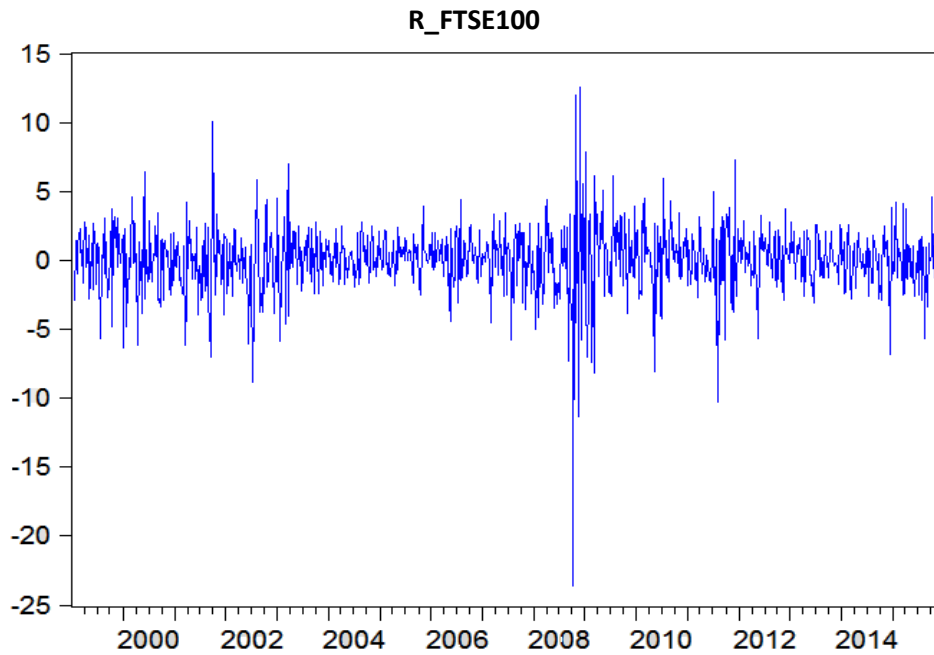
### 3.2 Γραφική παρουσίαση των μεταβλητών

Στα διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζονται οι γραφικές παραστάσεις των εβδομαδιαίων τιμών των ρυθμών μεταβολής των χρηματιστηριακών δεικτών S&P500, FTSE 100 και ΝΙΚΚΕΙ 225 και των συναλλαγματικών ισοτιμιών USD/EUR, GBP/USD και JPY/USD.



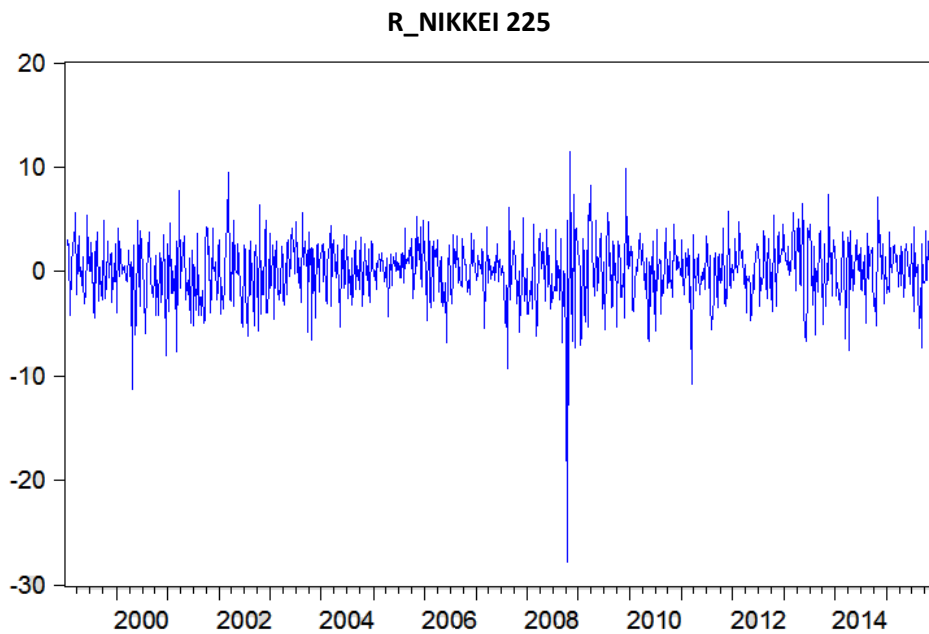
**Διάγραμμα 3.1**  
**Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη S&P 500**

Από το διάγραμμα 3.1, φαίνονται ξεκάθαρα περίοδοι χαμηλής και υψηλής μεταβλητότητας των ποσοστιαίων μεταβολών του δείκτη S&P500. Η μεγαλύτερη μείωση παρατηρείται το έτος 2008, κυρίως λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης.



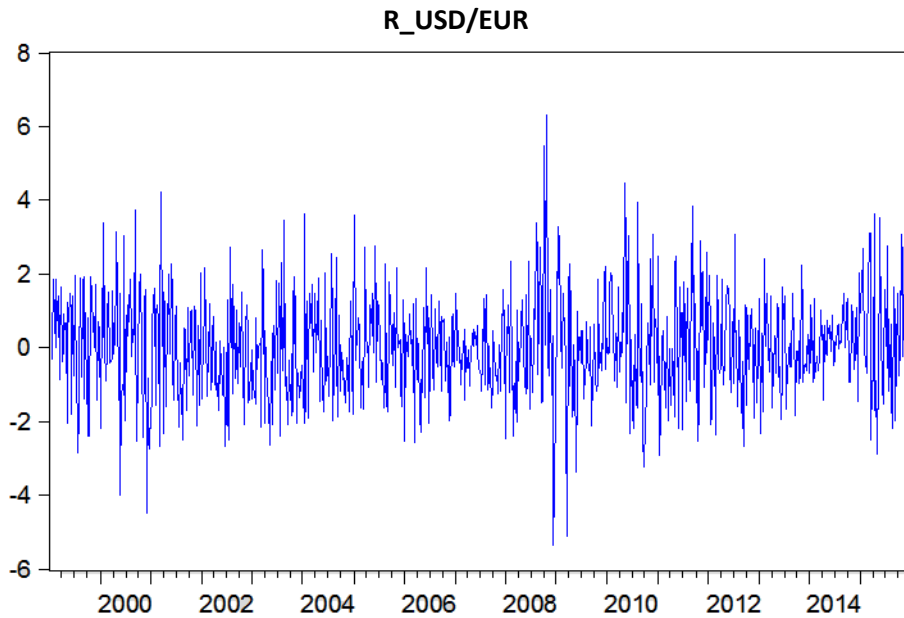
**Διάγραμμα 3.2**  
**Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη FTSE 100**

Στο διάγραμμα 3.2 φαίνονται και για τις ποσοστιαίες μεταβολές του δείκτη FTSE 100, ότι υπάρχουν περίοδοι υψηλής και χαμηλής μεταβλητότητας, με το 2008 να είναι το έτος με τη μεγαλύτερη μεταβλητότητα (λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης).



**Διάγραμμα 3.3**  
**Ποσοστιαία μεταβολή του Δείκτη ΝΙΚΚΕΙ 225**

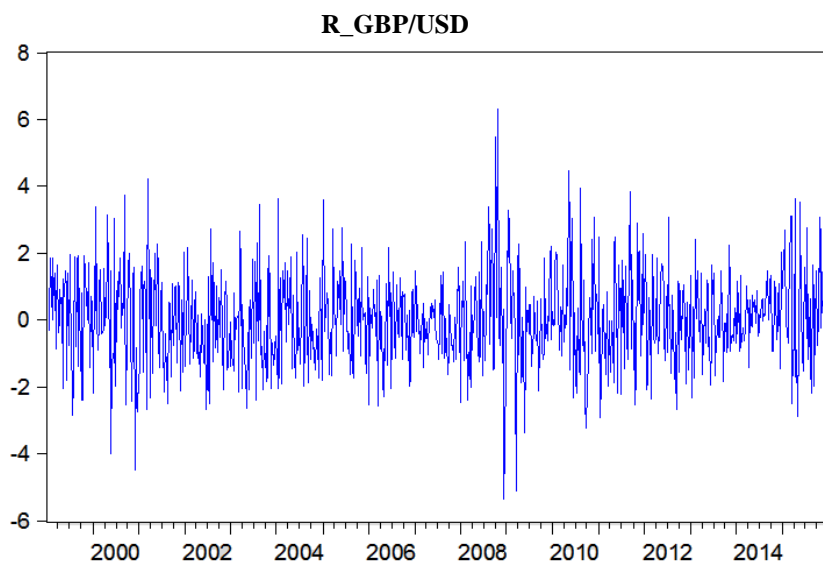
Στο διάγραμμα 3.3 το διάγραμμα των ποσοστιαίων μεταβολών του δείκτη NIKKEI 225 παρουσιάζει περιόδους υψηλής και χαμηλής μεταβλητότητας. Όπως και στα 2 προηγούμενα διαγράμματα, το έτος με τη μεγαλύτερη μεταβλητότητα είναι το 2008.



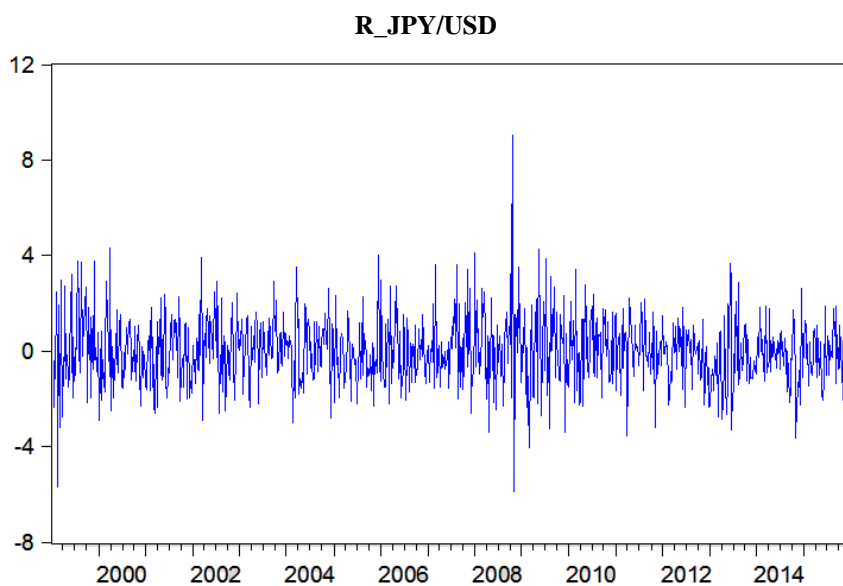
**Διάγραμμα 3.4**  
**Ποσοστιαία μεταβολή USD/EUR**

Στο διάγραμμα 3.4 φαίνεται ότι και στις αποδόσεις της ισοτιμίας USD/EUR παρατηρούνται περίοδοι υψηλής και χαμηλής μεταβλητότητας, με το 2008 να είναι και εδώ το έτος με τις μεγαλύτερες διακυμάνσεις.





**Διάγραμμα 3.5**  
**Ποσοστιαία μεταβολή GBP/USD**

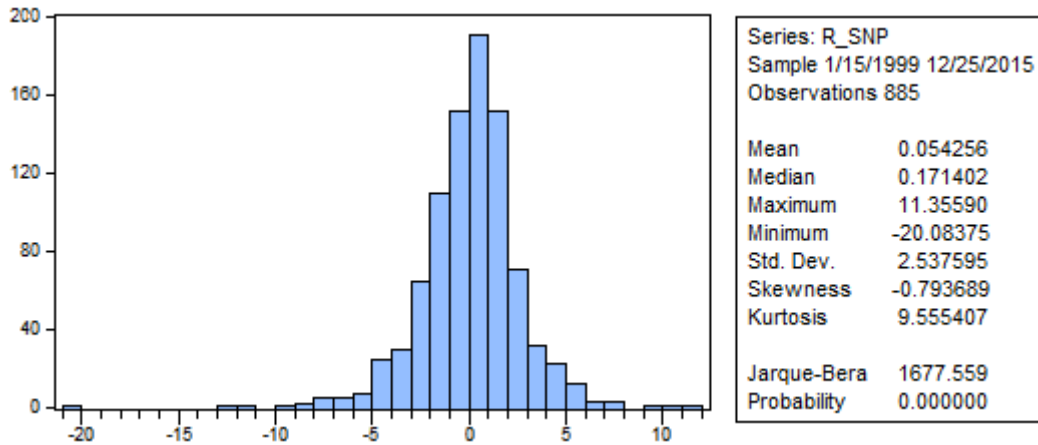


**Διάγραμμα 3.6**  
**Ποσοστιαία μεταβολή JPY/USD**

Τέλος, στα δύο τελευταία διαγράμματα 3.5 και 3.6 βλέπουμε, ότι και στις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών GBP/USD και JPY/USD παρατηρούνται περίοδοι υψηλής και χαμηλής μεταβλητότητας. Και σε αυτές τις περιπτώσεις, το 2008 είναι το έτος με τις μεγαλύτερες διακυμάνσεις, κυρίως λόγω, όπως έχει τονιστεί ήδη, της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης που ξέσπασε εκείνη την περίοδο.

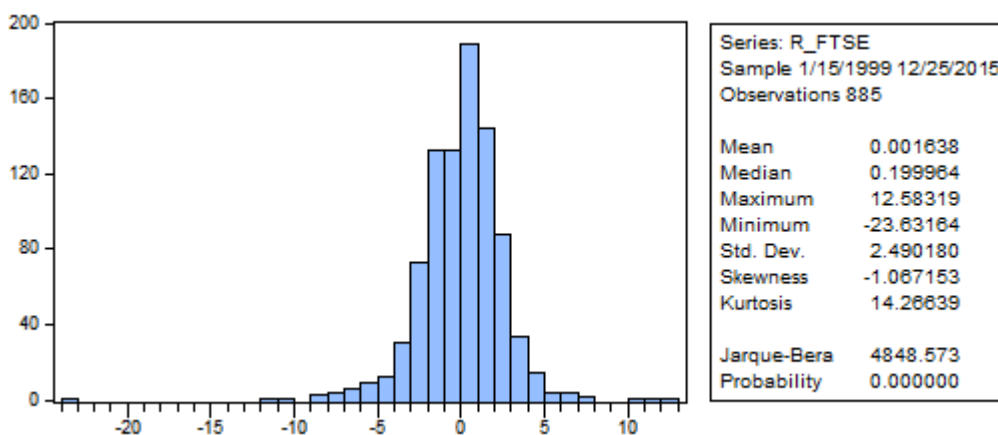
### 3.3 Περιγραφικά Στατιστικά

Στα παρακάτω διαγράμματα παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών τόσο στις χρηματιστηριακές αγορές όσο και στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.



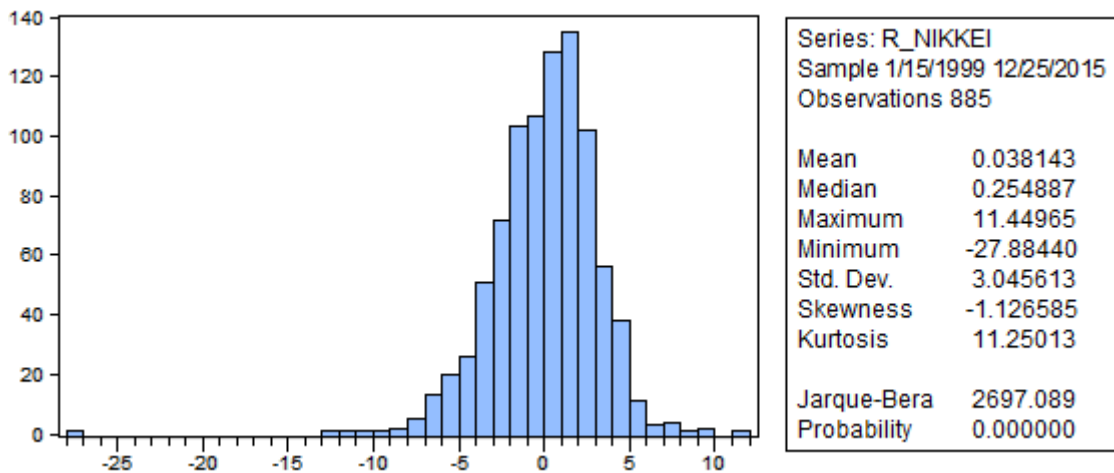
**Διάγραμμα 3.7**  
Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη S&P 500

Από το διάγραμμα 3.7 παρατηρούμε ότι η κατανομή των τιμών των μεταβολών του δείκτη S&P 500 είναι ασύμμετρη αριστερά (ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός  $-0,793689$ ) και λεπτόκυρτη (διότι ο συντελεστής κύρτωσης είναι  $9,555407$  μεγαλύτερος από 3), Επίσης τα δεδομένα δεν κατανέμονται κανονικά (διότι η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι ίση με μηδέν δηλαδή μικρότερη ακόμα και από το 1%)



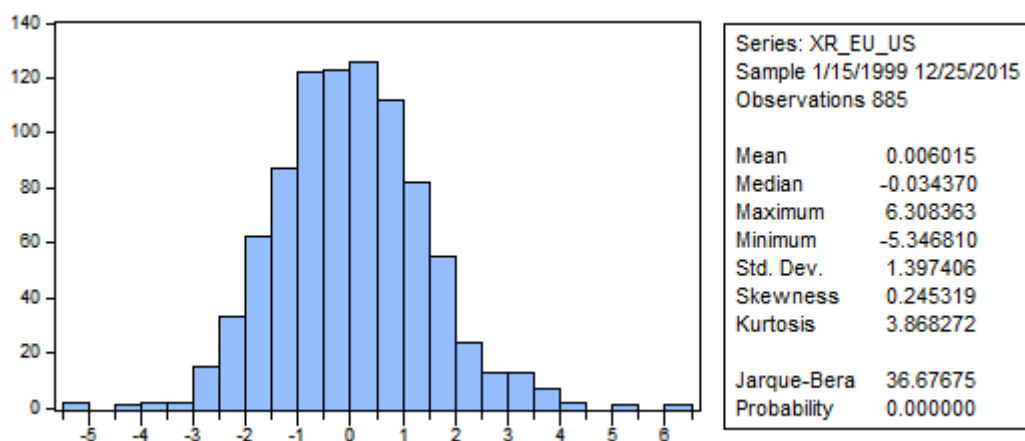
**Διάγραμμα 3.8**  
Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη FTSE 100

Από το διάγραμμα 3.8 παρατηρούμε ότι η κατανομή των τιμών των μεταβολών του δείκτη FTSE 100 είναι ασύμμετρη αριστερά (διότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός -1,067153) και λεπτόκυρτη (διότι ο συντελεστής κύρτωσης είναι 14,26639 μεγαλύτερος από 3). Επίσης οι παρατηρήσεις δεν ακολουθούν κανονική κατανομή (διότι η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι ίση με μηδέν)



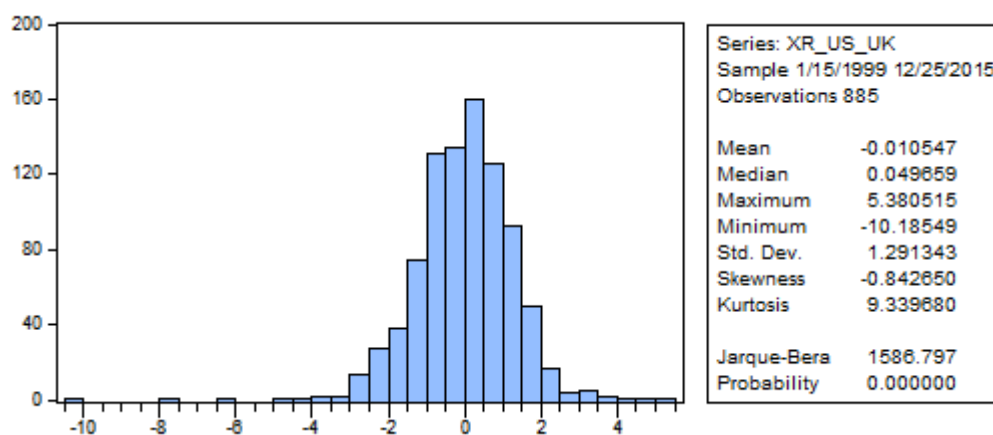
**Διάγραμμα 3.9**  
**Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ 225**

Από το διάγραμμα 3.9 παρατηρούμε ότι η κατανομή των τιμών των μεταβολών του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ 225 είναι ασύμμετρη αριστερά (διότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός -1,126585) και λεπτόκυρτη (ο συντελεστής κύρτωσης είναι 11,25013 μεγαλύτερος από 3). Επιπλέον οι παρατηρήσεις δεν κατανέμονται κανονικά, διότι η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι ίση με μηδέν.



**Διάγραμμα 3.10**  
**Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας USD/EUR**

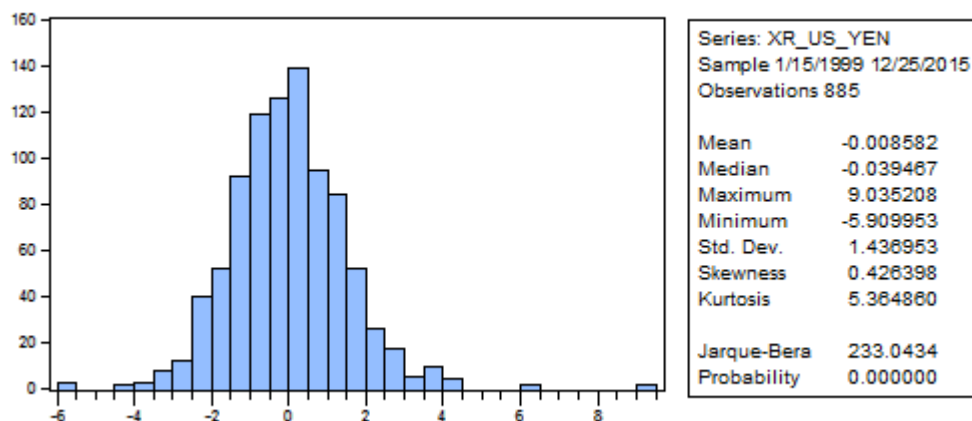
Από το διάγραμμα 3.10 παρατηρούμε ότι η κατανομή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας USD/EUR είναι ελαφρώς ασύμμετρη προς τα δεξιά (διότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός 0,245319 και λίγο μεγαλύτερος από το μηδέν) και ελαφρώς λεπτόκυρτη (διότι ο συντελεστής κύρτωσης είναι λίγο μεγαλύτερος από 3 (3,868272)). Επίσης οι παρατηρήσεις δεν κατανέμονται κανονικά, διότι η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι μηδέν.



**Διάγραμμα 3.11**  
**Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας GBP/USD**

Από το διάγραμμα 3.11 παρατηρούμε ότι η κατανομή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας GBP/USD είναι ασύμμετρη προς τα αριστερά (διότι ο

συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός  $-0,842650$ ) και λεπτόκυρτη (διότι ο συντελεστής κύρτωσης είναι  $9,339680$ , μεγαλύτερος από  $3$ ). Επίσης οι παρατηρήσεις δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, διότι η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι μηδέν.



**Διάγραμμα 3.12**  
**Περιγραφικά Στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών της ισοτιμίας JPY/USD**

Τέλος, από το διάγραμμα 3,12 προκύπτει ότι η κατανομή των μεταβολών της ισοτιμίας JPY/USD είναι ελαφρώς ασύμμετρη προς τα δεξιά (διότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι  $0,426398$ , ελαφρώς μεγαλύτερος από το μηδέν) και λεπτόκυρτη (διότι ο συντελεστής κυρτότητας είναι  $5,364860$ , μεγαλύτερος του  $3$ ). Επίσης η κατανομή των παρατηρήσεων δεν είναι κανονική, επειδή η πιθανότητα του στατιστικού Jarque Bera είναι μηδέν.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται συγκεντρωτικά τα περιγραφικά στατιστικά όλων των μεταβλητών.

Πίνακας 3.1

Περιγραφικά στατιστικά των εβδομαδιαίων μεταβολών στις Χρηματιστηριακές αγορές και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες

	<b>ΗΠΑ</b>	<b>Ηνωμένο Βασίλειο</b>	<b>Ιαπωνία</b>
<b>Δείκτες χρηματιστηριακών αγορών</b>			
<b>Mean</b>	<i>0,054256</i>	<i>0,001638</i>	<i>0,038143</i>
<b>Median</b>	<i>0,171402</i>	<i>0,199964</i>	<i>0,254887</i>
<b>Maximum</b>	<i>11,35590</i>	<i>12,58319</i>	<i>11,44965</i>
<b>Minimum</b>	<i>-20,08375</i>	<i>-23,63164</i>	<i>-27,88440</i>
<b>Standard Deviation</b>	<i>2,537595</i>	<i>2,49018</i>	<i>3,045613</i>
<b>Skewness</b>	<i>-0,793689</i>	<i>-1,067153</i>	<i>-1,126585</i>
<b>Excess Kurtosis</b>	<i>9,555407</i>	<i>14,26639</i>	<i>11,25013</i>
<b>Jarque –Bera</b>	<i>1.677,559</i>	<i>4.848,573</i>	<i>2.697,089</i>
<b>Probability</b>	<i>0,000000</i>	<i>0,000000</i>	<i>0,000000</i>
<b>Συναλλαγματικές Ισοτιμίες</b>			
<b>Mean</b>	<i>0,006015</i>	<i>-0,010547</i>	<i>-0,008582</i>
<b>Median</b>	<i>-0,034370</i>	<i>0,049659</i>	<i>-0,039467</i>
<b>Maximum</b>	<i>6,308363</i>	<i>5,380515</i>	<i>9,035208</i>
<b>Minimum</b>	<i>-5,346810</i>	<i>-10,18549</i>	<i>-5,909953</i>
<b>Standard Deviation</b>	<i>1,397406</i>	<i>1,291343</i>	<i>1,436953</i>
<b>Skewness</b>	<i>0,245319</i>	<i>-0,842650</i>	<i>0,426398</i>
<b>Excess Kurtosis</b>	<i>3,868272</i>	<i>9,339680</i>	<i>5,364860</i>
<b>Jarque –Bera</b>	<i>36,67675</i>	<i>1.586,797</i>	<i>233,0434</i>
<b>Probability</b>	<i>0,000000</i>	<i>0,000000</i>	<i>0,000000</i>

### 3.4 Ανακεφαλαίωση

Από τα αποτελέσματα των πινάκων και των διαγραμμάτων του κεφαλαίου που προηγήθηκε καταλήγουμε στα παρακάτω συμπεράσματα:

Οι τιμές και των έξι μεταβλητών παρουσιάζουν διακυμάνσεις κατά τη διάρκεια των ετών που εξετάζονται. Η κατανομή των τιμών των δεικτών S&P 500, FTSE 100 και NIKKEI 225 είναι ασύμμετρες αριστερά, λεπτόκυρτες και τα δεδομένα τους δεν κατανέμονται κανονικά. Η κατανομή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας USD/EUR είναι ελαφρώς ασύμμετρη προς τα δεξιά, ελαφρώς λεπτόκυρτη και τα δεδομένα δεν κατανέμονται κανονικά.

Η κατανομή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας GBP/USD είναι ασύμμετρη αριστερά, λεπτόκυρτη και οι παρατηρήσεις της δεν ακολουθούν κανονική κατανομή. Η κατανομή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας JPY/USD είναι ελαφρώς ασύμμετρη προς τα δεξιά, λεπτόκυρτη και οι παρατηρήσεις δεν κατανέμονται κανονικά.





## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

### ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΗΣ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ

#### 4.1 Εισαγωγή

Για να μοντελοποιήσουμε τις βραχυχρόνιες δυναμικές σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, θα χρησιμοποιήσουμε το παρακάτω υπόδειγμα διανυσματικών παλινδρομήσεων (VAR):

$$S_t = a_{S,0} + \sum_{i=1}^r a_{S,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{e,i} E_{t-i} + e_{S,t} \quad (3)$$

$$E_t = a_{E,0} + \sum_{i=1}^r a_{E,i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{s,i} S_{t-i} + e_{E,t} \quad (4)$$

Όπου:

S: Οι χρηματιστηριακές τιμές (Stock prices)

E: Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες (Exchange rates)

r: Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων

Στις παραπάνω εξισώσεις (3) και (4) οι παράμετροι  $a_{S,0}$ ,  $a_{S,i}$ ,  $a_{e,i}$ ,  $a_{E,0}$ ,  $a_{E,i}$  και  $a_{s,i}$  είναι προς εκτίμηση, ενώ τα  $e_{S,t}$  και  $e_{E,t}$  είναι τα κατάλοιπα. Οι παράμετροι  $a_{e,i}$  (εξίσωση 3) και  $a_{s,i}$  (εξίσωση 4), εφόσον είναι στατιστικά σημαντικοί, αντανακλούν την ύπαρξη διάχυσης τιμών (price spillover) μεταξύ των αγορών μετοχών και συναλλάγματος.

Από οικονομικής άποψης, το φαινόμενο της διάχυσης τιμών αναφέρεται στο γεγονός ότι η τιμή σε μία αγορά επηρεάζεται όχι μόνο από τις παρελθοντικές τιμές της, αλλά και από τις παρελθοντικές τιμές άλλων αγορών. Σε μακροπρόθεσμο επίπεδο, ο έλεγχος της ύπαρξης διάχυσης τιμών παίζει σημαντικό ρόλο στην αξιολόγηση αν ο αντίκτυπος της μεταβολών στην αγορά συναλλάγματος επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αγορές και το αντίθετο.

Για την εκτίμηση του VAR υποδείγματος, της κάθε μίας από τις τρεις αγορές, θα πρέπει να πραγματοποιηθεί έλεγχος της στασιμότητας των μεταβλητές του υποδείγματος και πιθανής σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ αυτών (ενότητα 4.2) και να γνωρίζουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (η διαδικασία αναλύεται στην ενότητα 4.3)

## 4.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για την εξέταση της στασιμότητας των χρονικών σειρών του υποδείγματος, η μέθοδος που χρησιμοποιήσαμε είναι ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF).

Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF) (1981) έχει τρεις μορφές εξισώσεων:

- Χωρίς σταθερά και τάση:

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

- Με σταθερά και χωρίς τάση:

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

- Με σταθερά και τάση:

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

Όπου:  $i=1, 2, \dots, \rho$  ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων

$\delta_0, \delta_1, \delta_2$  και  $\beta_i$  είναι παράμετροι

$t$  χρονική τάση

Υποθέσεις:

- $H_0: \delta_2=0$  η σειρά παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα, άρα δεν είναι στάσιμη.
- $H_1: \delta_2<0$  η σειρά δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα, άρα είναι στάσιμη.

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-student του συντελεστή  $\delta_2$  είναι μικρότερο από την κρίσιμη τιμή  $\tau_3$  ( $\tau_{\delta_2} < \tau_3$ ). Οι κρίσιμες τιμές προκύπτουν από τον πίνακα του MacKinnon (1991) για επίπεδα σημαντικότητας  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$  και  $10\%$ . Όταν επιτυγχάνεται στασιμότητα σε επίπεδο  $1\%$  λέμε ότι η στασιμότητα της μεταβλητής είναι ισχυρή, σε επίπεδο  $5\%$  λέμε ότι η στασιμότητα της μεταβλητής είναι μέτρια και σε επίπεδο  $10\%$  λέμε ότι η στασιμότητα της μεταβλητής είναι ασθενής.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του ελέγχου θα πρέπει να είναι τέτοιος, ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του βέλτιστου αριθμού χρονικών υστερήσεων του ελέγχου το κριτήριο του Schwarz (SC) (1978).

Πίνακας 4.1

Αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας

Χώρα	Μεταβλητή	Χωρίς σταθερά και χωρίς Τάση	Με σταθερά και χωρίς Τάση	Με σταθερά και Τάση
US	Stock Market	-32,30637 <sup>***</sup>	-32,30562 <sup>***</sup>	-32,32486 <sup>***</sup>
	Exchange rate	-28,75926 <sup>***</sup>	-28,74354 <sup>***</sup>	-28,73691 <sup>***</sup>
UK	Stock Market	-32,24561 <sup>***</sup>	-32,22734 <sup>***</sup>	-32,2179 <sup>***</sup>
	Exchange rate	-30,53902 <sup>***</sup>	-30,52408 <sup>***</sup>	-30,51308 <sup>***</sup>
JAPAN	Stock Market	-29,87402 <sup>***</sup>	-29,8611 <sup>***</sup>	-29,87511 <sup>***</sup>
	Exchange rate	-32,15836 <sup>***</sup>	-32,14071 <sup>***</sup>	-32,15274 <sup>***</sup>

Σημειώσεις: <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, <sup>\*</sup> για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα των επαυξημένων ελέγχων Dickey Fuller δίνονται από τον πίνακα 4.1. Οι τιμές των στατιστικών t-student δείχνουν ότι απορρίπτουμε σε όλες τις περιπτώσεις και για όλες τις μεταβλητές τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και μάλιστα για επίπεδο σημαντικότητας 1% (ισχυρή στασιμότητα όλων μεταβλητών). Επομένως, αφού όλες οι μεταβλητές είναι I(0), δεν υπάρχει νόημα να προχωρήσουμε σε έλεγχο συνολοκλήρωσης, ώστε να ελέγξουμε αν στα υποδείγματα VAR θα συμπεριλάβουμε VECM (Vector Error Correction Model).

### 4.3 Αριθμός χρονικών υστερήσεων

Ο προσδιορισμός των χρονικών υστερήσεων των VAR υποδειγμάτων γίνονται με ορισμένα κριτήρια επιλογής. Στην παρούσα μελέτη και για τις 3 χώρες χρησιμοποιήσαμε ως κοινό κριτήριο επιλογής το FPE (Final prediction error).

Στους παρακάτω πίνακες παρουσιάζονται τα κριτήρια επιλογής χρονικών υστερήσεων για τα VAR υποδείγματα κάθε χώρας.

## Πίνακας 4.2

### Προσδιορισμός της τάξης VAR υποδείγματος για την αγορά της Νέας Υόρκης

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: R\_SNP XR\_EU\_US  
 Exogenous variables: C  
 Date: 03/15/16 Time: 20:56  
 Sample: 1/15/1999 12/25/2015  
 Included observations: 877

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3593.903	NA	12.48726	8.200463	8.211356*	8.204629*
1	-3588.387	10.99337*	12.44417*	8.197007*	8.229685	8.209505
2	-3586.083	4.583200	12.49238	8.200873	8.255337	8.221704
3	-3582.073	7.954868	12.49211	8.200851	8.277101	8.230015
4	-3578.393	7.284067	12.50125	8.201581	8.299617	8.239078
5	-3578.186	0.408869	12.60987	8.210231	8.330052	8.256060
6	-3576.476	3.369656	12.67591	8.215453	8.357060	8.269615
7	-3573.206	6.427584	12.69707	8.217118	8.380511	8.279613
8	-3572.951	0.500521	12.80600	8.225658	8.410837	8.296486

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Από τον πίνακα 4.1 διαπιστώνουμε, ότι η βέλτιστη τάξη του VAR υποδείγματος για την αγορά της Νέας Υόρκης είναι 1: VAR(1).

Επομένως το VAR υπόδειγμα για την αγορά της Νέας Υόρκης καθορίζεται ως ακολούθως:

$$S_t = a_{S,0} + a_{S,1}S_{t-1} + a_{e,1}E_{t-1} + e_{S,t} \quad (5)$$

$$E_t = a_{E,0} + a_{E,1}E_{t-1} + a_{S,1}S_{t-1} + e_{E,t} \quad (6)$$

### Πίνακας 4.3

#### Προσδιορισμός της τάξης VAR υποδείγματος για την αγορά του Λονδίνου

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: R\_FTSE XR\_US\_UK  
 Exogenous variables: C  
 Date: 03/15/16 Time: 20:58  
 Sample: 1/15/1999 12/25/2015  
 Included observations: 877

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3511.765	NA	10.35421	8.013147	8.024040*	8.017314*
1	-3508.042	7.420397	10.36076	8.013779	8.046458	8.026278
2	-3498.586	18.80532	10.23263	8.001336	8.055800	8.022167
3	-3490.860	15.32888	10.14605	7.992838	8.069088	8.022002
4	-3484.225	13.13390	10.08527	7.986829	8.084864	8.024326
5	-3475.365	17.49627	9.974142	7.975747	8.095569	8.021577
6	-3467.541	15.41679	9.887548	7.967026	8.108633	8.021188
7	-3462.419	10.06938*	9.862297	7.964467	8.127859	8.026961
8	-3457.961	8.742499	9.852039*	7.963423*	8.148601	8.034250

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Από τον πίνακα 4.2 διαπιστώνουμε, ότι η βέλτιστη τάξη του VAR υποδείγματος για την αγορά του Λονδίνου είναι 8: VAR(8).

Επομένως το VAR υπόδειγμα για την αγορά του Λονδίνου καθορίζεται ως ακολούθως:

$$S_t = a_{S,0} + \sum_{i=1}^8 a_{S,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^8 a_{e,i} E_{t-i} + e_{S,t} \quad (7)$$

$$E_t = a_{E,0} + \sum_{i=1}^8 a_{E,i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^8 a_{S,i} S_{t-i} + e_{E,t} \quad (8)$$

#### Πίνακας 4.4

##### Προσδιορισμός της τάξης VAR υποδείγματος για την αγορά του Τόκυο

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: R\_NIKKEI XR\_US\_YEN  
 Exogenous variables: C  
 Date: 03/15/16 Time: 21:00  
 Sample: 1/15/1999 12/25/2015  
 Included observations: 877

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3724.606	NA	16.82349	8.498530	8.509423*	8.502697*
1	-3720.102	8.976276	16.80419	8.497382	8.530061	8.509881
2	-3715.653	8.848179	16.78697*	8.496357*	8.550821	8.517189
3	-3713.559	4.153560	16.86013	8.500705	8.576955	8.529869
4	-3711.003	5.059192	16.91576	8.503998	8.602034	8.541495
5	-3710.513	0.968427	17.05171	8.512002	8.631823	8.557831
6	-3706.115	8.665468	17.03627	8.511095	8.652701	8.565257
7	-3705.728	0.760372	17.17727	8.519334	8.682727	8.581829
8	-3700.425	10.39983*	17.12637	8.516364	8.701542	8.587191

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Από τον πίνακα 4.3 διαπιστώνουμε, ότι η βέλτιστη τάξη του VAR υποδείγματος για την αγορά του Τόκυο είναι 2: VAR(2).

Επομένως το VAR υπόδειγμα για την αγορά του Λονδίνου καθορίζεται ως ακολούθως:

$$S_t = a_{S,0} + \sum_{i=1}^2 a_{S,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^2 a_{e,i} E_{t-i} + e_{S,t} \quad (9)$$

$$E_t = a_{E,0} + \sum_{i=1}^2 a_{E,i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^2 a_{S,i} S_{t-i} + e_{E,t} \quad (10)$$

#### 4.4 Το υπόδειγμα EGARCH

Όπως είδαμε στην ενότητα 3.2, όλες οι μεταβλητές έχουν περιόδους χαμηλής και περιόδους υψηλής μεταβλητότητας. Το γεγονός αυτό αποδεικνύει ότι όλες οι υπό εξέταση μεταβλητές έχουν ARCH χαρακτηριστικά. Επομένως, για να μοντελοποιήσουμε τα volatility spillovers μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών και των αγορών συναλλάγματος θα χρησιμοποιήσουμε μια πολυπαραγοντική εκδοχή του εκθετικού GARCH (EGARCH) υποδείγματος του Nelson (1991).

Ένας από τους κύριους λόγους χρησιμοποίησις του EGARCH υποδείγματος, έναντι άλλων υποδειγμάτων που επίσης απεικονίζουν τις ασύμμετρες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών (GJR-GARCH, Quadratic GARCH κ.α), είναι η λογαριθμική μορφή της conditional variance, διασφαλίζοντας κατ' αυτόν τον τρόπο ότι η διακύμανση είναι θετική. Άλλα πολυπαραγοντικά GARCH υποδείγματα, όπως το GJR υπόδειγμα, πρέπει να χρησιμοποιήσουν περιορισμούς παραμέτρων, ώστε να διασφαλίσουν την μη αρνητικότητα των conditional variances (Fiszeder, 2009).

Επομένως, θα μοντελοποιήσουμε τα conditional variances μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών σύμφωνα με το παρακάτω διμετάβλητο EGARCH υπόδειγμα:

$$\text{Conditional mean equation: } R_{i,t} = \varphi_{i,0} + \varphi_i R_{i,t-1} + \varphi_j R_{j,t-1} + e_{i,t}$$

*Conditional variance equation:*

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = a_{i,0} + a_i \cdot \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \theta_i \cdot z_{i,t-1} + \gamma_i \cdot [ |z_{i,t-1}| - E(|z_{i,t-1}|) ] + \beta_i \cdot R_{j,t-1}^2 \quad (11)$$

Όπου:

- $a_{i,0}$  = σταθερό
- $i, j = 1, 2$  (1 = για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και 2 = για τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών)
- $i \neq j$
- $z_{i,t-1} = e_{i,t-1} / \sigma_{i,t-1}$

Η παράμετρος  $a_i$  στην εξίσωση (11) καθορίζει την επιρροή της παρελθοντικής μεταβλητότητας υπό όρους (conditional volatility) στην τρέχουσα μεταβλητότητα υπό όρους. Για να είναι η διαδικασία της μεταβλητότητας υπό όρους στάσιμη, απαιτείται  $|a_i| < 1$ . Η

επιμονή της μεταβλητότητας μπορεί επίσης να ποσοτικοποιηθεί με την εξέταση της ημισείας ζωής (half-life) (HL), η οποία ορίζεται ως:

$$HL = \frac{\ln(0.5)}{\ln |a_i|} \quad (12)$$

η οποία μετράει την χρονική περίοδο που απαιτείται ώστε τα αποτελέσματα των σοκ (innovations) να μειωθούν στο μισό του αρχικού τους μεγέθους.

Ο συντελεστής  $\theta_i$  συνδέει τα τυποποιημένα shocks με τη μεταβλητότητα με ένα ασυμμετρικό τρόπο. Για  $\theta_i < 0$ , οι μελλοντικές διακυμάνσεις υπό όρους θα αυξηθούν αναλογικά περισσότερο ως αποτέλεσμα ενός αρνητικού σοκ, παρά ενός θετικού σοκ του ίδιου μεγέθους, σε απόλυτο βαθμό (Bollerslev, Mikkelsen, 1996).

Τόσο η  $z_{i,t-1}$ , όσο και η  $[|z_{i,t-1}| - E(|z_{i,t-1}|)]$  είναι Ανεξάρτητες και πανομοιότυπα κατανομημένες (i.i.d.) τυχαίες μεταβλητές, μηδενικού μέσου όρου, με συνεχείς κατανομές.

Ο συντελεστής  $\gamma_i$  συνδέει τα με χρονική υστέρηση αποτελέσματα των σοκ (innovations) με τη μεταβλητότητα με έναν συμμετρικό τρόπο. Για θετικό και στατιστικά σημαντικό  $\gamma_i$ , αν  $\delta_i = \theta_i/\gamma_i < 0$ , τότε οι αρνητικές ειδήσεις έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στη μεταβλητότητα από ότι οι θετικές ειδήσεις. Αντίστοιχα, αν  $0 < \delta_i < 1$ , τότε οι θετικές ειδήσεις θα αυξήσουν την μεταβλητότητα, ενώ οι αρνητικές ειδήσεις θα μειώσουν τη μεταβλητότητα.

Τέλος, από την παράμετρος  $\beta_i$  προκύπτει η ύπαρξη ή όχι διάχυσης μεταβλητότητας (εξαρτάται από το αν είναι στατιστικά σημαντικό ή όχι). Η διάχυση μεταβλητότητας υποδηλώνει ότι η μεταβλητότητα των τιμών σε διαφορετικές αγορές μπορεί να επηρεάζονται αμοιβαίως. Πιο συγκεκριμένα, το μέγεθος της μεταβλητότητας των τιμών σε μία αγορά μπορεί να οφείλεται όχι μόνο από τη δικιά της ιστορική μεταβλητότητα, αλλά και από τη μεταβλητότητα των τιμών άλλων αγορών.

## 4.5 Ανακεφαλαίωση

Στο παρόν κεφάλαιο παρουσιάστηκε η γενική μορφή του υποδείγματος VAR που θα χρησιμοποιήσουμε για την εξέταση της ύπαρξης ή όχι διάχυση τιμών, η οποία είναι:

$$S_t = a_{S,0} + \sum_{i=1}^r a_{S,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{e,i} E_{t-i} + e_{S,t}$$

$$E_t = a_{E,0} + \sum_{i=1}^r a_{E,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{e,i} E_{t-i} + e_{E,t}$$



και πραγματοποιήθηκε έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των μεταβλητών του υποδείγματος για να ελέγξουμε τη στασιμότητα των τιμών των δεικτών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Εν συνεχεία προσδιορίστηκε ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος VAR της κάθε χώρας. Τέλος παρουσιάστηκε η διμετάβλητη εκδοχή του EGARCH υποδείγματος του Nelson (1991), που χρησιμοποιήθηκε για την εξέταση της ύπαρξης ή όχι διάχυσης μεταβλητότητας.



## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5**

### **ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ**

#### **5.1 Εισαγωγή**

Στην ενότητα 4.3 καθορίσαμε τα υποδείγματα VAR για κάθε μία από τις αγορές της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο. Στις ενότητες που ακολουθούν, χρησιμοποιώντας αυτά τα υποδείγματα VAR, θα εξετάσουμε την ύπαρξη ή όχι διάχυσης τιμών (ενότητα 5.2) μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο.

Εν συνεχεία, θα παρουσιάσουμε τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Function) του κάθε υποδείματος VAR (ενότητα 5.3) και θα ελέγξουμε την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger των χρηματιστηριακών τιμών και των αντίστοιχων συναλλαγματικών ισοτιμιών (ενότητα 5.4).

Στο τέλος, θα εξετάσουμε τη στατιστική συμπεριφορά του διμετάβλητου υποδείματος EGARCH, που παρουσιάστηκε στην ενότητα 4.4, ώστε να διαπιστώσουμε την ύπαρξη ή όχι διάχυσης μεταβλητότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών και των συναλλαγματικών αγορών των υπό εξέταση χωρών.

#### **5.2 Έλεγχος ύπαρξης price spillovers**

Στους παρακάτω πίνακες παρουσιάζονται συγκεντρωτικά για όλες τις αγορές τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR. Στον πίνακα 5.1 θα αναλυθούν τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR με τη μορφή της εξίσωσης (3), δηλαδή θα εξετάσουμε την ύπαρξη price spillovers από τις αγορές συναλλάγματος στις χρηματιστηριακές αγορές. Αντίστοιχα στον πίνακα 5.2 θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR με τη μορφή της εξίσωσης (4), άρα θα εξετάσουμε την ύπαρξη price spillovers από τις χρηματιστηριακές αγορές στις αγορές συναλλάγματος.

Πίνακας 5.1

Αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR των χρηματιστηριακών αγορών

		Νέα Υόρκη	Λονδίνο	Τόκυο
coefficients		S&P500	FTSE 100	NIKKEI 225
$a_{S,0}$		0,0621	0,0006	0,0292
	t-stat	0,7306	0,0082	0,2856
$a_{S,1}$		-0,0881 <sup>***</sup>	-0,0679 <sup>**</sup>	-0,0232
	t-stat	-2,6110	-1,9828	-0,6509
$a_{S,2}$		-	0,0530	0,0603 <sup>*</sup>
	t-stat	-	1,5507	1,6967
$a_{S,3}$		-	-0,1209 <sup>***</sup>	-
	t-stat	-	-3,5286	-
$a_{S,4}$		-	-0,0633 <sup>*</sup>	-
	t-stat	-	-1,8385	-
$a_{S,5}$		-	0,0691 <sup>**</sup>	-
	t-stat	-	1,9979	-
$a_{S,6}$		-	0,0193	-
	t-stat	-	0,5580	-
$a_{S,7}$		-	-0,0847 <sup>**</sup>	-
	t-stat	-	-2,4569	-
$a_{S,8}$		-	0,0426	-
	t-stat	-	1,2383	-
$a_{e,1}$		-0,0685	-0,0441	-0,1095
	t-stat	-1,1190	-0,6739	-1,4463
$a_{e,2}$		-	-0,1796 <sup>***</sup>	-0,0372
	t-stat	-	-2,7491	-0,4917
$a_{e,3}$		-	-0,0658	-
	t-stat	-	-1,0016	-
$a_{e,4}$		-	0,0514	-
	t-stat	-	0,7852	-
$a_{e,5}$		-	-0,0943	-
	t-stat	-	-1,4491	-
$a_{e,6}$		-	0,2024 <sup>***</sup>	-
	t-stat	-	3,1061	-
$a_{e,7}$		-	-0,0159	-
	t-stat	-	-0,2429	-
$a_{e,8}$		-	-0,0390	-
	t-stat	-	-0,5947	-

Σημειώσεις: \*\*\*, \*\*, \* για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Πίνακας 5.2

## Αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR των αγορών συναλλάγματος

		Νέα Υόρκη	Λονδίνο	Τόκυο
coefficients		USD/EUR	GBP/USD	JPY/USD
$a_{E,0}$		<b>0,0076</b>	<b>-0,0097</b>	<b>-0,0044</b>
	t-stat	<b>0,1622</b>	<b>-0,2267</b>	<b>-0,0918</b>
$a_{E,1}$		<b>0,0268</b>	<b>-0,0317</b>	<b>-0,0721<sup>**</sup></b>
	t-stat	<b>0,7930</b>	<b>-0,0930</b>	<b>-2,0254</b>
$a_{E,2}$		-	<b>-0,0765<sup>**</sup></b>	<b>0,0306</b>
	t-stat	-	<b>-2,2459</b>	<b>0,0860</b>
$a_{E,3}$		-	<b>0,0372</b>	-
	t-stat	-	<b>1,0847</b>	-
$a_{E,4}$		-	<b>0,0186</b>	-
	t-stat	-	<b>0,5451</b>	-
$a_{E,5}$		-	<b>-0,0649<sup>*</sup></b>	-
	t-stat	-	<b>-1,9111</b>	-
$a_{E,6}$		-	<b>0,0622<sup>*</sup></b>	-
	t-stat	-	<b>1,8314</b>	-
$a_{E,7}$		-	<b>0,0537</b>	-
	t-stat	-	<b>1,5726</b>	-
$a_{E,8}$		-	<b>-0,0830<sup>**</sup></b>	-
	t-stat	-	<b>-2,4223</b>	-
$a_{S,1}$		<b>-0,0280</b>	<b>0,0048</b>	<b>0,0026</b>
	t-stat	<b>-1,5032</b>	<b>0,2695</b>	<b>0,1576</b>
$a_{S,2}$		-	<b>0,0532<sup>***</sup></b>	<b>-0,0330<sup>**</sup></b>
	t-stat	-	<b>2,9826</b>	<b>-1,9745</b>
$a_{S,3}$		-	<b>0,0007</b>	-
	t-stat	-	<b>0,0373</b>	-
$a_{S,4}$		-	<b>0,0578<sup>***</sup></b>	-
	t-stat	-	<b>3,2173</b>	-
$a_{S,5}$		-	<b>0,0660<sup>***</sup></b>	-
	t-stat	-	<b>3,6568</b>	-
$a_{S,6}$		-	<b>-0,0046</b>	-
	t-stat	-	<b>-0,2523</b>	-
$a_{S,7}$		-	<b>0,0078</b>	-
	t-stat	-	<b>0,4359</b>	-
$a_{S,8}$		-	<b>0,0278</b>	-
	t-stat	-	<b>1,5481</b>	-

Σημειώσεις: \*\*\*, \*\*, \* για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Από τους παραπάνω πίνακες διακρίνουμε την ύπαρξη σημαντικών price spillovers από την συναλλαγματική στην χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου. Ωστόσο διακρίνουμε ότι οι πληροφορίες που λαμβάνουμε είναι αντιφατικές, διότι με χρονική υστέρηση ίση με 2 παρατηρούμε ότι η υποτίμηση (ανατίμηση) της Λίρας Αγγλίας συχνά οδηγεί σε πτώση (άνοδο) των χρηματιστηριακών τιμών του Λονδίνου, ενώ με χρονική υστέρηση ίση με 6 συμβαίνει το αντίθετο. Αξιολογώντας ως πιο σημαντική την πληροφορία με τη μικρότερη χρονική υστέρηση, σε μακροπρόθεσμη βάση, για μια οικονομία με ένα σημαντικό τομέα εισαγωγών (εξαγωγών), οι δυσμενείς επιπτώσεις της υποτίμησης (ανατίμησης) του νομίσματος στις εισαγωγές (εξαγωγές) μπορεί να προκαλέσει μια πτωτική χρηματιστηριακή αγορά. Ωστόσο, βραχυπρόθεσμα, η υποτίμηση του νομίσματος μπορεί να έχει αρνητική επίδραση στη χρηματιστηριακή αγορά, διότι το εγχώριο αντίστοιχο της υποτίμησης του νομίσματος είναι ο πληθωρισμός, ο οποίος μπορεί να ασκήσει μια περιοριστική επίδραση στη χρηματιστηριακή αγορά. Επιπλέον, οι πληθωριστικές επιπτώσεις της μείωσης εγχώριου νομίσματος μπορεί να ενθαρρύνει τους διεθνείς επενδυτές να μειώσουν τα εγχώρια στοιχεία ενεργητικού στο χαρτοφυλάκιό τους, πιέζοντας έτσι τη χρηματιστηριακή αγορά σε μακροπρόθεσμη βάση.

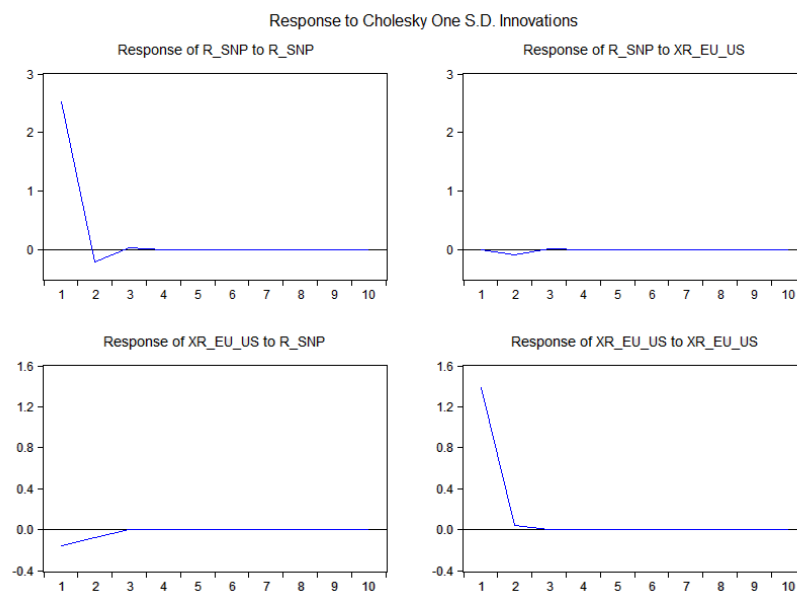
Από την άλλη μεριά, παρατηρούμε την ύπαρξη σημαντικών price spillovers από τη χρηματιστηριακές στις συναλλαγματικές αγορές του Λονδίνου και του Τόκυο. Μία αύξηση (μείωση) των τιμών των μετοχών συχνά προκαλεί υποτίμηση του νομίσματος (ανατίμηση) στην Ιαπωνία, ενώ το αντίθετο συμβαίνει στο Λονδίνο. Το βραχυπρόθεσμο αποτέλεσμα των αυξήσεων των τιμών των μετοχών στην αξία του εγχώριου νομίσματος μπορεί να εξηγηθεί από το χρηματιστήριο του παρέχοντας ένα βαρόμετρο για την υγεία της οικονομίας (Solnik, 1987). Μια ανοδική αγορά αντικατοπτρίζει την οικονομική ανάπτυξη, και αυτό τείνει να τροφοδοτήσει πληθωριστικές προσδοκίες. Μια αύξηση των προσδοκιών για πληθωρισμό ασκεί πτωτικές πιέσεις στην τιμή του εγχώριου νομίσματος βραχυπρόθεσμα. Μακροπρόθεσμα, όμως, η θετική επίδραση της αύξησης των τιμών των μετοχών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι συνεπής με την οπτική των συναλλαγματικών ισοτιμιών ως περιουσιακά στοιχεία.

Σε γενικές γραμμές, για τις τρεις υπό εξέταση χώρες, τα αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών σηματοδοτούν σημαντικές πληροφορίες σχετικά με τα βασικά οικονομικά μεγέθη στην αγορά συναλλάγματος του Λονδίνου και του Τόκυο. Από

την άλλη, οι κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών μεταφέρουν λίγες και αντιφατικές πληροφορίες σχετικά με τις μελλοντικές κινήσεις των τιμών των μετοχών.

### 5.3 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων

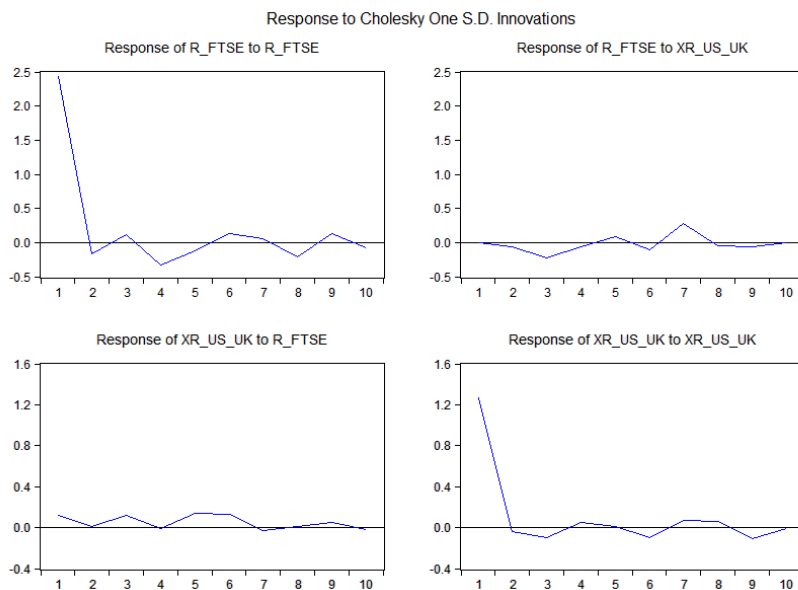
Οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Functions) προσδιορίζουν τη δυναμική συμπεριφορά μιας μεταβλητής εξαιτίας μιας τυχαίας διαταραχής σε άλλες μεταβλητές. Έτσι μπορεί να υπολογιστεί η επίδραση από μία διαταραχή (shock) πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Συνήθως οι διαταραχές αυτές εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων. Με τις αιφνίδιες αντιδράσεις πραγματοποιούνται προβλέψεις των μελλοντικών 10 περιόδων.



**Διάγραμμα 5.1**

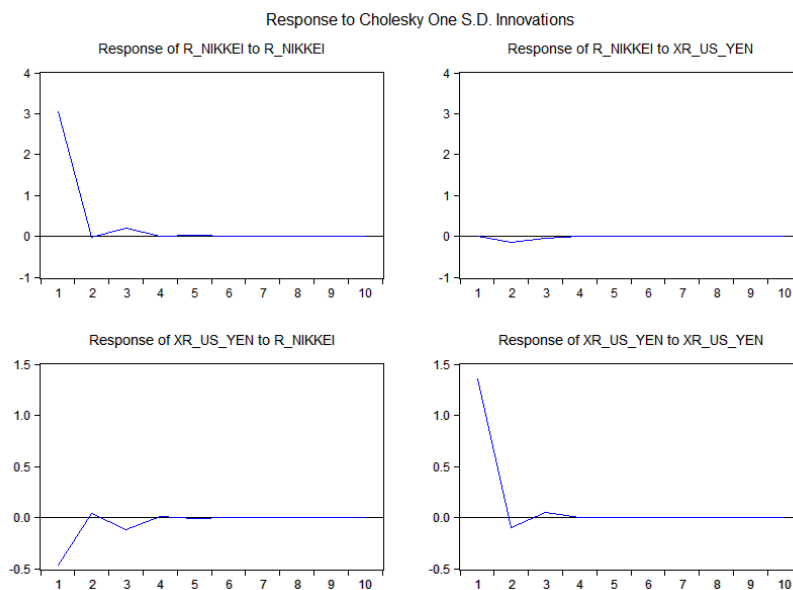
**Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη S&P 500 και της ισοτιμίας USD/EUR**

Από το διάγραμμα 5.1 βλέπουμε ότι όταν ο συμβεί ένα shock στη συναλλαγματική ισοτιμία USD/EUR δεν φαίνεται να προκαλεί καμία μεταβολή στον δείκτη S&P 500. Αντίστοιχα όταν ένα shock επιτελεστεί στον δείκτη S&P 500, τότε παρατηρούμε μια άμεση και αρνητική αντίδραση της ισοτιμίας USD/EUR, η οποία εξαλείφεται από τον τρίτο μήνα και έπειτα.



**Διάγραμμα 5.2**  
**Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη FTSE 100 και της ισοτιμίας GBP/USD**

Από το διάγραμμα 5.2 παρατηρούμε ότι όταν υπάρχει ένα shock στην συναλλαγματική ισοτιμία GBP/USD, οι αντιδράσεις του δείκτη FTSE 100 κυμαίνονται γύρω από τη γραμμή του μηδέν· από τον πρώτο μέχρι τον τέταρτο μήνα η αντίδραση του είναι αρνητική, έπειτα για τον πέμπτο, τον έβδομο και τον όγδοο μήνα είναι θετική, ενώ τον έκτο, τον ένατο και τον δέκατο μήνα είναι ελαφριά αρνητική. Αντίστοιχα τα shock του δείκτη FTSE 100 προκαλούν θετικές αντιδράσεις στην συναλλαγματική ισοτιμία GBP/USD.



**Διάγραμμα 5.3**  
**Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων μεταξύ του δείκτη NIKKEI 225 και της ισοτιμίας JPY/USD**



Στο τελευταίο διάγραμμα παρατηρούμε ότι τα shock στην συναλλαγματική ισοτιμία JPY/USD δεν φαίνεται να επηρεάζουν σημαντικά τον δείκτη NIKKEI 225. Αντίθετα, τα shock στον δείκτη NIKKEI 225, φαίνεται να έχουν άμεση και αρνητική επίδραση στην ισοτιμία JPY/USD για τους πρώτους τέσσερις, ενώ τους επόμενους μήνες αυτό το αποτέλεσμα εξαλείφεται.

## 5.4 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός που προτάθηκε από τον Granger (1969). Γενικά, 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  $Y$ . Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Σε υποδείγματα 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 χρονικές σειρές  $Y_t$  και  $X_t$  και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m a_i \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \cdot X_{t-1} + u_t$$

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

Όπου:  $m$  το μέγεθος των χρονικών υστερήσεων.

Στο πρώτο υπόδειγμα υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής  $Y$  είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των τιμών της μεταβλητής  $X$  σε προηγούμενες περιόδους.

Στο δεύτερο υπόδειγμα υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής  $X$  είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της μεταβλητής  $Y$  και των προηγούμενων τιμών της ίδιας μεταβλητής.

Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι  $u_t$  και  $e_t$  στα δύο υποδείγματα δεν συσχετίζονται.

Υποθέσεις:

- $H_0$ : Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
- $H_1$ : Υπάρχει αιτιακή σχέση

Ο έλεγχος γίνεται με το κριτήριο της κατανομής  $F$  του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον τύπο:

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

Όπου:

$SSR_R$ = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη μεταβλητή  $X$  μόνο πάνω από στις υστερήσεις της).

$SSR_U$ = Άθροισμα των 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  $H_0$  απορρίπτεται και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής  $X$  επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της  $Y$ .

Μεταβλητές	Υποθέσεις			
	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )
$Y$ συνάρτηση	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )
$X$ συνάρτηση	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ ισχύει ( $F < F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )	$H_0$ απορρίπτεται ( $F > F_{\alpha, k, n-2k-1}$ )
<b>Συμπέρασμα</b>	Δεν υπάρχει αιτιότητα	Μονόδρομη σχέση αιτιότητας $Y \rightarrow X$	Μονόδρομη σχέση αιτιότητας $X \rightarrow Y$	Αμφίδρομη σχέση αιτιότητας $Y \leftrightarrow X$

Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος, καθώς και από τη στασιμότητα των μεταβλητών που συμμετέχουν. Για το λόγο αυτό για τον έλεγχο χρησιμοποιείται ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του VAR υποδείγματος.

### Πίνακας 5.3

#### Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ S&P500 και USD/EUR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/07/16 Time: 13:14

Sample: 1/15/1999 12/25/2015

Included observations: 884

Dependent variable: R\_SNP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
XR_EU_US	1.252322	1	0.2631
All	1.252322	1	0.2631

Dependent variable: XR\_EU\_US

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_SNP	2.259880	1	0.1328
All	2.259880	1	0.1328

Από τον πίνακα 5.3 βλέπουμε η ισοτιμία USD/EUR δεν προκαλεί κατά Granger τον δείκτη S&P 500 για κανένα επίπεδο σημαντικότητας ( $p$ -value = 0.2631). Αντίστοιχα ο δείκτης S&P 500 δεν προκαλεί την συναλλαγματική ισοτιμία USD/EUR για κανένα επίπεδο σημαντικότητας ( $p$ -value = 0.1328). Επομένως δεν υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ των S&P500 και USD/EUR.

#### Πίνακας 5.4

##### Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ FTSE 100 και GBP/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/07/16 Time: 13:16

Sample: 1/15/1999 12/25/2015

Included observations: 877

Dependent variable: R\_FTSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
XR_US_UK	22.33772	8	0.0043
All	22.33772	8	0.0043

Dependent variable: XR\_US\_UK

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	31.02374	8	0.0001
All	31.02374	8	0.0001

Από τον πίνακα 5.4 παρατηρούμε ότι η συναλλαγματική ισοτιμία GBP/USD επηρεάζει κατά Granger τις τιμές του δείκτη FTSE 100 με επίπεδο σημαντικότητας 1% ( $p$ -value=0.0001), ενώ και ο δείκτης FTSE 100 επηρεάζει κατά Granger την ισοτιμία GBP/USD με επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επομένως, υπάρχει αιτιακή σχέση κατά Granger μεταξύ FTSE 100 και GBP/USD και οι παρελθοντικές τιμές της μίας μεταβλητής επηρεάζουν τις τρέχουσες της άλλης και αντίστροφα.

### Πίνακας 5.5

#### Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ NIKKEI 225 και JPY/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/07/16 Time: 13:11

Sample: 1/15/1999 12/25/2015

Included observations: 883

Dependent variable: R\_NIKKEI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
XR_US_YEN	2.220654	2	0.3295
All	2.220654	2	0.3295

Dependent variable: XR\_US\_YEN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_NIKKEI	3.937732	2	0.1396
All	3.937732	2	0.1396

Τέλος από τον πίνακα 5.5 βλέπουμε ότι δεν υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ των NIKKEI225 και JPY/USD και κανένα από τα δύο δεν προκαλεί κατά Granger το άλλο για κανένα επίπεδο σημαντικότητας (οι τιμές του p=value είναι 0.3295 και 0.1396).

### 5.5 Αποτελέσματα του υποδείγματος EGARCH

Στον παρακάτω πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα του EGARCH υποδείγματος

**Πίνακας 5.6**  
**Αποτελέσματα του διμετάβλητου EGARCH υποδείγματος**

coefficients		Νέα Υόρκη		Λονδίνο		Τόκιο	
		s&p500	eu/us	ftse	us/uk	nikkei	us/yen
φ <sub>0</sub>		<b>0,057674</b>	<b>0,008226</b>	<b>-0,034715</b>	<b>-0,010349</b>	<b>-0,000251</b>	<b>-0,012688</b>
	t-stat	0,804326	0,187055	-0,496476	-0,272151	-0,002534	0,272265
φ <sub>1</sub>		<b>-0,075787**</b>	<b>0,005257</b>	<b>-0,032403</b>	<b>0,037661</b>	<b>0,022279</b>	<b>-0,049344</b>
	t-stat	-2,170116	0,148420	-0,854945	1,121329	0,540085	1,288449
φ <sub>2</sub>		<b>-0,035484</b>	<b>-0,034814*</b>	<b>-0,036965</b>	<b>0,013268</b>	<b>-0,216250***</b>	<b>-0,015490</b>
	t-stat	-0,697834	-1,783945	-0,617082	0,724059	-2,836345	-0,928269
α		<b>-0,020839</b>	<b>-0,083799***</b>	<b>0,007203</b>	<b>-0,112743***</b>	<b>0,411357***</b>	<b>-0,013649</b>
	t-stat	-0,929643	-3,318220	0,292148	-3,559878	4,211555	-0,572440
α <sub>i</sub>		<b>0,936565***</b>	<b>0,966114***</b>	<b>0,934979***</b>	<b>0,928237***</b>	<b>0,719448***</b>	<b>0,928202***</b>
	t-stat	87,81538	61,95076	78,84030	53,20525	13,90877	48,36381
θ <sub>i</sub>		<b>-0,208791***</b>	<b>0,026271*</b>	<b>-0,211031***</b>	<b>-0,021157</b>	<b>-0,229630***</b>	<b>-0,001201</b>
	t-stat	-9,802712	1,707684	-13,46480	-1,050123	-9,833221	-0,066963
γ <sub>i</sub>		<b>0,143102***</b>	<b>0,120265***</b>	<b>0,111921***</b>	<b>0,142949***</b>	<b>0,188405***</b>	<b>0,045018</b>
	t-stat	4,822972	3,679090	3,996413	3,472671	4,241430	1,406168
β <sub>i</sub>		<b>0,002818</b>	<b>0,001291**</b>	<b>0,004089</b>	<b>0,003365***</b>	<b>0,013809*</b>	<b>0,002410***</b>
	t-stat	0,649652	3,353100	1,214171	4,310375	1,929869	5,438428
δ <sub>i</sub> =θ <sub>i</sub> /γ <sub>i</sub>		-1,459036	0,218443	-1,885535	-0,148004	-1,218811	-0,026678
Half-life(HL)		10,576530	20,106702	10,309902	9,307963	2,105096	9,303253

Σημειώσεις: \*\*\*, \*\*, \* για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Από τον πίνακα 5.6 παρατηρούμε ότι υπάρχει διάχυση μεταβλητότητας από την χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος σε όλες τις χώρες. Αντίθετα, διάχυση μεταβλητότητας από την αγορά συναλλάγματος στην χρηματιστηριακή αγορά παρατηρείται μόνο στο Τόκιο.

Η διακύμανση υπό όρους είναι συνάρτηση των παρελθοντικών διακυμάνσεων υπό όρους και των παρελθοντικών ειδήσεων. Οι σχετικοί συντελεστές  $\alpha_i$ ,  $\theta_i$  και  $\gamma_i$  είναι όλοι στατιστικά σημαντικοί, εκτός από τον  $\theta_i$  στις συναλλαγματικές αγορές του Λονδίνου και του Τόκυο και το  $\gamma_i$  της συναλλαγματικής αγοράς του Τόκυο. Επιπλέον, όλα τα  $\gamma_i$  είναι θετικά. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, για θετικό και στατιστικά σημαντικό  $\gamma_i$ , αν  $\delta_i = \theta_i / \gamma_i < 0$ , τότε οι αρνητικές ειδήσεις έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στη μεταβλητότητα από ότι οι θετικές ειδήσεις. Αντίστοιχα, αν  $0 < \delta_i < 1$ , τότε οι θετικές ειδήσεις θα αυξήσουν την μεταβλητότητα, ενώ οι αρνητικές ειδήσεις θα μειώσουν τη μεταβλητότητα. Επομένως, στη Νέα Υόρκη, το Λονδίνο και την Ιαπωνία οι αρνητικές ειδήσεις στην αγορά συναλλάγματος έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στην χρηματιστηριακή, από ότι οι θετικές ειδήσεις. Αντίστοιχα στο Λονδίνο και στο Τόκυο, οι αρνητικές ειδήσεις στην χρηματιστηριακή αγορά έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στην αγορά συναλλάγματος από ότι οι θετικές ειδήσεις. Από την άλλη στη Νέα Υόρκη, οι θετικές ειδήσεις στη χρηματιστηριακή αγορά θα αυξήσουν τη μεταβλητότητα στην αγορά συναλλάγματος, ενώ οι αρνητικές ειδήσεις στην χρηματιστηριακή αγορά θα μειώσουν τη μεταβλητότητα στην αγορά συναλλάγματος.

Η διαδικασία της μεταβλητότητας υπό όρους είναι στάσιμη σε όλες τις περιπτώσεις, αφού ικανοποιείται η συνθήκη  $|\alpha_i| < 1$ . Όσον αφορά την επιμονή της μεταβλητότητας, αυτή μπορεί να ποσοτικοποιηθεί από τον δείκτη half-life (HL), η οποία μετράει την χρονική περίοδο που απαιτείται ώστε τα αποτελέσματα των σοκ (innovations) να μειωθούν στο μισό του αρχικού τους μεγέθους. Έτσι ο δείκτης ημισείας ζωής είναι για τις χρηματιστηριακές αγορές: 10,58 εβδομάδες για τη Νέα Υόρκη, 10,31 εβδομάδες για το Λονδίνο και 2,11 εβδομάδες για το Τόκυο. Αντίστοιχα για τις αγορές συναλλάγματος είναι: 20,11 εβδομάδες για τη Νέα Υόρκη, 9,31 εβδομάδες για το Λονδίνο και το Τόκυο.

#### **5.4 Ανακεφαλαίωση**

Από τα αποτελέσματα των διαγραμμάτων και των πινάκων που παρουσιάστηκαν στο παρόν κεφάλαιο καταλήγουμε στα παρακάτω συμπεράσματα για κάθε μία από τις υπό εξέταση αγορές:

Στην αγορά της Νέας Υόρκης παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει price spillover από την χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος, αλλά ούτε και το αντίθετο. Επίσης, δεν υπάρχει σχέση κατά Granger μεταξύ του δείκτη S&P 500 και της συναλλαγματικής ισοτιμίας

USD/EUR. Τέλος, παρατηρήθηκε διάχυση μεταβλητότητας από τη χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος.

Όσον αφορά την αγορά του Λονδίνου, παρατηρήθηκε η ύπαρξη σημαντικών price spillovers τόσο από την χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος, όσο και το αντίθετο. Επιπλέον, υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση κατά Granger μεταξύ του δείκτη FTSE 100 και της συναλλαγματικής ισοτιμίας GBP/USD. Τέλος, και εδώ παρατηρήθηκε διάχυση μεταβλητότητας από τη χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος.

Τέλος, στην αγορά του Τόκιο υπήρχαν price spillovers από την χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος, δεν υπήρχε αιτιακή σχέση κατά Granger για τον δείκτη NIKKEI 225 και την ισοτιμία JPY/USD και παρατηρήθηκε διάχυση μεταβλητότητας τόσο από την χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος, όσο και το αντίθετο.



## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6**

### **ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ**

#### **6.1 Συμπεράσματα**

Στην παρούσα εργασία έγινε προσπάθεια να προσδιοριστεί η σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές της Νέας Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο για τη χρονική περίοδο από τις 08/01/1999 μέχρι τις 25/12/2015.

Αρχικά, παρουσιάστηκαν οι μεταβλητές της έρευνας, απεικονίστηκαν διαγραμματικά και εν συνεχεία αναλύθηκαν τα περιγραφικά στατιστικά τους (Κεφάλαιο 3). Στη συνέχεια, πραγματοποιήσαμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, όπου με τη μεθοδολογία του ελέγχου του επαυξημένου Dickey-Fuller διαπιστώσαμε ότι οι μεταβλητές μας είναι στάσιμες  $I(0)$ . Έτσι, ορίστηκαν τα υποδείγματα VAR της κάθε αγοράς, αφού πρώτα καθοριστήκαν οι χρονικές υστερήσεις καθενός με το κριτήριο επιλογής FPE (Final prediction error), ώστε να μοντελοποιήσουμε τις βραχυχρόνιες δυναμικές σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Επίσης, για να μοντελοποιήσουμε τα volatility spillovers μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών και των αγορών συναλλάγματος χρησιμοποιήσαμε μια διμετάβλητη εκδοχή του EGARCH υποδείγματος του Nelson (1991) (Κεφάλαιο 4). Τέλος, καταλήξαμε στα παρακάτω συμπεράσματα:

Την ύπαρξη price spillover από τη χρηματιστηριακή αγορά στην αγορά συναλλάγματος στο Τόκιο και το Λονδίνο, ενώ από το αντίθετο ισχύει μόνο στο Λονδίνο. Επίσης, δεν υπάρχει αιτιακή σχέση κατά Granger μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές της Νέας Υόρκης και του Τόκιο, ενώ υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση κατά Granger αυτών στην αγορά του Λονδίνου. Τέλος, δείξαμε την ύπαρξη διάχυσης μεταβλητότητας από τις χρηματιστηριακές τιμές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες σε όλες τις αγορές, ενώ το αντίθετο ισχύει μόνο στο Τόκιο (Κεφάλαιο 5).

#### **6.2 Επιπτώσεις των ευρημάτων στις χρηματοοικονομικές αποφάσεις**

Τα αποτελέσματα της εργασίας αυτής μπορεί να είναι χρήσιμα για τους αναλυτές, τους εμπόρους και τους managers. Εξετάζοντας την κατανομή των περιουσιακών στοιχείων, είναι σημαντική η διαφοροποίηση των περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου, ώστε να μειωθεί ο κίνδυνος του. Λαμβάνοντας υπόψη τη διεθνή διαφοροποίηση, πριν συνθέσουμε ένα

χαρτοφυλάκιο, είναι πολύ χρήσιμο να γνωρίζουμε τη διάχυση της μεταβλητότητας σε όλες τις κατηγορίες περιουσιακών στοιχείων. Από την άποψη αυτή, είναι ζωτικής σημασίας να λαμβάνουμε υπόψη το ρόλο της αγοράς συναλλάγματος, όχι μόνο λόγω της επίδρασης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις ξένες επενδύσεις, αλλά και για τη σχέση μεταξύ των χρηματοοικονομικών προϊόντων, στα οποία αναμένεται να επενδύσουμε, με τη συναλλαγματική ισοτιμία στις σχετικές χώρες. Ομοίως, τα μακροοικονομικά νέα διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στις χρηματιστηριακές αγορές, ως εκ τούτου, είναι πολύ σημαντικό να γνωρίζουμε την επίδραση των μακροοικονομικών ανακοινώσεων στις αποδόσεις, τη μεταβλητότητα και τις συσχετίσεις μεταξύ των αγορών χρηματοοικονομικών αγορών στις οποίες θέλουμε να επενδύσουμε.

Όσον αφορά την ύπαρξη σημαντικών price spillovers από τη χρηματιστηριακές στις συναλλαγματικές αγορές του Λονδίνου και του Τόκιο, όπως έχει ήδη αναφερθεί, αυτό σημαίνει ότι μια αύξηση (μείωση) των τιμών των μετοχών συχνά προκαλεί υποτίμηση του νομίσματος (ανατίμηση) στην Ιαπωνία, ενώ το αντίθετο συμβαίνει στο Λονδίνο. Μια ανοδική αγορά αντικατοπτρίζει την οικονομική ανάπτυξη, και αυτό τείνει να τροφοδοτήσει πληθωριστικές προσδοκίες. Μια αύξηση των προσδοκιών για πληθωρισμό ασκεί πτωτικές πιέσεις στην τιμή του εγχώριου νομίσματος βραχυπρόθεσμα. Μακροπρόθεσμα, όμως, η θετική επίδραση της αύξησης των τιμών των μετοχών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι συνεπής με την άποψη των περιουσιακών στοιχείων των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Από την άλλη μεριά, η ύπαρξη σημαντικών price spillovers από την συναλλαγματική στην χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου, σημαίνει ότι οι δυσμενείς επιπτώσεις της υποτίμησης (ανατίμησης) του νομίσματος στις εισαγωγές (εξαγωγές) μπορεί να προκαλέσει μια πτωτική χρηματιστηριακή αγορά. Ωστόσο, βραχυπρόθεσμα, η υποτίμηση του νομίσματος μπορεί να έχει αρνητική επίδραση στη χρηματιστηριακή αγορά, διότι το εγχώριο αντίστοιχο της υποτίμησης του νομίσματος είναι ο πληθωρισμός, ο οποίος μπορεί να ασκήσει μια περιοριστική επίδραση στη χρηματιστηριακή αγορά. Επιπλέον, οι πληθωριστικές επιπτώσεις της μείωσης εγχώριου νομίσματος μπορεί να ενθαρρύνει τους διεθνείς επενδυτές να μειώσουν τα εγχώρια στοιχεία ενεργητικού στο χαρτοφυλάκιο τους, πιέζοντας έτσι τη χρηματιστηριακή αγορά σε μακροπρόθεσμη βάση.

Όσον αφορά τα αποτελέσματα για τη διάχυση μεταβλητότητας, αυτά μπορεί να είναι πολύ σημαντικά για τους αναλυτές, τους εμπόρους και τους επαγγελματίες που προσπαθούν να διαφοροποιήσουν τα χαρτοφυλάκια τους και να επενδύσουν σε διαφορετικά περιουσιακά

στοιχεία, π.χ σε μετοχές και σε συνάλλαγμα. Όταν κάποιος προσπαθήσει να επενδύσει σε μία από τις αγορές που εξετάσαμε, θα πρέπει να λάβει υπόψη την ύπαρξη διάχυσης μεταβλητότητας από τις χρηματιστηριακές τιμές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες σε όλες τις αγορές και την ύπαρξη αμφίδρομης σύνδεσης μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και ισοτιμιών συναλλάγματος στην αγορά του Τόκυο, γεγονότα που δεν ευνοούν τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου με τα αντίστοιχα περιουσιακά στοιχεία. Ωστόσο, οι φορείς που ασκούν πολιτική σε όλες τις υπό εξέταση αγορές θα πρέπει να λάβουν υπόψη τον αντίκτυπο των αποφάσεων που αφορούν την χρηματιστηριακή αγορά, όσον αφορά τις επιπτώσεις τους για την συναλλαγματική ισοτιμία, ενώ στο Τόκυο θα πρέπει να λάβουν επίσης υπόψη τον αντίκτυπο οποιασδήποτε πολιτικής συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές μετοχών.

### **6.3 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα**

Παρ' όλο που η παρούσα έρευνα αποτελεί μία μελέτη με σύγχρονες και έγκυρες οικονομετρικές μεθόδους, θα μπορούσε να εμπλουτιστεί με τον προσδιορισμό της σχέσης μεταξύ των χρηματιστηρίων ή και μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Επίσης, θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν και άλλοι χρηματιστηριακοί δείκτες από κάθε χρηματιστήριο, ώστε να υπάρχει αντιπροσωπευτικότερη εικόνα για τα χρηματιστήρια. Τέλος, θα μπορούσε να γίνει μια μελέτη με περισσότερα χρηματιστήρια και περισσότερες συναλλαγματικές ισοτιμίες



# ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

## Ξένη

Aggarwal, R., (1981), “Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates,” *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.

Ajayi, R. A., J. Friedman, and S. M. Mehdian, (1998), “On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality,” *Global Finance Journal*, 9(2), 241-251.

Bahmani-Oskooee, M. and A. Sohrabian, (1992), “Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar,” *Applied Economics*, 24(4), 459-464.

Bollerslev, T., Mikkelsen, H. O. (1996), Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility, *Journal of Econometrics*, 73, 151–184.

Branson, W. H., (1983), “Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk,” in *Managing Foreign Exchange Risk*, R. J. Herring ed., Cambridge: Cambridge University Press.

Chiang, T. C. and S.-Y. Yang, (2003), “Foreign Exchange Risk Premiums and Time-Varying Equity Market Risks,” *International Journal of Risk Assessment & Management*, 4(4), 310-331.

Chiang, T. C., S.-Y. Yang, and T.-S. Wang, (2000), “Stock Return and Exchange Rate Risk: Evidence from Asian Stock Markets Based on a Bivariate GARCH Model,” *International Journal of Business*, 5(2), 97-117.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, Vol. 49, 1057-1072.

Dornbusch, R. and S. Fischer, (1980), “Exchange Rates and the Current Account,” *American Economic Review*, 70(5), 960-971.

Engle, R. F., (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50(4), 987-1008.

Fiszeder, P. (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych (The Class of GARCH Models in Empirical Finance Research)*, Torun, Nicolaus Copernicus University Press.

- Frankel, J. A., (1983), "Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination," in *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, J. S. Bhandari and B. H. Putnam eds., Cambridge: MIT Press.
- Gavin, M., (1989), "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics," *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 181-200.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, Vol. 37, 424-438
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, (1990), "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-308.
- Kanas, A. (2000), Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27, pp. 447-467.
- Koutmos, G. and G. G. Booth, (1995), "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets," *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- Ma, C. K. and G. W. Kao, (1990), "On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions," *Journal of Business Finance and Accounting*, 17(3), 441-450.
- Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59, 347-370.
- Nieh, C.-C. and C.-F. Lee, (2001), "Dynamic Relationships between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Schwarz, G.E. (1978). Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, Vol. 6, 461-464.
- Soenen, L. and E. Hennigar, (1988), "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The US Experience between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, 19, 7-16.
- Wald, A. (1940). The Fitting of straight lines if both variables are subject to error. *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 11, 284-300

## Διαδικτυακοί Τόποι

<http://finance.yahoo.com>

<https://fred.stlouisfed.org/>





## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

**Πίνακας 1: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_EU\_US στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_EU_US has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-28.75926	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.567581		
	5% level		-1.941182		
	10% level		-1.616458		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(XR_EU_US)					
Method: Least Squares					
Date: 09/07/16 Time: 22:17					
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015					
Included observations: 884 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	XR_EU_US(-1)	-0.967564	0.033644	-28.75926	0.0000
R-squared	0.483654	Mean dependent var		-0.000759	
Adjusted R-squared	0.483654	S.D. dependent var		1.944737	
S.E. of regression	1.397434	Akaike info criterion		3.508283	
Sum squared resid	1724.341	Schwarz criterion		3.513695	
Log likelihood	-1549.661	Hannan-Quinn criter.		3.510352	
Durbin-Watson stat	2.000296				

**Πίνακας 2: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_EU\_US στα επίπεδα της με σταθερά**

Null Hypothesis: XR_EU_US has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-28.74354	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.437524	
	5% level		-2.864596	
	10% level		-2.568451	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_EU_US)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:19				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_EU_US(-1)	-0.967586	0.033663	-28.74354	0.0000
C	0.006152	0.047028	0.130823	0.8959
R-squared	0.483664	Mean dependent var		-0.000759
Adjusted R-squared	0.483079	S.D. dependent var		1.944737
S.E. of regression	1.398212	Akaike info criterion		3.510526
Sum squared resid	1724.308	Schwarz criterion		3.521350
Log likelihood	-1549.652	Hannan-Quinn criter.		3.514664
F-statistic	826.1911	Durbin-Watson stat		2.000289
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 3: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_EU\_US στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_EU_US has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-28.73691	0.0000	
Test critical values:				
	1% level	-3.968465		
	5% level	-3.414906		
	10% level	-3.129629		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_EU_US)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:19				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_EU_US(-1)	-0.967959	0.033683	-28.73691	0.0000
C	-0.037668	0.094183	-0.399941	0.6893
@TREND(1/15/1999)	9.90E-05	0.000184	0.537070	0.5914
R-squared	0.483833	Mean dependent var	-0.000759	
Adjusted R-squared	0.482662	S.D. dependent var	1.944737	
S.E. of regression	1.398777	Akaike info criterion	3.512461	
Sum squared resid	1723.743	Schwarz criterion	3.528698	
Log likelihood	-1549.508	Hannan-Quinn criter.	3.518669	
F-statistic	412.9065	Durbin-Watson stat	2.000188	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 4: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_YEN στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_US_YEN has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.15836	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.567581	
	5% level		-1.941182	
	10% level		-1.616458	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_YEN)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:23				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_YEN(-1)	-1.077456	0.033505	-32.15836	0.0000
R-squared	0.539422	Mean dependent var		0.003501
Adjusted R-squared	0.539422	S.D. dependent var		2.108954
S.E. of regression	1.431261	Akaike info criterion		3.556119
Sum squared resid	1808.833	Schwarz criterion		3.561532
Log likelihood	-1570.805	Hannan-Quinn criter.		3.558189
Durbin-Watson stat	1.992833			

**Πίνακας 5: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_YEN στα επίπεδα της με σταθερά**

Null Hypothesis: XR_US_YEN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.14071	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.437524	
	5% level		-2.864596	
	10% level		-2.568451	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_YEN)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:25				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_YEN(-1)	-1.077486	0.033524	-32.14071	0.0000
C	-0.006645	0.048166	-0.137957	0.8903
R-squared	0.539432	Mean dependent var		0.003501
Adjusted R-squared	0.538909	S.D. dependent var		2.108954
S.E. of regression	1.432057	Akaike info criterion		3.558360
Sum squared resid	1808.794	Schwarz criterion		3.569185
Log likelihood	-1570.795	Hannan-Quinn criter.		3.562499
F-statistic	1033.025	Durbin-Watson stat		1.992812
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 6: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_YEN στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_US_YEN has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.15274	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.968465	
	5% level		-3.414906	
	10% level		-3.129629	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_YEN)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:25				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_YEN(-1)	-1.078357	0.033539	-32.15274	0.0000
C	0.072509	0.096438	0.751865	0.4523
@TREND(1/15/1999)	-0.000179	0.000189	-0.947415	0.3437
R-squared	0.539900	Mean dependent var		0.003501
Adjusted R-squared	0.538856	S.D. dependent var		2.108954
S.E. of regression	1.432140	Akaike info criterion		3.559604
Sum squared resid	1806.953	Schwarz criterion		3.575841
Log likelihood	-1570.345	Hannan-Quinn criter.		3.565812
F-statistic	516.9014	Durbin-Watson stat		1.993008
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 7: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_UK στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_US_UK has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-30.53902	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.567581	
	5% level		-1.941182	
	10% level		-1.616458	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_UK)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:20				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_UK(-1)	-1.027236	0.033637	-30.53902	0.0000
R-squared	0.513668	Mean dependent var		-0.000433
Adjusted R-squared	0.513668	S.D. dependent var		1.851932
S.E. of regression	1.291491	Akaike info criterion		3.350603
Sum squared resid	1472.800	Schwarz criterion		3.356015
Log likelihood	-1479.966	Hannan-Quinn criter.		3.352672
Durbin-Watson stat	2.003976			

**Πίνακας 8: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_UK στα επίπεδα της με σταθερά.**

Null Hypothesis: XR_US_UK has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-30.52408	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.437524	
	5% level		-2.864596	
	10% level		-2.568451	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_UK)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:22				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_UK(-1)	-1.027310	0.033656	-30.52408	0.0000
C	-0.011507	0.043462	-0.264755	0.7913
R-squared	0.513707	Mean dependent var		-0.000433
Adjusted R-squared	0.513155	S.D. dependent var		1.851932
S.E. of regression	1.292172	Akaike info criterion		3.352786
Sum squared resid	1472.683	Schwarz criterion		3.363610
Log likelihood	-1479.931	Hannan-Quinn criter.		3.356924
F-statistic	931.7197	Durbin-Watson stat		2.003996
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Πίνακας 9: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή XR\_US\_UK στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: XR_US_UK has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-30.51308	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.968465	
	5% level		-3.414906	
	10% level		-3.129629	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(XR_US_UK)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:23				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XR_US_UK(-1)	-1.027534	0.033675	-30.51308	0.0000
C	0.021159	0.087038	0.243096	0.8080
@TREND(1/15/1999)	-7.38E-05	0.000170	-0.433235	0.6650
R-squared	0.513810	Mean dependent var		-0.000433
Adjusted R-squared	0.512706	S.D. dependent var		1.851932
S.E. of regression	1.292767	Akaike info criterion		3.354835
Sum squared resid	1472.369	Schwarz criterion		3.371072
Log likelihood	-1479.837	Hannan-Quinn criter.		3.361043
F-statistic	465.5246	Durbin-Watson stat		2.004006
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 10: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_SNP στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_SNP has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.30637	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.567581	
	5% level		-1.941182	
	10% level		-1.616458	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_SNP)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:14				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_SNP(-1)	-1.083499	0.033538	-32.30637	0.0000
R-squared	0.541703	Mean dependent var		0.005944
Adjusted R-squared	0.541703	S.D. dependent var		3.736207
S.E. of regression	2.529325	Akaike info criterion		4.694913
Sum squared resid	5648.979	Schwarz criterion		4.700325
Log likelihood	-2074.151	Hannan-Quinn criter.		4.696982
Durbin-Watson stat	1.990661			

**Πίνακας 11: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_SNP στα επίπεδα της με σταθερά**

Null Hypothesis: R_SNP has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.30562	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.437524	
	5% level		-2.864596	
	10% level		-2.568451	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_SNP)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:16				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_SNP(-1)	-1.083989	0.033554	-32.30562	0.0000
C	0.061481	0.085111	0.722359	0.4703
R-squared	0.541974	Mean dependent var		0.005944
Adjusted R-squared	0.541454	S.D. dependent var		3.736207
S.E. of regression	2.530010	Akaike info criterion		4.696584
Sum squared resid	5645.639	Schwarz criterion		4.707408
Log likelihood	-2073.890	Hannan-Quinn criter.		4.700722
F-statistic	1043.653	Durbin-Watson stat		1.990808
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 12: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_SNP στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_SNP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.32486	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.968465	
	5% level		-3.414906	
	10% level		-3.129629	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_SNP)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:17				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_SNP(-1)	-1.085141	0.033570	-32.32486	0.0000
C	-0.094100	0.170349	-0.552396	0.5808
@TREND(1/15/1999)	0.000352	0.000334	1.054311	0.2920
R-squared	0.542551	Mean dependent var		0.005944
Adjusted R-squared	0.541512	S.D. dependent var		3.736207
S.E. of regression	2.529850	Akaike info criterion		4.697585
Sum squared resid	5638.525	Schwarz criterion		4.713822
Log likelihood	-2073.333	Hannan-Quinn criter.		4.703793
F-statistic	522.4484	Durbin-Watson stat		1.990892
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 13: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_NIKKEI στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_NIKKEI has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-29.87402	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.567581		
	5% level		-1.941182		
	10% level		-1.616458		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(R_NIKKEI)					
Method: Least Squares					
Date: 09/07/16 Time: 22:11					
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015					
Included observations: 884 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	R_NIKKEI(-1)	-1.005008	0.033642	-29.87402	0.0000
R-squared	0.502663	Mean dependent var		-0.004199	
Adjusted R-squared	0.502663	S.D. dependent var		4.319667	
S.E. of regression	3.046322	Akaike info criterion		5.066877	
Sum squared resid	8194.307	Schwarz criterion		5.072290	
Log likelihood	-2238.560	Hannan-Quinn criter.		5.068947	
Durbin-Watson stat	1.999963				

**Πίνακας 14: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_NIKKEI στα επίπεδα της με σταθερά**

Null Hypothesis: R_NIKKEI has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-29.86110	0.0000
Test critical values: 1% level			-3.437524	
5% level			-2.864596	
10% level			-2.568451	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_NIKKEI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:12				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_NIKKEI(-1)	-1.005159	0.033661	-29.86110	0.0000
C	0.035496	0.102519	0.346237	0.7292
R-squared	0.502730	Mean dependent var		-0.004199
Adjusted R-squared	0.502167	S.D. dependent var		4.319667
S.E. of regression	3.047841	Akaike info criterion		5.069004
Sum squared resid	8193.193	Schwarz criterion		5.079828
Log likelihood	-2238.500	Hannan-Quinn criter.		5.073142
F-statistic	891.6855	Durbin-Watson stat		1.999912
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 15: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_NIKKEI στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_NIKKEI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-29.87511	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.968465	
	5% level		-3.414906	
	10% level		-3.129629	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_NIKKEI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:13				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_NIKKEI(-1)	-1.006168	0.033679	-29.87511	0.0000
C	-0.134963	0.205247	-0.657566	0.5110
@TREND(1/15/1999)	0.000385	0.000402	0.958676	0.3380
R-squared	0.503249	Mean dependent var		-0.004199
Adjusted R-squared	0.502121	S.D. dependent var		4.319667
S.E. of regression	3.047981	Akaike info criterion		5.070224
Sum squared resid	8184.655	Schwarz criterion		5.086461
Log likelihood	-2238.039	Hannan-Quinn criter.		5.076432
F-statistic	446.2614	Durbin-Watson stat		1.999849
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 16: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_FTSE στα επίπεδα της χωρίς σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_FTSE has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.24561	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.567581	
	5% level		-1.941182	
	10% level		-1.616458	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_FTSE)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:10				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_FTSE(-1)	-1.081961	0.033554	-32.24561	0.0000
R-squared	0.540767	Mean dependent var		0.006527
Adjusted R-squared	0.540767	S.D. dependent var		3.662297
S.E. of regression	2.481817	Akaike info criterion		4.656990
Sum squared resid	5438.766	Schwarz criterion		4.662402
Log likelihood	-2057.390	Hannan-Quinn criter.		4.659059
Durbin-Watson stat	1.992515			



**Πίνακας 17: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_FTSE στα επίπεδα της με σταθερά**

Null Hypothesis: R_FTSE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.22734	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.437524	
	5% level		-2.864596	
	10% level		-2.568451	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(R_FTSE)				
Method: Least Squares				
Date: 09/07/16 Time: 22:05				
Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015				
Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_FTSE(-1)	-1.081960	0.033573	-32.22734	0.0000
C	0.004278	0.083520	0.051227	0.9592
R-squared	0.540769	Mean dependent var		0.006527
Adjusted R-squared	0.540248	S.D. dependent var		3.662297
S.E. of regression	2.483220	Akaike info criterion		4.659249
Sum squared resid	5438.750	Schwarz criterion		4.670074
Log likelihood	-2057.388	Hannan-Quinn criter.		4.663388
F-statistic	1038.601	Durbin-Watson stat		1.992523
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Πίνακας 18: Έλεγχος επαυξημένου Dickey-Fuller στη μεταβλητή R\_FTSE στα επίπεδα της με σταθερά και τάση**

Null Hypothesis: R_FTSE has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=20)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-32.21790	0.0000	
Test critical values:				
1% level		-3.968465		
5% level		-3.414906		
10% level		-3.129629		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(R_FTSE) Method: Least Squares Date: 09/07/16 Time: 22:09 Sample (adjusted): 1/22/1999 12/25/2015 Included observations: 884 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_FTSE(-1)	-1.082222	0.033591	-32.21790	0.0000
C	-0.069826	0.167267	-0.417453	0.6764
@TREND(1/15/1999)	0.000167	0.000327	0.511408	0.6092
R-squared	0.540905	Mean dependent var	0.006527	
Adjusted R-squared	0.539863	S.D. dependent var	3.662297	
S.E. of regression	2.484260	Akaike info criterion	4.661215	
Sum squared resid	5437.136	Schwarz criterion	4.677452	
Log likelihood	-2057.257	Hannan-Quinn criter.	4.667423	
F-statistic	518.9967	Durbin-Watson stat	1.992569	
Prob(F-statistic)	0.000000			