



ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΦΥΣΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

«ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΗ ΠΡΟΤΥΠΟΠΟΙΗΣΗ σε ΣΥΓΧΡΟΝΕΣ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΕΣ και την ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ»

**Μεταδόσεις της Μεταβλητότητας στις Διεθνείς
Χρηματιστηριακές Αγορές**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΤΟΥ

ΑΝΔΡΕΑ-ΕΝΤΟΝΙ ΒΙΟΛΑΡΗ

Επιβλέπων: Παναγιώτης Μιχαηλίδης
Αναπληρωτής Καθηγητής Ε.Μ.Π.

Αθήνα, Φεβρουάριος 2018

(Υπογραφή)

.....

ΒΙΟΛΑΡΗΣ ΑΝΔΡΕΑΣ-ΕΝΤΟΝΙ

© 2018 – Με επιφύλαξη παντός δικαιώματος.

Απαγορεύεται η αντιγραφή, αποθήκευση και διανομή της παρούσας εργασίας, εξ ολοκλήρου ή τμήματος αυτής, για εμπορικό σκοπό. Επιτρέπεται η ανατύπωση, αποθήκευση και διανομή για σκοπό μη κερδοσκοπικό, εκπαιδευτικής ή ερευνητικής φύσης, υπό την προϋπόθεση να αναφέρεται η πηγή προέλευσης και να διατηρείται το παρόν μήνυμα. Ερωτήματα που αφορούν τη χρήση της εργασίας για κερδοσκοπικό σκοπό πρέπει να απευθύνονται προς τον συγγραφέα.

Οι απόψεις και τα συμπεράσματα που περιέχονται σε αυτό το έγγραφο εκφράζουν τον συγγραφέα και δεν πρέπει να ερμηνευθεί ότι αντιπροσωπεύουν τις επίσημες θέσεις του Εθνικού Μετσόβιου Πολυτεχνείου.

Περίληψη

Ο σκοπός αυτής της διπλωματικής είναι η εκτίμηση ενός GVAR μοντέλου έτσι ώστε να εντοπίσουμε τις μεταδόσεις των διαταραχών ανάμεσα σε επτά οικονομίες στον κόσμο. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιούμε καθημερινές αποδόσεις των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών και τους όγκους συναλλαγών τους για να ελέγξουμε την αλληλεξάρτηση των ΗΠΑ, του Καναδά, της Κίνας, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και του Ηνωμένου Βασιλείου, κατά την περίοδο 08/10/2016 – 02/06/2017. Επιπλέον, μέσω του πίνακα βαρών που είναι βασικό στοιχείο στο πλαίσιο της GVAR μοντελοποίησης, θα εξετάσουμε αν υπάρχουν κυρίαρχες οικονομίες ανάμεσα στις οικονομίες που εξετάζουμε. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά μας, κυρίαρχες οικονομίες είναι αυτές των ΗΠΑ και της Κίνας. Στο τέλος, μελετάμε τις αντιδράσεις που προκύπτουν από την γενική συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων, και συμπεραίνουμε ότι μια διαταραχή στον χρηματιστηριακό δείκτη των ΗΠΑ επηρεάζει σημαντικά τις υπόλοιπες οικονομίες.

Λέξεις Κλειδιά: GVAR, Κυρίαρχες Αγορές, Μετάδοση, Διεθνή Χρηματιστήρια, Εμπορικές Συναλλαγές

Abstract

The purpose of this thesis is to estimate a GVAR model in order to study the transmission of shocks between seven major economies of the world. More specifically, we use daily closing prices of major stock indexes and its volumes to research the interdependence of US, Canada, China, France, Germany, Japan and United Kingdom, for the period 08/10/2016 – 02/06/2017. In addition, through the trade weight matrix that lies in the core of the GVAR framework, we examine if there are dominant entities between the selected countries. According to our findings, the dominant economies are those of US and China. In the end, we generate responses from the general impulse response function and our main conclusion is that a shock in the US Stock Prices has significant results in all the examined economies.

Keywords: GVAR, Dominant, Transmission, International Stock Markets, Trade

*Η παρούσα διπλωματική αφιερώνεται στην γιαγιά μου,
Έλλη, και στον παππού μου, Ανδρέα*

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαίτερος τον επιβλέποντα καθηγητή μου κύριο Παναγιώτη Μιχαηλίδη, τόσο για την ευκαιρία που μου έδωσε να συνεργαστούμε όσο και για την στήριξη του για το επόμενο βήμα στη ζωή μου. Επιπλέον, ευχαριστώ τον διδάκτορα κύριο Κωνσταντίνο Κωνσταντάκη για την καθοδήγησή του στο οικονομετρικό κομμάτι.

Τέλος, θα ήθελα να εκφράσω τις θερμότερες ευχαριστίες μου στον πατέρα μου, Γιαννάκη, για όλη τη στήριξη που μου παρείχε όλα αυτά τα χρόνια των σπουδών μου.

Πίνακας περιεχομένων

<i>Εισαγωγή</i>	- 1 -
1 Βιβλιογραφική Επισκόπηση	- 3 -
1.1 Μελέτη Αρθρογραφίας	- 5 -
1.2 Συμπεράσματα Αρθρογραφίας	- 15 -
2 GVAR Μοντελοποίηση	- 17 -
2.1 Έρευνες που βασίστηκαν στην GVAR μοντελοποίηση	- 18 -
2.2 Κατασκευή του Μοντέλου	- 21 -
2.2.1 Ειδικά Μοντέλα Χωρών - VARX*	- 21 -
2.2.2 Επίλυση του GVAR μοντέλου	- 23 -
2.2.3 Διόρθωση Σφαλμάτων και ιδιότητες Τάσης του Global VAR μοντέλου	- 24 -
2.2.4 Γενική Συνάρτηση Αιφνίδιων Αντιδράσεων (General Impulse Response Function)	- 27 -
3 Θεωρία Στατιστικών Ελέγχων	- 31 -
3.1 Ελέγχοι Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας	- 32 -
3.2 Τάξη των Υποδειγμάτων VAR (Optimum Lag Length)	- 36 -
3.3 Μέθοδος Johansen – Θεωρία συνολοκλήρωσης (Co-integration)	- 36 -
4 Οικονομετρική Ανάλυση	- 41 -
4.1 Δεδομένα	- 41 -
4.2 Έλεγχος ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας	- 44 -
4.3 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης	- 49 -
4.4 Πίνακας Βαρών	- 51 -
4.5 Ασθενείς Εξωγενείς Μεταβλητές	- 53 -
4.6 Τάξη των Υποδειγμάτων VARX(p_i, q_i)	- 57 -

4.7 Τελική Μοντελοποίηση.....	- 58 -
4.7.1 Αιφνίδιες Αντιδράσεις των Ενδογεννών μεταβλητών μας.....	- 60 -
4.8 Συζήτηση Αποτελεσμάτων	- 81 -
<i>Επίλογος</i>	<i>- 87 -</i>
<i>Βιβλιογραφία</i>	<i>- 89 -</i>
Παράρτημα	- 93 -
Έλεγχος ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας στην R	- 93 -
Έλεγχος Συνολοκλήρωσης στην R	- 94 -
Τάξη των Υποδειγμάτων VARX(ρ_i, q_i) στην R	- 94 -

Εισαγωγή

Τις τελευταίες δεκαετίες, αποτελέσαμε μάρτυρες διάφορων οικονομικών κρίσεων οι οποίες εκδηλώνονταν σε μια χώρα ή περιοχή και στο τέλος εξαπλώνονταν γεωγραφικά. Με αποτέλεσμα, ένα μεγάλο κεφάλαιο μελέτης για αρκετό καιρό τώρα για ακαδημαϊκούς και επαγγελματίες, αποτελεί η αλληλεξάρτηση, οι αμοιβαίες σχέσεις και η μετάδοση της διακύμανσης μεταξύ των χρηματοοικονομικών αγορών. Όσο οι διεθνείς οικονομίες γίνονται όλο και πιο αλληλένδετες μεταξύ τους, μια πληροφορία που παράγεται σε μια χώρα, μπορεί χωρίς αμφιβολία, να επηρεάσει και άλλες οικονομίες.

Σκοπός στην παρούσα εργασία είναι η μελέτη της ύπαρξης αλληλεξάρτησης και αν προκύπτει μετάδοση των διαταραχών ανάμεσα στις αποδόσεις των τιμών των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών και στον όγκο συναλλαγών μιας αγοράς. Πιο συγκεκριμένα εξετάζουμε τους κύριους χρηματιστηριακούς δείκτες των ΗΠΑ, Καναδά, Κίνα, Γαλλία, Γερμανία, Ιαπωνία και Ηνωμένο Βασίλειο, καθώς και τον όγκο συναλλαγών. Επίσης θα διερευνηθεί αν οι αποδόσεις των κρατικών ομολόγων της εκάστοτε χώρας λειτουργούν ως κανάλια μετάδοσης των συγκεκριμένων διαταραχών. Η περίοδος που εξετάζεται είναι από 08/10/2016 μέχρι 02/06/2017 και οι παρατηρήσεις είναι ημερήσιες. Η εμπειρική τεκμηρίωση της ύπαρξης τέτοιου είδους σχέσεων σημαίνει ότι οι κινήσεις ενός ή περισσότερων δεικτών κυριαρχούν στην διεθνή κεφαλαιαγορά προξενώντας σε κάποιο βαθμό ανάλογες κινήσεις και στους άλλους δείκτες.

Η μέθοδος μοντελοποίησης των δεδομένων που θα χρησιμοποιηθεί είναι η **GVAR** (Global VAR). Το μοντέλο GVAR είναι κατάλληλο για την αξιολόγηση των σχέσεων αλληλεπιδράσεων μεταξύ οικονομικών φορέων με την δυνατότητα μοντελοποίησης και ποσοτικής ανάλυσης των καναλιών μετάδοσης της μεταβλητότητας. Επίσης, για την εξέταση της ύπαρξης δεσμών αλληλεξάρτησης ανάμεσα στους προαναφερθέντες δείκτες θα χρησιμοποιηθεί ως μεθοδολογία η ανάλυση της συνολοκλήρωσης. Τέλος, μέσω της θεωρίας της κεντρικότητας, θα ερευνηθεί αν υπάρχουν κυρίαρχες οικονομίες ανάμεσα στις χώρες που μελετάμε. Αυτή η διαπίστωση θα γίνει μελετώντας

τον πίνακα βαρών που χρησιμοποιείται στην GVAR μοντελοποίηση, και θα καθορίσει την τελική μας οικονομετρική ανάλυση.

Η δομή της εργασίας αποτελείται από τέσσερα μέρη. Στο πρώτο μέρος, παρουσιάζεται η βιβλιογραφική ανασκόπηση γύρω από την μελέτη των αλληλεξαρτήσεων των διεθνών αγορών καθώς και την μετάδοση της μεταβλητότητας και των διακυμανσεών τους. Στο δεύτερο μέρος, γίνεται εκτενής αναφορά στη μεθοδολογία μοντελοποίησης που θα ακολουθήσουμε, ενώ στο τρίτο μέρος γίνεται θεωρητική ανάλυση των ελέγχων που θα ακολουθήσουμε, πριν την κύρια οικονομετρική ανάλυση. Επίσης, θα παρουσιαστούν οι επιπλέον μεθοδολογίες και έλεγχοι που θα χρησιμοποιηθούν. Τέλος, στο τέταρτο μέρος, θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα της οικονομετρικής ανάλυσης του μοντέλου μας καθώς και η εξαγωγή συμπερασμάτων για το αν υπάρχει σύνδεση μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών που μελετώνται και κατά πόσο μεταφέρεται η μεταβλητότητα από το κανάλι που υποθέσαμε.

1 Βιβλιογραφική Επισκόπηση

Η αλληλεξάρτηση και η μεταφορά της διακύμανσης των διεθνών χρηματοοικονομικών αγορών, σύμφωνα με προγενέστερες έρευνες τείνει να αυξάνεται. Η αύξηση του αριθμού των σχετικών ερευνών δείχνει και το ενδιαφέρον της παγκόσμιας κοινότητας για το θέμα αυτό.

Από τους πιο σημαντικούς λόγους που εξηγούν θεωρητικά την ύπαρξη της αλληλεπίδρασης είναι η απελευθέρωση των αγορών. Οι χρηματαγορές γνώρισαν σημαντικές αλλαγές σε σχέση με τους κανόνες λειτουργίας τους με σκοπό να επιτρέψουν την ελεύθερη διακίνηση αγαθών και κεφαλαίων. Ένα από τα σημαντικότερα φαινόμενα που δημιουργούν τις διασυνδέσεις των χρηματιστηρίων είναι η εισαγωγή εταιριών σε περισσότερα από ένα χρηματιστήρια (Cross-Listing). Ο αριθμός αυτών των εταιριών αυξάνεται σημαντικά τα τελευταία χρόνια. Επίσης, παρατηρείται μια σημαντική αύξηση του όγκου συναλλαγών των ξένων επενδυτών που σχετίζεται με τις ξένες εταιρίες που είναι εισηγμένες στα διάφορα χρηματιστήρια. Μάλιστα, σε μερικά χρηματιστήρια, όπως αυτού του Λονδίνου, η αξία του όγκου συναλλαγών που σχετίζεται με τις ξένες εταιρίες είναι μεγαλύτερη από την αξία του όγκου συναλλαγών που σχετίζεται με εγχώριες εταιρίες.

Άλλος σημαντικός παράγοντας που ενέργησε θετικά προς την αύξηση της αλληλεπίδρασης είναι η ανάπτυξη της τεχνολογίας. Οι τεχνολογικές εξελίξεις, κυρίως στον τομέα των τηλεπικοινωνιών και των υπολογιστών, έχουν βελτιώσει τη ροή και την ταχύτητα μετάδοσης των πληροφοριών μεταξύ των αγορών, καθιστώντας έτσι τις ξένες αγορές πιο προσιτές στους ξένους επενδυτές. Γίνεται εύκολη και η μεταφορά των κεφαλαίων από το ένα χρηματιστήριο στο άλλο, αναζητώντας μεγαλύτερες αποδόσεις για το βαθμό κινδύνου που είναι διατεθειμένος ο κάθε επενδυτής να πάρει.

Επιπρόσθετα, η γεωγραφική θέση των χωρών φαίνεται να συμβάλει στην αλληλεξάρτηση των χωρών. Οι χώρες που συνορεύουν μεταξύ τους παρουσιάζουν μεγαλύτερη διασύνδεση, με εξαίρεση τις ΗΠΑ που εμφανίζεται σαν η κυρίαρχη αγορά και επηρεάζει σχεδόν όλες τις χρηματοοικονομικές αγορές ανεξάρτητα από την απόσταση. Τέλος, μεγάλο ενδιαφέρον έχει επιδείξει η επιστημονική κοινότητα στην έρευνα για την αλληλεπίδραση μεταξύ των

χρηματιστηρίων και των μακροοικονομικών μεγεθών. Πολλοί ερευνητές έδειξαν ότι υπάρχει σχέση μεταξύ των αγορών και αυτό προκαλεί μια αύξηση στη συσχέτιση μεταξύ των χρηματιστηρίων, όταν διεθνή γεγονότα επηρεάζουν τα μακροοικονομικά μεγέθη πολλών κρατών, αναγκάζοντας έτσι και τα χρηματιστήρια να κινηθούν ταυτόχρονα.

Εξαιτίας των αιτιών που αναφέραμε, λόγω της αύξησης της αλληλεπίδρασης των χρηματιστηριακών αγορών, η αποτελεσματικότητα των μετοχών και η χρηματοπιστωτική σταθερότητα δεν μπορεί να τεκμηριωθεί μονάχα από εγχώριους παράγοντες, αλλά κρίνονται απαραίτητοι και οι διεθνείς παράγοντες.

Η γνώση και η κατανόηση των συσχετίσεων και των μηχανισμών μετάδοσης της μεταβλητότητας έχει καθοριστική σημασία καθώς έχει άμεσες συνέπειες στη νομισματική πολιτική, τη βέλτιστη κατανομή των πόρων, τη μέτρηση και διαχείριση των κινδύνων, τις κεφαλαιακές απαιτήσεις και την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων.

Από την σκοπιά του επενδυτή και των διαχειριστών χαρτοφυλακίων, μια καλύτερη αντίληψη των ταυτόχρονων κατευθύνσεων των αγορών, μπορεί να οδηγήσει στην κατασκευή ανώτερων χαρτοφυλακίων με καλύτερες στρατηγικές αντισταθμίσεις. Επίσης, αλλαγές στα διεθνή πρότυπα συσχέτισης κάνουν απαραίτητη την αναπροσαρμογή αυτών των χαρτοφυλακίων. Παράλληλα, μέσω μιας τέτοιας έρευνας είναι δυνατή η πρόβλεψη των χρηματιστηριακών αγορών παρατηρώντας την πορεία των άλλων αγορών, στην περίπτωση βεβαίως που έχει παρατηρηθεί συνολοκλήρωση μεταξύ των χρηματιστηρίων.

Οι ρυθμιστικές αρχές από την άλλη, εξετάζουν κυρίως τις πραγματικές αιτίες και συνέπειες των εν λόγω διαχύσεων και αλληλεπιδράσεων. Οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής ενδιαφέρονται έντονα για τη μετάδοση της μεταβλητότητας ανάμεσα στις αγορές λόγω των συνεπειών που επιφέρει στη σταθερότητα του παγκόσμιου χρηματοπιστωτικού συστήματος. Για παράδειγμα, αν οι αγορές μεταξύ τους έχουν ισχυρούς δεσμούς, με αποτέλεσμα οι διαχύσεις της μεταβλητότητας να είναι εμφανείς ανάμεσα στις αγορές, τότε μια διαταραχή (shock) σε μια αγορά μπορεί να έχει αποσταθεροποιητική επίδραση σε άλλες αγορές.

Οι κύριες μεθοδολογίες που έχουν χρησιμοποιηθεί σύμφωνα με την βιβλιογραφία για την ανάλυση των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των χρηματοοικονομικών αγορών είναι: **Cross-correlation** (υποδείγματα αλληλοσυσχέτισης), **VAR models** (διανυσματικά υποδείγματα αυτοπαλινδρόμησης) **GARCH models**, **Co-integration models** (Συνολοκλήρωμενα μοντέλα), **Regime Switching models** και **Stochastic Volatility models**. Σε αυτό το κεφάλαιο θα μελετηθούν εργασίες που έχουν χρησιμοποιήσει τις παραπάνω μεθόδους σε μια προσπάθεια να εντοπίσουν, σε διάφορες περιόδους, την αλληλεπίδραση και την μετάδοση της μεταβλητότητας γύρω από τα σημαντικά διεθνή χρηματιστήρια. Οι συγκεκριμένες έρευνες θα αναφερθούν με βάση την χρονολογία δημοσίευσης του κάθε άρθρου. Σκοπός μας σε αυτό το κομμάτι είναι να δούμε τι έχει ειπωθεί μέχρι στιγμής μέσω των συγκεκριμένων ερευνών, ποιες μέθοδοι μοντελοποίησης είναι πιο διαδεδομένες ανάμεσα στην διεθνή κοινότητα, ποιες μεταβλητές έχουν χρησιμοποιηθεί από τους ερευνητές και ποια τα αποτελέσματα της κάθε έρευνας.

1.1 Μελέτη Αρθρογραφίας

Η πρώτη έρευνα που θα αναφερθούμε κάνει χρήση την μέθοδο **GARCH** για να ανάλυση τις σχέσεις μεταξύ διεθνών χρηματαγορών. Είναι το άρθρο των **Hamao, Masulis και Ng (1990)**. Συγκεκριμένα μελετάται σε τι βαθμό οι αλλαγές των τιμών των μετοχών σε ένα χρηματιστήριο επηρεάζουν τις τιμές του επόμενου χρηματιστηρίου που θα αρχίσει συναλλαγές, όπως επίσης αν συνδέονται οι αλλαγές στην διακύμανση των τιμών σε ένα χρηματιστήριο με την διακύμανση των τιμών του επόμενου χρηματιστηρίου που θα αρχίσει συναλλαγές. Τα χρηματιστήρια που μελετώνται είναι αυτά της Νέας Υόρκης, Λονδίνου, Τόκιο μέσω των βασικών χρηματιστηριακών δεικτών Nikkei 225, FTSE 100, S&P 500 αντίστοιχα. Το δείγμα αποτελείται από τις τιμές έναρξης και κλεισίματος των δεικτών για τρία χρόνια (Απρ 1985 – Μαρ 1988). Οι συγγραφείς καταλήγουν πως υπάρχουν επιδράσεις από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης προς του Λονδίνου και του Τόκιο και επίσης υπάρχουν επιδράσεις από το χρηματιστήριο του Λονδίνου προς του Τόκιο. Βλέπουμε στα αποτελέσματα έντονα το φαινόμενο της ασυμμετρίας αφού οι αλλαγές των διακυμάνσεων στο χρηματιστήριο του Τόκιο δεν επηρεάζει σε σημαντικό βαθμό τα υπόλοιπα δύο χρηματιστήρια που εξετάζονται.

Στο άρθρο τους οι **Malliaris** και **Urrutia (1992)** επικεντρώνονται στην περίοδο της κρίσης του 1987, όπου χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία της **αιτιότητας του Granger** εξετάζουν τις αλληλεπιδράσεις έξι κύριων χρηματιστηρίων. Παίρνοντας τις ημερήσιες τιμές των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών της Νέας Υόρκης, του Τόκιο, του Λονδίνου, του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης και της Αυστραλίας για την περίοδο Μάιος 1987 – Απρίλιος 1988, ελέγχουν αν υπάρχει συνολοκλήρωση στις χρονοσειρές και προχωρούν στην ανάλυση της αιτιότητας κατά Granger χρησιμοποιώντας **error correction** υποδείγματα για τις χώρες που συνολοκληρώνονται. Καμιά αιτιότητα δεν παρατηρείται πριν και μετά την περίοδο της κρίσης, ενώ κατά την περίοδο της κρίσης έχουμε δραματική αύξηση της αιτιότητας. Συγκεκριμένα, συμπέραναν ότι το Τόκιο οδηγούσε την Σιγκαπούρη και ήταν η μόνη αγορά που επιβράδυνε την Νέα Υόρκη. Επίσης, σχέσεις παρατηρήθηκαν μεταξύ Νέας Υόρκης με Λονδίνο και Χονγκ Κονγκ, το Λονδίνο οδηγούσε το Χονγκ Κονγκ και το Χονγκ Κονγκ οδηγούσε τις υπόλοιπες Ασιατικές αγορές. Αναδεικνύεται ο παθητικός ρόλος που έπαιξε το Τόκιο και δεν επιβεβαιώνεται ο κυρίαρχος ρόλος της Νέας Υόρκης στην συγκεκριμένη κρίση. Τελευταίο συμπέρασμα, είναι ότι η κρίση το πιο πιθανόν να ξεκίνησε ταυτόχρονα σε όλες τις χρηματοοικονομικές αγορές.

Στην συνέχεια μελετάμε την έρευνα των **Theodosiou** και **Lee (1995)** όπου με την **GARCH-M** μέθοδο μελετώνται οι σχέσεις των αναμενόμενων αποδόσεων και των διακυμάνσεων των αποδόσεων (conditional volatility) μεταξύ δέκα χρηματιστηριακών δεικτών. Συγκεκριμένα λαμβάνονται υπόψη εβδομαδιαίες αποδόσεις των δεικτών All Ordinaries (Australia), General (Belgium), TSE 300 (Canada), Agefi (France), MIN (Italy), Topix (Japan), Swiss Bank Corporation (Switzerland), FT 500 (UK), S&P 500 (US), Commerzbank (Germany) για το διάστημα Ιαν 1976 – Δεκ 1991. Γίνονται τρεις διαφορετικές εμπειρικές εφαρμογές με την μέθοδο GARCH-M: square root, logarithmic, linear specifications. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι δεν υπάρχει καμία συσχέτιση μεταξύ των δεικτών που εξετάζονται την συγκεκριμένη περίοδο, ούτε στις αναμενόμενες αποδόσεις, ούτε στις διακυμάνσεις των αποδόσεων.

Ο **Kanas (1998)** μελετά τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ τριών ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων, της Φρανκφούρτης, του Παρισιού και του Λονδίνου. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο **EGARCH** και παίρνοντας ως δεδομένα τους χρηματιστηριακούς αριθμοδείκτες FAZ-General, CAC-General και FTSE 100, αντίστοιχα, για διάστημα 10 χρόνων (Ιαν 1984 – Δεκ 1993). Προσπαθεί με το

μοντέλο του να συλλάβει την ασύμμετρη επιρροή ενός shock στην μεταβλητότητα μιας χρηματιστηριακής αγοράς, γνωστό και ως “leverage effect”. Συμπεραίνει πως υπάρχει αμοιβαία διάχυση της μεταβλητότητας μεταξύ Λονδίνου και Παρισιού, Παρισιού και Φρανκφούρτης αλλά μονόπλευρη διάχυση από το Λονδίνο προς την Φρανκφούρτη. Σχεδόν όλες αυτές οι αλληλεπιδράσεις είναι ασύμμετρες μεταξύ τους, με την έννοια πως οι «κακές» πληροφορίες είχαν περισσότερη επιρροή παρά οι καλές πληροφορίες. Όπως επίσης, περισσότερες αλληλεπιδράσεις και διαχύσεις παρατηρούνται κυρίως μετά την κρίση του 1987, όπου προέκυψε ότι αυτές οι αγορές έγιναν πιο εξαρτημένες μεταξύ τους μετά την κρίση.

Όπως θα διαπιστώσουμε, εκτός από την απόδοση μετοχών, αντικείμενο μελέτης αποτελεί και η απόδοση κρατικών ομολόγων (Bond Yields). Οι **Clare** και **Lekkos (2000)** προσπάθησαν να αναλύσουν τις αλληλεπιδράσεις και τις σχέσεις ανάμεσα σε τρεις κύριες αγορές ομολόγων, της Αμερικής, της Αγγλίας και της Γερμανίας. Υπολογίζουν **VAR** μοντέλα παίρνοντας εβδομαδιαίες αποδόσεις για μονοετή και δεκαετή κρατικά ομολόγων για την περίοδο 1991 – 1999. Τα αποτελέσματα τους υποδεικνύουν πως σε περιόδους οικονομικών αναταραχών επηρεάζονται σημαντικά οι κλίσεις των καμπύλων αποδόσεων λόγω διεθνών παραγόντων. Επίσης, στις περιόδους αυτές τα ασφάλιστρα κινδύνου έπαιξαν πολύ σημαντικό ρόλο και καθόρισαν ουσιαστικά την διακύμανση ανάμεσα στις τρεις αγορές που μελετήθηκαν.

Μία ενδιαφέρον έρευνα με βάση την μεθοδολογία που ακολουθήθηκε χαρακτηρίζετε το άρθρο των **Masih** και **Masih (2001)**, οι οποίοι χρησιμοποιούν δύο μεθόδους για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης, ένα **VECM** μοντέλο των Johansen και Juselius (1993) και ένα level **VAR** μοντέλο με πιθανές ολοκληρωμένες και συνολοκληρωμένες διαδικασίες. Ερευνούν την ύπαρξη ή μη εξάρτησης μεταξύ των: ΗΠΑ, Αγγλία, Ιαπωνία, Γερμανία, Νότια Κορέα, Σιγκαπούρη, Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν και Αυστραλία λαμβάνοντας μηνιαία στοιχεία από τους κυριότερους χρηματοοικονομικούς δείκτες μετοχών της κάθε χώρας, αντίστοιχα, για την περίοδο Ιανουάριο 1982 – Ιούνιο 1994. Δείχνουν ότι τα απλά VAR μοντέλα δεν βγάζουν τόσο καλά αποτελέσματα για μακροχρόνιες περιόδους. Επιπλέον, χρησιμοποιούν εναλλακτικούς εκτιμητές προκειμένου να επιβεβαιώσουν την ευρωστία των στατιστικών αποτελεσμάτων. Διερευνούν την ύπαρξη ή μη συνολοκλήρωσης, αφού έχουν δείξει πρώτα ότι όλες οι σειρές περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Τα αποτελέσματα τους υποδεικνύουν πως υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ όλων των χωρών που

εξετάζονται και εμφανίζουν τις χρηματιστηριακές αγορές της Αμερικής και της Αγγλίας να παίζουν κυρίαρχο ρόλο τόσο μακροχρόνια όσο βραχυχρόνια. Τέλος, παρέχεται ένδειξη για την ισχυροποίηση της Ιαπωνικής αγοράς ως ένας επιπρόσθετος παράγοντας που οδηγεί τις διεθνείς αγορές.

Με παρόμοιο αντικείμενο μελέτης κινήθηκε και ο **Baele (2003)** όπου εξετάζει το μέγεθος της διάχυσης της μεταβλητότητας μεταξύ της Ευρωπαϊκής Ένωσης και των ΗΠΑ προς δεκατρείς τοπικές ευρωπαϊκές αγορές μετοχών. Η μέθοδος και τα δεδομένα που χρησιμοποιεί είναι η **Regime-Switching** και οι εβδομαδιαίες παρατηρήσεις από τους κυριότερους χρηματιστηριακούς δείκτες τις εκάστοτε χώρες για την περίοδο Ιανουάριος 1980 – Αύγουστος 2001. Ουσιαστικά, η συγκεκριμένη μέθοδος επιτρέπει στις αποδόσεις των μετοχών να ακολουθούν μια μίξη από δύο δισδιάστατες κανονικές κατανομές, όπου κάθε φορά εξαρτάται από ποιο καθεστώς βρίσκεται η διαδικασία. Καταλήγει πως για όλες τις χώρες, η πιθανότητα διάχυσης ενός shock από την Ευρωπαϊκή Ένωση και την ΗΠΑ αυξάνεται σημαντικά κατά τη δεκαετία του '80 και '90. Κατά την περίοδο που εξετάζεται, τα shocks που προέρχονται από την Ευρωπαϊκή Ένωση εξηγούν το 15% της τοπικής διακύμανσης, σε σύγκριση με το 20% που εξηγούν τα shocks που προέρχονται από τις ΗΠΑ. Τέλος, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι τοπικές αγορές μετοχών αρχίζουν να μοιράζονται περισσότερες πληροφορίες με την περιφερειακή ευρωπαϊκή αγορά όταν βρίσκονται σε ανάπτυξη, ο πληθωρισμός είναι υπό έλεγχο και όταν το εμπόριο με ευρωπαϊκές χώρες γίνεται πιο σημαντικό.

Την σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και της μεταβλητότητας τους μελέτησαν στο άρθρο τους οι **Li, Yang, Hsiao, Chang (2005)** εξετάζοντας τα δώδεκα μεγαλύτερα χρηματιστήρια (ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Αυστραλία, Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρη, Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ελβετία) για την περίοδο Ιανουάριος 1980 – Δεκέμβριος 2001. Χρησιμοποιούν ένα ευέλικτο **ημιπαραμετρικό μοντέλο GARCH-M** για να προσεγγίσουν την διακύμανση και συμπεραίνουν πως υπάρχει αρνητική συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και την μεταβλητότητα τους σε έξι από τις χώρες που εξετάζονται πριν το 1987, και σε επτά μετά την κρίση του 1987. Αυτή η αρνητική συσχέτιση υποδεικνύει πως μια πτώση της τιμής μιας μετοχής οδηγεί σε αύξηση της μεταβλητότητας της και την καθιστά υψηλότερου κινδύνου, ενισχύεται με άλλα λόγια η ασυμμετρία ανάμεσα στην σχέση τους.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει και η μελέτη των **Kinf, Kolari, Pynnönen (2005)** οι οποίοι προσπαθούν να εντοπίσουν την πηγή της συσχέτισης των διεθνών χρηματοοικονομικών αγορών. Συγκεντρώνουν ημερήσια στοιχεία χρηματοοικονομικών δεικτών από ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, Ελβετία, Ολλανδία, Δανία, Σουηδία, Νορβηγία και Φιλανδία, και επίσης από τον δείκτη Financial Times world index (FTAW) ως αντιπρόσωπο της παγκόσμιας αγοράς για την περίοδο Ιανουάριος 1990 – Ιανουάριος 2005. Χρησιμοποιώντας **Logit παλινδρόμηση** μοντελοποίησαν απευθείας την χρονικά εξαρτώμενη συσχέτιση ως συνάρτηση της εσωτερικής εθνικής μεταβλητότητας και της εξωτερικής παγκόσμιας μεταβλητότητας. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως καθοριστικοί παράγοντες για την συσχέτιση των αγορών αποτελούν οι μεταβλητότητες των εθνικών αγορών και της παγκόσμιας αγοράς. Επίσης ενθαρρύνεται η άποψη πως η κοινή συσχέτιση έχει την τάση να αυξάνεται όταν η μεταβλητότητα είναι αυξημένη, όπως επίσης και η άποψη πως οι συσχετίσεις μεταξύ των χωρών αυξάνονται με το πέρασμα των χρόνων καθώς παρατηρείται αύξηση από το 1990 μέχρι το 2005.

Σε μια διαφορετική έρευνα ως προς τα δεδομένα, οι **Ehrmann, Fratzscher και Rigobon (2005)** προσπαθούν να αποφανθούν κατά πόσο μεταδίδονται τα διεθνή οικονομικά shocks εντός και μεταξύ των ΗΠΑ και Ευρώπης. Χρησιμοποιώντας ένα **VAR** πολυμεταβλητό μοντέλο αναλύουν για μια περίοδο δεκαέξι ετών (1989 – 2004) τις τιμές βραχυπρόθεσμων επιτοκίων, αποδόσεις ομολόγων και αποδόσεις της αγοράς μετοχών και στις δυο οικονομίες, όπως επίσης και την ισοτιμία συναλλάγματος. Στην Αμερική, οι αποδόσεις των ομολόγων, καθώς και αγορές μετοχών, επηρεάζονται πολύ περισσότερο από αλλαγές στις τιμές των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Σε αντίθεση, οι τιμές των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και οι αγορές μετοχών επηρεάζονται περισσότερο από τις αποδόσεις των ομολόγων και της ισοτιμίας συναλλάγματος. Επίσης, υπάρχουν στοιχεία που αποδεικνύουν τη διεθνή διάχυση ανάμεσα στις δυο μεγάλες αγορές. Για παράδειγμα, shocks στις τιμές των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων των ΗΠΑ έχουν επιρροή στις τιμές των ομολόγων και στις αγορές μετοχών στην Ευρώπη. Αυτό συμβαίνει και προς την αντίθετη μεριά. Έτσι, η Αμερικάνικη αγορά εξηγεί το 25% των κινήσεων στις Ευρωπαϊκές αγορές στην περίοδο που εξετάζουμε, ενώ η Ευρώπη το 8% της Αμερικάνικης αγοράς.

Προχωράμε στην μελέτη των **Fang, Lim και Lin (2006)** με στόχο να εξετάσουν την μετάδοση της μεταβλητότητας ανάμεσα στις αγορές μετοχών και αγορές ομολόγων στην Ιαπωνία και στις ΗΠΑ. Παίρνοντας ημερήσια στοιχεία για την περίοδο Ιανουάριος 1988 – Φεβρουάριος 2004 και χρησιμοποιώντας την μέθοδο **BEKK** (Baba, Engle, Kraft and Kroner, 1990), η οποία είναι μια προσέγγιση της **GARCH** μεθόδου, αναλύουν τους χρηματοοικονομικούς δείκτες Nikkei 225 (Ιαπωνία), Dow Jones Industrial (ΗΠΑ) και τους δείκτες κυβερνητικών ομολόγων των δύο χωρών. Συμπερασματικά, κυρίαρχη αγορά μετοχών είναι αυτή των ΗΠΑ η οποία επηρεάζει αρνητικά την αγορά μετοχών της Ιαπωνίας. Επιπρόσθετα, βλέπουμε πως η αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ιαπωνίας επηρεάζει τη διακύμανση της Αμερικάνικης αγοράς μετοχών. Τέλος, παρατήρησαν πως η μεταβλητότητα της Αμερικάνικης αγοράς ομολόγων επηρεάζει τη μεταβλητότητα της Ιαπωνικής αγοράς μετοχών, όχι όμως και στην αγορά ομολόγων.

Ας δούμε και μια έρευνα που ασχολήθηκε μονάχα με τις αγορές ομολόγων, η οποία συστάθηκε από τους **Skintzi και Refenes (2006)** και προσπάθησε να εξετάσει κατά πόσο έχουμε διάχυση της μεταβλητότητας από την Αμερικάνικη αγορά ομολόγων και την Ευρωπαϊκή αγορά ομολόγων προς 12 ευρωπαϊκές χώρες (Αυστρία, Βέλγιο, Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Ολλανδία, Ισπανία, Δανία, Νορβηγία, Σουηδία και Αγγλία). Το μοντέλο ανάλυσης των δεδομένων ήταν ένα **διδιάστατο EGARCH** μοντέλο όπου χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαία στοιχεία από τους κύριους χρηματοοικονομικούς δείκτες ομολόγων κάθε χώρας για την περίοδο Φεβρουαρίου 1991 – Δεκέμβριος 2002. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι υπάρχουν σημαντικές διαχύσεις στην τιμή και την μεταβλητότητα μεταξύ της συνολικής ευρωπαϊκής αγοράς και κάθε χώρας που εξετάζεται ξεχωριστά. Επίσης, η Αμερικάνικη αγορά ομολόγων αποτελεί σημαντικό παράγοντα εξήγησης των μεμονωμένων αγορών ομολόγων των ευρωπαϊκών χωρών που εξετάζονται σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις. Τέλος, η σύσταση του Ευρώ επηρέασε την τιμή και την μεταφορά μεταβλητότητας σημαντικά στις ευρωπαϊκές χώρες.

Ακόμη μια έρευνα που προσπαθεί να εξετάσει τις αλληλεπιδράσεις και τις διαχύσεις ανάμεσα στην τιμή και στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών δημοσιεύτηκε από τον **Savva (2008)**. Με ένα δείγμα ημερήσιων τιμών κλεισίματος από έξι κύριους δείκτες μετοχών για την περίοδο Αύγουστος 1990 – Απρίλιος 2005 ελέγχει κατά πόσο συσχετίζεται η αμερικάνικη αγορά

μετοχών με τις ευρωπαϊκές αγορές. Οι δείκτες που χρησιμοποιούνται είναι S&P-500(USA), FTSE-100 (UK), DAX-30(Germany), CAC-40(France), MIBTEL-30 (Italy) and IBEX-35(Spain). Χρησιμοποιεί το μοντέλο **EGADC** (προέκταση του GARCH μοντέλου) για να αναλύσει δύο δείκτες κάθε φορά ξεχωριστά. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως η Αμερικάνικη χρηματοοικονομική αγορά επιδρά στην απόδοση των μετοχών των χωρών της Ευρώπης. Υπάρχει επίδραση και στην μεταβλητότητα, αλλά αυτή είναι αμοιβαία και από τις δυο μεριές. Τέλος, παρατηρείται αύξηση της συσχέτισης των αγορών για την περίοδο που εξετάζεται.

Οι **Hakim** και **McAleer (2009)** εξετάζουν τις διεθνείς αλληλεπιδράσεις στις αγορές μετοχών, ομολόγων και συναλλάγματος. Στην ανάλυση τους λαμβάνουν μέρος η Αυστραλία, Ιαπωνία, Σιγκαπούρη, Νέα Ζηλανδία και η Αμερική. Τα στοιχεία που συλλέγουν είναι ημερήσιες αποδόσεις χρηματοοικονομικών δεικτών για την περίοδο Σεπτεμβρίου 1998 – Μάιος 2006 και τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται είναι τα **VARMA-AGARCH** και **VARMA-GARCH**. Από τα αποτελέσματα είναι φανερό ότι υπάρχει αλληλεπίδραση από όλες τις αγορές προς όλες τις υπόλοιπες αγορές. Τα πρόσημα για τις διαχύσεις μεταξύ των αγορών ομολόγων και αγορών μετοχών ήταν όλα θετικά. Επίσης, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις πως υπάρχουν διαχύσεις και επιδράσεις από την αγορά συναλλάγματος προς τις αγορές ομολόγων και μετοχών, και αντίστροφα. Εμφανής είναι και η μετάδοση της μεταβλητότητας, ιδιαίτερα από τις αγορές μετοχών προς τις αγορές ομολόγων, και αντίστροφα. Παρόλο που δεν ξεχώρισε κάποια κυρίαρχη χώρα, αυτή που επηρεάζει περισσότερο τις υπόλοιπες φαίνεται να είναι η Αμερική. Τέλος, σε όλες οι χώρες εκτός της Αυστραλίας, παρατηρήθηκε εσωτερική διάχυση της μεταβλητότητας ανάμεσα στην αγορά μετοχών και ομολόγων.

Με παρόμοιους προβληματισμούς, οι **Diebold** και **Yilmaz (2009)** στην έρευνα τους αναλύουν τις αλληλεξαρτήσεις μεταξύ επτά χωρών με αναπτυγμένες αγορές μετοχών (ΗΠΑ, Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία και Αυστραλία) και δώδεκα χώρες με αναδυόμενες αγορές μετοχών (Ινδονησία, Νότια Κορέα, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Μεξικό και Τουρκία). Χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από τους κυριότερους χρηματοοικονομικούς δείκτες μετοχών κάθε χώρας για την περίοδο Ιανουάριο 1992 – Νοέμβριος 2007 μοντελοποιούν ένα **VAR** για να εξετάσουν τις διασυνδέσεις μεταξύ των

αποδόσεων των μετοχών και μεταβλητότητα των αποδόσεων. Παρατηρούν ότι οι διαχύσεις των αποδόσεων δεν σημειώνουν εκρήξεις, αλλά δημιουργούνται κάποιες τάσεις οι οποίες αυξάνονται αυτά τα δεκαπέντε χρόνια. Από την άλλη όμως, οι διαχύσεις της μεταβλητότητας δεν παρουσιάζουν μια τάση, αλλά παρουσιάζουν εκρήξεις στην μεταβολή τους οι οποίες είναι συνυφασμένες με «οικονομικές κρίσεις».

Στο άρθρο των **Chinazara και Aziakpono (2009)** εστιάζουν στην αγορά μετοχών της Νότιας Αφρικής και κατά πόσο επηρεάζεται από αλλά κύρια χρηματιστήρια (Αυστραλία, Κίνα, Γερμανία, Ιαπωνία, Αγγλία και ΗΠΑ). Ως δεδομένα παίρνουν ημερήσιες αποδόσεις των κύριων χρηματοοικονομικών δεικτών μετοχών του κάθε χρηματιστηρίου, για την περίοδο Δεκέμβριος 1995 – Φεβρουάριος 2007 και η μοντελοποίηση γίνεται μέσω **VAR** και **GARCH**. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν πως οι μεταβολές των αποδόσεων του χρηματιστηρίου της Νότιας Αφρικής οφείλονται στις μεταβολές που παρουσιάζονται πρώτα από το χρηματιστήριο της Αυστραλίας και, ακολούθως, από το χρηματιστήριο της Κίνας και της Αμερικής. Τα ίδια ισχύουν και για την μεταβλητότητα, μόνο που εδώ κύριο ρόλο παίζει το χρηματιστήριο της Κίνας και, ακολούθως, αυτά της Αυστραλίας και της Αμερικής. Παρά το γεγονός ότι πολλές εταιρίες που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Νότιας Αφρικής είναι εισηγμένες και στο χρηματιστήριο του Λονδίνου δεν φαίνεται να υπάρχει άμεση συσχέτιση. Τέλος, υπάρχουν σημαντικές ενδείξεις μόχλευσης και ασυμμετρίας στη μεταβλητότητα όλων των χρηματιστηρίων.

Συνεχίζοντας, οι **Tanizaki και Hamori (2010)** μοντελοποιούν τους χρηματιστηριακούς δείκτες Nikkei 225 (Ιαπωνία), FTSE 100 (Αγγλία) και DJI (ΗΠΑ) χρησιμοποιώντας **Stochastic Volatility models** με στόχο την εύρεση μεταφοράς μεταβλητότητας μεταξύ των τριών χρηματιστηρίων. Το δείγμα τους είναι ημερήσιες τιμές κλεισίματος για την περίοδο Απρίλιος 1984 – Φεβρουάριος 2007 και συνυπολογίζουν, εκτός από τις διαχύσεις στις τιμές των αποδόσεων, και τη μεταβλητότητα, τις επιδράσεις της ασυμμετρίας των ημερών, των αργιών και ποια μέρα της εβδομάδας είναι. Στα αποτελέσματα τους βλέπουν πως οι παράμετροι που αναφέρθηκαν παίζουν σημαντικό ρόλο στην μεταβλητότητα. Επίσης, η μεταβλητότητα των αποδόσεων στις ΗΠΑ αλληλεπιδρούν με την μεταβλητότητα των αποδόσεων της Αγγλία, η μεταβλητότητα των αποδόσεων της Ιαπωνίας αλληλεπιδρά και αυτή με την μεταβλητότητα των αποδόσεων της

Αγγλία και τέλος παρατηρούν αλληλομετάδοση (intertransmission) ανάμεσα στην τιμή των αποδόσεων της Ιαπωνίας και των ΗΠΑ.

Ακόμη μια προσέγγιση είχαμε από τους **Dimitriou και Simos (2011)** που μελετούν τις σχέσεις ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών και της μεταβλητότητας των αποδόσεων ανάμεσα σε δώδεκα χώρες εντός της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Ένωσης (EMU) και πέντε εκτός (Ιταλία, Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Φιλανδία, Βέλγιο, Αυστρία, Ιρλανδία, Ολλανδία, Λουξεμβούργο, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία, ΗΠΑ, Ιαπωνία, Σουηδία, Ρωσία). Εξετάζοντας δεδομένα από τους κυριότερους δείκτες μετόχων της εκάστοτε χώρας για την περίοδο Δεκέμβριος 1992 – Δεκέμβριος 2007 μοντελοποιούν ένα **semi-parametric GARCH-M** μοντέλο. Τα αποτελέσματα αποκαλύπτουν μια αρνητική σχέση ανάμεσα σχεδόν σε όλες τις αγορές. Επίσης, παρατηρήθηκε αρνητικά ασύμμετρη αντίδραση της μεταβλητότητας σε αρνητικά και θετικά shocks των αποδόσεων των μετοχών σχεδόν σε όλες τις αγορές.

Προχωράμε στην έρευνα των **Sakthivel, Bodkhe και Kamaiah (2012)** που, με τη σειρά τους, μελετάνε τις συσχετίσεις και τη μετάδοση της μεταβλητότητας ανάμεσα στα χρηματιστήρια των ΗΠΑ (S&P 500), της Ινδίας (BSE 30 sensex), της Αγγλίας (FTSE 100), της Ιαπωνίας (Nikkei 225) και της Αυστραλίας (Ordinary Share Price Index). Το δείγμα που πάρθηκε είναι εβδομαδιαίες παρατηρήσεις από τους κύριους δείκτες μετοχών κάθε χώρας για την περίοδο Ιανουάριος 1984 – Φεβρουάριος 2007. Εφαρμόζουν αρχικά **ADF** και **PP unit root tests** για να εξετάσουν τη στασιμότητα της διαδικασίας και, ακολούθως, **Johansen cointegration** και **VEC** μοντέλα για να εξετάσουν τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ διεθνών χρηματιστηρίων. Στο τέλος, χρησιμοποιούν ένα **δισδιάστατο GARCH** μοντέλο για να εντοπίσουν τις διασυνδέσεις μεταξύ των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων δυο χρηματιστηρίων. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχουν τελικά μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των δεικτών μετοχών. Επίσης, υπάρχουν έντονα στοιχεία που υποδεικνύουν ότι η Αμερική και η Ιαπωνία καθοδηγούν τις υπόλοιπες αγορές. Τέλος, υπάρχει αμφίδρομη διάχυση μεταβλητότητας μεταξύ της Αμερικής και της Ινδίας και υπάρχει μονόδρομη διάχυση μεταβλητότητας από την Ιαπωνία στην Ινδία.

Οι **Robbani, Bhuyan και Sbeiti (2013)** μελετούν τη διάχυση της μεταβλητότητας ανάμεσα στις χρηματιστηριακές αγορές των G-8 αναπτυγμένων χωρών (Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία,

Ιαπωνία, Ρωσία, Αγγλία και ΗΠΑ). Το μοντέλο που εφαρμόζουν είναι **VAR-EGARCH** με ημερήσιες τιμές κλεισίματος των κυριότερων χρηματοοικονομικών δεικτών των χρηματιστηρίων της κάθε χώρας για την περίοδο: Ιανουάριος 1995 – Απρίλιος 2007. Τα αποτελέσματα τους υποδεικνύουν πως υπάρχουν διαχύσεις μεταβλητότητας ανάμεσα σε όλες τις χώρες που εξετάζονται. Οι χώρες που επηρεάζονται περισσότερο από τις διαχύσεις είναι: Καναδάς, Γαλλία, Ιταλία, Αγγλία και Αμερική. Ανάμεσα σε αυτές, ο Καναδάς, η Αγγλία και η Αμερική φαίνονται να είναι σε μεγάλο βαθμό αλληλένδετες. Επίσης, οι χώρες που είναι κυρίαρχες στην μετάδοση της μεταβλητότητας είναι η Αμερική και η Ρωσία. Τέλος, η Ιαπωνική αγορά δεν φαίνεται να επηρεάζει άλλη αγορά, η ίδια όμως φαίνεται να επηρεάζεται από τις αγορές του Καναδά, της Ρωσίας και της Αγγλίας.

Τελειώνουμε με την έρευνα των **Strohsal** και **Weber (2015)** όπου εξετάζουν την αλληλεξάρτηση των διεθνών χρηματιστηρίων με βάση τη μεταβλητότητα. Όπως αρκετοί άλλοι, μοντελοποιούν ένα **EGARCH** μοντέλο χρησιμοποιώντας ημερήσιες παρατηρήσεις για την περίοδο Ιανουάριος 1998 – Δεκέμβριος 2010 από τους δείκτες μετοχών S&P 500 (ΗΠΑ), S&P/TSX 60 (Canada), TOTMKAR (Argentina), Bovespa Index (Brazil), IPC (Mexico), S&P/ASX 50 (Australia), Nikkei (Japan), KOSPI (Korea), PSEi (Philippines). Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία, η μεταβλητότητα ενσωματώνει δύο άδηλες μεταβλητές: την πληροφορία και την αβεβαιότητα. Η επίδραση της μεταβλητότητας στη δύναμη της διάχυσης είναι αυτό που καθορίζει την υπόθεση της πληροφορίας (θετική επίδραση) ή την υπόθεση της αβεβαιότητας (αρνητική επίδραση). Τα κύρια τους αποτελέσματα τους υποδεικνύουν ότι η διεθνής αλληλεπίδραση των χρηματιστηρίων εξαρτάται σημαντικά από τη μεταβλητότητα σε όλες τις χώρες που εξετάζονται. Στοιχεία για την υπόθεση της πληροφορίας έχουμε στις βιομηχανικές χώρες (Αυστραλία, Καναδά, Ιαπωνία, Κορέα) και το Μεξικό ενώ απ'τήν άλλη τα αποτελέσματα των αναδυόμενων χωρών (Αργεντινή, Βραζιλία, Φιλιππίνες) υποστηρίζουν την υπόθεση της αβεβαιότητας.

1.2 Συμπεράσματα Αρθρογραφίας

Ανεξάρτητα από τη μεθοδολογία την οποία συναντήσαμε στην πλούσια αρθρογραφία σχετικά με την αλληλεξάρτηση των διαφόρων χρηματιστηριακών αγορών, τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι λίγο πολύ κοινά. Στις περισσότερες περιπτώσεις, οι έρευνες δείχνουν ότι οι υπό εξέταση αγορές είναι ολοκληρωμένες (integrated), υπό την έννοια ότι δεν αντιδρούν μόνο στις εγχώριες εξελίξεις, αφού και οι διεθνείς πληροφορίες και παράγοντες διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην πορεία των εγχώριων χρηματιστηριακών αγορών. Όπως ήταν αναμενόμενο εξάλλου, οι ΗΠΑ εμφανίζονται ως ο κυριότερος παραγωγός διαχύσεων και η χώρα με την δεσπίζουσα επιρροή στις υπόλοιπες αγορές. Γενικότερα, οι μικρές οικονομίες εμφανίζονται να επηρεάζονται από τις κυρίαρχες παγκοσμίως αγορές, χωρίς οι ίδιες να αποτελούν πηγή διαχύσεων στην παγκόσμια χρηματιστηριακή σκηνή. Επιπλέον, σε αρκετές έρευνες παρατηρήθηκε πως όσο περνάει ο χρόνος οι αγορές είναι όλο και πιο αλληλεξαρτώμενες μεταξύ τους.

Επίσης, η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των διαφόρων χρηματιστηριακών δεικτών, εμφανίζεται υψηλότερη όταν αυτή αναφέρεται σε ταυτόχρονες χρονικά αποδόσεις. Αυτό αποδεικνύει ότι οι διεθνείς χρηματαγορές επηρεάζονται και αντιδρούν ταυτόχρονα στο ίδιο γεγονός, ενώ οι θετικοί συντελεστές συσχέτισης καταδεικνύουν ότι οι αγορές κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση και ενσωματώνουν τις πληροφορίες κατά τον ίδιο τρόπο. Μάλιστα οι περισσότεροι ερευνητές συμφωνούν ότι ο μηχανισμός μετάδοσης της μεταβλητότητας είναι ασύμμετρος. Η είδηση ενός αρνητικού γεγονότος σε μια αγορά φαίνεται να επηρεάζει κατά πολύ περισσότερο την μεταβλητότητα στις υπόλοιπες αγορές από ότι θα την επηρέαζε ένα θετικό γεγονός. Αντίστοιχα οι lead-lag σχέσεις που υπάρχουν μεταξύ των αγορών εξαφανίζονται πέραν της μίας ημέρας, συμφωνώντας έτσι και με την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών σύμφωνα με την οποία δεν δύναται να προβλεφθούν οι αποδόσεις των αγορών και κατά συνέπεια να επιτευχθούν υπερκανονικές αποδόσεις χρησιμοποιώντας τόσο εύκολες πληροφορίες όσο οι ιστορικές αποδόσεις ενός δείκτη.

Οι ερευνητές όπως παρατηρούμε χρησιμοποιούν ποικίλες μεθόδους μοντελοποίησης με διάφορες παραλλαγές έτσι ώστε να πετύχουν όσο το δυνατόν καλύτερο και στατιστικά σωστότερο αποτέλεσμα, λαμβάνοντας υπόψη τους όσο περισσότερους παράγοντες και μεταβλητές που

θεωρούσαν θα τους δώσουν πιο ακριβή εικόνα των πραγμάτων. Το πιο δημοφιλές μοντέλο που έχουμε συναντήσει στη διεθνή βιβλιογραφία είναι το **GARCH** με διάφορες παραλλαγές, το οποίο είχε συστηθεί από τον **Engle** (1982) και γενικεύτηκε από τον **Bollerslev** (1986) το οποίο είναι κατάλληλο για την διερεύνηση της ταυτόχρονης ύπαρξης συσχέτισης μεταξύ αποδόσεων αλλά και της μεταβλητότητας τους στις διάφορες χρηματιστηριακές αγορές. Ακολούθως, είτε συνδυαστικά με την μέθοδο GARCH είτε όχι, χρησιμοποιούνται τα μοντέλα **VAR** για τον έλεγχο ύπαρξη σχέσεων μεταξύ των αποδόσεων μεταξύ των εγχώριων χρηματιστηριακών αγορών με σκοπό την διερεύνηση συνεπειών από την διεθνή διαφοροποίηση, είτε την πρόβλεψη αποδόσεων σε μια αγορά χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις των άλλων αγορών. Παράλληλα, πολλοί ερευνητές χρησιμοποιούν τη σύγχρονη θεωρία της συνολοκλήρωσης για να μελετήσουν την ύπαρξη μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ των αγορών.

2 *GVAR Μοντελοποίηση*

Η ανάλυση της μακροοικονομικής πολιτικής και της διαχείρισης κινδύνων απαιτούν να ληφθεί υπόψη η αύξηση των αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των αγορών και τις οικονομίες των χωρών. Αυτό υπονοεί ότι πολλά διαφορετικά κανάλια μετάδοσης πρέπει να ληφθούν υπόψη. Αυτά θα μπορούσαν να είναι παγκόσμιοι παράγοντες, όπως οι τιμές των τροφίμων και του πετρελαίου, τεχνολογικές και πολιτικές εξελίξεις, ή κάποιοι συγκεκριμένοι εθνικοί παράγοντες. Ακόμη και αν συνυπολογιστούν τέτοιες επιδράσεις, πολύ πιθανόν να υπάρχουν και εναπομείναντες αλληλεξαρτήσεις λόγω των διαχύσεων από εμπορικές συναλλαγές και πολιτικές αλλαγές οι οποίες δεν μπορούν να παραληφθούν. Επιτρέποντας όλων αυτών των καναλιών των αλληλεπιδράσεων στην πρόβλεψη και στην ανάλυση της πολιτικής χρειαζόμαστε ένα σύνθετο μοντέλο το οποίο να μπορέσει να ανταποκριθεί κατάλληλα.

Στην παρούσα εργασία θα εκτιμήσουμε ένα **GVAR** (Global Vector Autoregression) μοντέλο το οποίο αναπτύχθηκε εκτενώς από τους **Pesaran, Schuermann και Weiner (PSW, 2004)**. Αναπτύχθηκε στον απόηχο της χρηματοπιστωτικής κρίσης της Ανατολικής Ασίας το 1997 για την ποσοτικοποίηση των επιδράσεων από τις μεταβολές των μακροοικονομικών συνθηκών (σε εθνικό και παγκόσμιο επίπεδο) σχετικά με την κατανομή των ζημιών των χαρτοφυλακίων δανείων που κατείχαν μεγάλες τράπεζες και άλλα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Σχεδόν όλα τα μεγάλα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα είναι εκτεθειμένα σε μακροοικονομικές διακυμάνσεις στην παγκόσμια οικονομία, και παρόλο που τα χαρτοφυλάκιά τους είναι συνήθως αρκετά μεγάλα ώστε ο ιδιοσυγκρασιακός κίνδυνος να διασπείρεται μακριά, είναι σαφές ότι παραμένουν ιδιαίτερα εκτεθειμένα σε συστημικό κίνδυνο από δυσμενείς κοινές παγκόσμιες ή περιφερειακές κρίσεις. Για να ποσοτικοποιηθούν οι πιθανές επιπτώσεις αυτών των διαταραχών (shocks) στην κατανομή των ζημιών χρειαζόταν ένα συμπαγές παγκόσμιο μακροοικονομικό μοντέλο.

Παρά το γεγονός ότι υπήρχαν μερικά μοντέλα για τέτοιου είδους αναλύσεις, εκτιμούνταν με ετήσια δεδομένα με αποτέλεσμα να είναι πολύ μεγάλα και παρουσίαζαν πρόβλημα. Η μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στο συγκεκριμένο μοντέλο συνέβαλε στην ανάπτυξη μιας

πρακτικής διαδικασίας για την αντιμετώπιση του προβλήματος της διάστασης σε ένα θεωρητικά συνεκτικό και στατιστικά συνεπή τρόπο.

Ενώ το GVAR μοντέλο αρχικά αναπτύχθηκε ως ένα εργαλείο για την ανάλυση του πιστωτικού κινδύνου (credit risk), σύντομα κατέστη σαφές ότι έχει και πολλές άλλες εφαρμογές. Είναι ιδιαίτερα κατάλληλο για την ανάλυση της μετάδοσης των διαταραχών (shocks) από μία αγορά, χώρα ή περιοχή σε άλλες αγορές και οικονομίες. Επιτρέπει εύκολα την μοντελοποίηση των μακροχρόνιων σχέσεων, όπως η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης, και ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων που συσχετίζονται εγχώριες με ξένες μεταβλητές. Επίσης, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκ των προτέρων πρόβλεψη παγκόσμιων μακροοικονομικών μεταβλητών με εσωτερικά συνεπή τρόπο.

2.1 Έρευνες που βασίστηκαν στην GVAR μοντελοποίηση

Στη συνέχεια θα δούμε κάποιες έρευνες για να κατανοήσουμε καλύτερα πως έχει χρησιμοποιηθεί μέχρι στιγμής από τη διεθνή κοινότητα η GVAR μέθοδος:

Μια από τις πρώτες έρευνες που εφαρμόζουν την **GVAR** μέθοδο είναι αυτή των **Dees, Mauro, Pesaran** και **Smith** (DdPS) (2007) σε μια προσπάθεια να μελετήσουν τους μηχανισμούς μετάδοσης των διαταραχών (shocks) σε παγκόσμιο επίπεδο. Τα δεδομένα των μεταβλητών λαμβάνονται από 33 διαφορετικές χώρες σε τριμηνιαία βάση για την περίοδο 1979(Q2) – 2004(Q4). Οι χώρες της ζώνης του ευρώ λαμβάνονται ως μια οντότητα, δηλαδή εξετάζονται συνολικά 26 χώρες – περιοχές. Οι μεταβλητές που εξετάστηκαν ήταν βραχυχρόνια και μακροχρόνια επιτόκια, πραγματική παραγωγή, ρυθμός πληθωρισμού, πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, πραγματικές τιμές μετοχών και τιμές του πετρελαίου στις ΗΠΑ. Συγκεκριμένα, εστίασαν στις βραχυπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες επιπτώσεις εξωτερικών διαταραχών (shocks) για την οικονομία των χωρών της ζώνης του ευρώ. Παρατηρούν ότι οι οικονομικές διαταραχές μεταδίδονται σχετικά γρήγορα και συχνά ενισχύονται καθώς ταξιδεύουν από την ΗΠΑ στις χώρες του ευρώ. Μέσα από τα αποτελέσματά τους βλέπουν πως μια διαταραχή στην τιμή του πετρελαίου επηρεάζει στατιστικά σημαντικά τον πληθωρισμό, όχι όμως και την παραγωγή. Επίσης μια αλλαγή στην νομισματική πολιτική των ΗΠΑ δεν επηρεάζει στατιστικά

σημαντικά τις χώρες του ευρώ. Τέλος, το μοντέλο που χρησιμοποίησαν οι συγγραφείς αποτελεί μια συνέχεια του μοντέλου των PSW-2004, καθώς περιλαμβάνει και καινούργιους μηχανισμούς μετάδοσης μέσω αγορών ομολόγων και πως επηρεάζεται η τιμή του πετρελαίου από την παγκόσμια οικονομία.

Οι **Galesi** και **Lombardi (2009)** εξετάζουν σε ποίο βαθμό οι διαταραχές στην τιμή του πετρελαίου και του φαγητού ανάμεσα σε 33 χώρες μεταδίδονται στον πληθωρισμό και στην πραγματική οικονομία. Η οικονομετρική ανάλυση των δεδομένων γίνεται μέσω της **GVAR** μεθόδου και το δείγμα των μεταβλητών τους για κάθε χώρα αποτελείται από τις μεταβλητές: δομικός πληθωρισμός, επίσημος πληθωρισμός, βιομηχανική παραγωγή, βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η περίοδος μελέτης ήταν από Ιανουάριο 1999 μέχρι Δεκέμβριο 2007 και οι παρατηρήσεις ήταν μηνιαίες. Τα αποτελέσματα μας υποδεικνύουν πως οι επιδράσεις στον πληθωρισμό από την τιμή του πετρελαίου επηρεάζει κυρίως τις αναπτυγμένες χώρες, ενώ οι αυξήσεις στις τιμές των φαγητών επηρεάζουν κυρίως τις αναδυόμενες οικονομίες. Επίσης, δεν υπάρχουν ενδείξεις πως συνδέονται μεταξύ τους οι διαταραχές στην τιμή του πετρελαίου και ο δομικός πληθωρισμός μεταξύ της Αμερική και των ευρωπαϊκών χωρών. Τέλος, υπάρχουν σημαντικές γεωγραφικές διασυνδέσεις μεταξύ περιοχών όπου πληθωριστικές πιέσεις μεταδίδονται, όπως ένα σημαντικό μέρος του επίσημου πληθωρισμού, όπου σε συντρική πλειοψηφία των εξεταζόμενων περιοχών αποδίδεται σε ξένες πηγές. Εδώ η μεθοδολογία GVAR μας προσφέρει εμπειρικά στοιχεία ώστε να διαπιστωθούν οι διεθνείς μεταδόσεις των πληθωριστικών πιέσεων μέσω δυναμικών ιστορικών συσχετίσεων πολλών μεταβλητών.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει η έρευνα των **Eickmeier** και **Ng (2011)** όπου και αυτοί με την σειρά τους προσπαθούν να μελετήσουν τα χρηματοπιστωτικά σοκ (financial shocks) και τη διεθνή τους διάδοση. Και εδώ το πλαίσιο της GVAR μεθόδου κρίνεται κατάλληλο για να απαντήσει τα ερωτήματα που τίθενται. Συγκεκριμένα, εξετάζουν τις επιπτώσεις στον ιδιωτικό τομέα από τις μεταβολές στην προσφορά των πιστωτικών αγορών (credit supply shocks) που παρατηρήθηκαν στην Αμερική, στην Ιαπωνία και στις χώρες της ζώνης του ευρώ την περίοδο 1983 – 2009. Συμπεραίνουν ότι οι αρνητικές μεταβολές που παρατηρούνται στην Αμερική επηρεάζουν έντονα και αρνητικά το εγχώριο ΑΕΠ και το ΑΕΠ των υπόλοιπων χωρών, ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο για τις μεταβολές που παρατηρούνται στις υπόλοιπες χώρες. Αξιοπρόσεχτο επίσης είναι ότι η Αγγλία

φαίνεται να επηρεάζεται σημαντικά από μεταβολές και από τις τρεις περιπτώσεις που εξετάζουμε, ενώ αναδυόμενες αγορές στην Λατινική Αμερική, Ευρώπη και Ασία δεν δείχνουν να επηρεάζονται και τόσο.

Συνεχίζουμε με το άρθρο των **Bettendorf** και **Leon-Ledesma (2015)** που μέσω της GVAR μεθόδου θα μελετήσουν τις διαχύσεις των διαταραχών (shocks) της μισθολογικής διαπραγματευτικής δύναμης (wage bargaining power). Μοντελοποιούν ένα GVAR υπόδειγμα χρησιμοποιώντας μεταβλητές από 9 χώρες της ευρωπαϊκής ένωσης με τριμηνιαία στοιχεία για το διάστημα 1992Q1 – 2007Q2. Οι μεταβλητές που εισάγονται στα VAR μοντέλα (country specified models) της κάθε χώρας είναι το πραγματικό ΑΕΠ, ρυθμός πληθωρισμού, ποσοστό ανεργίας, πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών ως ποσοστό του ΑΕΠ, το επιτόκιο και η πραγματική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία. Τα αποτελέσματα από το εκτιμώμενο GVAR μοντέλο δείχνουν ότι οι διαταρές της Γερμανικής μισθολογικής διαπραγματευτικής δύναμης επηρεάζουν σημαντικά την παραγωγή, την ανεργία, τους μισθούς της Γερμανίας. Μετά από μια διαταραχή που μειώνει την διαπραγματευτική δύναμη των συντεχνιών παρατήρησαν ότι το ισοζύγιο τρέχουσων συναλλαγών της Γερμανίας βελτιώνονται σημαντικά. Ωστόσο, η επιρροή της συγκεκριμένης διαταραχής στις υπόλοιπες ευρωπαϊκές χώρες είναι πολύ μικρή. Συνοψίζοντας, καταλήγουν πως η μείωση της διαπραγματευτικής δύναμης των συντεχνιών μετά τις μεταρρυθμίσεις στην αγορά εργασίας δεν είναι ο κυρίως οδηγός που επηρεάζει τα ευρωπαϊκά ισοζύγια τρεχουσών συναλλαγών.

Τελειώνουμε με το άρθρο των **Konstantakis** και **Michailides (2014)** που ερευνούν τη μετάδοση των σοκ (shocks) μεταξύ των αγορών των EU15 και των ΗΠΑ. Πιο ειδικά, μελέτησαν τις διασυνδέσεις μεταξύ των διακυμάνσεων της παραγωγής (GDP ratio) και του χρέους (Debt ratio) με βάση τις διεθνείς μεταβλητές του εμπορίου και της πίστωσης, οι οποίες λειτουργούν ως μηχανισμοί μετάδοσης της μεταβλητότητας. Τα δεδομένα που πάρθηκαν ήταν τριμηνιαία για την περίοδο 2000(Q1) – 2011(Q4). Γενικά, και στις δυο περιπτώσεις δεν παρατηρούν κάποιο παράγοντα που θα μπορούσε να προκαλεί μακροχρόνιες επιπτώσεις σε μακροοικονομικές μεταβλητές. Τα αποτελέσματα τους υποδεικνύουν πως οι EU15 είναι πιο ευάλωτες στις μεταβολές (shocks) απ' ότι οι ΗΠΑ. Τέλος, είναι φανερό πως το Αμερικάνικο χρέος επηρεάζει σημαντικά και βραχυχρόνια το χρέος στις EU15.

2.2 Κατασκευή του Μοντέλου

Τώρα θα παραθέσουμε την κατασκευή του μοντέλου **GVAR** και ιδιότητές του. Μπορούμε να συνοψίσουμε την διαδικασία μοντελοποίησης σε δυο στάδια. Στο πρώτο στάδιο, εκτιμούμε μοντέλα μικρής κλίμακας ειδικά για κάθε χώρα (country specified) εξαρτώμενα από τον υπόλοιπο κόσμο. Αυτά τα μοντέλα παρουσιάζονται σαν επαυξημένα μοντέλα VAR, συμβολίζονται ως VARX*, και διαθέτουν εγχώριες μεταβλητές (domestic variables) ως ενδογενείς μεταβλητές και σταθμισμένους μέσους όρους ξένων μεταβλητών (weighted cross-section averages of foreign variables) ως ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές. Το μοντέλο για τις ΗΠΑ μπορεί να εκτιμηθεί αντιμετωπίζοντας τις περισσότερες μεταβλητές σαν ενδογενείς. Στην συνέχεια ως δεύτερο στάδιο, αυτά τα επιμέρους μοντέλα για κάθε χώρα VARX* συγκεντρώνονται όλα μαζί με συνεπή και συνεκτικό τρόπο έτσι ώστε να επιλυθούν όλα μαζί ταυτόχρονα ως ένα μεγάλο παγκόσμιο VAR μοντέλο (**Global VAR**).

2.2.1 Ειδικά Μοντέλα Χωρών - VARX*

Για να δημιουργήσουμε το μοντέλο GVAR για την ανάλυση των διεθνών μηχανισμών μετάδοσης, υποθέτουμε ότι έχουμε $N+1$ χώρες (ή περιοχές) στην παγκόσμια οικονομία, $i=0,1,\dots,N$. Υιοθετούμε την χώρα 0 ως χώρα αναφοράς. Ο στόχος είναι να μοντελοποιήσουμε μακροοικονομικές μεταβλητές για κάθε χώρα π.χ, το ΑΕΠ, τον πληθωρισμό, τα επιτόκια, και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, συγκεντρωμένες σε ένα διάνυσμα x_{it} , στο πέρασμα του χρόνου, $t=1,2,\dots,T$, και σε όλες τις χώρες. Για ευκολία, θα περιοριστούμε σε πρώτης τάξης εξίσωση η οποία συσχετίζει $k_i \times 1$ μεταβλητές για κάθε χώρα (country specific variables), x_{it} , με x_{it}^* , ένα διάνυσμα $k_i^* \times 1$ με προσαρμοσμένες ξένες μεταβλητές (foreign-specific variables) στην κάθε χώρα i . Οι ξένες μεταβλητές υπολογίζονται ως σταθμισμένοι μέσοι όροι των αντίστοιχων εγχώριων μεταβλητών όλων των χωρών, $x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij} x_{ij}$, όπου w_{ij} , $j=0,1,\dots,N$ είναι βάρη τέτοια ώστε $w_{ii}=0$ και $\sum_{j=0}^N w_{ij} = 1$.

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$t = 1, 2, \dots, T; \quad i = 0, 1, 2, \dots, N$$

όπου Φ_i είναι ένας πίνακας $k_i \times k_i$ συντελεστών χρονικών υστερήσεων (lagged coefficients), Λ_{i0} και Λ_{i1} είναι πίνακες $k_i \times k_i^*$ με συντελεστές των ξένων ειδικών μεταβλητών και ε_{it} είναι διάνυσμα $k_i \times 1$ ειδικές ιδιοσυγκρασιακές διαταραχές για κάθε χώρα. Στην ειδική περίπτωση όπου $\Lambda_{i0} = \Lambda_{i1} = 0$, το μοντέλο υποβαθμίζεται σε ένα πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο πρώτου βαθμού, VAR(1). Ωστόσο, η εξίσωση μας που περιέχει ξένες ειδικές μεταβλητές ως εξωγενείς μεταβλητές είναι ένα επαυξημένο VAR μοντέλο το οποίο ονομάζουμε VARX*(1,1).

Επίσης πρέπει να υποθέσουμε ότι οι ιδιοσυγκρασιακές διαταραχές (idiosyncratic shocks), ε_{it} , είναι ασυσχέτιστες με μηδενική μέση τιμή και ομαλό (nonsingular) πίνακα συνδιακύμανσης, $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls})$, όπου $(\sigma_{ii,ls}) = \text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist})$, συνοπτικά,

$$\varepsilon_{it} \sim i.i.d. (\mathbf{0}, \Sigma_{ii})$$

Σε γενικές γραμμές, το μοντέλο GVAR επιτρέπει την αλληλεπίδραση μεταξύ των οικονομιών που εξετάζονται μέσω τριών ξεχωριστών αλλά αλληλένδετων καναλιών:

1. Ταυτόχρονη εξάρτηση του διανύσματος x_{it} στο διάνυσμα x_{it}^* και σε προηγούμενες χρονικές στιγμές του ίδιου διανύσματος.
2. Εξάρτηση των ειδικών εγχώριων μεταβλητών σε κοινές εξωγενείς μεταβλητές όπως οι τιμές του πετρελαίου.
3. Μη μηδενική ταυτόχρονη εξάρτηση των διαταραχών στην χώρα i πάνω στις διαταραχές της χώρα j , που υπολογίζονται μέσω του πίνακα συνδιακυμάνσεων των δύο χωρών, Σ_{ij}

$$\Sigma_{ij} = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}'), \quad \text{for } i \neq j$$

όπου ε_{it} καθορίζεται από την μοντελοποίηση VARX* της κάθε χώρας. Ένα στοιχείο του πίνακα Σ_{ij} καθορίζεται από $\sigma_{ij,ls} = \text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{jst})$ όπου είναι η συνδιακύμανση της l^{th} μεταβλητής της στην χώρα i με την s^{th} μεταβλητή της χώρα j .

2.2.2 Επίλυση του GVAR μοντέλου

Παρόλο που η εκτίμηση γίνεται ξεχωριστά με βάση την κάθε χώρα, το GVAR μοντέλο επιλύεται για συνολικά λαμβάνοντας υπόψη πως όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς στο σύστημα ως σύνολο. Πιο συγκεκριμένα, λόγω της ταυτόχρονης εξάρτησης των εγχώριων μεταβλητών, x_{it} , επάνω στις ξένες μεταβλητές, x_{it}^* , τα μοντέλα των χωρών (country specific models) πρέπει να επιλυθούν ταυτόχρονα μαζί για όλες τις εγχώριες μεταβλητές. Αυτή η λύση μπορεί να χρησιμοποιηθεί για πρόβλεψη, ανάλυση αντίδρασης (impulse response analysis) και ανάλυση κινδύνων.

Για την κατασκευή του GVAR μοντέλου από τα country specific models, ορίζουμε πρώτα το διάνυσμα $(k_i + k_i^*) \times I$

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix} \quad (2)$$

και γράφουμε την (1) ξανά ως:

$$x_{it} - \Lambda_{i0} x_{it}^* = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it},$$

$$\Rightarrow A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + B_i z_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

όπου

$$A_i = (I_{k_i} \quad -\Lambda_{i0}), \quad B_i = (\Phi_i \quad \Lambda_{i1})$$

και οι διαστάσεις των A_i και B_i είναι $k_i \times (k_i + k_i^*)$ και ο A_i έχει πλήρη τάξη ως προς τις γραμμές, $rank(A_i) = k_i$.

Συγκεντρώνουμε όλες τις εγχώριες μεταβλητές μαζί σε ένα $k \times I$ global διάνυσμα $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})$ όπου $k = \sum_{i=0}^N k_i$ είναι ο συνολικός αριθμός των ενδογενών μεταβλητών στο μοντέλο μας. Στην ανάλυση μας δεν έχει σημασία η σειρά που οι ενδογενείς μεταβλητές είναι τοποθετημένες στα διανύσματα x_{it} και η σειρά που είναι τοποθετημένες οι χώρες στο διάνυσμα x_t . Τώρα μπορούν όλες οι μεταβλητές κάθε χώρας να γραφούν ως συνάρτηση της μεταβλητής x_t :

$$z_{it} = W_i x_t, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N$$

όπου ο πίνακας \mathbf{W}_i είναι $(k_i + k_i^*) \times k$ διάστασης από γνωστές σταθερές που καθορίζονται από τα ειδικά βάρη των χωρών Έτσι η (2) γράφεται ως εξής:

$$A_i W_i x_t = a_{i0} + a_{i1} t + B_i W_i x_{t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

όπου οι πίνακες $\mathbf{A}_i \mathbf{W}_i$ και $\mathbf{B}_i \mathbf{W}_i$ έχουν διάσταση $k_i \times k$. Στοιβάζοντας τώρα αυτές τις εξισώσεις έχουμε:

$$\mathbf{G} x_t = a_0 + a_1 t + H x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

όπου

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \quad a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}, \quad G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, \quad H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix} \quad (6)$$

Εύκολα βλέπουμε ότι ο πίνακας \mathbf{G} έχει διάσταση $k \times k$ και γενικώς θα έχει πλήρη τάξης και ως εκ τούτου ομαλός. Τότε, το GVAR μοντέλο μπορεί να γραφεί:

$$x_t = \mathbf{G}^{-1} a_0 + \mathbf{G}^{-1} a_1 t + \mathbf{G}^{-1} H x_{t-1} + \mathbf{G}^{-1} \varepsilon_t, \quad (7)$$

που μπορεί να επιλυθεί αναδρομικά προς τα μπροστά για να ληφθούν οι μελλοντικές τιμές του x_t .

2.2.3 Διόρθωση Σφαλμάτων και ιδιότητες Τάσης του Global VAR μοντέλου

Η εκτίμηση γίνεται λαμβάνοντας υπόψη τις ιδιότητες ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών. Έτσι, μας επιτρέπεται ο διαχωρισμός των βραχυχρόνιων σχέσεων με τις μακροχρόνιες σχέσεις και η ερμηνεία των μακροχρόνιων ως συνολοκλήρωση. Επίσης, θα ήταν αρκετά ενδιαφέρον να συσχετίσουμε την διόρθωση σφάλματος (error correcting) και τις ιδιότητες των τάσεων (trending properties) των ειδικών μοντέλων της κάθε χώρας με εκείνες του αντίστοιχου Global μοντέλου.

Θα συνεχίσουμε να δουλεύουμε στο παράδειγμα που αναφέραμε προηγουμένως. Η μορφή της διόρθωσης σφάλματος της εξίσωσης (1), VECMX*(1,1), δίνεται από τους τελεστές πρώτου βαθμού

$$\begin{aligned}\Delta x_{it} &= x_{it} - x_{i,t-1} \\ \Delta x_{it}^* &= x_{it}^* - x_{i,t-1}^*\end{aligned}$$

και προσθαφαίρεση του όρου $\Lambda_{i0}x_{i,t-1}^*$ στο δεξί μέλος της (1),

$$\begin{aligned}\Delta x_{it} &= a_{i0} + a_{i1}t - (I_{k_i} - \Phi_i)x_{i,t-1} + (\Lambda_{i0} + \Lambda_{i1})x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i0}\Delta x_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (8) \\ & i = 0, 1, \dots, N\end{aligned}$$

και χρησιμοποιώντας το διάνυσμα (2) παίρνουμε την τελική μορφή

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t - (A_i - B_i)z_{i,t-1} + \Lambda_{i0}\Delta x_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

όπου το διάνυσμα z_{it} και οι πίνακες A_i και B_i έχουν τις ίδιες ιδιότητες με πριν. Οι ιδιότητες της διόρθωσης σφαλμάτων (error correction) για την χώρα i συνοψίζονται στην μήτρα ισορροπίας (equilibrium matrix),

$$P_i = A_i - B_i \quad (10)$$

Πιο συγκεκριμένα, η τάξη του πίνακα P_i , ας υποθέσουμε $r_i \leq k_i$, καθορίζει τις μακροχρόνιες σχέσεις που υπάρχουν μεταξύ των εγχώριων και των ειδικών ανά χώρα ξένων μεταβλητών, x_{it} και x_{it}^* . Ως εκ τούτου έχουμε

$$A_i - B_i = \alpha_i \beta_i' \quad (11)$$

όπου α_i είναι διάστασης $k_i \times r_i$ και είναι ο πίνακας προσαρμογής (loading matrix) που είναι πλήρης τάξης ως προς τις στήλες και ο β_i είναι διάστασης $(k_i + k_i^*) \times r_i$ και είναι πίνακας που περιέχει τα

διανύσματα συνολοκλήρωσεις (matrix of cointegrating vectors), επίσης πλήρης τάξης ως προς τις στήλες.

Τώρα, ας δούμε και την error correction μορφή για το μοντέλο, την οποία λαμβάνουμε προσθαφαιρώντας τον όρο Gx_{t-1} και χρησιμοποιώντας τον τελεστή

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

$$\Rightarrow G\Delta x_t = a_0 + a_1 t - (G - H)x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

Ο αριθμός των μακροχρόνιων σχέσεων στο μοντέλο καθορίζονται παρόμοια από την τάξη του πίνακα $G - H$. Χρησιμοποιώντας το (6) και το (11) παίρνουμε

$$G - H = \begin{pmatrix} (A_0 - B_0)W_0 \\ (A_1 - B_1)W_1 \\ \vdots \\ (A_N - B_N)W_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \beta_0' W_0 \\ \alpha_1 \beta_1' W_1 \\ \vdots \\ \alpha_N \beta_N' W_N \end{pmatrix}$$

το οποίο μπορεί να γραφεί ισοδύναμα ως

$$G - H = \bar{\alpha} \bar{\beta}'$$

όπου $\bar{\alpha}$ είναι διαγώνιος μπλοκ πίνακας $k \times r$ των συντελεστών προσαρμογής (loading coefficients)

$$\bar{\alpha} = \begin{pmatrix} \alpha_0 & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \alpha_N \end{pmatrix}$$

$$\bar{\beta} = (W_0' \beta_0 \quad W_1' \beta_1 \quad \cdots \quad W_N' \beta_N)$$

$$r = \sum_{i=0}^N r_i, \quad k = \sum_{i=0}^N k_i, \quad \text{rank}(\bar{\alpha}) = \sum_{i=0}^N \text{rank}(a_i) = r$$

Ο πίνακας συνολοκλήρωσης $\bar{\beta}$ είναι και αυτός διάστασης $k \times r$. Κάθε μπλοκ μέσα στο $\bar{\beta}$, δηλαδή τα $W_i' \beta_i$, είναι διάστασης $k \times r_i$. Ως αποτέλεσμα, η τάξη του πίνακα $\bar{\beta}$ θα είναι το πολύ r . Αυτό υποδεικνύει ότι ο αριθμός των μακροχρόνιων σχέσεων στο μοντέλο δεν μπορεί να ξεπεράσει το άθροισμα των μακροχρόνιων σχέσεων που υπάρχουν σε κάθε μοντέλο κάθε χώρας (country specific model). Αυτό το αποτέλεσμα εξαρτάται από τους πίνακες W_i και θα μπορούσαμε να εντοπίσουμε διαφορετικό αριθμό σχέσεων στο global μοντέλο για διαφορετικές επιλογές των πινάκων συνδέσμου.

2.2.4 Γενική Συνάρτηση Αιφνίδιων Αντιδράσεων (General Impulse Response Function)

Για να μελετήσουμε τις δυναμικές ιδιότητες του Global μοντέλου και να αξιολογήσουμε τις επιπτώσεις των διαταραχών (shocks) σε έναν ορισμένο χρονικό ορίζοντα επάνω στις ειδικές μεταβλητές χρειαζόμαστε την συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων (generalized impulse response function - **GIRF**). Με άλλα λόγια, μας ενδιαφέρει να γνωρίζουμε την αντίδραση που θα έχει μια μεταβλητή σε ένα σύστημα που περιλαμβάνει περισσότερες μεταβλητές από αυτές που μας ενδιαφέρουν. Για παράδειγμα σε ένα σύστημα που περιλαμβάνει τον ρυθμό του πληθωρισμού και τον ρυθμό των επιτοκίων ως μεταβλητές, η κινητήρια δύναμη που προκάλεσε αύξηση στον πληθωρισμό μπορεί να οφείλεται από μεταβολή των επιτοκίων και να διαπιστωθεί μέσω της συνάρτησης αιφνίδιων αντιδράσεων.

Την εν λόγω συνάρτηση πρότεινε ο **Koop (1996)** και ανέπτυξαν οι **Pesaran και Shin (1998)** κατασκευάζοντας συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων και για τα πολυμεταβλητά υποδείγματα διόρθωσης σφαλμάτων (Vector Error Correcting Model – VECM). Ωστόσο, η κατασκευή της GIRF βασίζεται πάνω σε ορισμένες υποθέσεις.

Ο καλύτερος τρόπος να περιγράψουμε μια συνάρτηση απόκρισης (impulse response) είναι να το δούμε σαν το αποτέλεσμα ενός εννοιολογικού πειράματος. Για παράδειγμα θα μπορούσαμε να κατασκευάσουμε ένα πείραμα διερευνώντας την διαχρονική εξέλιξη ενός υποθετικού διανύσματος διαταραχών \mathbf{d} (vector of shocks) τη χρονική στιγμή t .

Υπάρχουν τρία κύρια ζητήματα που πρέπει ληφθούν υπόψη: **(i)** ο τύπος των διαταραχών την στιγμή t , **(ii)** την κατάσταση που βρίσκεται η οικονομία την χρονική στιγμή $t-1$ και **(iii)** οι τύποι των διαταραχών από τη χρονική στιγμή $t+1$ μέχρι τη χρονική στιγμή $t+n$.

Η γενική συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων (generalized impulse response function) της διαδικασίας x_t σε ορίζοντα n που προτάθηκε από τον Koop (1996) δίνεται από:

$$GI_x(n, \mathbf{d}, I_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_t = \mathbf{d}, I_{t-1}) - E(x_{t+n} | I_{t-1})$$

όπου $I_{t-1} = (x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$ δηλώνει το σύνολο της πληροφορίας μέχρι την χρονική στιγμή $t-1$. Οι Pesaran και Shin αντί να συνυπολογίσουν τις διαταραχές όλων των στοιχείων του ε_t , επέλεξαν να υπολογίσουν την διαταραχή ενός στοιχείου του μόνο, ας πούμε του j^{th} στοιχείου της i^{th} χώρας, κρατώντας εκτός τις επιδράσεις που προκαλούν άλλες διαταραχές χρησιμοποιώντας μια υποθετική κατανομή ή την κατανομή που παρατηρήθηκε μέχρι εκείνη την στιγμή για τα σφάλματα.

$$GI_x(n, d_{ij}, I_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_{ijt} = d_{ij}, I_{t-1}) - E(x_{t+n} | I_{t-1})$$

Υποθέτοντας ότι ε_t ακολουθεί μια πολυμεταβλητή κανονική κατανομή βλέπουμε ότι

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{ijt} = d_{ij}) = \Sigma e_j \sigma_{ii,jj}^{-1} d_{ij}$$

θέτοντας $d_{ij} = \sqrt{\sigma_{ii,jj}}$, λαμβάνουμε

$$\psi_j^g(n) = \sigma_{ii,jj}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{A}_n \Sigma e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

που μετρά την επίδραση μιας διαταραχής (shock) στην j^{th} εξίσωση (αντιστοιχώντας στην j^{th} μεταβλητή της i^{th} χώρας) σε χρόνο t στις αναμενόμενες τιμές της x στον χρόνο $t+n$. Όπου $\sigma_{ii,jj}$ είναι το στοιχείο στην j^{th} γραμμή και i^{th} στήλης του πίνακα συνδιακύμανσης Σ , A είναι οι πίνακες των συντελεστών που προκύπτουν από την ισοδύναμη μορφή των VAR μοντέλων σε MA (moving average) και e_j είναι ένα διάνυσμα με μονάδα στην j^{th} θέση και μηδενικά όλα τα υπόλοιπα στοιχεία.

3 Θεωρία Στατιστικών Ελέγχων

Η έρευνα αυτή γίνεται με σκοπό να μελετηθούν οι αλληλεπιδράσεις και οι μηχανισμοί μετάδοσης της μεταβλητότητας μεταξύ επτά χρηματιστηριακών αγορών και τριών κοινών μεταβλητών τους. Ο σκοπός είναι να εντοπίσουμε αν υπάρχει κάποια μακροχρόνια ισορροπία η οποία να συνδέει αυτές τις μεταβλητές μαζί σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Επειδή ενδιαφερόμαστε τόσο για τις μακροχρόνιες όσο και για τις βραχυχρόνιες αλληλεπιδράσεις θα χρησιμοποιήσουμε πολυμεταβλητά υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος για να εκτιμήσουμε τα ειδικά μοντέλα της κάθε χώρας (country specific models). Στη συνέχεια, θα κατασκευάσουμε το GVAR μοντέλο μας.

Φυσικά, αρχικά γίνεται έλεγχος των χρονολογικών σειρών για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην χαρακτηριστική συνάρτηση με βάση τους ελέγχους Phillips-Perron (PP) test και Augmented Dickey-Fuller (ADF). Η θετική ένδειξη για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, σε συνδυασμό με τις ενδείξεις από τον έλεγχο στασιμότητας Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin (KPSS), μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι σειρές είναι στάσιμες ή όχι, και αυτό στην συνέχεια μας οδηγεί στη θεωρία της συνολοκλήρωσης. Η μέθοδος της συνολοκλήρωσης που θα χρησιμοποιηθεί είναι αυτή του Johansen (1988, 1991) και των Johansen και Juselius (1990). Επίσης χρειάζεται να επιλέξουμε το βέλτιστο μήκος των χρονικών υστερήσεων (lag length) των μοντέλων που εκτιμούμε με το κριτήριο Schwartz – Bayes Information criterion (SBIC).

Ακολουθεί μια σύντομη περιγραφή των εννοιών και των ελέγχων αυτών και στο επόμενο κεφάλαιο παρατίθενται τα αποτελέσματα των ελέγχων καθώς και τα βήματα που ακολουθήθηκαν για τη μοντελοποίηση των δεδομένων μας.

3.1 Ελέγχοι Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας

Καταρχάς να πούμε δύο λόγια για τη **στασιμότητα** των χρονολογικών σειρών. Μια χρονολογική σειρά λέγεται στάσιμη όταν η τιμή της ταλαντεύεται γύρω από το μέσο δηλαδή οι τιμές που αυτή παίρνει στα διάφορα χρονικά διαστήματα έχουν τον ίδιο μέσο, την ίδια διακύμανση και η τιμή της συνδιακύμανσής της μεταξύ δύο χρονικών περιόδων εξαρτάται μονάχα από την υστέρηση μεταξύ τους, δηλαδή από την απόσταση ανάμεσα στα δυο αυτά χρονικά σημεία και όχι από την πραγματική χρονική περίοδο που υπολογίζεται η συνδιακύμανση. Ισχύουν με λίγα λόγια οι πιο κάτω σχέσεις:

$$i) E(Y_t) = \mu \quad \forall t$$

$$ii) Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad \forall t$$

$$iii) Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \gamma_k \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

Αν μία από τις πιο πάνω σχέσεις δεν ισχύει τότε η χρονολογική σειρά που εξετάζεται χαρακτηρίζεται ως μη στάσιμη. Σε μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά, τόσο ο μέσος, όσο και η διακύμανση είναι συνάρτηση του χρόνου. Συνήθως μια χρονολογική σειρά δεν είναι στάσιμη όταν παρουσιάζει τάση, είτε ανοδική, είτε καθοδική, όταν μεταβάλλεται η μεταβλητότητα της σε συνάρτηση με τον χρόνο ή όταν παρουσιάζει εποχικότητα.

Στην πράξη είναι αρκετά δύσκολο να βρούμε στάσιμες χρονολογικές σειρές, ιδιαίτερα δε στην οικονομική επιστήμη. Για να εφαρμόσουμε την ανάλυση της παλινδρόμησης (OLS) στις χρονολογικές σειρές θα πρέπει τα δεδομένα να προέρχονται από στάσιμες διαδικασίες. Αν δεν είναι στάσιμες, τότε οι στατιστικοί έλεγχοι που εφαρμόζονται στα υποδείγματα των παλινδρομήσεων δίνουν αναξιόπιστα αποτελέσματα. Άρα πριν εφαρμόσουμε την παλινδρόμηση σε χρονολογικές σειρές θα πρέπει να κάνουμε τους ελέγχους για την στασιμότητα.

Ο έλεγχος της στασιμότητας μπορεί να γίνει είτε μέσω των ελέγχων των δειγματικών συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης, είτε μέσω των ελέγχων των μοναδιαίων ριζών (unit root tests) οι οποίοι θεωρούνται αρκετά ισχυροί και αποτελεσματικοί. Οι πιο γνωστοί έλεγχοι των μοναδιαίων

ρίζων είναι: ο έλεγχος Dickey-Fuller (DF), ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF) και ο έλεγχος Phillips-Perron. Συγκεκριμένα, στην ερευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο των Phillips-Perron ως κύρια βάση και θα επαληθεύσουμε τα αποτελέσματά μας με το επαυξημένο κριτήριο των Dickey-Fuller (ADF).

Ξεκινώντας, το επαυξημένο κριτήριο των **Dickey-Fuller (ADF)** εφαρμόζεται για την ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας όταν το αρχικό υπόδειγμα περιλαμβάνει περισσότερες από μια χρονική υστέρηση (έτσι ώστε οι διαταρακτικοί όροι να είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους) και έχει την παρακάτω γενική μορφή:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\rho = \varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p - 1$$

όπου Δ είναι ο τελεστής πρώτης τάξης, t συμβολίζει τον χρόνο, ε_t είναι το σφάλμα που ακολουθεί λευκό θόρυβο και φ_i οι συντελεστές της χρονολογικής σειράς πριν την διαφορίση. Ο έλεγχος ADF εξετάζει αν μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα και κατά πόσο οι πρώτες διαφορές βοηθούν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής.

Στην περίπτωση που $\alpha_1 \neq 0$ τότε η χρονολογική σειρά Y_t περιπλανάται γύρω από την στοχαστική τάση και οι υποθέσεις για το πιο πάνω υπόδειγμα είναι:

$$H_0: \rho = 0 \text{ vs } H_1: \rho < 0$$

όπου σε περίπτωση που δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση τότε η χρονολογική σειρά Y_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα και είναι μη στάσιμη.

Στην περίπτωση που $\alpha_1 = 0$ τότε οι υποθέσεις για το πιο πάνω υπόδειγμα παραμένουν:

$$H_0: \rho = 0 \text{ vs } H_1: \rho < 0$$

όπου σε περίπτωση που δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση τότε η χρονολογική σειρά Y_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα και είναι μη στάσιμη. Αν απορριφθεί η μηδενική, υπόθεση τότε η χρονολογική σειρά δεν περιέχει μοναδιαία ρίζα, άρα είναι στάσιμη.

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται αφού εκτιμηθεί η (1) με παλινδρόμηση (OLS) και βρεθεί το στατιστικό $t_\rho = \frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})}$ που ακολουθεί κατανομή Dickey-Fuller και συγκριθεί με την αντίστοιχη κρίσιμη τιμή, όπου $SE(\hat{\rho})$ το τυπικό σφάλμα της $\hat{\rho}$. Γενικώς, η κατανομή Dickey-Fuller είναι εμπειρική και έχει υπολογιστεί με μεθόδους Monte Carlo.

Οι **Phillips-Perron** (1988) πρότειναν μια εναλλακτική, μη παραμετρική μέθοδο ελέγχου για σειριακή συσχέτιση όταν εφαρμόζεται ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας. Η μέθοδος των PP εκτιμά τη μη επαυξημένη εξίσωση (1) ελέγχου χωρίς να προσθέτει χρονικές υστερήσεις της μεταβλητής, και τροποποιεί το t-ratio του συντελεστή ρ , έτσι ώστε η σειριακή συσχέτιση να μην επηρεάζει την ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού αποτελέσματος του ελέγχου. Η μορφή της εξίσωσης είναι η ακόλουθη:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

και ο έλεγχος PP βασίζεται στη σχέση:

$$t'_\rho = t_\rho \left(\frac{\gamma_0}{\varphi_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(\varphi_0 - \gamma_0) SE(\hat{\rho})}{2 \varphi_0^{1/2} s}$$

όπου s είναι το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και το γ_0 είναι η μια συνεπής εκτίμηση της διακύμανσης των σφαλμάτων της (2), που υπολογίζεται ως $(T-k)s^2/T$, όπου k είναι ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών της παλινδρόμησης. Το φ_0 είναι ένας εκτιμητής του φάσματος των καταλοίπων σε μηδενική συχνότητα.

Ασυμπτωτικά, η κατανομή της στατιστικής της PP είναι ίδια με αυτή του ADF ελέγχου και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων παρουσιάζει σημαντική ομοιότητα.

Στη συνέχεια, αφού αποφανθούμε για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην χρονοσειρά μας, θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο στασιμότητας **Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin (KPSS)** για να επιβεβαιώσουμε την στασιμότητα της χρονοσειράς μας και να καταλήξουμε στην τάξη ολοκλήρωσης της. Ο KPSS έλεγχος βασίζεται βασικά στον πολλαπλασιαστή Lagrange (LM). Κάτω από τη μηδενική υπόθεση της στασιμότητας οι Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin παλινδρόμησαν τη χρονική σειρά Y_t πάνω στην σταθερά r_0 και υπολόγισαν το άθροισμα των καταλοίπων S_t ως εξής:

$$Y_t = r_0 + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i = \sum_{i=1}^t (Y_i - \hat{r}_0) = \sum_{i=1}^t (Y_i - \bar{Y}) \quad \mu\epsilon \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Οπότε, ο στατιστικός έλεγχος των KPSS υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$LM = \hat{\eta}_\mu = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\lambda}^2(q)}$$

όπου λ^2 υποδεικνύει τον εκτιμητή των Newey-West του φάσματος των καταλοίπων στη συχνότητα μηδεν και T το μέγεθος των παρατηρήσεων. Η τιμή της στατιστικής συνάρτησης του ελέγχου των KPSS συγκρίνεται με τις κρίσιμες τιμές των Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin 1992, πίνακας 1.

3.2 Τάξη των Υποδειγμάτων VAR (Optimum Lag Length)

Η αξιοπιστία ενός μοντέλου εξαρτάται από την τάξη του, στην περίπτωση μας δηλαδή στον αριθμό χρονικών υστερήσεων και κατ'επέκταση της προηγούμενης πληροφορίας που θα κρίνονται απαραίτητα για να ανατρέχουμε σε κάθε μας μοντέλο. Στην ερευνά μας, για τον υπολογισμό της τάξης των αυτοπαλίνδρομων διανυσματικών υποδειγμάτων (VAR) θα χρησιμοποιούμε το κριτήριο πληροφορίας Schwarz – Bayes Information criterion (SBIC) που πρωτοσυστήθηκε από τον Schwarz (1978). Το κριτήριο που θα χρησιμοποιήσουμε έχει την εξής μορφή:

$$\hat{p} = \underset{p \leq T}{\operatorname{argmin}} \left(-2 \frac{\ln(LL(p))}{T} + p \frac{\ln(T)}{T} \right)$$

όπου $LL(p)$ είναι η συνάρτηση της λογαριθμικής πιθανοφάνειας ενός $VAR(p)$ μοντέλου, T ο αριθμός παρατηρήσεων, p ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων και \hat{p} η τελική επιλογή της τάξης του μοντέλου.

3.3 Μέθοδος Johansen – Θεωρία συνολοκλήρωσης (Co-integration)

Οι Engle και Granger (1987) έδειξαν ότι μεταξύ δύο ή περισσότερων μη στάσιμων χρονολογικών σειρών μπορεί να υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των χρονικών αυτών σειρών, ο οποίος να είναι στάσιμος. Αν ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός υπάρχει τότε λέμε ότι οι χρονολογικές σειρές είναι *συνολοκληρωμένες* και ερμηνεύεται ως μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Σε μια τέτοια περίπτωση μπορεί να κατασκευαστεί ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Model, ECM), το οποίο επιτρέπει την ταυτόχρονη μελέτη των βραχυχρόνιων όσο και των μακροχρόνιων σχέσεων. Παραδείγματος χάρη, στην δική μας περίπτωση, οι χρηματιστηριακοί δείκτες μπορεί να απομακρύνονται βραχυχρόνια αλλά να έχουν την τάση να κινούνται προς την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μέσω του μηχανισμού διόρθωσης σφάλματος, αν είναι συνολοκληρωμένες.

Στην ερευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1988) η οποία προσδιορίζει τον μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές ενός υποδείγματος. Η μέθοδος του Johansen βασίζεται στη δημιουργία υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρόμησης (vector autoregressive – VAR) το οποίο είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και κάθε μεταβλητή ορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών. Έστω το VAR(p) υπόδειγμα με n μεταβλητές

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες πρώτης ή μηδενικής τάξης ($Y_t \sim I(1)$ ή $Y_t \sim I(0)$), το c είναι διάνυσμα σταθερών όρων, A_i πίνακες συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και ε_t το διάνυσμα σφαλμάτων.

Στην συνέχεια αφού οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες μετασχηματίζουμε το VAR υπόδειγμα σε ένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα διόρθωσης σφαλμάτων (vector error correction model – VECM). Ο μετασχηματισμός αυτός αναφέρεται ως μετασχηματισμός συνολοκλήρωσης (cointegrating transformation):

$$\Delta Y_t = c + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου

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

Η μήτρα Π λέγεται μήτρα ισορροπίας (equilibrium matrix) και η τάξη του προσδιορίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Σύμφωνα με τους Engel, Granger (1987) και Johansen (1988) έχουμε ότι:

- Αν η τάξη της μήτρας Π είναι μηδέν, $r(\Pi) = 0$, το VECM υπόδειγμα δεν υφίσταται και οι μεταβλητές δεν συνοκλώνονται.
- Αν η τάξη της μήτρας Π είναι πλήρης, $r(\Pi) = n$, οι γραμμές της είναι γραμμικά ανεξάρτητες. Τότε το διάνυσμα μεταβλητών Y_t είναι στάσιμο και συνεπώς όλες οι

μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης. Σε αυτήν την περίπτωση το ενδεικνυόμενο υπόδειγμα είναι το VAR και δεν τίθεται το ερώτημα της συνολοκλήρωσης.

- Αν η τάξη της μήτρας $\mathbf{\Pi}$ είναι $k < n$, $r(\mathbf{\Pi}) = k$, οι γραμμές της δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες και μπορούν να προκύψουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Στην περίπτωση αυτή το ορθό προς εκτίμηση είναι το VECM υπόδειγμα.

Επίσης η μήτρα $\mathbf{\Pi}$ παραγοντοποιείτε, $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}'$, όπου οι σειρές της μήτρας $\mathbf{\alpha}$ (μήτρα προσαρμογής) είναι οι συντελεστές προσαρμογής και οι σειρές της μήτρας $\mathbf{\beta}$ (μήτρα συνολοκλήρωσης) είναι τα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Τα στοιχεία των οποίων εκτιμούνται έμμεσα από διάφορες τεχνικές. Εμείς θα χρησιμοποιήσουμε την μέθοδο του Johansen η οποία δίνει εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας και αναφέρεται στην ταυτοποίηση του βαθμού συνολοκλήρωσης, στην εκτίμηση της μήτρας συνολοκλήρωσης και της μήτρας προσαρμογής.

Συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο ίχνους ($\lambda - trace\ test$), που ελέγχει αν υπάρχουν το πολύ k διανύσματα συνολοκλήρωσης. Αρχικά, υπολογίζουμε τις χαρακτηριστικές ρίζες (ιδιοτιμές) που προκύπτουν από τη λύση της χαρακτηριστικής εξίσωσης

$$\left| \lambda \widehat{\Sigma}_{kk} - \widehat{\Sigma}_{k0} \widehat{\Sigma}_{00}^{-1} \widehat{\Sigma}_{0k} \right| = 0$$

όπου οι πίνακες $\widehat{\Sigma}_{kk}$, $\widehat{\Sigma}_{k0}$, $\widehat{\Sigma}_{00}$ σχηματίζονται μέσω των καταλοίπων που προκύπτουν από διάφορες παλινδρομήσεις και από τον αριθμό των παρατηρήσεων. Με τις χαρακτηριστικές ρίζες λ_j που προέκυψαν από τη λύση της πιο πάνω εξίσωσης υπολογίζουμε τη στατιστική ελέγχου:

$$\lambda_{trace}(k) = -T \sum_{j=k+1}^n \log(1 - \lambda_j)$$

για $k = 0, 1, 2, \dots, n - 1$

Οι υποθέσεις που ελέγχονται διαδοχικά με το στατιστικό αυτό είναι:

$$H_0: k = 0 \text{ vs } H_1: k \geq 1$$

όπου αν η υπόθεση $H_0: k = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί, δηλαδή ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, η όλη διαδικασία σταματάει. Αλλιώς ελέγχονται διαδοχικά οι ακόλουθες υποθέσεις:

$$H_0: k \leq 1 \text{ vs } H_1: k \geq 2$$

⋮

⋮

$$H_0: k \leq n - 1 \text{ vs } H_1: k = n$$

ούτως ώστε μέχρι η μηδενική υπόθεση να μην μπορεί να απορριφθεί. Αν παραδείγματος χάρη η $H_0: k \leq k_0$ δεν μπορεί να απορριφθεί ενώ έχει ήδη απορριφθεί η υπόθεση $H_0: k \leq k_0 - 1$, τότε θα συμπεράνουμε ότι ο βαθμός συνολοκλήρωσης είναι k_0 , δηλαδή ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι ίσος με k_0 . Οι κρίσιμες τιμές που συγκρίνονται με την τιμή λ_{trace} για τους ελέγχους που προαναφέραμε παρέχονται από πίνακες των Johansen (1988) και Johansen, Juselius (1990) ή από τους Osterwaid και Lenum (1992).

4 Οικονομετρική Ανάλυση

Όπως αναφέραμε και στην αρχή, θα εκτιμήσουμε ένα **GVAR** μοντέλο με σκοπό να μελετήσουμε την μετάδοση των διαταραχών ανάμεσα στις οικονομίες επτά χωρών. Ουσιαστικά, θα εξετάσουμε κατά πόσο οι αποδόσεις των κρατικών ομολόγων της κάθε χώρας λειτουργούν ως κανάλι μετάδοσης των διαταραχών στις υπόλοιπες αγορές. Οι συγκεκριμένες διαταραχές, που μπορεί να προκύψουν, θα αφορούν τις αποδόσεις των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών της κάθε χώρας και τον όγκο συναλλαγών του εκάστοτε χρηματιστηριακού δείκτη.

4.1 Δεδομένα

Οι χώρες που εξετάζονται είναι οι ΗΠΑ, Καναδάς, Κίνα, Γαλλία, Γερμανία, Ιαπωνία, Ηνωμένο Βασίλειο και η περίοδος που διερευνάται είναι από 08/10/2016 μέχρι 02/06/2017 με ημερήσιες παρατηρήσεις. Κάθε μεταβλητή σχηματίζει μια χρονοσειρά με 159 παρατηρήσεις. Η επεξεργασία των δεδομένων μας θα γίνει με βοήθεια του λογισμικού πακέτου R.

Λόγο κάποιων τιμών που λείπανε σε κάποιες από τις μεταβλητές μας εφαρμόσαμε γραμμική παρεμβολή (linear interpolation) με την Denton formula. Χώρα βάσης χρησιμοποιήθηκαν οι ΗΠΑ. Πιο αναλυτικά στον επόμενο πίνακα:

Πίνακας 4.2: Γραμμική παρεμβολή - Denton formula

Χώρα	Μεταβλητή	Περίοδος	Χώρα βάσης
Germany	Volume of Dax Xetra	9/10/2016 - 8/12/2016	USA
Japan	Volume of N225	6/1/2017 - 18/01/2017	USA

Στον πίνακα που ακολουθεί παραθέτουμε όλες τις μεταβλητές αναλυτικά ανά χώρα:

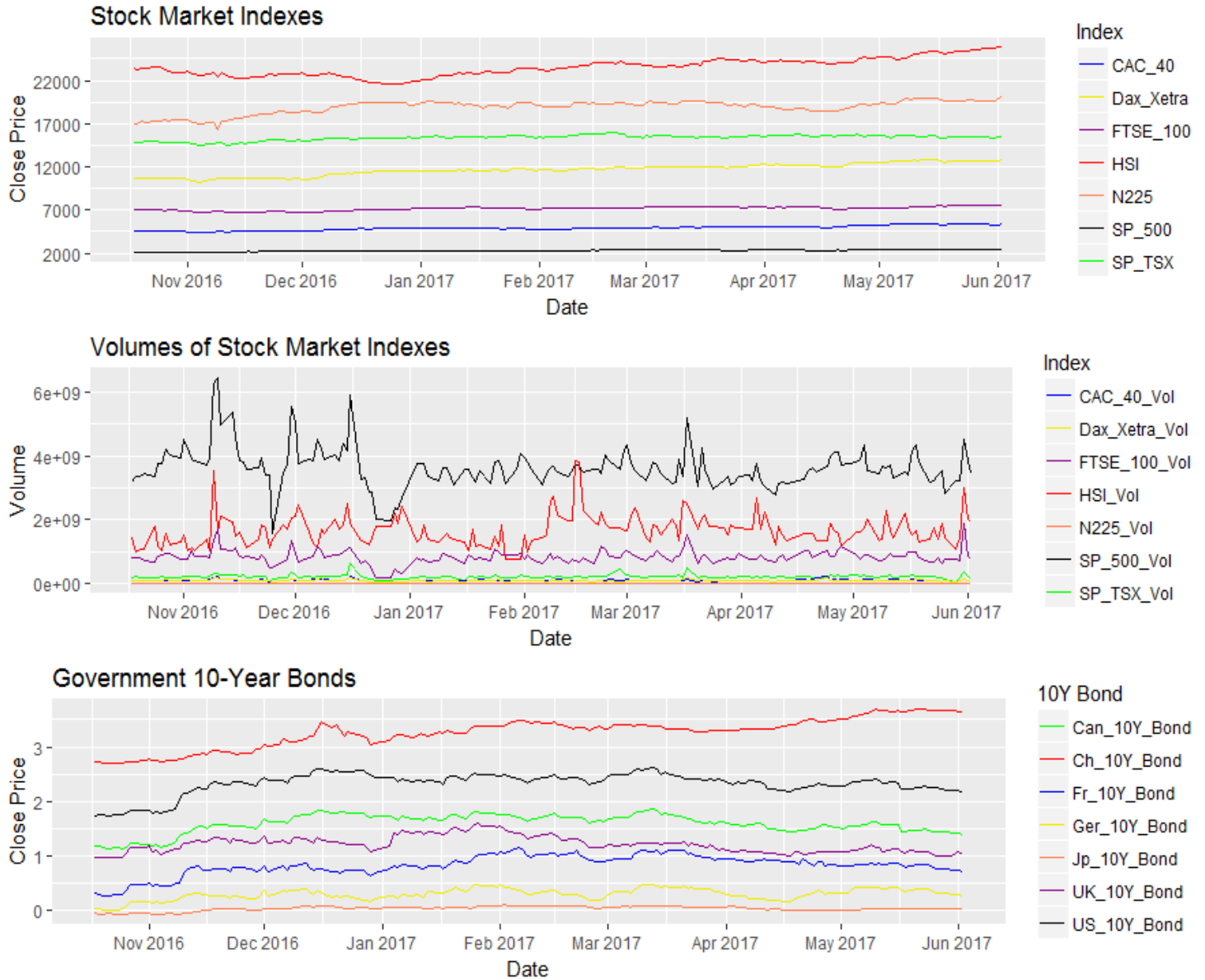
Πίνακας 4.1: Μεταβλητές για κάθε χώρα (08/10/2016 - 02/06/2017)

Χώρα	Χρηματιστηριακός Δείκτης	Όγκος Συναλλαγών	Κρατικά Ομόλογα
USA	S&P 500 Close Price	Volume of S&P 500	U.S. 10 Year Treasury Note Close Price
Canada	S&P/TSX Composite Index Close Price	Volume of S&P TSX	Canada 10 Year Government Bond Close Price
China	Hang Seng Index (HSI) Close Price	Volume of HIS	China 10 Year Government Bond Close Price
France	CAC 40 Close Price	Volume of CAC 40	France 10 Year Government Bond Close Price
Germany	Dax Xetra Close Price	Volume of Dax Xetra	Germany 10 Year Government Bond Close Price
Japan	Nikkei 225 Close Price	Volume of N225	Japan 10 Year Government Bond Close Price
UK	FTSE 100 Close Price	Volume of FTSE 100	U.K. 10 Year Gilt Close Price

Source Stock Prices: Yahoo Finance

Source Bond Prices: The Wall Street Journal

Επίσης παραθέτουμε τις μεταβλητές μας σε μορφή γραφημάτων:



4.2 Έλεγχος ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας

Στη συνέχεια θα ελέγξουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζα σε κάθε μας χρονοσειρά μέσω του ελέγχου Phillips-Perron και θα επιβεβαιώσουμε για την στασιμότητα μέσω του ελέγχου KPSS. Έτσι, θα αποφανθούμε για την τάξη ολοκλήρωσης κάθε χρονοσειράς. Σε περίπτωση που οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες, θα τις κάνουμε στάσιμες πριν τις χρησιμοποιήσουμε στα ειδικά μοντέλα της κάθε χώρας.

Θα ακολουθήσουμε την στρατηγική που διαφαίνεται στον ακόλουθο πίνακα:

		Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	
		H ₀ : υπάρχει μοναδιαία ρίζα	
Έλεγχος Στασιμότητας	H ₀ : χρονοσειρά στάσιμη	H ₀ Δεν Απορρίπτεται	H ₀ Απορρίπτεται
		<p>H₀ Δεν Απορρίπτεται</p> <p>H₀ Απορρίπτεται</p>	<p>H₀ Δεν Απορρίπτεται</p> <p>H₀ Απορρίπτεται</p>
		<p>Συνεχίζουμε στην $\Delta(Y_t)$</p>	<p>I(0)</p>
		<p>I(1)</p>	<p>Απίθανο</p>

Τα αποτελέσματα μας θα τα παραθέσουμε μέσω των επόμενων τριών πινάκων. Ο πρώτος πίνακας θα αφορά αποκλειστικά την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας μέσω του ελέγχου Phillips-Perron. Ο δεύτερος πίνακας θα αναφέρεται αποκλειστικά στα αποτελέσματα του KPSS ελέγχου, ο οποίος θα επιβεβαιώνει την στασιμότητα ή όχι, και ο τρίτος θα συνδυάζει τα αποτελέσματα και των δύο πινάκων για να αποφανθούμε τελικά για την τάξη ολοκλήρωσης της κάθε χρονοσειράς.

Πίνακας 4.3: Αποτελέσματα του ελέγχου Phillips-Perron

Country	Variable	Test Statistic	Critical Value	P-value	Result
USA	SP_500 Close	-2.33	-3.43	0.48	H ₀ not rejected
	SP_500 Volume	-6.73	-3.43	0	H ₀ rejected
	US_10Y Bond Close	-2.15	-3.43	0.24	H ₀ not rejected
Canada	SP_TSX Close	-2.04	-3.43	0.77	H ₀ not rejected
	SP_TSX Volume	-8.13	-3.43	0	H ₀ rejected
	CA_10Y Bond Close	-1.63	-3.43	0.28	H ₀ not rejected
China	HSI Close	-2.45	-3.43	0.17	H ₀ not rejected
	Δ(HSI Close)	-13.22	-3.43	0	H ₀ rejected
	HSI Volume	-8.91	-3.43	0	H ₀ rejected
	CH_10Y Bond Close	-2.05	-3.43	0.45	H ₀ not rejected
France	CAC40 Close	-2.82	-3.44	0.97	H ₀ not rejected
	Δ(CAC40 Close)	-12.34	-3.43	0	H ₀ rejected
	CAC40 Volume	-6.42	-3.44	0	H ₀ rejected
	FR_10Y Bond Close	-2.2	-3.44	0	H ₀ not rejected
Germany	DAX Close	-2.78	-3.44	0.37	H ₀ not rejected
	Δ(DAX Close)	-10.93	-3.43	0	H ₀ rejected
	DAX Volume	-7.24	-3.43	0	H ₀ rejected
	GER_10Y Bond Close	-3.5	-3.43	0.049	H ₀ not rejected
	Δ(GER_10Y Bond Cl)	-17.4	-3.43	0	H ₀ rejected
Japan	N225 Close	-2.49	-3.43	0.06	H ₀ not rejected
	Δ(N225 Close)	-15.18	-3.43	0	H ₀ rejected
	N225 Volume	-6.97	-3.43	0	H ₀ rejected
	JP_10Y Bond Close	-1.91	-3.43	0	H ₀ not rejected
United Kingdom	FTSE 100 Close	-2.69	-3.43	0.38	H ₀ not rejected
	Δ(FTSE 100 Close)	-11.67	-3.43	0	H ₀ rejected
	FTSE 100 Volume	-6.43	-3.43	0	H ₀ rejected
	UK_10Y Bond Close	-2.54	-3.43	0.18	H ₀ not rejected

Πίνακας 4.4: Αποτελέσματα του ελέγχου KPSS

Country	Variable	Test Statistic	Critical Value	Result
USA	SP_500 Close	0.216	0.146	H ₀ rejected
	SP_500 Volume	0.083	0.146	H ₀ not rejected
	US_10Y Bond Close	0.236	0.146	H ₀ rejected
Canada	SP_TSX Close	0.264	0.146	H ₀ rejected
	SP_TSX Volume	0.067	0.146	H ₀ not rejected
	CA_10Y Bond Close	0.264	0.146	H ₀ rejected
China	HSI Close	0.137	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (HSI Close)	0.06	0.146	H ₀ not rejected
	HSI Volume	0.07	0.146	H ₀ not rejected
	CH_10Y Bond Close	0.198	0.146	H ₀ rejected
France	CAC40 Close	0.08	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (CAC40 Close)	0.05	0.146	H ₀ not rejected
	CAC40 Volume	0.07	0.146	H ₀ not rejected
	FR_10Y Bond Close	0.258	0.146	H ₀ rejected
Germany	DAX Close	0.13	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (DAX Close)	0.051	0.146	H ₀ not rejected
	DAX Volume	0.115	0.146	H ₀ not rejected
	GER_10Y Bond Close	0.137	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (GER_10Y Bond Cl)	0.056	0.146	H ₀ not rejected
Japan	N225 Close	0.139	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (N225 Close)	0.099	0.146	H ₀ not rejected
	N225 Volume	0.07	0.146	H ₀ not rejected
	JP_10Y Bond Close	0.238	0.146	H ₀ rejected
United Kingdom	FTSE 100 Close	0.112	0.146	H ₀ not rejected
	Δ (FTSE 100 Close)	0.075	0.146	H ₀ not rejected
	FTSE 100 Volume	0.08	0.146	H ₀ not rejected
	UK_10Y Bond Close	0.25	0.146	H ₀ rejected

Πίνακας 4.5: Αποτελέσματα των PP και KPSS ελέγχων, Τάξη Ολοκλήρωσης των Ενδογενών μεταβλητών

Country	Variable	Phillips-Perron test	KPSS	Stationarity	Order of Integration
USA	SP_500 Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
	SP_500 Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	US_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
Canada	SP_TSX Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
	SP_TSX Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	CA_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
China	HSI Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (HSI Close)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	HSI Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	CH_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
France	CAC40 Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (CAC40 Close)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	CAC40 Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	FR_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
Germany	DAX Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (DAX Close)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	DAX Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	GER_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (GER_10Y Bond Cl)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
Japan	N225 Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (N225 Close)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	N225 Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	JP_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)
United Kingdom	FTSE 100 Close	H_0 not rejected	H_0 not rejected	No	I(1)
	Δ (FTSE 100 Close)	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	FTSE 100 Volume	H_0 rejected	H_0 not rejected	Yes	I(0)
	UK_10Y Bond Close	H_0 not rejected	H_0 rejected	No	I(1)

Ας δούμε μία περίπτωση. Στον δείκτη FTSE 100, ο έλεγχος PP δίνει στατιστική τιμή μικρότερη από την κρίσιμη τιμή, έτσι η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Σε συνδυασμό με την ένδειξη του KPSS ελέγχου, που δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, συνεχίζουμε να εξετάσουμε την πρώτη διαφορίση του δείκτη. Ο έλεγχος PP στην μεταβλητή $\Delta(\text{FTSE } 100)$ δίνει στατιστική τιμή μεγαλύτερη από την κρίσιμη τιμή, έτσι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και άρα δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Σε συνδυασμό με την μη απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης του KPSS ελέγχου, συμπεραίνουμε πως η χρονοσειρά μας είναι στάσιμη. Τελικά, ο δείκτης FTSE 100 είναι ολοκληρώσιμος πρώτης τάξης, $I(1)$. Στο παράρτημα παραθέτουμε και ένα παράδειγμα μέσω κώδικα.

Συνολικά, με παρόμοιο τρόπο βλέπουμε ότι όλες οι χρονοσειρές των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών, για τις αγορές που μελετάμε, είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, δηλαδή στάσιμη είναι η χρονοσειρά της πρώτης τους διαφοράς. Αυτό δεν ισχύει για τις χρονοσειρές που σχηματίζονται από τους όγκους συναλλαγών των αντίστοιχων χρηματιστηριακών δεικτών. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν πως όλες αυτές οι χρονοσειρές είναι στάσιμες, δηλαδή $I(0)$. Αυτές οι δυο μεταβλητές θα χρησιμοποιηθούν ως ενδογενείς στα μοντέλα των εκάστοτε χωρών.

Ενώ, οι χρονοσειρές που σχηματίζονται από τις αποδόσεις κλεισίματος των κρατικών ομολόγων που μελετάμε είναι και αυτές όλες ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, δηλαδή $I(1)$. Αυτές οι μεταβλητές θα χρησιμοποιηθούν ως αυστηρά εξωγενείς στα ειδικά μοντέλα που θα σχηματίσουμε για κάθε χώρα.

4.3 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης

Θα συνεχίσουμε ελέγχοντας αν υπάρχει συνολοκλήρωση σε κάθε οικονομία, δηλαδή θα ελέγξουμε τις ενδογενείς μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν (stock close price και volume) στο κάθε μοντέλο κάθε χώρας. Ο συγκεκριμένος έλεγχος θα γίνει με βάση το κριτήριο του Johansen που συζητήσαμε στο τρίτο κεφάλαιο. Σε περίπτωση που υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές μας, τότε θα πρέπει να συμπεριληφθούν οι όροι διόρθωσης λαθών (Error Correction Terms) στην μετέπειτα εκτίμηση των ειδικών μοντέλων ανά χώρα.

Στον πίνακα που ακολουθεί βλέπουμε αναλυτικά τα αποτελέσματα για κάθε οικονομία. Παραδείγματος χάρη, βλέπουμε στην Γερμανία πως όταν εφαρμόζεται το κριτήριο του Johansen για τη μηδενική υπόθεση για καθόλου σχέσεις συνολοκλήρωσης ($r = 0$), η στατιστική τιμή είναι μεγαλύτερη από κάθε κρίσιμη τιμή που αντιστοιχεί σε διαφορετικό επίπεδο σημαντικότητας και έτσι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Στη συνέχεια, όταν ελέγχεται η μηδενική υπόθεση για τουλάχιστον μια σχέση συνολοκλήρωσης ($r \leq 1$), η στατιστική τιμή είναι μικρότερη από τις κρίσιμες τιμές, και έτσι αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση. Άρα οι ενδογενείς μεταβλητές της Γερμανίας έχουν μία σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Στο παράρτημα, παραθέτουμε και ένα παράδειγμα μέσω κώδικα.

Όπως παρατηρούμε μέσω των αποτελεσμάτων μας, όλες οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν ως ενδογενείς μέσα στην κάθε οικονομία, έχουν μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους.

Πίνακας 4.6: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με βάση τον έλεγχο Johansen

USA	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	32.12	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	5.44	10.49	12.25	16.26	
Canada	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	50.81	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	5.15	10.49	12.25	16.26	
China	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	42.17	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	9.35	10.49	12.25	16.26	
France	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	42.37	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	8.41	10.49	12.25	16.26	
Germany	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	41.22	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	8.07	10.49	12.25	16.26	
Japan	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	42.34	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	6.75	10.49	12.25	16.26	
United Kingdom	H_0	Trace Statistics	Critical Values			Co-integration
	$r = 0$		90%	95%	99%	
	$r = 0$	40.44	22.76	25.32	30.45	Yes
	$r \leq 1$	8.16	10.49	12.25	16.26	

4.4 Πίνακας Βαρών

Πριν προχωρήσουμε στην εκτίμηση του μοντέλου μας, θα πρέπει να κατασκευάσουμε τον πίνακα βαρών ανάμεσα στις χώρες που μελετάμε. Ο συγκεκριμένος πίνακας, θα μας βοηθήσει να εντοπίσουμε αν υπάρχουν κυρίαρχες χώρες μέσω της θεωρίας δικτύων και θεωρίας γραφημάτων, και συγκεκριμένα μέσω της έννοιας της κεντρικότητας (centrality). Η κεντρικότητα χρησιμοποιείται κυρίως για τον εντοπισμό των πιο σημαντικών κορυφών ενός γραφήματος.

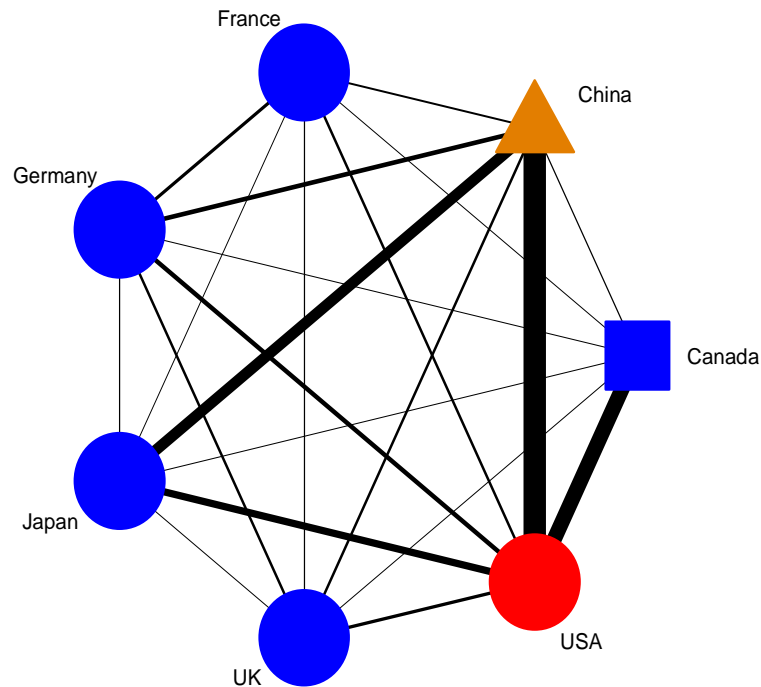
Στην συνέχεια παραθέτουμε τον πίνακα βαρών που φτιάξαμε αρχικά, με βάση τις εμπορικές συναλλαγές της κάθε χώρας με τις υπόλοιπες. Υπενθυμίζουμε ότι τα διαγώνια στοιχεία του πίνακα πρέπει να είναι 0 και το άθροισμα της κάθε στήλης πρέπει να είναι 1.

Πίνακας 4.7: Πίνακας Βαρών

	USA	Canada	China	France	Germany	Japan	UK	Rest
USA	0.00	0.15	0.16	0.02	0.04	0.05	0.03	0.54
Canada	0.64	0.00	0.08	0.01	0.02	0.03	0.02	0.20
China	0.14	0.01	0.00	0.01	0.04	0.07	0.02	0.70
France	0.07	0.01	0.07	0.00	0.17	0.02	0.05	0.62
Germany	0.08	0.01	0.08	0.08	0.00	0.02	0.06	0.69
Japan	0.16	0.01	0.25	0.01	0.03	0.00	0.02	0.52
UK	0.11	0.02	0.08	0.06	0.13	0.02	0.00	0.58

Source: Trademap

Ακολούθως, παραθέτουμε το γράφημα των αποτελεσμάτων μας, στο οποίο οι κορυφές του γραφήματος μας αντιπροσωπεύουν τις οικονομίες που μελετάμε, και οι ακμές αντιπροσωπεύουν την ανταλλαγή εμπορίου ανάμεσα στις δύο χώρες που ενώνει. Συμπεραίνουμε με βάση τα αποτελέσματα μας στον επόμενο πίνακα, πως οι κυρίαρχες μας οικονομίες είναι αυτές των ΗΠΑ και της Κίνας, οι οποίες παρουσιάζουν τον μεγαλύτερο βαθμό στην μέτρηση της κεντρικότητας.



Γράφημα 4.1: Γράφημα κυριαρχίας ανάμεσα στις οικονομίες με βάση τους εμπορικούς δεσμούς μεταξύ τους

Πίνακας 4.8: Αποτελέσματα κεντρικότητας για κάθε χώρας

Country	Eigenvector centrality
USA	0.638
Canada	0.379
China	0.532
France	0.107
Germany	0.221
Japan	0.296
UK	0.139

Με βάση αυτά τα αποτελέσματα, οι μεταβλητές των ΗΠΑ και της Κίνας θα χρησιμοποιηθούν ως ενδογενείς μεταβλητές μέσα στις υπόλοιπες χώρες και θα εκτιμηθούν μονάχα πέντε VARX* μοντέλα. Στην συνέχεια παραθέτουμε την κατασκευή των ασθενών εξωγενών μεταβλητών για αυτά τα μοντέλα.

4.5 Ασθενείς Εξωγενείς Μεταβλητές

Εξηγήσαμε πλήρως την κατασκευή των ασθενών εξωγενών μεταβλητών στο δεύτερο κεφάλαιο. Στη δική μας οικονομετρική ανάλυση θα έχουμε δύο ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές για κάθε χώρα, τις οποίες θα συμβολίζουμε $Country_Stock^*$ και $Country_Volume^*$. Οι $Country_Stock^*$ εξωγενείς μεταβλητές θα σχηματίζονται από το άθροισμα των σταθμισμένων μεταβλητών των αποδόσεων των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών και αντίστοιχα οι $Country_Volume^*$ από το άθροισμα των σταθμισμένων μεταβλητών των όγκων συναλλαγών του κάθε δείκτη. Στην περίπτωση μας οι ενδογενείς μεταβλητές συμπίπτουν με τις ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές (εξαιρουμένου τις ενδογενείς των ΗΠΑ και της Κίνας), αλλά αυτό δεν χρειάζεται να ισχύει κατ'ανάγκη. Παραδείγματος χάρη, στην οικονομετρική ανάλυση των DdPS (2007), υπήρχανε χώρες με τρεις και τέσσερις ενδογενείς μεταβλητές (λόγο έλλειψης δεδομένων), ενώ για όλες τις χώρες που συμπεριλήφθηκαν δημιουργήθηκαν πέντε ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές (εκτός για την Αμερική που δημιουργήθηκαν μονάχα τέσσερις).

Παραθέτουμε ακολούθως τον καινούργιο πίνακα βαρών, αφαιρώντας τις οικονομίες των ΗΠΑ και της Κίνας:

Πίνακας 4.9: Πίνακας Βαρών

	Canada	France	Germany	Japan	UK	Rest
Canada	0.00	0.01	0.02	0.03	0.02	0.92
France	0.01	0.00	0.17	0.02	0.05	0.76
Germany	0.01	0.08	0.00	0.02	0.06	0.84
Japan	0.01	0.01	0.03	0.00	0.02	0.93
UK	0.02	0.06	0.13	0.02	0.00	0.78

Αφού φτιάξουμε τις ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές μας, θα εφαρμόσουμε τους ελέγχους Phillips-Perron και KPSS για να αποφανθούμε για την τάξη ολοκλήρωσης τους, ακολουθώντας την ίδια στρατηγική που εφαρμόσαμε για τις ενδογενείς μεταβλητές της κάθε χώρας. Τα αποτελέσματα ακολουθούν στους επόμενους πίνακες.

Πίνακας 4.10: Αποτελέσματα του ελέγχου Phillips-Perron

Country	Variable	Test Statistic	Critical Value	P-value	Result
Canada	CAN Stocks*	-2.29	-3.43	0.48	H0 not rejected
	CAN Volume*	-6.14	-3.43	0	H0 rejected
France	FR Stocks*	-2.59	-3.43	0.33	H0 not rejected
	Δ (FR Stocks*)	-10.67	-3.43	0	H0 rejected
	FR Volume*	-6.58	-3.43	0	H0 rejected
Germany	GER Stocks*	-2.73	-3.43	0.37	H0 not rejected
	Δ (GER Stocks*)	-11.57	-3.43	0	H0 rejected
	GER Volume*	-6.19	-3.43	0	H0 rejected
Japan	JP Stocks*	-2.75	-3.43	0.36	H0 not rejected
	Δ (JP Stocks*)	-11.51	-3.43	0	H0 rejected
	JP Volume*	-6.37	-3.43	0	H0 rejected
United Kingdom	UK Stocks*	-2.64	-3.43	0.29	H0 not rejected
	Δ (UK Stocks*)	-10.91	-3.43	0	H0 rejected
	UK Volume*	-6.57	-3.43	0	H0 rejected

Πίνακας 4.11: Αποτελέσματα του ελέγχου KPSS

Country	Variable	Test Statistic	Critical Value	Result
Canada	CAN Stocks*	0.171	0.146	H0 rejected
	CAN Volume*	0.06	0.146	H0 not rejected
France	FR Stocks*	0.141	0.146	H0 not rejected
	Δ (FR Stocks*)	0.05	0.146	H0 not rejected
	FR Volume*	0.103	0.146	H0 not rejected
Germany	GER Stocks*	0.104	0.146	H0 not rejected
	Δ (GER Stocks*)	0.05	0.146	H0 not rejected
	GER Volume*	0.06	0.146	H0 not rejected
Japan	JP Stocks*	0.142	0.146	H0 not rejected
	Δ (JP Stocks*)	0.05	0.146	H0 not rejected
	JP Volume*	0.09	0.146	H0 not rejected
United Kingdom	UK Stocks*	0.129	0.146	H0 not rejected
	Δ (UK Stocks*)	0.05	0.146	H0 not rejected
	UK Volume*	0.09	0.146	H0 not rejected

Πίνακας 4.12: Αποτελέσματα PP και KPSS ελέγχων, Τάξη Ολοκλήρωσης των Ασθενών Εξωγενών μεταβλητών

Country	Variable	Phillips-Perron test	KPSS	Stationarity	Order of Integration
Canada	CAN Stocks*	H0 not rejected	H0 rejected	No	I(1)
	CAN Volume*	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
France	FR Stocks*	H0 not rejected	H0 not rejected	No	I(1)
	Δ (FR Stocks*)	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
	FR Volume*	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
Germany	GER Stocks*	H0 not rejected	H0 not rejected	No	I(1)
	Δ (GER Stocks*)	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
	GER Volume*	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
Japan	JP Stocks*	H0 not rejected	H0 not rejected	No	I(1)
	Δ (JP Stocks*)	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
	JP Volume*	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
United Kingdom	UK Stocks*	H0 not rejected	H0 not rejected	No	I(1)
	Δ (UK Stocks*)	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)
	UK Volume*	H0 rejected	H0 not rejected	Yes	I(0)

Παρατηρούμε ότι όλες οι ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές που δημιουργήθηκαν από τους κύριους χρηματιστηριακούς δείκτες είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης, δηλαδή I(1). Αυτό δεν ισχύει για τις ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές που δημιουργήθηκαν από τους όγκους συναλλαγών των αντίστοιχων δεικτών, αφού όλες προέκυψαν στάσιμες, δηλαδή I(0).

Μια σημαντική προϋπόθεση στην κατασκευή των ειδικών μοντέλων κάθε χώρας, είναι ότι οι ασθενείς εξωγενείς μεταβλητές είναι I(1), γνωστή ως προϋπόθεση των μακροχρόνιων σχέσεων. Η συγκεκριμένη προϋπόθεση είναι απαραίτητη για την εκτίμηση των ειδικών μοντέλων της κάθε χώρας, καθώς και την μελέτη των μακροχρόνιων σχέσεων της κάθε οικονομίας ξεχωριστά και με συνέπεια.

Έτσι, μετά την κατασκευή και των ασθενών εξωγενών μεταβλητών μας, είμαστε έτοιμοι να προχωρήσουμε στην μοντελοποίηση μας με τις εξής μεταβλητές:

Πίνακας 4.13: Ενδογενείς και Εξωγενείς μεταβλητές

	Ενδογενείς μεταβλητές					
Canada	S&P TSX Cl	S&P TSX Vol	S&P 500 Cl	S&P 500 Vol	HIS Cl	HIS Vol
France	CAC 40 Cl	CAC 40 Vol	S&P 500 Cl	S&P 500 Vol	HIS Cl	HIS Vol
Germany	DAX Xetra Cl	DAX Xetra Vol	S&P 500 Cl	S&P 500 Vol	HIS Cl	HIS Vol
Japan	N225 Cl	N225 Vol	S&P 500 Cl	S&P 500 Vol	HIS Cl	HIS Vol
UK	FTSE 100 Cl	FTSE 100 Vol	S&P 500 Cl	S&P 500 Vol	HIS Cl	HIS Vol

vs

	Ασθενείς Εξωγενείς μεταβλητές		Αυστηρά Εξωγενείς μεταβλητές
Canada	CAN Stocks*	CAN Volume*	CAN 10Y Bond Close
France	FR Stocks*	FR Volume*	FR 10Y Bond Close
Germany	GER Stocks*	GER Volume*	GER 10Y Bond Close
Japan	JP Stocks*	JP Volume*	JP 10Y Bond Close
UK	UK Stocks*	UK Volume*	UK 10Y Bond Close

4.6 Τάξη των Υποδειγμάτων VARX(p_i, q_i)

Αρχικά, θα εντοπίσουμε την τάξη των υποδειγμάτων μας υπολογίζοντας τις χρονικές υστερήσεις των ειδικών μοντέλων κάθε χώρας – VARX(p_i, q_i). Υπενθυμίζουμε πως με p_i συμβολίζουμε τις χρονικές υστερήσεις των ενδογενών μεταβλητών των μοντέλων μας και q_i συμβολίζουμε τις χρονικές υστερήσεις των εξωγενών μεταβλητών. Επίσης το κριτήριο επιλογής μας θα είναι το κριτήριο πληροφορίας Schawrtz – Bayes Information criterion (SBIC).

Πίνακας 4.14: Τάξη και Σχέσεις Συνολοκλήρωσης των τελικών μας υποδειγμάτων VARX*

Country	VARX*(p_i, q_i)		#Co-integrating Relationships
	p_i	q_i	r_i
Canada	2	1	3
France	2	1	3
Germany	2	1	3
Japan	2	1	3
UK	2	1	3

p_i = lag order of the domestic variables

q_i = lag order of the foreign variables

Εδώ παρατηρούμε ότι οι σχέσεις συνολοκλήρωσης έχουν βαθμό τρία. Αυτό ισχύει γιατί πλέον στις ενδογενείς μας μεταβλητές έχουν συμπεριληφθεί μεταβλητές από τρεις οικονομίες, όπου είχαμε εντοπίσει πως κάθε οικονομία ξεχωριστά είχε μια σχέση συνολοκλήρωσης. Συνεπώς, ελέγξαμε τώρα και τις έξι μεταβλητές μαζί μήπως υπάρχει επιπλέον σχέση συνολοκλήρωσης, όμως δεν βρέθηκε. Επίσης επαληθεύσαμε αυτό που είχαμε υποθέσει, πως οι βαθμοί συνολοκλήρωσης θα ήταν τουλάχιστον τρεις για κάθε ειδικό μοντέλο. Οι έλεγχοι έγιναν όπως και προηγουμένως, δηλαδή με τον έλεγχο Johansen.

Τώρα είμαστε έτοιμοι να προχωρήσουμε στην μοντελοποίηση των ειδικών μοντέλων κάθε χώρας και ακολούθως του συνολικού μας μοντέλου.

4.7 Τελική Μοντελοποίηση

Αρχικά, μοντελοποιούμε τα ειδικά VARX* μοντέλα για κάθε χώρα, που έχουν λάβει την ακόλουθη τελική μορφή:

$$\begin{pmatrix} \Delta(StPr)_{i,t} \\ Vol_{i,t} \\ \Delta(US_StPr_t) \\ US_Vol_t \\ \Delta(CH_StPr_t) \\ CH_Vol_t \end{pmatrix} = a_{i,0} + a_{i,1}t + \sum_{j=1}^2 \Phi_{i,j-1} \begin{pmatrix} \Delta(StPr)_{i,t-j} \\ Vol_{i,t-j} \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^1 \Lambda_{i,j} \begin{pmatrix} \Delta(StPr^*)_{i,t-j} \\ Vol^*_{i,t-j} \end{pmatrix}$$

$$+ A_i \Delta(10Y Bond Close)_{i,t} + u_{i,t}$$

$$t = 1, 2, \dots, 159; \quad i = 1, 2, \dots, 5$$

όπου οι μεταβλητές που δεν είναι στάσιμες μπαίνουν σε πρώτη διαφορά, αυτό ισχύει για όλες τις μεταβλητές, εκτός για τις μεταβλητές των όγκων συναλλαγών. Έτσι, Δ είναι το σύμβολο της πρώτης διαφοράς, $a_{i,0}$ είναι ένα διάνυσμα των σταθερών τιμών του κάθε μοντέλου, $a_{i,1}$ είναι ένα διάνυσμα που αποδίδει την τάση του κάθε μοντέλου, $\Phi_{i,0}$ είναι ο πίνακας με τους συντελεστές πρώτης υστέρησης για τις ενδογενείς μεταβλητές και αντίστοιχα $\Phi_{i,1}$ είναι ο πίνακας με τους συντελεστές δεύτερης υστέρησης για τις ενδογενείς μεταβλητές. Ακολούθως, $\Lambda_{i,0}$ είναι ο πίνακας των συντελεστών των ασθενών εξωγενών μεταβλητών κάθε μοντέλου και $\Lambda_{i,1}$ είναι ο πίνακας των συντελεστών πρώτης διαφοράς των ασθενών εξωγενών μεταβλητών. Τέλος, A_i είναι ο πίνακας συντελεστών των αυστηρά εξωγενών μεταβλητών κάθε μοντέλου και $u_{i,t}$ είναι διάνυσμα των ιδιοσυγκρασιακών διαταραχών, όπου υποθέτουμε ότι είναι ασυσχέτιστες με μηδενική μέση τιμή και ομαλό πίνακα συνδιακύμανσης $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls}) = \text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist})$, $u_{i,t} \sim i. i. d(\mathbf{0}, \Sigma_{ii})$.

Στην συνέχεια, αφού μοντελοποιήσουμε τα ειδικά μοντέλα των χωρών μας, ακολουθεί η μεντολοποίηση σύμφωνα με την GVAR μεθοδολογία, με τις ακόλουθες μεταβλητές:

$$\begin{aligned}
x_{it} &= (\Delta(StPr_{it}), Vol_{it}, \Delta(US_StPr_t), US_Vol_t, \Delta(CH_StPr_t), CH_Vol_t)', \\
x_{it}^* &= (\Delta(StPr^*)_{i,t}, Vol^*_{i,t})', \\
C_t &= \Delta(10Y Bond Close)_t \\
t &= 1, 2, \dots, 159; \quad i = 1, 2, \dots, 5
\end{aligned}$$

και ορίζουμε το διάνυσμα για κάθε χώρα $z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix}$ για να φτιάξουμε τις εξισώσεις όπως αναφέραμε και στο δεύτερο κεφάλαιο:

$$\begin{aligned}
A_i z_{it} &= a_{i0} + a_{i1}t + B_{i,0} z_{i,t-1} + B_{i,1} z_{i,t-2} + \gamma C_t + u_{it} \\
\text{όπου } A_i &= (I_{k_i} \quad -\Lambda_{i0}), \quad B_{i,0} = (\Phi_{i,1} \quad \Lambda_{i,1}), \quad B_{i,1} = (\Phi_{i,2} \quad \mathbf{0})
\end{aligned}$$

Τώρα, συγκεντρώνουμε όλες τις εγχώριες μεταβλητές μαζί σε ένα $k \times 1$ διάνυσμα $x_t = (x'_{1t}, x'_{2t}, x'_{3t}, x'_{4t}, x'_{5t})$ όπου $k = \sum_{i=0}^N k_i$ είναι ο συνολικός αριθμός των ενδογενών μεταβλητών στο μοντέλο μας, 30 στην περίπτωση μας. Τώρα, μπορούν όλες οι μεταβλητές κάθε χώρας να γραφούν ως συνάρτηση της μεταβλητής x_t :

$$z_{it} = W_i x_t, \quad i = 1, 2, 3, 4, 5$$

όπου ο πίνακας W_i είναι (8×30) διάστασης από γνωστές σταθερές που καθορίζεται από τα ειδικά βάρη των χωρών. Έτσι η προηγούμενη εξίσωση γράφεται ως εξής:

$$A_i W_i x_t = a_{i0} + a_{i1}t + B_{i,0} W_i x_{t-1} + B_{i,1} W_i x_{t-2} + \gamma C_t + u_{it}$$

Στοιβάζοντας τώρα αυτές τις εξισώσεις:

$$Gx_t = a_0 + a_1t + Hx_{t-1} + Hx_{t-2} + \gamma C_t + u_t$$

Και λαμβάνουμε το τελικό μας μοντέλο πολλαπλασιάζοντας κάθε στοιχείο της εξίσωσης μας με G^{-1} :

$$x_t = b_0 + b_1t + F_1x_{t-1} + F_2x_{t-2} + \Psi C_t + v_t$$

4.7.1 Αιφνίδιες Αντιδράσεις των Ενδογεννών μεταβλητών μας

Ακολουθώντας με βάση την συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response function) θα ελέγξουμε πως αντιδρά κάθε μεταβλητή μας σε μια διαταραχή μιας άλλης μεταβλητής σε διαφορετική χώρα. Η γενική συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων που θα χρησιμοποιήσουμε είναι η ίδια που χρησιμοποίησαν οι DdPS (2007):

$$GI_j^g(n) = \sigma_{ii,jj}^{-\frac{1}{2}} F^n G^{-1} \Sigma e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

Όπου $F = \begin{pmatrix} F_1 & F_1 \\ I_k & \mathbf{0} \end{pmatrix}$ με τους πίνακες που εκτιμήθηκαν προηγουμένως και e_j διάνυσμα ένα διάνυσμα με μονάδα στην j^{th} θέση, όπου έτσι υποδεικνύεται η μεταβλητή που θα δεχθεί την διαταραχή, και μηδενικά σε όλα τα υπόλοιπα στοιχεία.

Στα γραφήματα που ακολουθούν φαίνονται πως αντιδρούν οι ενδογενείς μεταβλητές της κάθε χώρας σε διαταραχές από όλες τις μεταβλητές των υπόλοιπων χωρών.

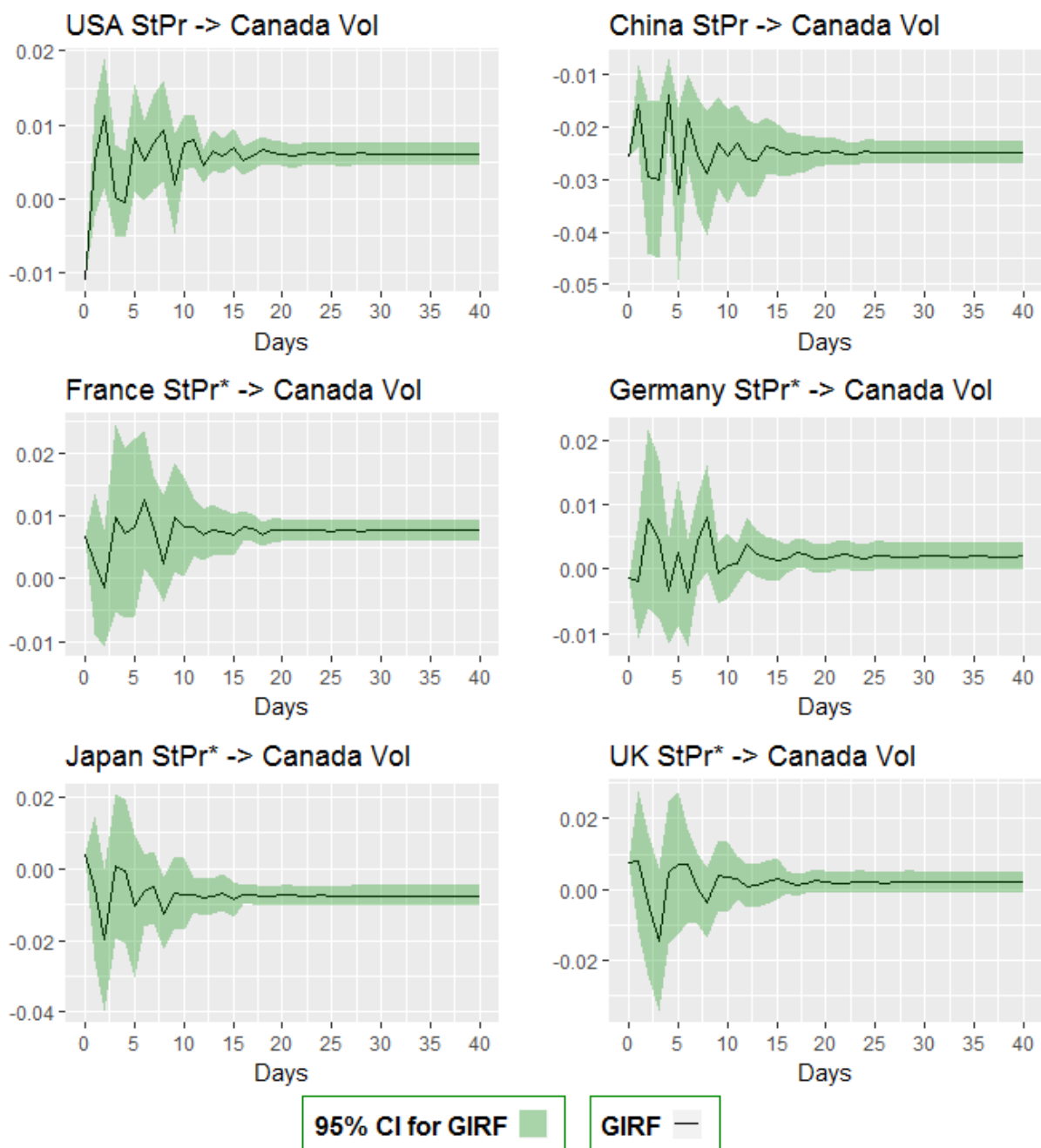
Στα γραφήματα έχει συμπεριληφθεί και 95% διάστημα εμπιστοσύνης που κατασκευάσαμε από την μέθοδο bootstrap έτσι όπως αναγράφεται στο Supplement A των DdPS (2007). Αναλυτικά, χρησιμοποιούμε τις εκτιμήσεις από το εκτιμώμενο μοντέλο GVAR μοντέλο μας για να κατασκευάσουμε B bootstrap samples με τον ακόλουθο τρόπο:

$$x_t^{(b)} = \widehat{b}_0 + \widehat{b}_1 t + \widehat{F}_1 x_{t-1}^{(b)} + \widehat{F}_2 x_{t-2}^{(b)} + \varepsilon_t^{(b)}$$

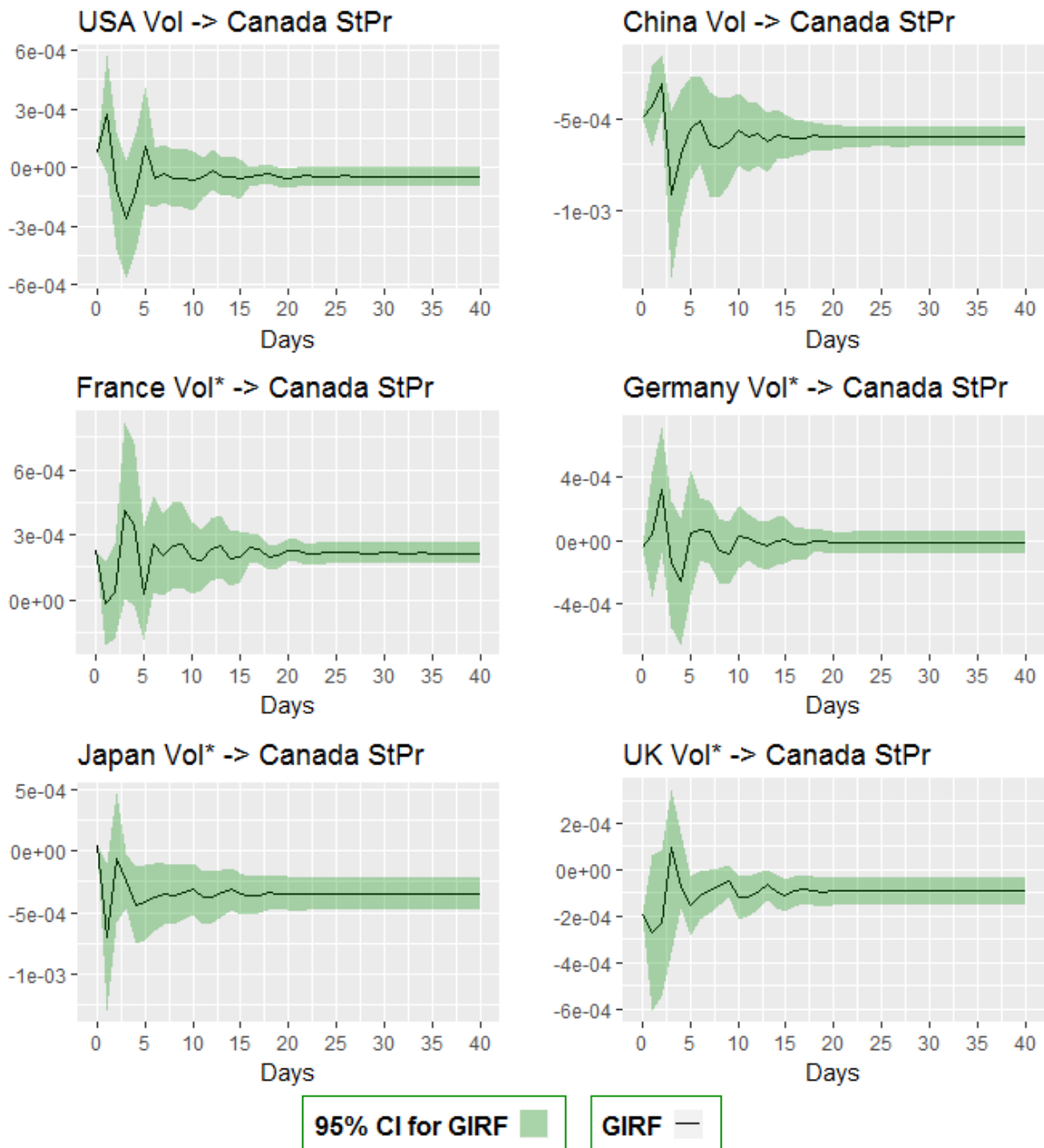
όπου οι διαταραχές λαμβάνονται τυχαία από μια κανονική πολυμεταβλητή κατανομή, $\varepsilon_t^{(b)} \sim i. i. d(\mathbf{0}, I_k)$, και οι αρχικές τιμές λαμβάνονται από τα αρχικά μας δεδομένα, $x_0^{(b)} = x_0$ και $x_{-1}^{(b)} = x_{-1}$. Και, ακολουθώντας, αφού κατασκευάσουμε B σετ δεδομένων μέσω της bootstrap μεθόδου, εκτιμούμε τα δεδομένα μας με το GVAR μοντέλο μας και χρησιμοποιούμε την συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων για να κατασκευάσουμε το διάστημα εμπιστοσύνης. Στην ανάλυση μας κατασκευάσαμε 1,000 bootstrap samples.



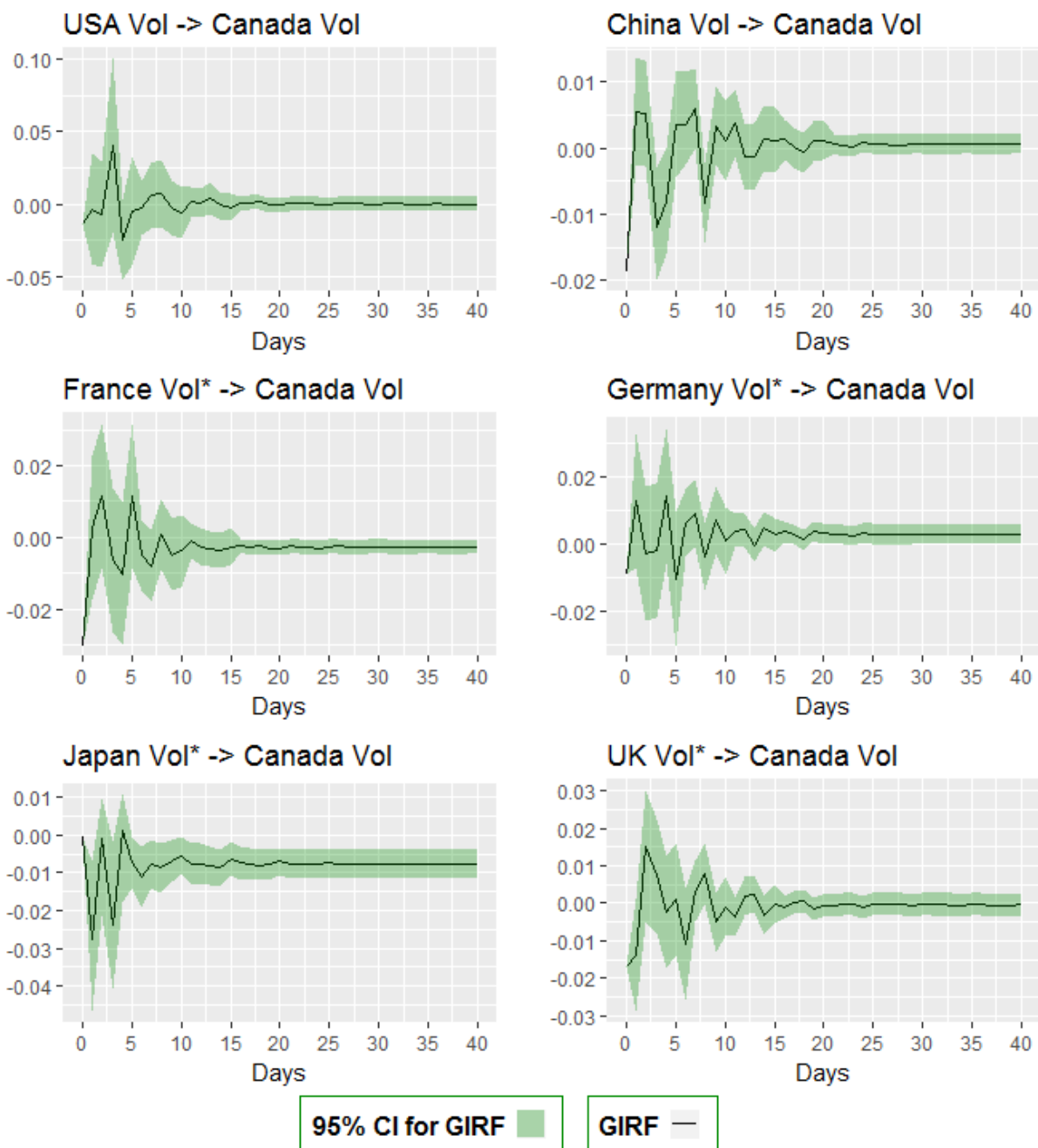
Γράφημα 4.2: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη (StPr) του Καναδά, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



Γράφημα 4.3: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Όγκου Συναλλαγής (Vol) του Καναδά, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



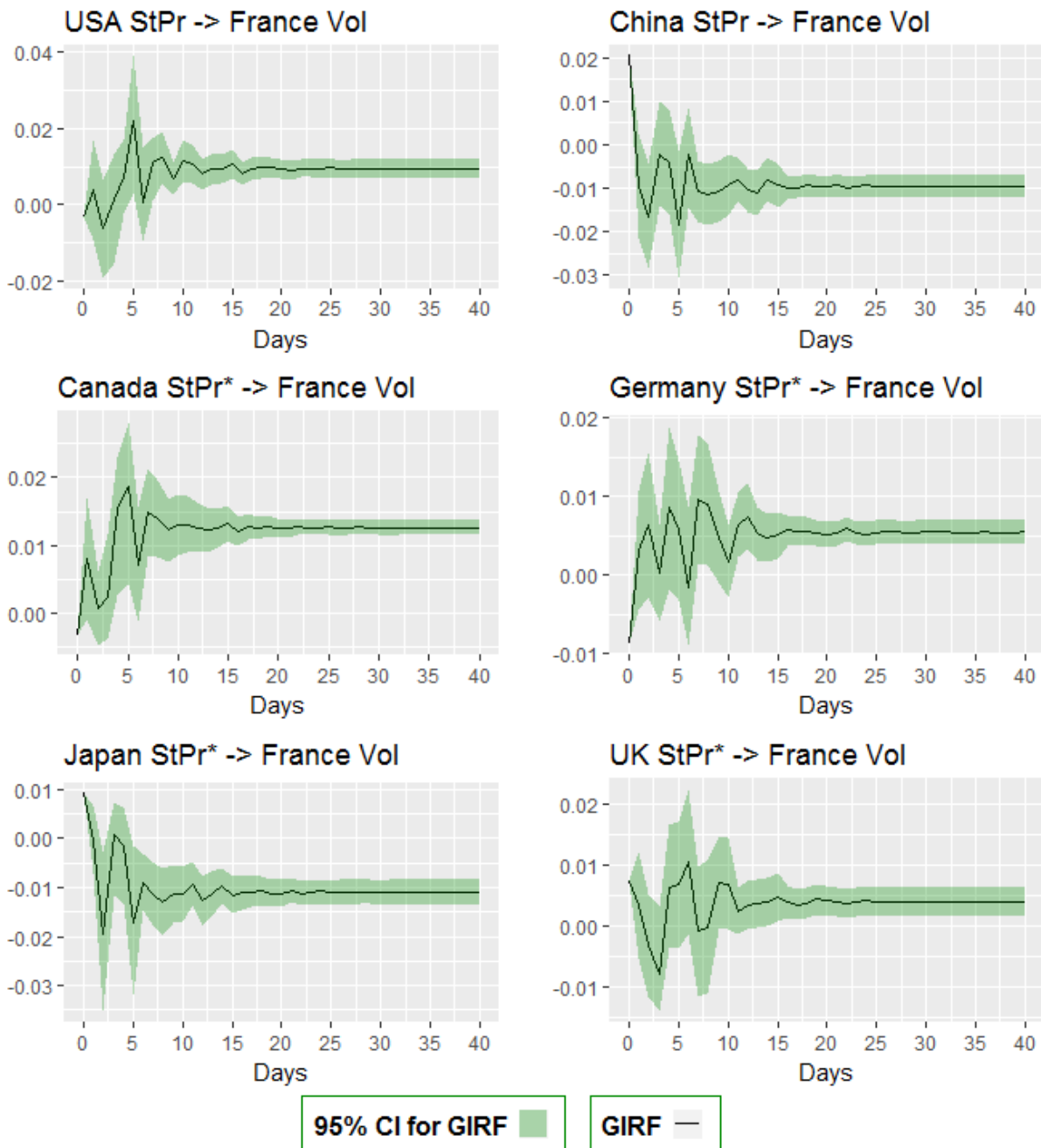
Γράφημα 4.4: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη του Καναδά (StPr), σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



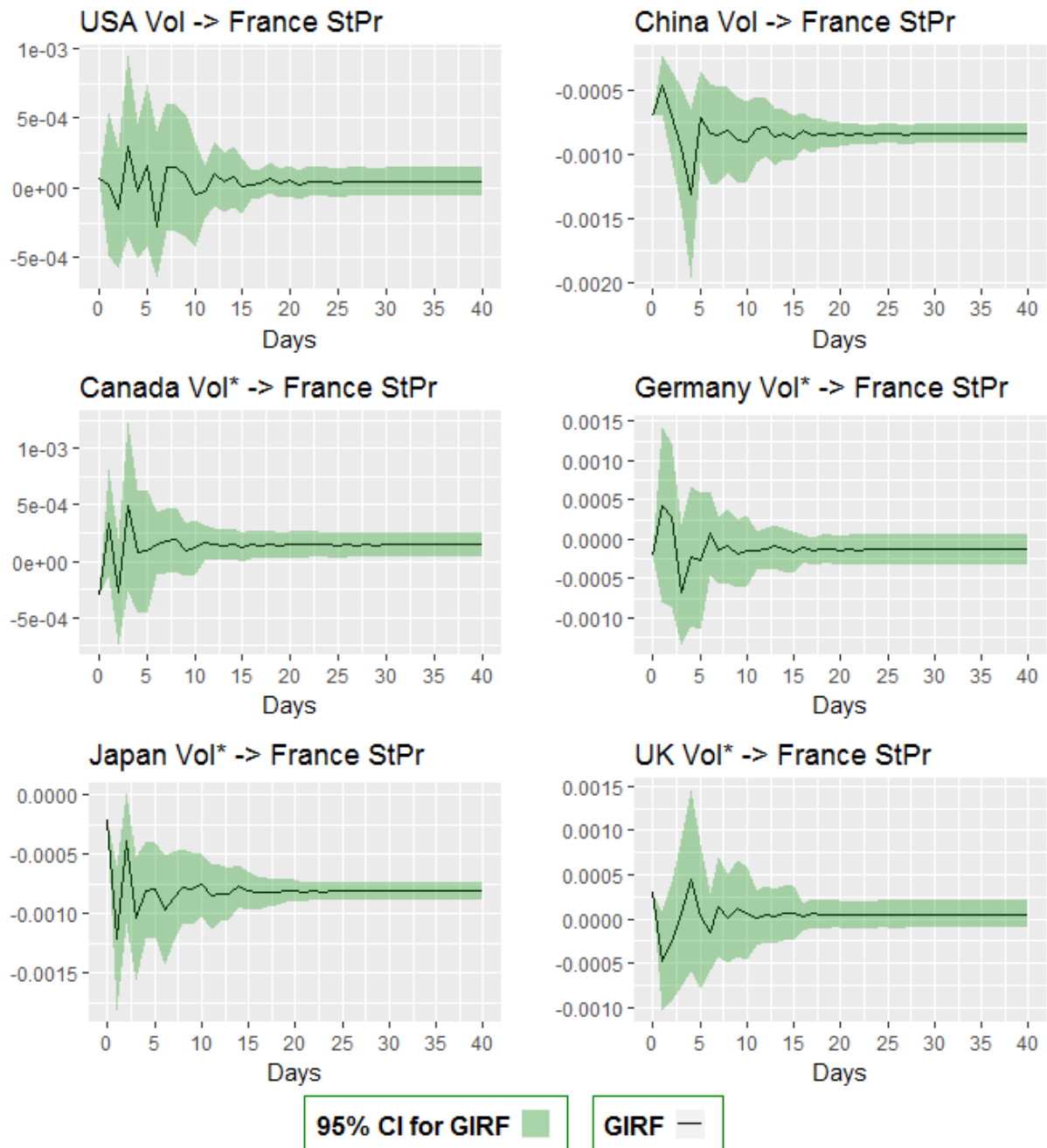
Γράφημα 4.5: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του του Όγκου Συναλλαγής (Vol) του Καναδά, σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



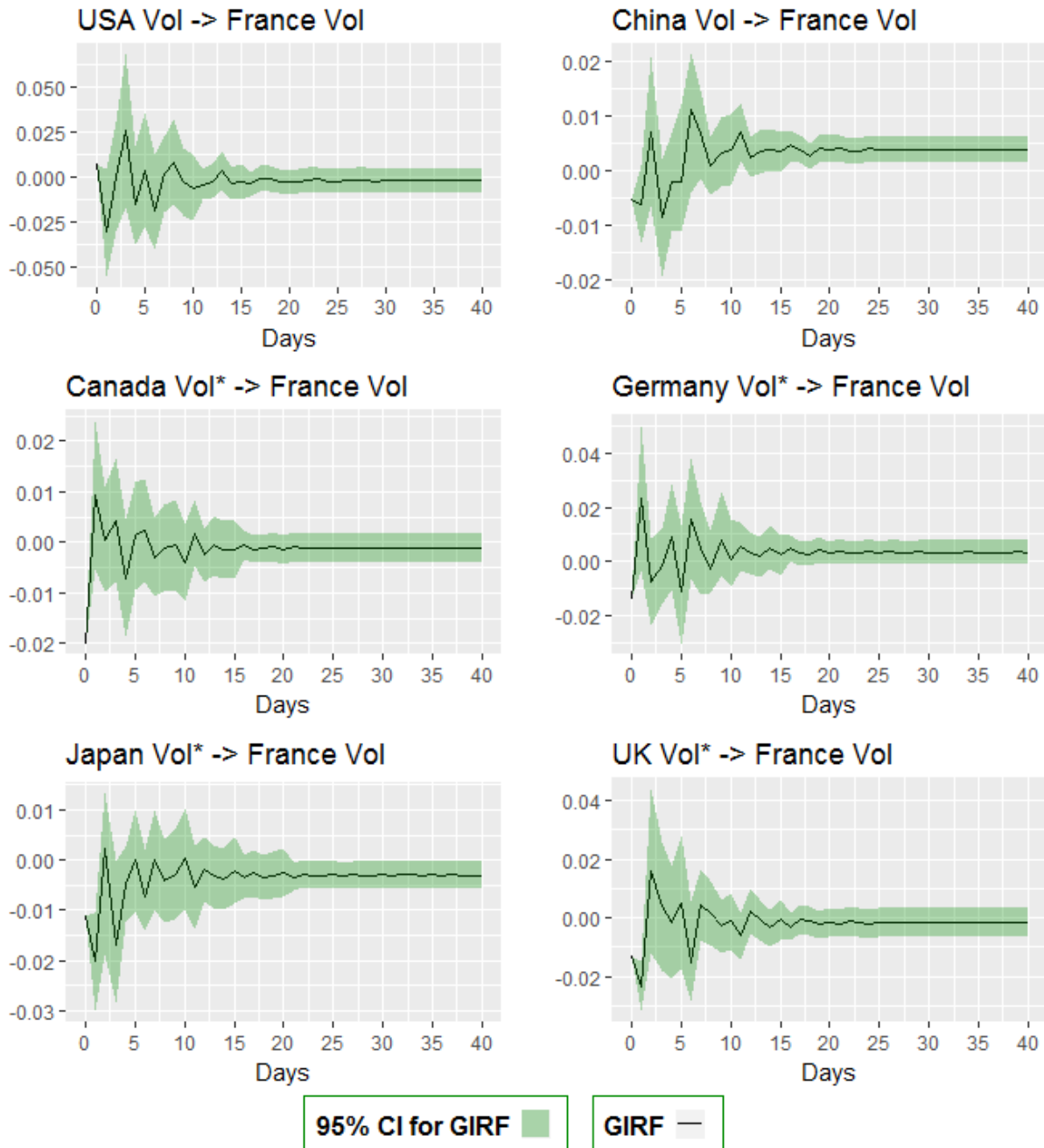
Γράφημα 4.6: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη (StPr) της Γαλλίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



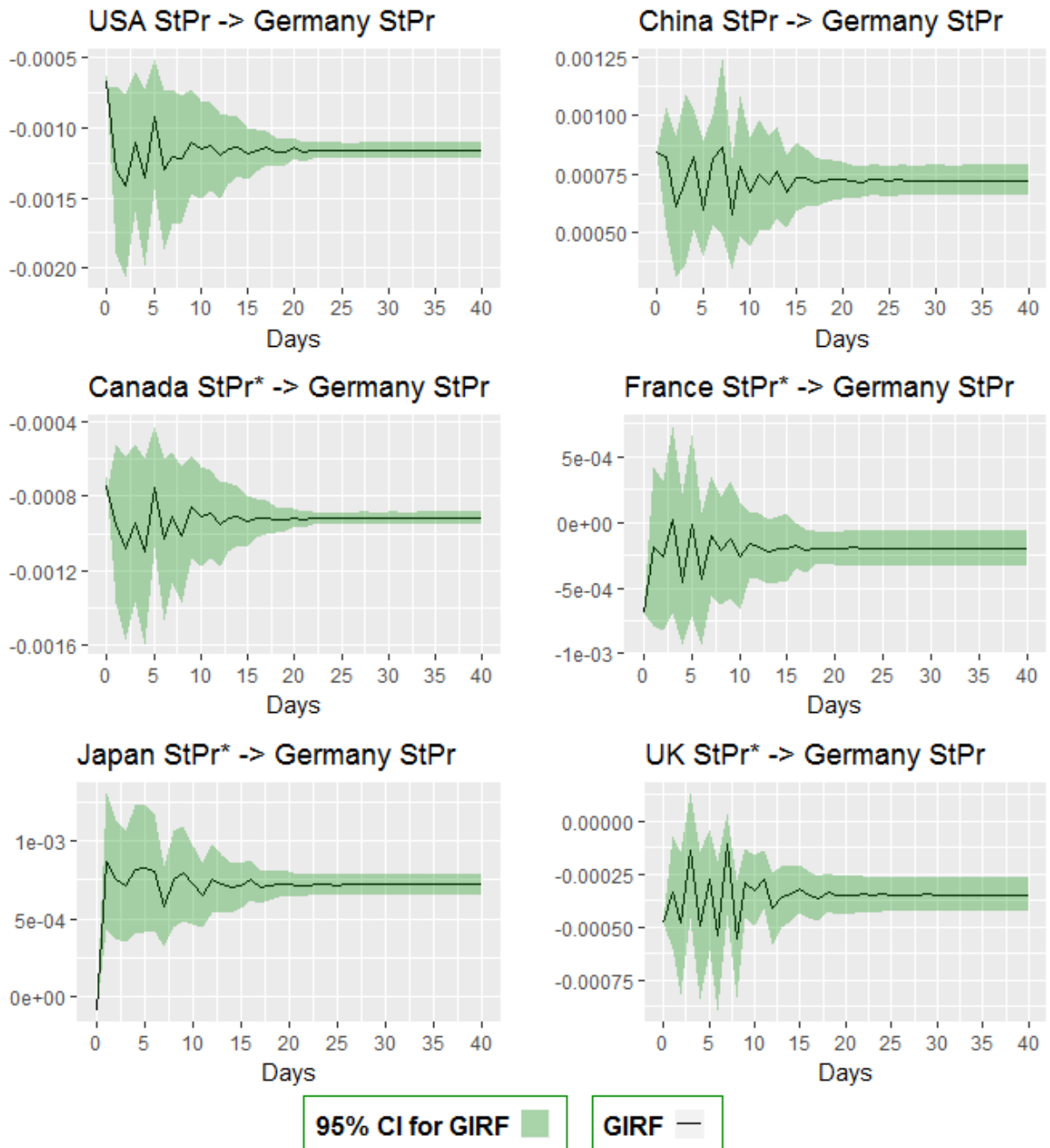
Γράφημα 4.7: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Γαλλίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



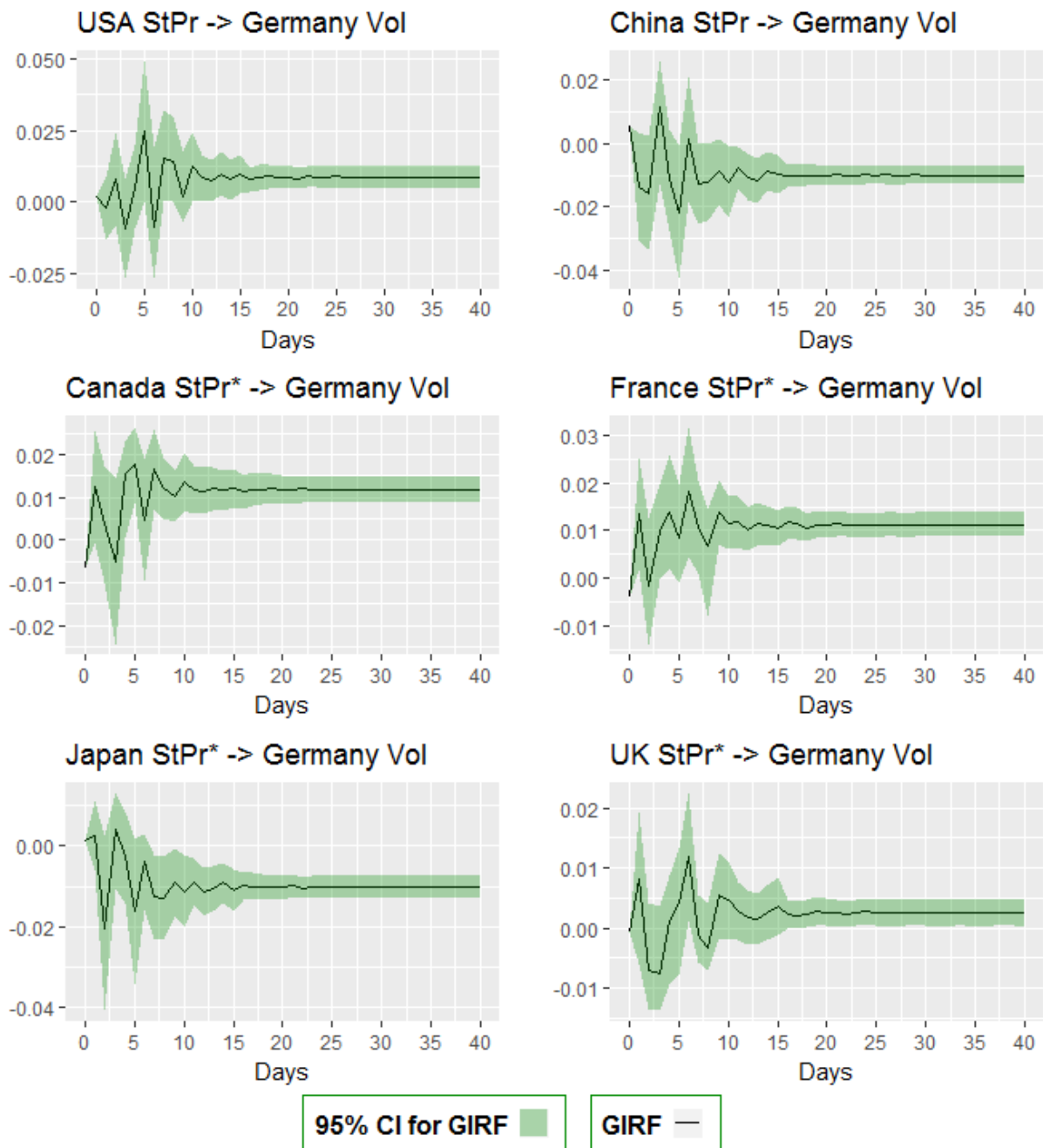
Γράφημα 4.8: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη της Γαλλίας (StPr), σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



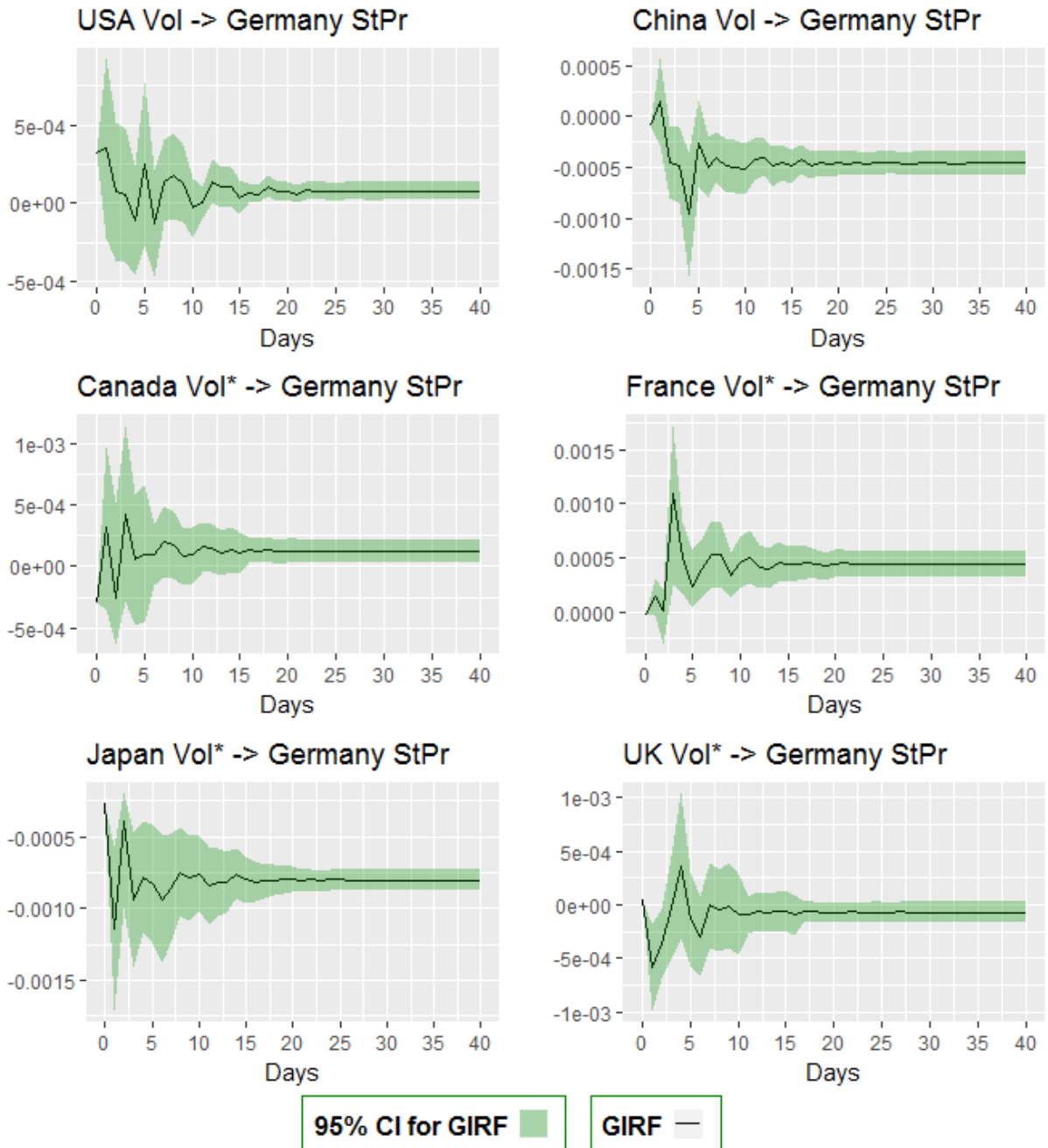
Γράφημα 4.9: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Γαλλίας, σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



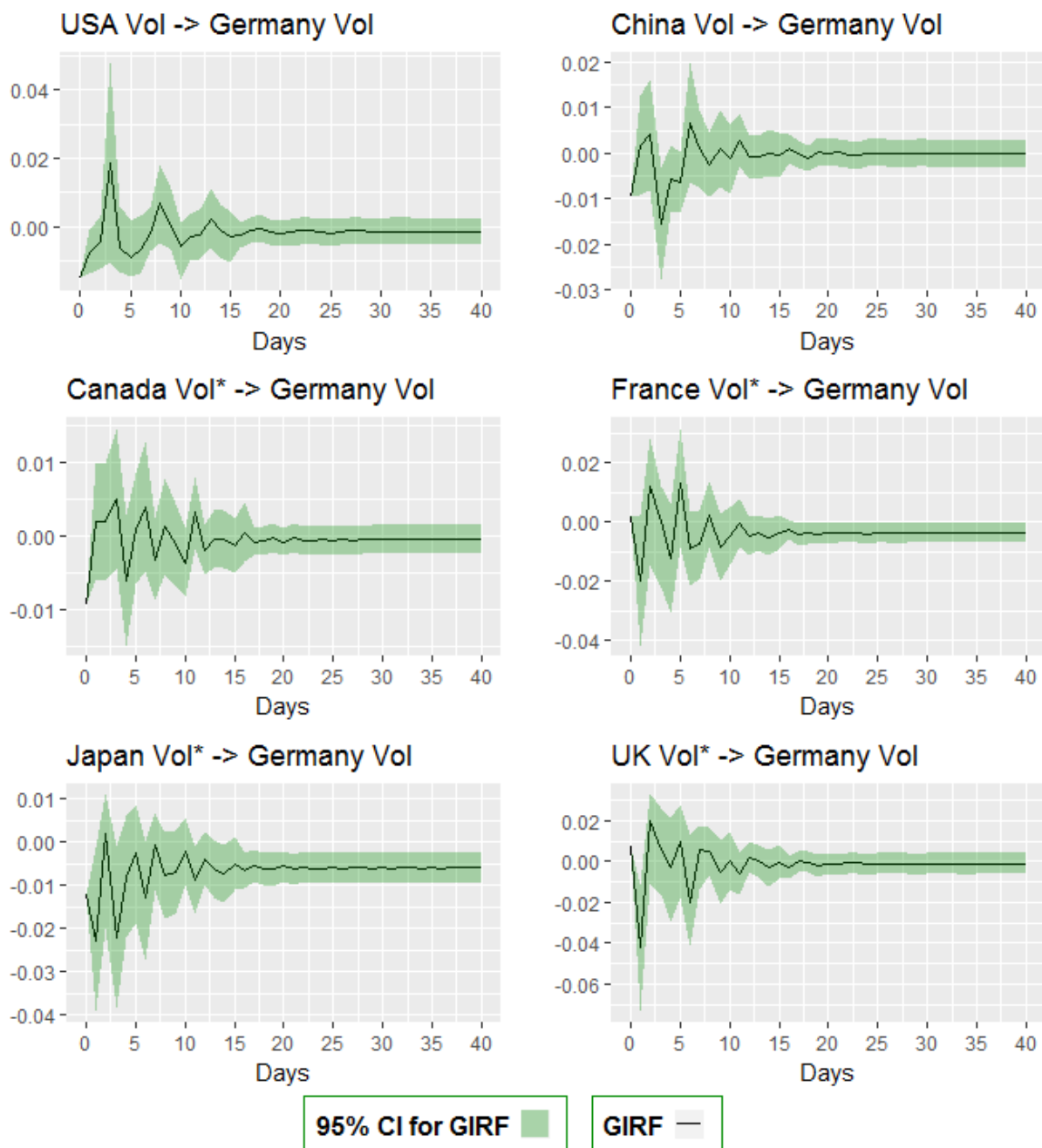
Γράφημα 4.10: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη (StPr) της Γερμανίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



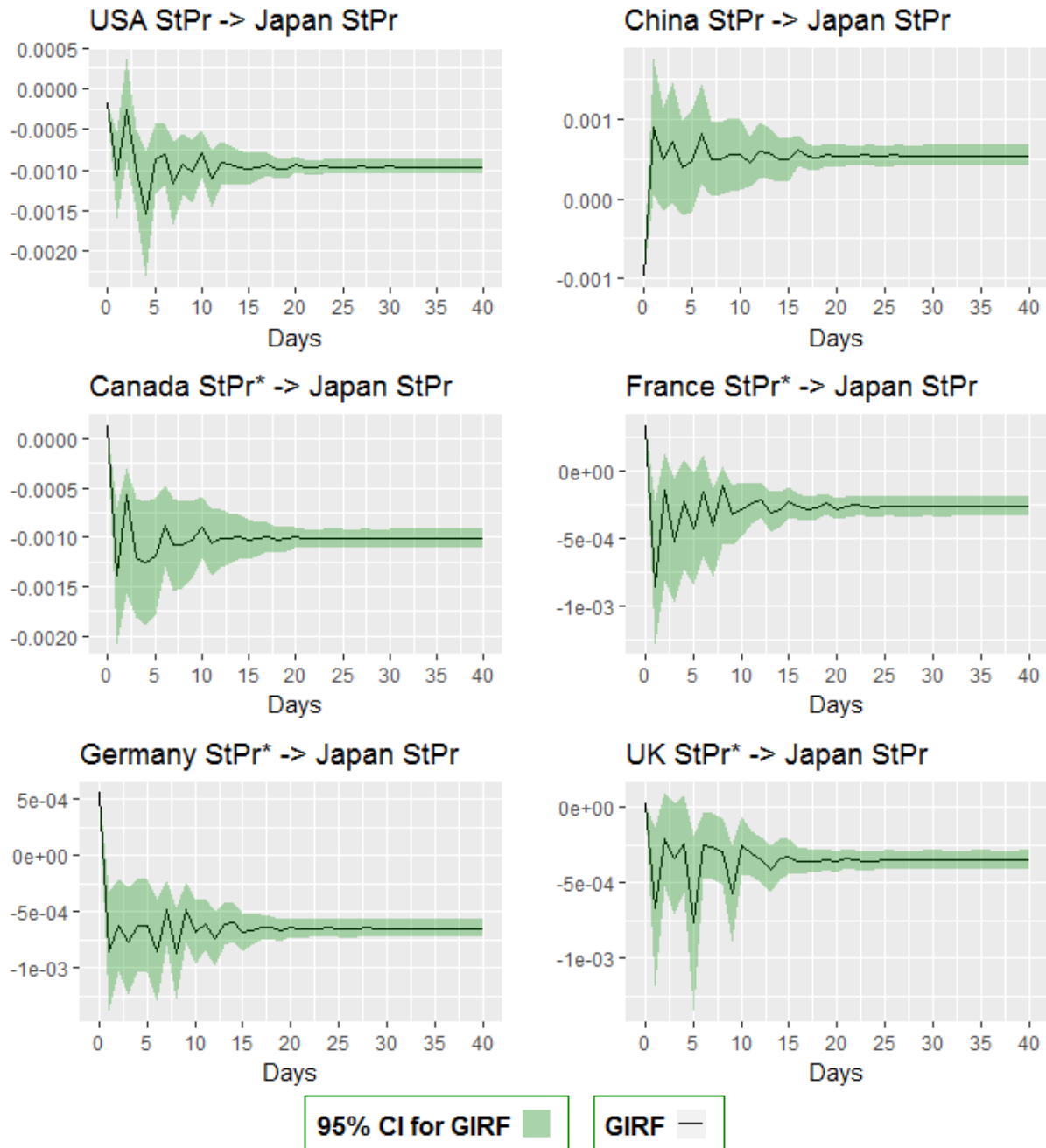
Γράφημα 4.11: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Γερμανίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



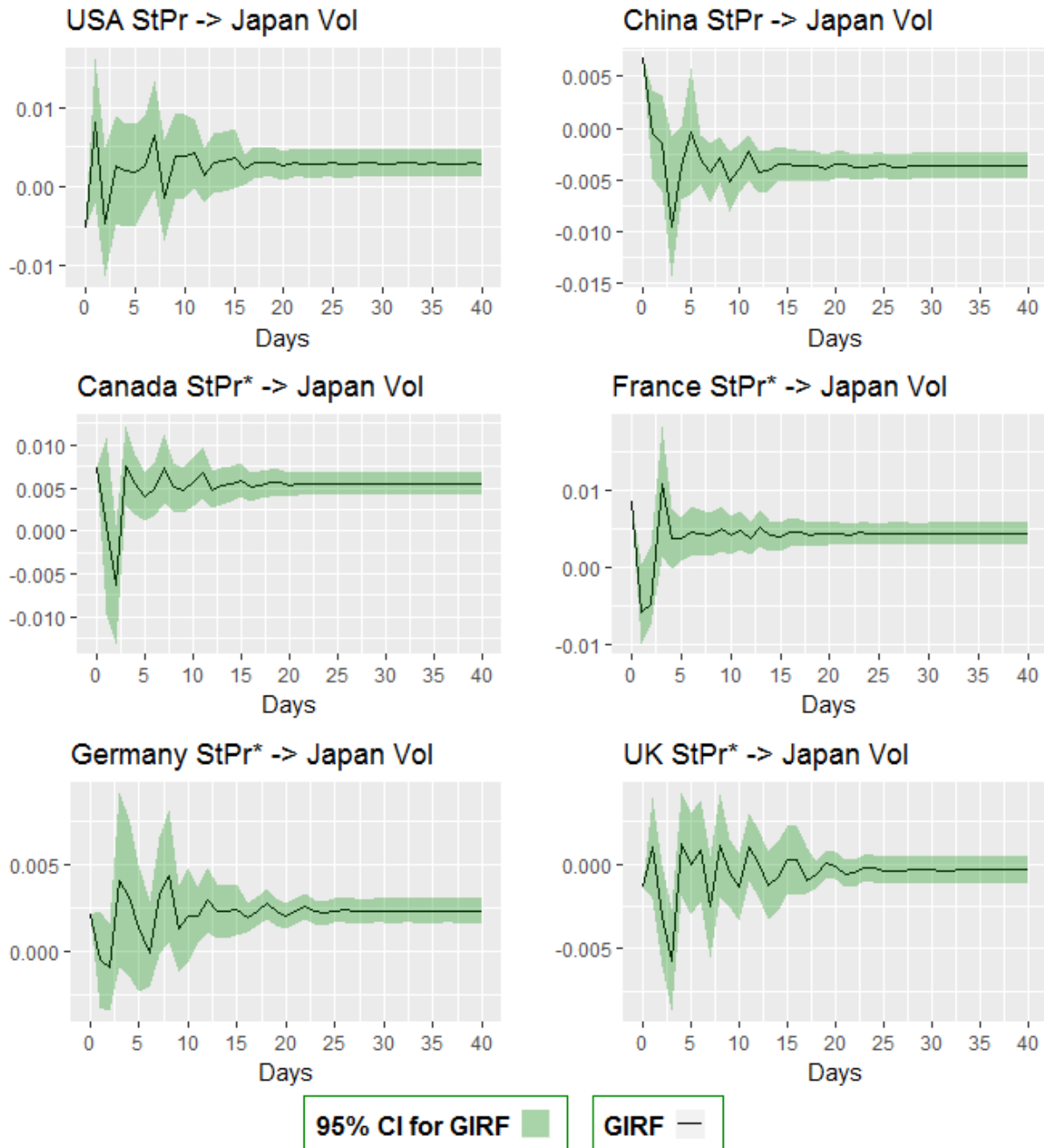
Γράφημα 4.12: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη της Γερμανίας (StPr), σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



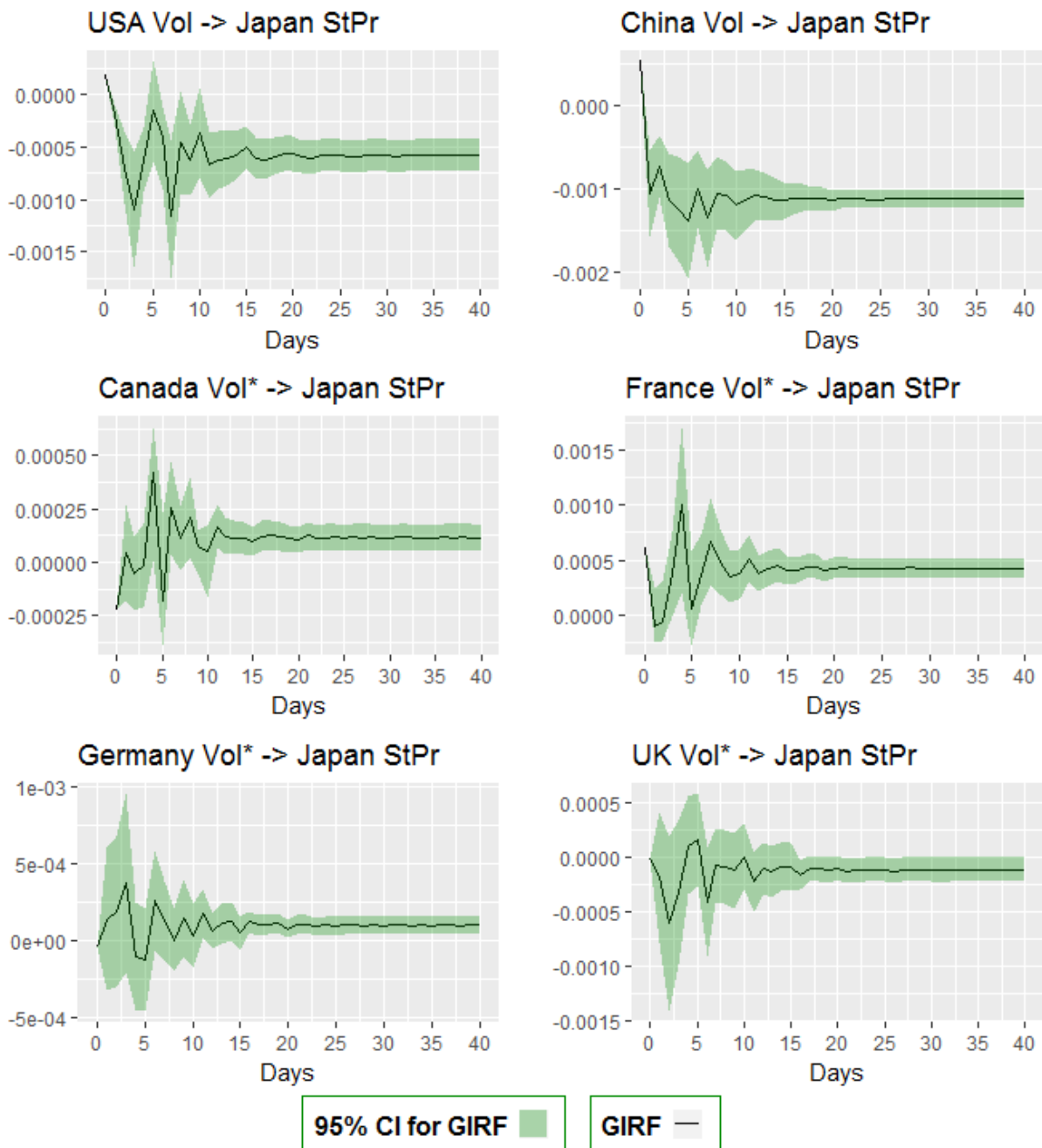
Γράφημα 4.13: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Γερμανίας, σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



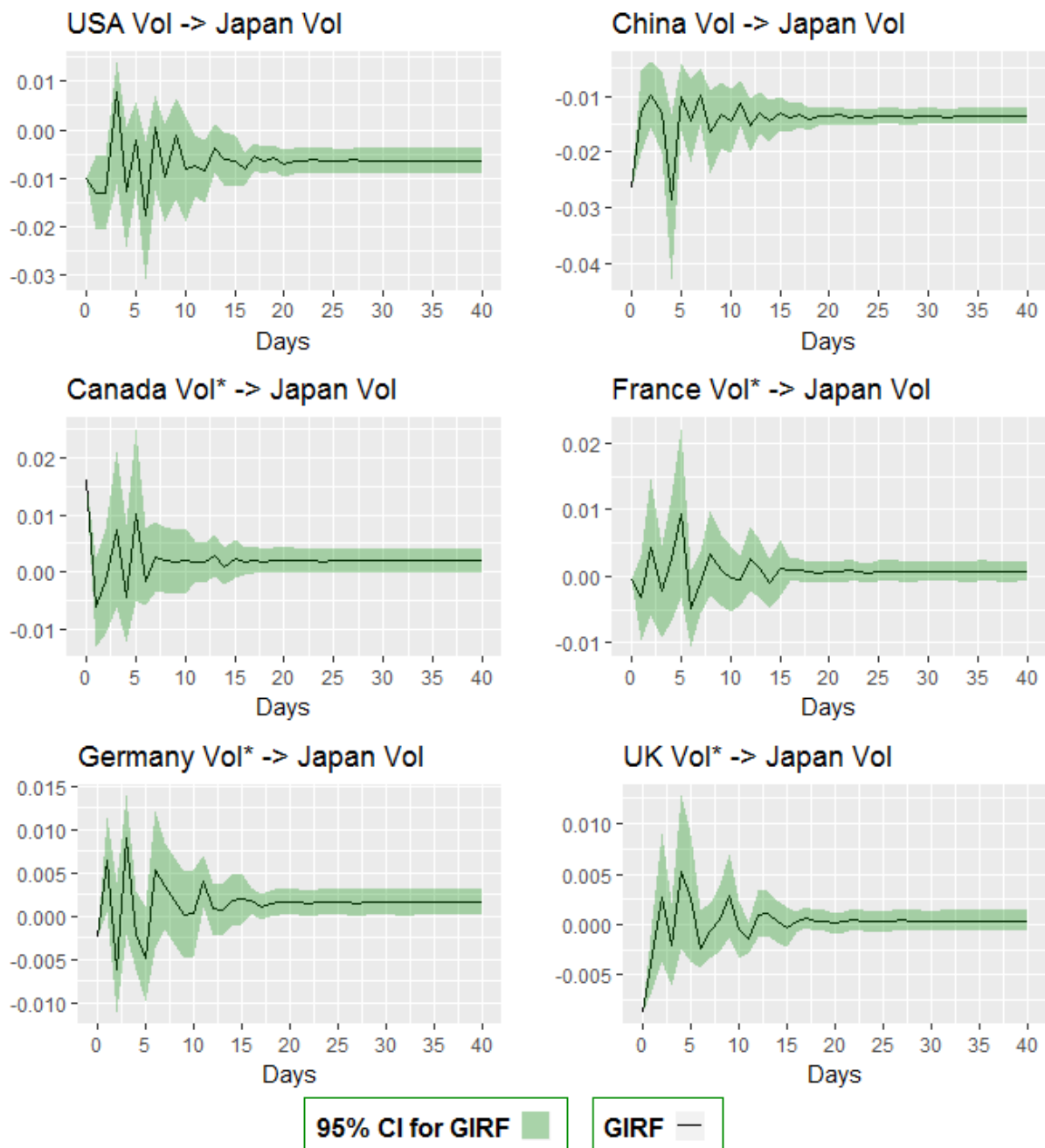
Γράφημα 4.14: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη (StPr) της Ιαπωνίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



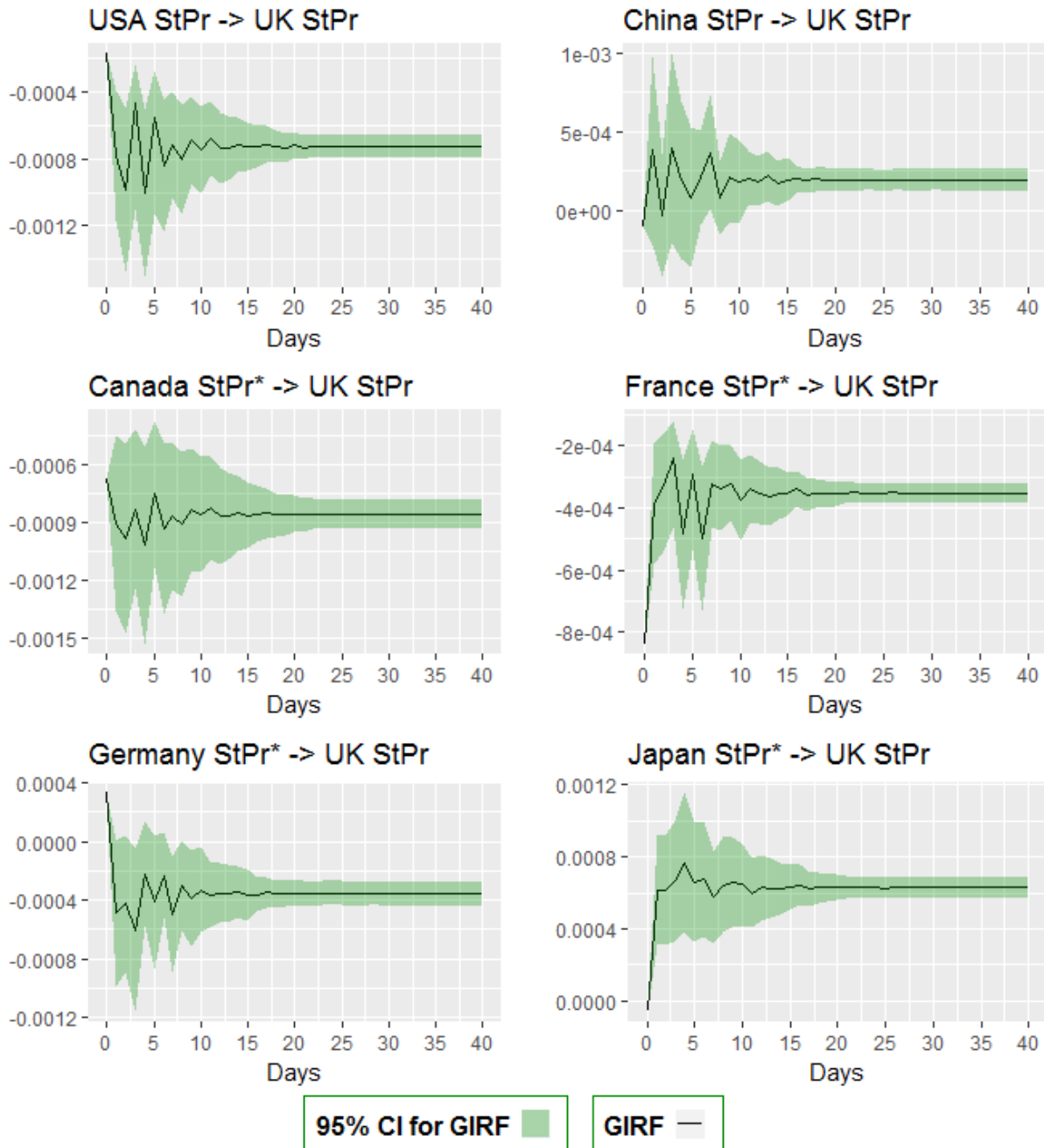
Γράφημα 4.15: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Ιαπωνίας, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



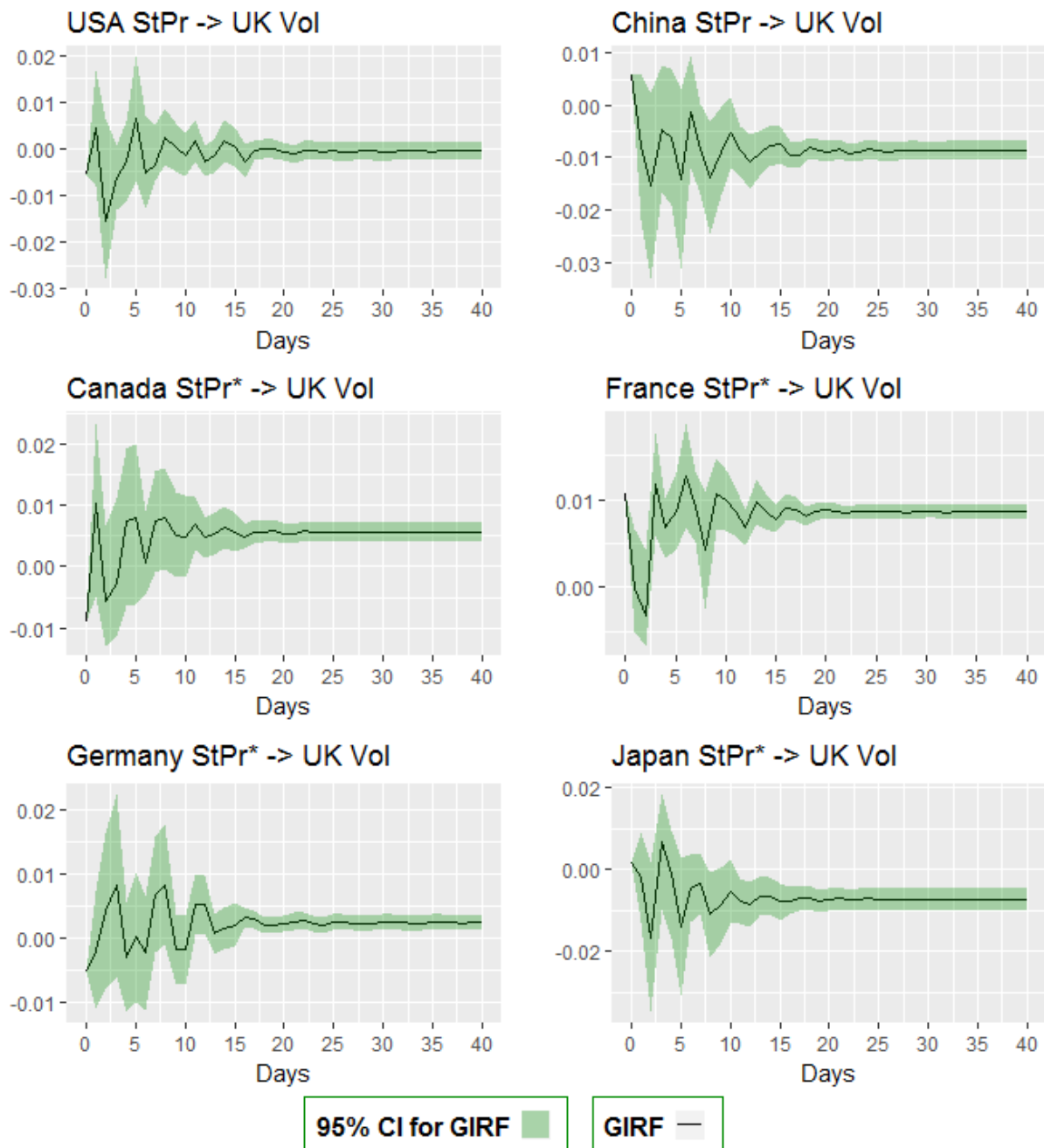
Γράφημα 4.16: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη της Ιαπωνίας (StPr), σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



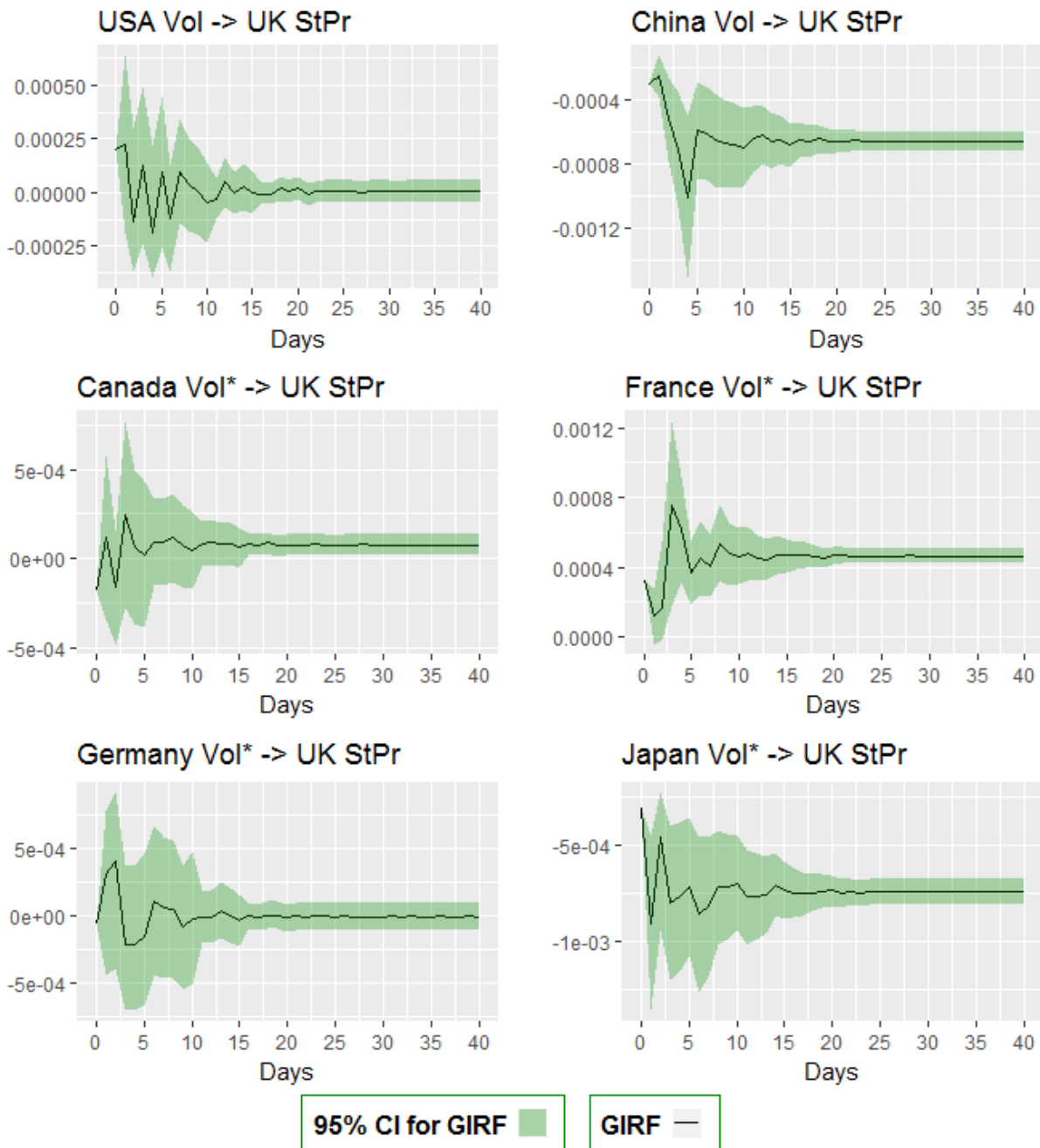
Γράφημα 4.17: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του του Όγκου Συναλλαγής (Vol) της Ιαπωνίας, σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



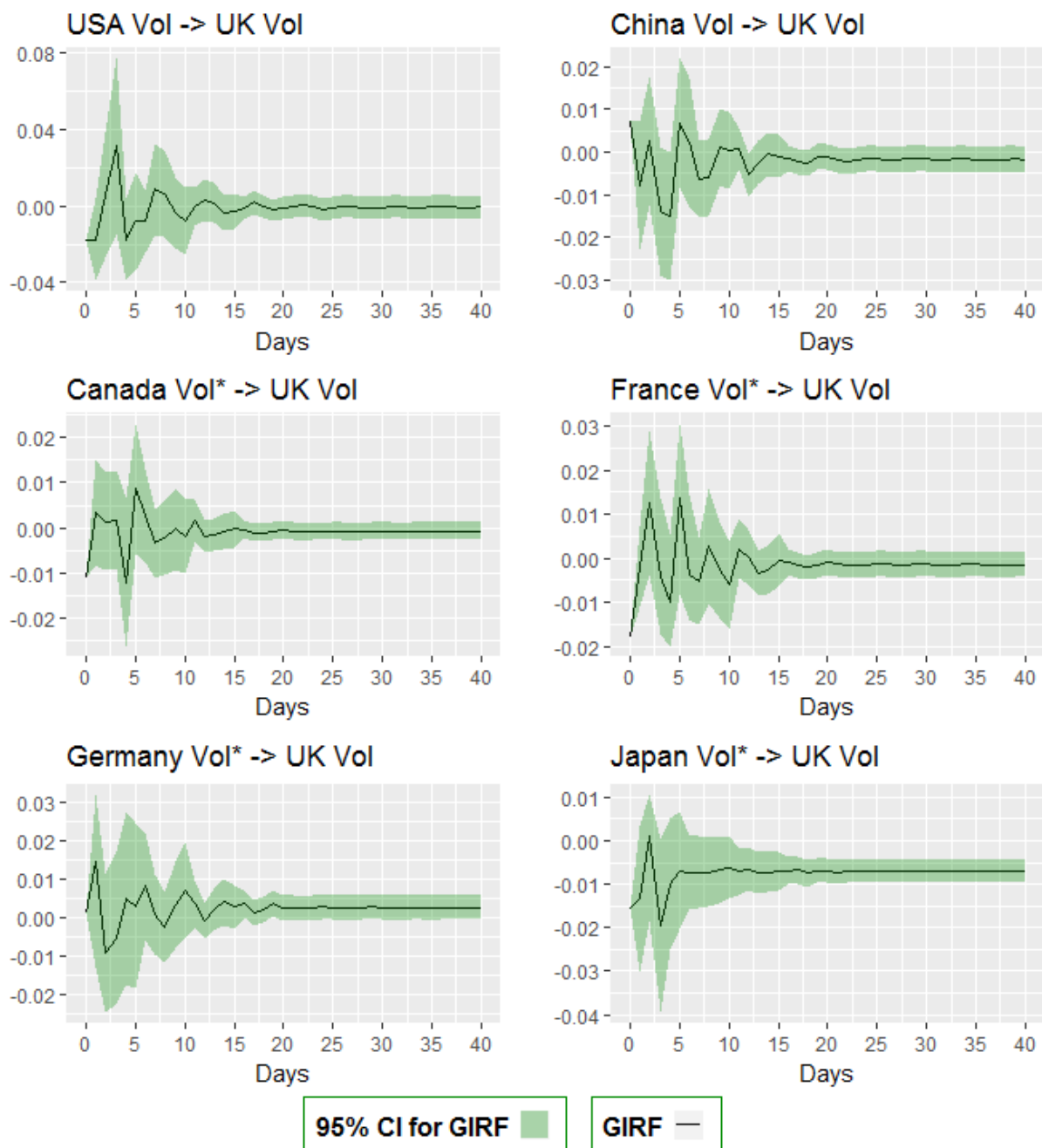
Γράφημα 4.18: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη (StPr) του Ηνωμένου Βασιλείου, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



Γράφημα 4.19: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Όγκου Συναλλαγής (Vol) του Ηνωμένου Βασιλείου, σε διαταραχές των Χρηματιστηριακών Δεικτών (StPr*) των υπόλοιπων χωρών



Γράφημα 4.20: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του Χρηματιστηριακού Δείκτη του Ηνωμένου Βασιλείου (StPr), σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών



Γράφημα 4.21: Γραφήματα των Αιφνίδιων Αντιδράσεων του του Όγκου Συναλλαγής (Vol) του Ηνωμένου Βασιλείου, σε διαταραχές των Όγκων Συναλλαγής (Vol*) των υπόλοιπων χωρών

4.8 Συζήτηση Αποτελεσμάτων

Κάθε γράφημα GIRF που προηγήθηκε μας δείχνει την αντίδραση μιας ενδογενούς μεταβλητής κάθε οικονομίας που μελετάμε για διάστημα 40 εργάσιμων ημερών (2 μηνών συνολικά), σε μια μοναδιαία διαταραχή στις υπόλοιπες οικονομίες, είτε στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη (StPr), είτε στον όγκο χρηματιστηριακών συναλλαγών τους (Vol). Επίσης όπως αναφέραμε, κάθε γράφημα μας ξεχωριστά συμπεριλαμβάνει διάστημα εμπιστοσύνης 95%, το οποίο κατασκευάστηκε από 1,000 επαναλήψεις bootstrap. Σε αυτό το πλαίσιο, στατιστικά σημαντικές αποκλίσεις θεωρούνται όταν η αντίδραση GIRF συνοδεύεται με διάστημα εμπιστοσύνης που δεν περιέχει το μηδέν.

Έτσι, παρατηρούμε πως μια μοναδιαία διαταραχή στην US Stock Price επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις όλων των χωρών, εκτός από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά, που τις επηρεάζει θετικά. Αυτή η επιρροή σε καμία χώρα δεν είναι μόνιμη, συγκεκριμένα οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και του Ηνωμένου Βασιλείου επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 10-12 μέρες, ενώ οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας, Γερμανίας και Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 20 μέρες. Αυτό το αποτέλεσμα συμφωνεί με μεγάλο εύρος στην βιβλιογραφία, όπως και με μελέτες που έχουμε αναφέρει εδώ. Οι Hamao, Masulis, Ng (1990) και Tanizaki, Hamori (2010) καταλήγουν πως υπάρχουν επιδράσεις από το χρηματιστήριο των ΗΠΑ προς του Ηνωμένου Βασιλείου και της Ιαπωνίας, όπου και οι Fang, Lim, Lin (2006) συμφωνούν ως προς τις επιδράσεις των ΗΠΑ στην Ιαπωνία. Οι Karolyi (1995) και Jeong (1999) επιβεβαιώνουν την αλληλεξάρτηση της χρηματιστηριακής αγοράς του Καναδά και αυτής των ΗΠΑ. Τέλος, όπως είδαμε, ο Savna (2008) επιβεβαιώνει πως η Αμερικάνικη χρηματοοικονομική αγορά επιδρά στην απόδοση των μετοχών των χωρών της Ευρώπης, κάτι που συμφωνούν και οι Amin και Dhaka (2008). Επίσης τα αποτελέσματα μας θα μπορούσαν να αποδοθούν και στις εμπορικές συναλλαγές των εκάστοτε χωρών. Πιο αναλυτικά, με βάση και τα αποτελέσματα του πίνακα βαρών που φτιάξαμε προηγουμένως, οι ΗΠΑ αποτελούν τον πιο στενό εμπορικό εταίρο του Καναδά, αντιπροσωπεύοντας το 64% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων για το 2016. Αντίστοιχα, οι ΗΠΑ συμβάλουν στο 16% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων της Ιαπωνίας

για το 2016, συμβάλουν στο 11% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων του Ηνωμένου Βασιλείου, 8% για την Γερμανία και 7% για την Γαλλία.

Συνεχίζοντας, μια διαταραχή στην China Stock Price επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και θετικά σε βραχυπρόθεσμο διάστημα τις χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας και της Ιαπωνίας, ενώ επηρεάζει αρνητικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γερμανίας. Αυτή η επιρροή σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι μόνιμη, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας και της Γερμανίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 15 μέρες, ενώ οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 20 μέρες. Αυτές οι διαπιστώσεις έρχονται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα του Hongbo He (2015), που φέρει την αλληλεξάρτηση της Κινέζικης χρηματαγοράς μεταξύ των υπόλοιπων μεγάλων χρηματαγορών να αυξάνεται κατακόρυφα μετά το 2001, όπου οφείλεται στην απελευθέρωση της Κινέζικης χρηματαγοράς και την εισαγωγή της Κίνας στον Παγκόσμιο Οργανισμό Εμπορίου (WTO). Επίσης, σημαντικό ρόλο παίζουν και οι εμπορικές συναλλαγές της Κίνας με όλες τις χώρες που μελετάμε. Πιο λεπτομερώς, με βάση και τα αποτελέσματα του πίνακα βαρών που φτιάξαμε προηγουμένως, η Κίνα αποτελεί τον πιο στενό εμπορικό εταίρο της Ιαπωνίας, αντιπροσωπεύοντας το 25% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων για το 2016. Επίσης, η Κίνα συμβάλει στο 8% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων της Γερμανίας για το 2016 και στο 7% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων της Γαλλίας.

Προχωρώντας, μια μοναδιαία διαταραχή στην Canada Stock Price* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Ιαπωνίας. Οι χρηματιστηριακές αποδόσεις των χωρών που αναφέραμε επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 15 μέρες και αυτή η επιρροή σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι μόνιμη. Αυτά τα συμπεράσματα έρχονται σε συμφωνία με την εργασία των Robbani, Bhyuan, Sbeiti (2013) όπου φέρουν την χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά να επηρεάζει την αντίστοιχη αγορά της Ιαπωνίας και με την εργασία των Amin και Dhaka (2008) οι οποίοι έχουν συμπεράνει ότι υπάρχει έντονη διάχυση του κύριου χρηματιστηριακού δείκτη του Καναδά προς των χρηματιστηριακών αποδόσεων της Γαλλίας και της Γερμανίας.

Επίσης, μια μοναδιαία διαταραχή στην Germany Stock Price* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά όλες τις χρηματιστηριακές αποδόσεις των χωρών που εξετάζονται. Αυτή η επιρροή σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι μόνιμη, αντιθέτως, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 15-17 μέρες, ενώ οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και της Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 20 μέρες. Τα αποτελέσματα αυτά ακολουθούν τους ισχυρισμούς του Kanas (1998) που φέρει να υπάρχουν διαχύσεις της μεταβλητότητας από το χρηματιστήριο της Γερμανίας προς τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου και επιβεβαιώνουν τα συμπεράσματα των Amin και Dhaka (2008) όπου ισχυρίζονται πως υπάρχουν διαχύσεις από την Γερμανική χρηματαγορά προς την χρηματαγορά του Καναδά. Επίσης για την Γαλλία και το Ηνωμένο Βασίλειο, η Γερμανία αποτελεί έναν από τους πιο σημαντικούς εμπορικούς εταίρους, αφού με βάση τον πίνακα βαρών μας, συμβάλει στο 17% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων της Γαλλίας για το 2016 και στο 13% της συνολικής ανταλλαγής εμπορευμάτων του Ηνωμένου Βασιλείου για το 2016.

Ενώ μια διαταραχή στην Japan Stock* Price επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και θετικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις των υπόλοιπων χωρών. Όπως και πριν, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γερμανίας, της Γαλλίας και του Καναδά επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 15, 18, 18 και 20 μέρες αντίστοιχα και αυτή η επιρροή σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι παραμένει μόνιμη. Οι παραπάνω παρατηρήσεις επιβεβαιώνουν την διαπίστωση των Masih R. και Masih A. (2001) που βρίσκουν ένδειξη για την ισχυροποίηση της Ιαπωνικής αγοράς ως ένας επιπρόσθετος παράγοντας που οδηγεί τις διεθνείς αγορές και επίσης την εύρεση ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων της Ιαπωνίας αλληλεπιδρά με την μεταβλητότητα των αποδόσεων της Αγγλίας των Tanizaki και Hamori (2010).

Παρόμοια, μια μοναδιαία διαταραχή στην UK Stock Price*, επηρεάζει θετικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά, της Γαλλίας και της Γερμανίας, ενώ επηρεάζει αρνητικά της χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας. Αυτή η επιρροή σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι μόνιμη, αντιθέτως, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μέσα σε 15-17 μέρες, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γερμανίας μέσα σε 18 μέρες και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και της Γαλλίας

επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μέσα σε 20 μέρες. Αυτά τα ευρήματα τα βρίσκουμε σε συμφωνία με τον Kanas (1998) που καταλήγει ότι υπάρχουν διαχύσεις μεταβλητότητας από το χρηματιστήριο του Ηνωμένου Βασιλείου προς τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και της Γερμανίας, και επίσης με τον Jeong (1999) που βρίσκει αλληλεξάρτηση ανάμεσα στην χρηματαγορά του Ηνωμένου Βασιλείου και του Καναδά.

Τέλος, μια μοναδιαία διαταραχή στην France Stock Price* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και θετικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και του Ηνωμένου Βασιλείου, ενώ επηρεάζει αρνητικά σε βραχυπρόθεσμο διάστημα τις χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας. Οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και του Ηνωμένου Βασιλείου επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 18 μέρες και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 20 μέρες, άρα αυτές οι επιρροές σε καμία από αυτές τις χώρες δεν είναι μόνιμη. Αυτά τα συμπεράσματα συμπίπτουν με τον Kanas (1998) όπως αναφέραμε και προηγουμένως και με τους Amin και Dhaka (2008) όπου βρίσκουν διαχύσεις από τις Γαλλικές χρηματιστηριακές αποδόσεις προς τις αντίστοιχες του Καναδά.

Από την άλλη όμως, οι μοναδιαίες διαταραχές στις χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν μη στατιστικά σημαντικά τους όγκους συναλλαγών των υπόλοιπων χωρών. Στην συνέχεια, θα σχολιάσουμε τις μοναδιαίες διαταραχές των όγκων συναλλαγών των αντίστοιχων χρηματιστηριακών δεικτών κάθε χώρας.

Βλέπουμε ότι μια μοναδιαία διαταραχή στην US Volume επηρεάζει μη στατιστικά σημαντικά τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών των υπόλοιπων χωρών. Ενώ μια μοναδιαία διαταραχή στην China Volume επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά σε βραχυπρόθεσμο διάστημα τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά, της Γαλλίας, της Ιαπωνίας και του Ηνωμένου βασιλείου. Αυτή η επιρροή σε καμία περίπτωση δεν είναι μόνιμη, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά και της Ιαπωνίας επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μέσα σε 15 μέρες και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μέσα σε 17 και 20 μέρες αντίστοιχα.

Επίσης, παρατηρούμε πως μια διαταραχή στην CAN Volume* και στην GER Volume*, όπως και στην US Volume, επηρεάζει μη στατιστικά σημαντικά τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών των υπόλοιπων χωρών. Στην συνέχεια, μια μοναδιαία διαταραχή στην Japan Volume* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις όλων των χωρών που εξετάζονται. Για τον Καναδά, η διαταραχή αυτή είναι στατιστική σημαντική μόνο την πρώτη μέρα. Γενικώς, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις του Καναδά, της Γαλλίας, της Γερμανίας και του Ηνωμένου Βασιλείου επιστρέφουν στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μέσα σε 15 μέρες, άρα σε καμία περίπτωση δεν είναι μόνιμη η συγκεκριμένη επιρροή. Ενώ μια διαταραχή στην UK Volume* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις της Ιαπωνίας, όπου αυτό το αποτέλεσμα είναι στατιστικά σημαντικό μονάχα τις πρώτες δύο μέρες της διαταραχής.

Από την άλλη, μια μοναδιαία διαταραχή στην US Volume, επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά βραχυπρόθεσμα μονάχα τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας. Η συγκεκριμένη διαταραχή είναι στατιστικά σημαντική τις πρώτες μέρες και εξασθενεί πλήρως μετά από 20 μέρες. Παρόμοια, μια μοναδιαία διαταραχή στην China Volume, επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και θετικά βραχυπρόθεσμα μονάχα τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας. Ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας επιστρέφει στην αρχική κατάσταση ισορροπίας μετά από 20 μέρες και σε καμία περίπτωση η συγκεκριμένη επιρροή δεν επιφέρει μόνιμες αλλαγές.

Στη συνέχεια, μια μοναδιαία διαταραχή στην Japan Volume*, επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά βραχυπρόθεσμα τους όγκους συναλλαγών του Καναδά, της Γαλλίας και της Γερμανίας. Και οι τρεις αυτές επιρροές είναι στατιστικά σημαντικές την πρώτη μέρα και εξασθενούν πλήρως μετά από 20 μέρες. Επίσης, βλέπουμε πως μια διαταραχή στην UK Volume* επηρεάζει στατιστικά σημαντικά και αρνητικά βραχυπρόθεσμα τον όγκο χρηματιστηριακών συναλλαγών της Γερμανίας. Και αυτή η επιρροή εξασθενεί πλήρως σε 20 μέρες και δεν μπορεί να θεωρηθεί μόνιμη.

Τελειώνοντας με την ανάλυση των αιφνίδιων διαταραχών, μια διαταραχή στις μεταβλητές CAN Volume*, France Volume* και Germany Volume* επιφέρουν μη στατιστικά σημαντικά επιρροές

στους όγκους χρηματιστηριακών συναλλαγών των υπόλοιπων χωρών, γι' αυτό και δεν θα μούμε σε περαιτέρω λεπτομέρειες.

Σε γενικές γραμμές, δεν υπάρχει κάποια διαταραχή που να επηρεάζει μια μεταβλητή μακροχρόνια και να επιφέρει μόνιμες αλλαγές. Επιπλέον, οι επιρροές που συναντήσαμε εξασθενούν πλήρως μέχρι την 20^η μέρα.

Επίλογος

Σε αυτή την εργασία ελέγξαμε τη μετάδοση της μεταβλητότητας ανάμεσα στις κύριες χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ, του Καναδά, της Κίνας, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και του Ηνωμένου Βασιλείου. Για κάθε χώρα χρησιμοποιήσαμε τις καθημερινές αποδόσεις των κύριων χρηματιστηριακών δεικτών κάθε αγοράς, τον όγκο χρηματιστηριακών συναλλαγών του εκάστοτε δείκτη και τις καθημερινές αποδόσεις κρατικών ομολόγων ως κανάλι μετάδοσης της μεταβλητότητας. Η οικονομετρική ανάλυση έγινε μέσω της εκτίμησης ενός GVAR μοντέλου, κατάλληλο για παγκόσμια ανάλυση και εντοπισμό της μετάδοσης της μεταβλητότητας.

Μέσω του θεωρήματος της κεντρικότητας που εφαρμόσαμε στον πίνακα βαρών, ο οποίος είναι απαραίτητος για την GVAR προσομοίωση και κατασκευάσαμε με βάση τις εμπορικές συναλλαγές μεταξύ των χωρών που εξετάσαμε, εντοπίσαμε πως υπάρχουν δύο κυρίαρχες αγορές. Αυτές είναι οι οικονομίες των ΗΠΑ και της Κίνας, και με βάση αυτό το στοιχείο προσαρμόσαμε το μοντέλο μας κατάλληλα.

Μετά την εκτίμηση του GVAR μοντέλου μας, μέσω της γενικής συνάρτησης αιφνίδιων αντιδράσεων (GIRF) που σχηματίζουμε, ελέγξαμε πως αντιδρά κάθε μεταβλητή μας σε μια μοναδιαία διαταραχή μιας μεταβλητής άλλης χώρας και παραθέσαμε σχετικά γραφήματα. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν πως μια διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας, της Γερμανίας και του Ηνωμένου Βασιλείου επηρεάζουν όλες τις χρηματιστηριακές αποδόσεις των υπόλοιπων χωρών που εξετάζονται, όχι όμως και τον αντίστοιχο όγκο χρηματιστηριακής συναλλαγής. Τέλος, μια μοναδιαία διαταραχή στον όγκο χρηματιστηριακών συναλλαγών της Κίνας και της Ιαπωνίας επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις όλων των υπόλοιπων χωρών και επίσης η συγκεκριμένη διαταραχή στην Ιαπωνία επηρεάζει και τον όγκο συναλλαγών των υπόλοιπων χωρών.

Βιβλιογραφία

- Amin A.S., Imam M.O (2007). Transmission of stock return and volatility across G-7 countries, *Journal of Business and Policy Research*, 3(2)
- Baele L. (2005). Volatility spillover effects in European equity market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 373-401
- Baillie R. T., & DeGennaro R. P. (1990). Stock returns and volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 5(2), 203-214
- Bekaert, G., & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *Review of Financial Studies*, 13, 1-42
- Campbell J., & Ammer J. (1993). What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns, *Journal of Finance*, 48(1), 3-37
- Chinazara Z. & Aziakpono M. J. (2009). Dynamic returns linkages and volatility transmission between South African and Major Stock Markets, *Economic Research Southern Africa*
- Choudhry, T. (1996). Stock market volatility and the crash of 1987: Evidence from six emerging markets, *Journal of International Money and Finance*, 15, 969-981
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the global transmission of the 2007-2009 financial crisis in a GVAR model. *European Economic Review*, 55, 325-339
- Chudik, A., & Pesaran M. H., (2014). Theory and Practice of GVAR Modeling. *Federal Reserve Bank of Dallas*
- Clare A., & Lekkos I. (2000). An analysis of the relationship between international bond markets, *Bank of England*
- Clements A. E., Hurn A. S., & Volkov V. V. (2015). Volatility transmission in global financial markets, *Journal of International Money and Finance*, 67, 194-214
- Corradi V., Distaso W., & Fernandes M. (2009). International market links and volatility transmission, *Journal of Econometrics*, 163, 186-199
- Dées, S., di Mauro, Pesaran M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1-38
- Dées, S., Holly, S., Pesaran M. H., & Smith, L. V. (2007). Long-run macroeconomic relations in the global

- economy. *Economics, the Open Access, Open Assessment E-Journal*, 262
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431
- Diebold F. X. & Yilmaz K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets, *Economic Journal*, 119(534), 158-171
- Ehrmann M., Fratzscher M. & Rigobon R. (2005). Stocks, bonds, money markets, exchange rates: Measuring international Financial Transmission, *NBER*
- Eickmeier S. & Ng, T. (2011). How do credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach, *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*
- Fang V., Lim Y., & Lin C. (2006). Volatility transmissions between stock and bond markets: Evidence from Japan and the US, *International Journal of Information Technology*, 12(6)
- Dimitriou D., & Simos T. (2011). The relationship between stock returns and volatility in the seventeen largest international stock markets: A semi-parametric approach, *Journal of Modern Economy*
- Gagnon L., & Karolyi G. A. (2007). Information, trading volume, and international stock return comovements: Evidence from cross-listed stocks, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 953-986
- Giannellis, N., Kanas, A., & Papadopoulos A. P. (2008). Asymmetric volatility spillovers between stock market and real activity: Evidence from the UK and the US, *University of Crete*
- Gross, M. (2013). Estimating GVAR weight matrices, *European Central Bank*
- Haas R. & Horen N., (2012). International shock transmission after the Lehman Brothers collapse: Evidence from Syndicated Lending, *American Economic Association*, 102(3), 231-237
- Hakim A., McAleer M. (2010). Modelling the interactions across international stock, bond and foreign exchange markets, *Applied Economics*, 42(7), 825-850
- Hamao, Y., Masulis, R. & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307
- He H., Chen S., Yao S. & Ou J. (2015). Stock market interdependence between China and the world: A multi-factor R-squared approach, *Finance Research Letters*, 13, 125-129
- Jeong, G.J., (1999). Cross-border transmission of stock price volatility: Evidence from the overlapping trading hours, *Global Finance Journal*, 10, 54-70

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2-3, 231-254
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. New York: Oxford University Press
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210
- Kanas, A. (1998). Volatility spillovers across equity markets: European evidence, *Applied Financial Economics*, 8(3), 245-256
- Karolyi, G.A. (1995). A multivariate GARCH model of international transmission of stock returns and volatility: the case of the United States and Canada, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 11-25
- King, M.A., & Wadhvani S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3, 5-33
- Kiyota, K., & Urata S. (2004). Exchange rate, exchange rate volatility and foreign direct investment. *The World Economy*, 27, 1501-1536
- Knif J., Kolari J., & Pynnönen S. (2005). What drives correlation between stock market returns? International Evidence, *University of Vaasa*
- Konstantakis K.N., & Michaelides P.G., Tsionas E.G., Minou C. (2015). System estimation of GVAR with two dominant and network theory: Evidence for BRICs, *Economic Modeling*, 51, 604-616
- Konstantakis K.N., & Michaelides P.G. (2014). Transmission of the debt crisis: From EU15 to USA or vice versa? A GVAR approach, *Journal of Economics and Business*, 76(C), 115-132
- Koop, G., Pesaran M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74, 119-147
- Li, Q., Yang, J., & Hsiao, C. (2005). The relationship between stock returns and volatility in international stock markets, *Journal of Empirical Finance*, 12(5), 650-665
- Lombardi, M.J. & Galesi, A., (2009). External shocks and international inflation linkages: a global VAR analysis, *European Central Bank*
- Malliaris A. G., & Urrutia J. L. (1992). The International Crash of October 1987: Causality Tests, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 353-364

- Masih R., & Masih A. (2001). Long and short term dynamic causal transmission amongst international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, 20(4), 563-587
- Mishra B., & Rahman M. (2010). Dynamics of stock market return volatility: Evidence from the daily data of India and Japan, *International Business & Economics Research Journal*, 9(5)
- Pesaran M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58, 17
- Pesaran M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modelling regional interdependencies using a global a global error-correcting macro-econometric model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Pesaran M. H., Scuermann, T., Treutler, B. J., & Weiner, S. M. (2006). Macroeconomic dynamics and credit risk: A global perspective. *Journal of Money Credit and Banking*, 38(5)
- Robbani M. G., Bhuyan R., & Sbeiti W. (2013). On the dynamics of volatility transmission: an empirical investigation on G-8 countries, *Investment Management and Financial Innovations*
- Theodossiou P., & Lee D. (1995). Relationship between volatility and expected returns across international stock markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 22(2), 289-300
- Sakthivel P., Bodkhe N., & Kamaiah B. (2012). Correlation and volatility transmission across international stock markets: A Bivariate GARCH Analysis, *International Journal of Economics and Finance* 4(3)
- Savva, C. S., (2009). International stock markets interactions and conditional correlations, *Journal of International Financial Markets*, 19(4), 645-661
- Skintzi V., & Refenes A. (2006). Volatility spillovers and dynamic correlation in European bond markets, *Journal of International Financial Markets*, 16(1), 23-40
- Strohsal T., & Weber E. (2015). Time-varying international stock market interaction and the identification of volatility signals, *Journal of Banking and Finance*, 56, 28-36
- Tanizaki H. & Hamori S. (2010). Volatility transmission between Japan, U.K. and U.S. in daily stock returns, *Empirical Economics*, 36(1), 27-54
- Whitelaw R. F. (2015), Stock market risk and return: An equilibrium approach, *Oxford University Press*

Παράρτημα

Έλεγχος ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας και Στασιμότητας στην R

Παραθέτουμε ένα παράδειγμα μέσω κώδικα¹ και αποτελεσμάτων:

```
#JAPAN - Unit Root Test & Stationarity T Test

###N225 Close -> I(1), a=5%

summary(ur.pp(N225_Close, type="Z-tau", model="trend", lags="long"))
#|t_test| = |-2.5| < |t_criticalvalue| = |-4.02| => Ho δεν απορρίπτεται
summary(ur.kpss(N225_Close, type = "tau", lags = "long"))
# t_test = 0.139 < t_criticalvalue = 0.146 => Ho δεν απορρίπτεται

###diff(N225 Close) -> stationary, a=5%

summary(ur.pp(diff(N225_Close), type="Z-tau", model="trend", lags="long"))
#|t_test| = |-15.2| > |t_criticalvalue| = |-4.02| => Ho απορρίπτεται
summary(ur.kpss(diff(N225_Close), type = "tau", lags = "long"))
# t_test = 0.099 < t_criticalvalue = 0.146 => Ho δεν απορρίπτεται
```

¹ Το πακέτο που χρησιμοποιήθηκε για τους παρακάτω ελέγχους είναι το `urca` και οι συναρτήσεις για τους ελέγχους των Phillip-Perron και KPSS είναι οι `ur.pp()` και `ur.kpss()`, αντίστοιχα. Στην συνάρτηση `ur.pp()` έχουμε επιλέξει επίσης να ελεγχθεί και να κάνει `detrend` όπου χρειάζεται.

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης στην R

Παραθέτουμε ένα παράδειγμα μέσω κώδικα² και αποτελεσμάτων:

```
#USA - Johansen test for Co-integration
#r=1, Co-integration: YES
summary(ca.jo(cbind(SP_500 Close, SP_500 Volume), type = "trace",
ecdet = "trend", K = 2, spec="longrun", season = NULL, dumvar = NULL))
#results
Values of test statistic and critical values of test:

      test 10pct  5pct  1pct
r = 0 | 32.12 22.76 25.32 30.45
r <= 1 |  5.44 10.49 12.25 16.26
```

Τάξη των Υποδειγμάτων VARX(p_i, q_i) στην R

Παραθέτουμε ένα παράδειγμα μέσω κώδικα³ και αποτελεσμάτων:

```
#Germany - Lag Length selection, p=2
GER_p <- VARselect(GER_endogenous, lag.max = 5, type = "both")
GER_p$criteria[3,]

#result
SIC(n) -49.55999 1 -50.27997 2 -48.80142 3 -47.90687 4 -46.93421 5
```

² Το πακέτο που χρησιμοποιήθηκε για τον παρακάτω έλεγχο είναι το `urca` και συγκεκριμένα την συνάρτηση `ca.jo()`.

³ Το πακέτο που χρησιμοποιήθηκε για τον παρακάτω έλεγχο είναι το `vars` και συγκεκριμένα η συνάρτηση `VARselect`.