

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΤΟ ΜΕΣΟ ΚΑΙ ΤΗ

ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΤΩΝ ΑΓΟΡΩΝ ΤΗΣ

ΝΟΤΙΑΝΑΤΟΛΙΚΗΣ ΑΣΙΑΣ

ΚΟΚΚΙΝΗ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΑ

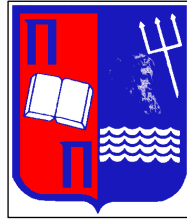
Διπλωματική Εργασία

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

Πειραιάς,

Ιούλιος 2009

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΣΤΟ ΜΕΣΟ ΚΑΙ ΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΤΩΝ ΑΓΟΡΩΝ ΤΗΣ ΝΟΤΙΑΝΑΤΟΛΙΚΗΣ ΑΣΙΑΣ

ΚΟΚΚΙΝΗ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΑ

Διπλωματική Εργασία

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

Πειραιάς
Ιούλιος 2009

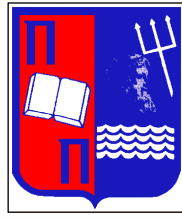
Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών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

Τα μέλη της τριμελούς επιτροπής ήταν :

- Στέγγος Δημήτριος, (Επιβλέπων Καθηγητής)
- Πανοπούλου Αικατερίνη
- Βρόντος Σπυρίδων

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

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**Mean and Volatility Spillovers in South East Asian
Equity Markets**

By

Konstantina Kokkini

MSc Dissertation

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

Piraeus, Greece

July 2009

РАСЧЕТНО ТЕРА

Περίληψη

Σε αυτή την εργασία εξετάζουμε την υπόθεση της αλληλεπίδρασης των χρηματιστηριακών αγορών ιδιαίτερα όταν αυτές βρίσκονται στην ίδια γεωγραφική περιοχή. Πιο συγκεκριμένα, αναλύουμε την περίπτωση των χωρών της Νοτιοανατολικής Ασίας και επικεντρωνόμαστε περισσότερο στο κατά πόσο η Ιαπωνία, ως η πιο ανεπτυγμένη χώρα εκ των επτά (Ιαπωνία, Ινδονησία, Κορέα, Φιλιππίνες, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Σιγκαπούρη) επηρεάζει και καθοδηγεί τόσο τις αποδόσεις όσο και τη μεταβλητότητα των υπόλοιπων αγορών. Η εμπειρική μας ανάλυση διεξάγεται με χρήση ημερήσιων αποδόσεων για το διάστημα Απρίλιος 1990 – Ιούνιος 2008 υιοθετώντας ένα διμεταβλητό VAR-GARCH (1,1) μοντέλο. Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι διαχύσεις μεταβλητότητας και μέσου συμβαίνουν αποκλειστικά από τα ισχυρά χρηματιστήρια στα πιο αδύναμα, δηλαδή από τις αναπτυγμένες αγορές προς στις αναπτυσσόμενες. Στη συγκεκριμένη περίπτωση, ισχυρές πηγές διάχυσης των αποδόσεων και της μεταβλητότητας τους αποτελούν η Ιαπωνία, η Σιγκαπούρη και η Κορέα.

РАНЕЕЗНАМО ТЕРРА

Abstract

This study examines the interactions between stock markets that belong to the same region. Specifically, we focus on the East Asian Countries and test whether Japan, which is the most developed country in the region among the seven countries considered (Japan, Indonesia, Korea, Singapore, Philippines, Taiwan and Thailand), affects both the mean and the volatility of the remaining countries. Our empirical results are conducted with daily data covering the period April 1990 to June 2008. The employment of a bivariate VAR-GARCH (1,1) model points to increased mean and volatility spillovers from the developed to the emerging stock markets. More in detail, Japan, Singapore and Korea transmit mean and volatility shocks to the rest of the countries under scrutiny.

Περιεχόμενα

Κατάλογος Πινάκων	xvii
Κατάλογος Σχημάτων	xviii
Κατάλογος Συντομογραφιών	xix
1. Εισαγωγή	1
2. Επισκόπηση Βιβλιογραφίας	3
3. Οικονομική Θεωρία	7
4. Εμπειρικά Αποτελέσματα	11
4.1. Περιγραφικά Στατιστικά	11
4.2. Αλληλεπιδράσεις στο μέσο	13
4.2. Αλληλεπιδράσεις στη διακύμανση	15
5. Συμπεράσματα	19
6. Παράρτημα	21
6.1. Παράρτημα Α: Γραφήματα	21
6.2. Παράρτημα Β: Πίνακες	25
6.3. Πρόγραμμα Γ : Πρόγραμμα E-Views	29
Περίληψη	xi
Abstract	xiii
Βιβλιογραφία	32

РАНЕЕЗНАМО ТЕРРА

Κατάλογος Πινάκων

Παράρτημα Β : Β.1 Συντελεστές Εξισώσεων Μέσου	25
Παράρτημα Β : Β.2 Συντελεστές Εξισώσεων Διακυμανσης	27

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

РАНЕЕЗНАМО ПЕРПАА

Κατάλογος Σχημάτων

Παράρτημα Α : Α.1 Γραφικές Παραστάσεις Δεικτών	21
Παράρτημα Α : Α.2 Γραφικές Παραστάσεις Αποδόσεων	23

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

РАНЕЕЗНАМО ТЕРРА

Κατάλογος Συντομογραφιών

VAR	:	Vector Autoregression
GARCH	:	General Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
ARCH	:	Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
EGARCH	:	General Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
BEKK	:	Bada, Engle, Kroner, Kraft

РАНЕЕЗНАМО ТЕРПАА

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Εισαγωγή

Τα τελευταία χρόνια παρατηρείται έντονα μια τάση για ενοποίηση των χρηματιστηριακών αγορών. Η υλοποίηση ή όχι μια επένδυσης δεν εξαρτάται πλέον μόνο από τις χρηματιστηριακές συνθήκες της εγχώριας αγοράς αλλά συνδέεται άμεσα και με την πληροφόρηση που υπάρχει για τις αγορές του εξωτερικού. Η αγορά της κάθε χώρας δέχεται και εσωτερικά αλλά και εξωτερικά ερεθίσματα. Λογικό είναι λοιπόν, η αυξανόμενη αυτή ευαισθησία να οδηγεί σε μεταβολές μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, ένα φαινόμενο που απασχολεί εδώ και χρόνια την ακαδημαϊκή κοινότητα. Ένα σημαντικό τμήμα των ερευνών που έχουν γίνει, αποδίδει το φαινόμενο αυτό στους δεσμούς μεταβλητότητας που έχουν αναπτυχθεί μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, γνωστοί και ως διαχύσεις μεταβλητότητας (*volatility spillovers*).

Μακροχρόνιες έρευνες έχουν αποδείξει ότι πληροφόρηση για απόδοση μιας μετοχής στη εγχώρια χρηματιστηριακή αγορά, μπορεί να ενσωματώνεται και στις αντίστοιχες αποδόσεις άλλων χρηματιστηριακών αγορών και συγκεκριμένα στην μεταβλητότητα των αποδόσεων τους. Παράλληλα, τα τελευταία χρόνια μελέτες θεωρούν ότι κατά την αποτίμηση των μετοχών, χρηματιστές και επενδυτές επηρεάζονται κυρίως από την πληροφόρηση που περιέχεται στις κινήσεις των τιμών των μετοχών των ξένων αγορών. Η πληροφόρηση δηλαδή αποκαλύπτεται μέσα από τη μεταβλητότητα των αποδόσεων και όχι από την ίδια την απόδοσή τους.

Σκοπός της εργασίας είναι ο εντοπισμός των δεσμών μεταβλητότητας και μέσου που μπορεί να ισχύουν μεταξύ των εθνικών χρηματιστηριακών αγορών της Ανατολικής Ασίας. Η διερεύνηση της διάχυσης μεταβλητότητας μεταξύ των χωρών, ως προσδιοριστικός παράγοντας της συνολικής μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, κρίνεται απαραίτητη τόσο για τους ίδιους τους επενδυτές-επαγγελματίες, όσο και για τους ακαδημαϊκούς. Από την πλευρά των επαγγελματιών, η ανάλυση της μεταβλητότητας συντελεί στο καθορισμό του κίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και διευκολύνει την αποτίμηση των χρηματιστηριακών προϊόντων καθώς και την ανάπτυξη των τεχνικών αντιστάθμισης κινδύνου. Ο βαθμός με τον οποίο η μεταβλητότητα και ο μέσος των αποδόσεων μια ξένης αγοράς επηρεάζει την

μεταβλητότητα και το μέσο των εγχώριων αποδόσεων, πρέπει να συμμετέχει στη εκτίμηση του κίνδυνου. Για τους ακαδημαϊκούς, οι αλλαγές στην μεταβλητότητα και το μέσο αποκαλύπτουν εισροή νέων πληροφοριών, αποτίμηση αυτών και ανάλογη αφοσίωση αυτών από την αγορά.

Η δομή της συγκεκριμένης μελέτης είναι εξής: Στο πρώτο μέρος της μελέτης αυτής γίνεται η θεωρητική ανάλυση του φαινομένου της διάχυσης στο μέσο και στη μεταβλητότητα ενώ στο δεύτερο μέρος παρουσιάζονται αναλυτικά οι κυριότερες μελέτες που έχουν γίνει πάνω στο φαινόμενο αυτό. Στο τρίτο μέρος αναλύεται η μεθοδολογία που θα εφαρμοστεί στη συγκεκριμένη έρευνα, ενώ στο τέταρτο μέρος συζητάμε τα δεδομένα και τα αποτελέσματα μας. Στο πέμπτο και τελευταίο μέρος περιλαμβάνονται παρατηρήσεις, σχόλια και επισημάνσεις που κλείνουν την συνολική ανάλυση που προηγήθηκε.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Επισκόπηση Βιβλιογραφίας

Η συνεχώς αυξανόμενη παγκοσμιοποίηση των χρηματαγορών που έχει ως αποτέλεσμα τη μετάδοση της κινητικότητας μεταξύ των διεθνών αγορών, αποτελεί σημαντικό θέμα για οικονομική πολιτική. Ο προσδιορισμός στρατηγικών αντιστάθμισης και διαφοροποίησης από κάποιο διεθνή επενδυτή εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τη φύση και το μέγεθος των σχέσεων που ισχύουν ανάμεσα στα διαφορετικά χρηματιστήρια. Αυτοί οι δεσμοί έχουν διερευνηθεί με πολλούς διαφορετικούς τρόπους σε ακαδημαϊκό επίπεδο σε μια προσπάθεια να περιγραφεί και να προσδιοριστεί ο τρόπος με τον οποίο αλληλεπιδρούν οι αγορές.

Η βιβλιογραφία της μετάδοσης των κινήσεων μεταξύ των αγορών μπορεί να διαιρεθεί σε δύο φάσεις. Η πρώτη φάση μελετών, περιλαμβάνει την αρχική βιβλιογραφία η οποία εστιάζει αποκλειστικά στους δεσμούς που ισχύουν ανάμεσα σε αποδόσεις γενικών δεικτών διαφόρων χωρών. Ένας πρώτος τύπος ερευνών συγκεντρώνεται στις κοινές κινήσεις που ισχύουν ανάμεσα στις διάφορες αγορές και απλά εξετάζει τις συσχετίσεις, με σκοπό να προσδιοριστούν πιθανά οφέλη διαφοροποίησης. Ο πρώτος που θα ασχοληθεί με αυτό το ζήτημα είναι ο Grubel (1968), όπου θα υπολογίσει τα πιθανά οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση. Από την άλλη μεριά τώρα, η δεύτερη φάση ερευνών, επεκτείνει την προσέγγιση και εξετάζει κατά πόσο η απόδοση σε μια χώρα τη χρονική στιγμή t είναι χρήσιμη για να προβλεφτεί η απόδοση σε μια άλλη αγορά τη χρονική στιγμή $t + 1$. Ο πιο απλός τρόπος να αποκτήσουμε μια ιδέα γι' αυτό το φαινόμενο είναι να εξετάσουμε την lagged συσχέτιση ή να τρέξουμε μονομεταβλητές παλινδρομήσεις της απόδοσης ενός γενικού δείκτη σε lagged αποδόσεις ξένων γενικών δεικτών, όπως έκαναν και οι Copeland και Copeland (1998). Μια παρόμοια προσέγγιση είναι η εκτίμηση ενός δυναμικού ταυτόχρονου συστήματος εξισώσεων (Koch και Koch (1991)).

Πράττοντας ανάλογα, οι Eun και Shim (1989) εκτιμούν ένα σύστημα VAR (*vector autoregression*), χρησιμοποιώντας καθημερινά δεδομένα γενικών δεκτών των 9 μεγαλύτερων χρηματιστηρίων του κόσμου, με σκοπό να βρουν για κάθε αγορά μια συνάρτηση ανταπόκρισης σε παρελθοντικά σοκ που προέρχονται από άλλες χώρες. Βρίσκουν μια σημαντική ποσότητα αλληλεπιδράσεων ανάμεσα στις αγορές, με την

χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ να κατέχει το πιο ενεργητικό ρόλο. Οι Joen και Von Furstenberg (1991) χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία VAR, παρουσιάζουν αποδείξεις της αυξανόμενης διεθνοποίησης των 4 μεγαλύτερων χρηματιστηριακών αγορών κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 80. Οι Malliaris και Urrutia (1992) παρέχουν ένα τεστ αιτιότητας για να εντοπίσουν ποιες αγορές οδηγούν τις άλλες.

Οι περισσότερες από τις παραπάνω εργασίες αν και δεν έχουν παρουσιάσει συστηματικά αποτελέσματα σχετικά με την κατεύθυνση και το μέγεθος των διεθνών χρηματιστηριακών δεσμών, όλες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η χρηματαγορά των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής κατέχει πρωταρχικό ρόλο ανάμεσα στις χρηματαγορές καθώς μπορεί να επηρεάζει και οδηγεί όλες τις υπόλοιπες. Επίσης φαίνεται ότι οι σχέσεις lead-lag που ισχύουν μεταξύ διάφορων αγορών εξαφανίζεται μέσα σε μια μέρα.

Εξετάζοντας τη μετάδοση των κινήσεων των χρηματιστηρίων διαπιστώνουμε ότι πρέπει να μελετήσουμε με κοινό τρόπο τη διάχυση και τη μεταβλητότητα των τιμών. Με γνώμονα αυτή τη λογική αναπτύχθηκε η δεύτερη φάση μελετών, στην οποία αναλύονται ταυτόχρονα η δυναμική σχέση που ισχύει τόσο ανάμεσα στις καθημερινές αποδόσεις των μετοχών όσο και ανάμεσα στις μεταβλητότητες των αποδόσεων των μετοχών, καθώς έχει αποδειχθεί ότι η μεταβλητότητα δεν παραμένει σταθερή διαχρονικά.

Έτσι το 1982 ο Engle, με σκοπό να συλλάβει την επίδραση της μεταβαλλόμενης μεταβλητότητας σε μια χρονοσειρά, ανέπτυξε μια οικογένεια μοντέλων, τα ARCH (*Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity*), όπου η δεσμευμένη διακύμανση είναι μια γραμμική συνάρτηση των παρελθόντων τετραγωνισμένων σφαλμάτων. Πάνω σε αυτό το πλαίσιο, ο Hamao (1990), ανέπτυξε τα GARCH (*Generalized Arch Models*) ώστε να ερμηνεύσει τις σχέσεις μεταξύ των διεθνών χρηματαγορών κατά τη κρίση του 1987 στην Αμερική. Υπάρχουν ενδείξεις ότι υπήρχαν σημαντικές διαχύσεις μεταβλητότητας στις τιμές των μετοχών, κατά την μετά κρίση περίοδο, από την Αμερικανική αγορά προς την αντίστοιχη Αγγλική και Ιαπωνική και παράλληλα από την Αγγλική προς την Ιαπωνική. Αντιθέτως δεν παρατηρείται κάτι ανάλογο στη περίοδο πριν την κρίση του 1987. Ο Lin (1994), χρησιμοποιώντας GARCH μοντέλα, απέδειξε την ύπαρξη αμοιβαίας σχέσης μεταξύ τιμής και διασποράς στα χρηματιστήρια Αμερικής και Ιαπωνίας. Οι Susmel Engle (1994) ανέλυσαν τις σχέσεις Αμερικής και Αγγλικής αγοράς, χρησιμοποιώντας

ωριαίες αποδόσεις. Η ερευνα τους δεν κατέληξε σε ισχυρές αποδείξεις μετάδοσης μέσου και μεταβλητότητας μεταξύ των δυο αγορών.

Ο Karoly (1995) με τη σειρά του, εξέτασε τη δυναμική σχέση των Αμερικανικών και Καναδικών χρηματιστηριακών αποδόσεων και την αντίστοιχη μεταβλητότητα αυτών, κάνοντας χρήση Garch μοντέλων. Η εφαρμογή αυτή απέδειξε ότι η εκτιμώμενη επίδραση που έχει ένα σοκ, το οποίο προέρχεται από την Αμερικανική αγορά, στις αποδόσεις και στη μεταβλητότητα της αγοράς του Καναδά, είναι μικρότερης διαρκείας, όταν γίνεται με χρήση Garch αντί Var μοντέλων. Οι Theodossiou και Lee (1993), εξετάζοντας τις σχέσεις Αμερικής, Αγγλίας, Ιαπωνίας, απέδειξαν ύπαρξη διάχυσης στο μέσο και στη μεταβλητότητα μεταξύ των αγορών. Ιδιαίτερα για την Αμερική, η οποία φαίνεται να παίζει πρωταγωνιστικό ρόλο. Επίσης, η ύπαρξη σημαντικών ασύμμετρων διαχύσεων μεταβλητότητας στις διάφορες αγορές έχει εξεταστεί από τους Booth και Koutmos (1995), και Booth, Martikainen και Tse(1997) με το πλαίσιο πολυμεταβλητών EGARCH μοντέλων με σταθερές συσχετίσεις. Οι Isakov Perignon (2000) εξετάζουν τις δυναμικές σχέσεις σε όρους αποδόσεων και μεταβλητότητας ανάμεσα στην Ελβετική χρηματιστηριακή αγορά και τα μεγάλα χρηματιστήρια του κόσμου (ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γερμανία, Γαλλία). Μοντελοποιούν την δυναμική της μεταβλητότητας ως μία GARCH διαδικασία που επιτρέπει ασύμμετρες επιδράσεις. Επειδή θεωρούν την υπόθεση της σταθερής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε σε παρόμοιες έρευνες αρκετά περιοριστική, χρησιμοποιούν ένα πιο ευέλικτο προσδιορισμό με την ονομασία BEKK .

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Οικονομετρική Θεωρία

Σε αυτό το τμήμα θα ασχοληθούμε με την αναπαράσταση BEKK μιας πολυμεταβλητής GARCH διαδικασίας που έχει προταθεί από τους Engle και Kroner (1995) με σκοπό να ερευνήσουμε τη μεταβλητότητα της διάχυσης πληροφοριών (*spillovers*) μεταξύ των χρηματιστηρίων.

Μοντέλο BEKK.

Μοντελοποιούμε τις διαχύσεις μεταβλητότητας ανάμεσα σε 2 χρηματιστηριακές αγορές μ' ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH(1,1) :

$$x_t = c + d * x_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

όπου $x_t = (r_{1t}, r_{2t})$, με r_{1t} να δηλώνει την απόδοση της αγοράς 1 την χρονική στιγμή t και r_{2t} την απόδοση της αγοράς 2 την χρονική στιγμή t . Το διάνυσμα των καταλοίπων $e_t = (e_{1t}, e_{2t})$ ακολουθεί μία διμεταβλητή κατανομή t , με τον αντίστοιχο πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων που δίνεται από :

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{22t} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

Πιο αναλυτικά οι εξισώσεις των υπό εξέταση αγορών θα είναι :

$$r_{1t} = c_1 + d_{11}r_{1t-1} + d_{12}r_{2t-1} + e_{1t} \quad (3.3)$$

$$r_{2t} = c_2 + d_{21}r_{1t-1} + d_{22}r_{2t-1} + e_{2t} \quad (3.4)$$

Υποθέτουμε ότι η υπό συνθήκη διακύμανση H_t , του e_t ακολουθεί ένα διμεταβλητό μοντέλο Garch (1,1) και συγκεκριμένα, θεωρούμε την ακόλουθη BEKK παρουσίαση, που πρωτοπαρουσιάστηκε από τους Engle και Kroner (1995):

$$E_t = H_t^{1/2} * Z_t$$

$$H_t = \Omega * \Omega' + A * E_{t-1} * E_{t-1}' * A' + B * H_{t-1} * B' \quad (3.5)$$

όπου $\Omega = [\omega_{i,j}]$, $i, j = 1, 2$ είναι ένας κάτω τριγωνικός πίνακας των σταθερών όρων, $A = [a_{i,j}]$ και $B = [b_{i,j}]$, $i, j = 1, 2$ είναι 2×2 συντελεστές πίνακες και $Z_t = (z_{1t}, z_{2t})' \sim \text{iid} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right)$.

Ο πίνακας A μετρά το βαθμό στον οποίον οι υπό συνθήκη διακυμάνσεις συσχετίζονται με προηγούμενες τετραγωνικές μη αναμενόμενες αποδόσεις, δηλαδή με αποκλίσεις από το μέσο, λαμβάνοντας υπόψη εγχώριες και ξένες επιδράσεις στη δεσμευμένη διακύμανση. Από τη άλλη μεριά, ο πίνακας B απεικονίζει το βαθμό στον οποίον οι τρέχουσες υπό συνθήκη διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις συσχετίζονται με προηγούμενες υπό συνθήκη διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις. Το μοντέλο εξασφαλίζει ότι οι πίνακες των υπό συνθήκη διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων, $H = [h_{ij,t}]$, $i, j = 1, 2$, είναι θετικά ορισμένοι εάν τουλάχιστον ένας από τους Ω ή B είναι πλήρους τάξης.

Γενικότερα, το μοντέλο BEKK, σε σχέση με άλλα πολυμεταβλητά μοντέλα GARCH, θεωρείται περισσότερο προσιτό για την εκτίμηση, διότι περιλαμβάνει λιγότερες παραμέτρους. Οι Engle και Kroner (1995) απέδειξαν ότι το μοντέλο BEKK είναι δευτέρης τάξης στάσιμο αν και μόνο αν όλες οι ιδιοτιμές του πίνακα $(A \otimes A + B \otimes B)$ είναι μικρότερες της μονάδας. Σε αυτή τη περίπτωση η μη υπό συνθήκη διακύμανση (αδέσμευτη) του E_t , $\text{Var}(E_t)$, μπορεί εύκολα να υπολογισθεί από:

$$\text{vec}[\text{Var}(E_t)] = [I_4 - (A \otimes A) - (B \otimes B)]^{-1} * \text{vec}(\Omega' \Omega)$$

όπου vec είναι ο τελεστής που συσσωρεύει τις στήλες ενός τετραγωνικού πίνακα σε ένα διάνυσμα.

Πιο αναλυτικά η υπό συνθήκη διακύμανση για κάθε εξίσωση μπορεί να επεκταθεί για το διμεταβλητό μοντέλο GARCH(1,1) ως εξής:

$$\begin{aligned} h_{11,t} = & \omega_{11}^2 + \alpha_{11}^2 e_{1t-1}^2 + 2a_{11}a_{12}e_{1t-1}e_{2t-1} + \alpha_{12}^2 e_{2t-1}^2 + \\ & + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1} + b_{12}^2 h_{22,t-1} \end{aligned} \quad (3.6)$$

$$\begin{aligned} h_{22,t} = & \omega_{21}^2 + \omega_{22}^2 + \alpha_{21}^2 e_{1t-1}^2 + 2a_{21}a_{22}e_{1t-1}e_{2t-1} + \alpha_{22}^2 e_{2t-1}^2 + \\ & + b_{21}^2 h_{11,t-1} + 2b_{21}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \end{aligned} \quad (3.7)$$

$$h_{12,t} = \omega_{11}\omega_{21} + a_{11}a_{12}e_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})e_{1,t-1}e_{2,t-1} + a_{12}a_{22}e_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} \quad (3.8)$$

Εκτιμούμε ένα διμεταβλητό σύστημα για τον δείκτη της αγοράς μιας χώρας και τον αντίστοιχο μια άλλης. Σε αυτή τη περίπτωση, τα $h_{11,t}$ και $h_{22,t}$, δηλώνουν την υπό συνθήκη διακύμανση του δείκτη αγοράς της μιας και της άλλης χώρας αντίστοιχα, ενώ το $h_{12,t}$ δηλώνει την υπό συνθήκη συνδιακύμανση μεταξύ των χωρών.

Η σπουδαιότητα είναι ότι οποιοδήποτε ή και τα δύο στοιχεία, b_{12} , a_{12} , δηλώνουν ότι η μεταβλητότητα στην αγορά μιας χώρας είναι επηρεασμένη από τις εξελίξεις στη μεταβλητότητα της αγοράς μιας άλλης χώρας, μέσω είτε της μεταβλητότητας της αγοράς $h_{22,t-1}$ είτε των προηγούμενων τετραγωνισμένων καταλοίπων $e_{2,t-1}^2$ (ή ακόμα και τα διαγώνια γινόμενα $e_{1,t-1}e_{2,t-1}$ από τα προηγούμενα). Επιπλέον, οι έμμεσες ανατροφοδοτήσεις μπορεί να υπάρχουν λόγω της προηγούμενης τιμής της υπό συνθήκης συνδιακύμανσης $h_{12,t-1}$. Αυτή η πλούσια παραμετροποίηση δηλώνει ότι ακόμη και στην περίπτωση που οι υπό συνθήκη μεταβλητότητες μεταξύ των χωρών δεν συνδέονται άμεσα, δηλαδή $b_{12} = b_{21} = 0$, η αλληλεπίδραση μεταξύ των υπό συνθήκη διακυμάνσεων εξασφαλίζονται από προηγούμενες αποδόσεις καταλοίπων.

Τέλος, για να αντιμετωπισθεί η υπερβάλλουσα κύρτωση, που εντοπίζεται στα εκτιμώμενα τυποποιημένα κατάλοιπα κάτω από την Gaussian υπόθεση, ακολουθούμε τον Bollerslev (1987) εκτιμώντας και μεγιστοποιώντας τη συνάρτηση πιθανοφάνειας του δείγματος κάτω από την υπόθεση ότι τα κατάλοιπα προέρχονται από την t -κατανομή με k βαθμούς ελευθερίας. Όταν μοντελοποιούνται υψηλής συχνότητας οικονομικά στοιχεία, η χρήση της t -κατανομής παράγει μια περισσότερο αποδοτική εκτίμηση για υπό συνθήκη σφάλματα από την κανονική κατανομή (Susmel και Engle, 1994). Σε αυτή την περίπτωση, λαμβάνοντας υπόψη ένα δείγμα με T παρατηρήσεις, ένα διάνυσμα από άγνωστες παραμέτρους θ και ένα 2×1 διάνυσμα αποδόσεων Y_t , το διμεταβλητό μοντέλο BEKK εκτιμάται με τη μεγιστοποίηση της ακόλουθης συνάρτησης πιθανοφάνειας:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln(l_t(\theta)) \quad (3.10)$$

$$\text{με } l_t = \frac{\Gamma((T+\nu)/2)}{\Gamma(\nu/2)[\pi(\nu-2)]^{T/2}} |H_t|^{-1/2} \left[1 + \frac{1}{\nu-2} E_t' H_t^{-1} E_t \right]^{-(T+\nu)/2} \quad (3.11)$$

όπου το ν δηλώνει τους βαθμούς ελευθερίας της t-κατανομής και $\Gamma()$ είναι η συνάρτηση Γάμα. Αυτή η συνάρτηση πιθανοφάνειας μεγιστοποιείται χρησιμοποιώντας τον αλγόριθμο (BHHH) των Berndt, Hall, Hall και το Hausman (1974). Πρέπει να σημειωθεί ότι οι βαθμοί ελευθερίας ν πρέπει να είναι μεγαλύτεροι από 2. Τα τυπικά σφάλματα υπολογίζονται χρησιμοποιώντας τις quasi-maximum likelihood μεθόδους των Bollerslev και Wooldridge (1992), όπου βασιζόμαστε στη κατανομή που ακολουθούν τα κατάλοιπα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Εμπειρικά Δεδομένα

Στην παρούσα ανάλυση χρησιμοποιούμε ως πηγή άντλησης δεδομένων τη Thomson DataStream. Εξετάζουμε τα εθνικά χρηματιστήρια των σημαντικότερων χωρών της Ανατολικής Ασίας. Αναλυτικά οι χώρες υπό εξέταση είναι οι ακόλουθες: Ινδονησία, Ιαπωνία, Κορέα, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη, Ταϊλάνδη και Ταϊβάν.

Τα δεδομένα αφορούν γενικούς δείκτες χρηματιστηρίου και συγκεκριμένα τις καθημερινές τιμές κλεισίματος και καλύπτουν την χρονική περίοδο 2 Απριλίου 1990 – 27 Ιουνίου 2008, δηλαδή ένα σύνολο 4759 παρατηρήσεων.

4.1 Περιγραφικά Στατιστικά

Οι αποδόσεις των γενικών δεικτών υπολογίζονται ως εξής :

$$r_{it} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 100$$

Παρακάτω παρακολουθούμε κάποια στατιστικά αποτελέσματα των επτά σειρών αποδόσεων. Παρατηρούμε ότι ο μέσος (mean) είναι θετικός για όλες τις χώρες. Οι πιο μεγάλες καθημερινές αποδόσεις συμβαίνουν στην Ινδονησία, Κορέα, Ταϊλάνδη και Φιλιππίνες, ενώ αντίστοιχα οι μικρότερες στη Ιαπωνία και Ταϊβάν, υποδεικνύοντας ότι οι αποδόσεις αυτές είναι και οι πιο ευμετάβλητες και πιο μικρές.

Η τυπική απόκλιση (*standard deviation*) ως μέτρο διασποράς, δείχνει την μεταβλητότητα των τιμών του δείγματος. Επομένως για την Ινδονησία που εμφανίζει τη μεγαλύτερη μεταβλητότητα μπορούμε να ισχυριστούμε ότι είναι η πιο «επικίνδυνη» αγορά, ενώ αντιθέτως η Σιγκαπούρη και η Ιαπωνία μπορούν να θεωρηθούν οι πιο ασφαλείς αγορές στο δείγμα των επτά..

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές λοξότητας (*skewness coefficients*) είναι θετικοί. Όλες οι σειρές αποδόσεων έχουν ασύμμετρες κατανομές καθώς ο συντελεστής λοξότητας είναι διάφορος του μηδενός.

Οι συντελεστές κύρτωσης είναι όλοι μεγαλύτεροι του 3 υποδεικνύοντας ότι οι ουρές της κατανομής είναι πιο «χοντρές» από αυτές της κανονικής κατανομής. Οι αποδόσεις των αναπτυσσόμενων αγορών έχουν υψηλότερη τιμή κύρτωσης και συμμορφώνονται λιγότερο στην υπόθεση κανονικότητας απ' ότι οι αναπτυγμένες

αγορές. Αυτές οι δύο παράμετροι συνδυάζονται για να ελέγξουν κατά πόσο η κατανομή είναι κανονική στο Jarque-Bera test. Το τεστ μας δείχνει ότι η υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται για όλους τις περιπτώσεις.

Πίνακας 1: Περιγραφικά Στατιστικά

	ΙΝΔΟΝΗΣΙΑ	ΙΑΠΩΝΙΑ	ΚΟΡΕΑ	ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	ΤΑΙΒΑΝ	ΤΑΙΛΑΝΔΗ
Mean	0.046290	0.000852	0.044123	0.035407	0.021658	0.014372	0.034405
Median	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.004683	0.000000	0.000000
Maximum	68.61626	9.848820	12.00267	15.96108	9.302547	13.58644	12.88788
Minimum	-41.10481	-6.315729	-11.92162	-8.207738	-8.202104	-9.787125	-16.30651
Std. Dev.	2.173774	1.225112	1.937032	1.349728	1.125032	1.868517	1.854044
Skewness	6.495796	0.125677	0.234552	0.683595	0.016510	0.159882	0.506608
Kurtosis	285.7078	6.541836	7.042767	13.81634	9.274409	6.657951	10.14691
Jarque-Bera	15881673	2500.018	3284.509	23569.43	7806.605	2673.537	10331.97
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	2202.961	4.056013	209.9804	168.5035	103.0699	68.39436	163.7357
Sum Sq. Dev.	22482.96	7141.283	17852.46	8667.957	6022.187	16611.87	1635.530
Observations	4759	4759	4759	4759	4759	4759	4759

Στο παράρτημα Α παρουσιάζονται οι γραφικές παραστάσεις των δεικτών (Παράρτημα Α.1) και των αποδόσεων (Παράρτημα Α.2) των χρηματιστηριακών δεικτών. Παρατηρούμε ότι πέρα από τη Ταϊβάν και Ιαπωνία όπου εμφανίζουν μια σχετική σταθερότητα στις διακυμάνσεις τους, οι υπόλοιπες χώρες εμφανίζουν πολύ έντονες ανόδους και καθόδους στις αποδόσεις τους, ιδιαίτερα την περίοδο 1997-2000, διακρίνονται πολύ έντονες και απότομες μεταβολές στις αποδόσεις των αγορών με χαρακτηριστικό παράδειγμα την αγορά της Ινδονησίας.

Εξετάζοντας αυτές τις παραστάσεις γίνεται φανερό ότι διαδοχικές διαταραχές παρόλο που είναι ασυσχέτιστες είναι σίγουρα γραμμικά εξαρτημένες. Αυτό το φαινόμενο ονομάζεται «συγκέντρωση μεταβλητότητας» (*volatility clustering*) και μοντελοποιείται κατάλληλα με μοντέλα GARCH. Η «συγκέντρωση μεταβλητότητας» είναι η υπαίτιος για ένα μέρος της υπερβολικής κύρτωσης που παρουσιάζουν οι σειρές των αποδόσεων των χρηματιστηριακών γενικών δεικτών. Επιπλέον το μεγαλύτερο μέρος της συγκέντρωσης της μεταβλητότητας οφείλεται στις διαχύσεις μεταβλητότητας.

4.2 Αποτελέσματα Μοντέλου ΒΕΚΚ

Στο συγκεκριμένο τμήμα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τη μοντελοποίηση του υπό συνθήκη μέσου σύμφωνα με τις εξισώσεις (3.2) και (3.3) και της μοντελοποίησης της υπό συνθήκης διακύμανσης και συνδιακύμανσης σύμφωνα με τις εξισώσεις (3.5), (3.6) και (3.7) του μοντέλου ΒΕΚΚ (Παράρτημα Β, πίνακας Β.1 και Β.2 αντίστοιχα). Θεωρώντας την Ιαπωνία ως την ισχυρότερη εκ των επτά χωρών, εξετάζουμε αναλυτικά την αλληλεπίδραση μεταξύ των χωρών για όλες τις πιθανές περιπτώσεις. Η ανάλυση των συντελεστών των εξισώσεων έγινε σε επίπεδο σημαντικότητας 10% ενώ η εκτίμηση των εξισώσεων και των παραμέτρων τους έγινε με κώδικα στο στατιστικό πρόγραμμα EViews (Ο κώδικας παρατίθεται στο Παράρτημα Γ).

4.2.1 Αλληλεπιδράσεις στο μέσο

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, εξετάσαμε την αλληλεπίδραση της Ιαπωνίας με κάθε μια από τις υπόλοιπες έξι χώρες. Παρακάτω παραθέτονται αναλυτικά τα αποτελέσματα από τη μοντελοποίηση του υπό συνθήκη μέσου, για κάθε μια από τις περιπτώσεις.

α. Ινδονησία-Ιαπωνία

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του διμεταβλητού VAR(1) μοντέλου για τη περίπτωση της Ινδονησίας (πίνακας Β1), διαπιστώνουμε ότι είναι οι σταθεροί όροι είναι στατιστικά σημαντικοί επομένως υπάρχει επιπλέον απόδοση, ενώ παράλληλα φαίνεται ότι οι προηγούμενες αποδόσεις της ίδιας και της Ιαπωνίας επηρεάζουν σημαντικά τις μελλοντικές αποδόσεις. Από την άλλη μεριά για τη περίπτωση της Ιαπωνίας, οι σταθεροί όροι του μοντέλου δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι μελλοντικές αποδόσεις της φαίνεται να επηρεάζονται μόνο από τις δικές τις προηγούμενες και όχι από της Ινδονησίας. Συνοψίζοντας λοιπόν τα παραπάνω καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η Ιαπωνία επηρεάζει σημαντικά την αγορά της Ινδονησίας χωρίς να επαληθεύεται η αντίστροφη σχέση.

β. Κορέα-Ιαπωνία

Τα αποτελέσματα του μοντέλου για τη περίπτωση Κορέα-Ιαπωνία (πίνακας Β1) μας υποδεικνύουν ότι η πρώτη επηρεάζεται μόνο από τις προηγούμενες δικές της αποδόσεις και όχι από αντίστοιχες της δεύτερης. Οι σταθεροί όροι για το μοντέλο της Κορέας είναι στατιστικά σημαντικοί. Επίσης οι αποδόσεις της Ιαπωνίας φαίνεται να

επηρεάζονται παράλληλα και από τις προηγούμενες αποδόσεις της ίδιας αλλά και της Κορέας. Επομένως μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει επίδραση στο μέσο της απόδοσης της Ιαπωνίας από την αγορά της Κορέας.

γ. Φιλιππίνες – Ιαπωνία

Εξετάζοντας τα αποτελέσματα του μοντέλου (πίνακας Β1) για τη περίπτωση Φιλιππίνες-Ιαπωνία, διαπιστώνουμε ότι υπάρχει αλληλεπίδραση στο μέσο μεταξύ των δυο αγορών με μονόπλευρη επιρροή της δεύτερης. Πιο συγκεκριμένα για τις Φιλιππίνες, οι σταθεροί όροι είναι σημαντικοί, ενώ επηρεάζεται από τις προηγούμενες αλλά της Ιαπωνίας αποδόσεις. Ανάλογα για την Ιαπωνία, οι σταθεροί όροι δεν είναι στατιστικά σημαντικοί και δεν επηρεάζεται από τις αποδόσεις των Φιλιππινών παρά μόνο από προηγούμενες της ίδιας.

δ. Σιγκαπούρη-Ιαπωνία

Στην περίπτωση Σιγκαπούρη-Ιαπωνία η κατάσταση αντιστρέφεται σε σχέση με πριν καθώς υπάρχει αλληλεπίδραση στο μέσο με φορά όμως από τη πρώτη προς τη δεύτερη. Πιο αναλυτικά για τη Σιγκαπούρη τα αποτελέσματα του μοντέλου μας υποδεικνύουν ότι οι σταθεροί όροι είναι σημαντικοί, οι μελλοντικές της αποδόσεις της επηρεάζονται από τις δικές της προηγούμενες αλλά όχι τις από προηγούμενες της Ιαπωνίας. Αντιστρόφως τώρα για την Ιαπωνία, οι μελλοντικές της αποδόσεις επηρεάζονται τόσο από της προηγούμενες της ίδιας όσο και από τις αντίστοιχες της Σιγκαπούρης.

ε. Ταϊλάνδη-Ιαπωνία

Στη περίπτωση Ταϊλάνδη-Ιαπωνία φαίνεται ότι η δεύτερη επιδρά στη μέση απόδοση της πρώτης χωρίς να ισχύει το αντίστροφο. Συγκεκριμένα για την Ταϊλάνδη, τα αποτελέσματα του μοντέλου μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι σταθεροί όροι δεν είναι σημαντικοί και ότι οι μελλοντικές της αποδόσεις επηρεάζονται από τις προηγούμενες της ίδιας και τις αντίστοιχες της Ιαπωνίας. Από την άλλη μεριά, η Ιαπωνία αποδεικνύεται ότι δεν επηρεάζεται μόνο από την Ταϊλάνδη.

ζ. Ταϊβάν-Ιαπωνία

Τέλος η περίπτωση Ταϊβάν-Ιαπωνία αποτελεί παράδειγμα πλήρους εξάρτησης μιας αναπτυσσόμενης χώρας από μια ανεπτυγμένη. Οι μελλοντικές αποδόσεις της πρώτης δεν επηρεάζονται καθόλου από της προηγούμενες δικές της αποδόσεις αλλά μόνο από τις αντίστοιχες της δεύτερης. Έτσι είναι λογικό και οι αποδόσεις της Ιαπωνίας να επηρεάζονται μόνο τις προηγούμενες του εαυτό τους και όχι από της Ταϊβάν.

4.2.2 Αλληλεπιδράσεις στη διακύμανση

Παρακάτω παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τη μοντελοποίηση της υπό συνθήκης διακύμανσης και συνδιακύμανσης σύμφωνα με τις εξισώσεις (παράρτημα Β, πίνακας Β2). Και σε αυτή τη περίπτωση εξετάζουμε όλα τα πιθανά ζευγάρια που προκύπτουν από το συνδυασμό Ιαπωνίας με μια από τις υπόλοιπες έξι χώρες.

Παρατηρώντας αρχικά τους βαθμούς ελευθερίας για κάθε χώρα, που προέκυψαν από τη μοντελοποίηση των υπό συνθήκη διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων, διακρίνουμε πως είναι μικρότεροι του 30 ($df < 30$). Αυτό λοιπόν σημαίνει πως η κατανομή για κάθε χώρα είναι λεπτόκυρτη, δεν ακολουθεί κανονική κατανομή, διατηρεί όμως τη συμμετρία της. Συμπεραίνουμε επομένως ότι καλώς χρησιμοποιήσαμε t -κατανομή, η οποία μας δηλώνει από ποια κατανομή «έρχονται» τα κατάλοιπα στο μοντέλο BEKK (το διάνυσμα $Z_t = (z_{1t}, z_{2t})'$).

α. Ινδονησία-Ιαπωνία

Σχετικά με τη μοντελοποίηση των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων μια πρώτη γενική εκτίμηση (πίνακας Β2) παρατηρώντας τα μοντέλα που προέκυψαν για την Ινδονησία με τον δείκτη της αγοράς της Ιαπωνίας, είναι η εξάρτηση της υπό συνθήκης διακύμανσης της Ινδονησίας με την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας. Επίσης η υπό συνθήκη διακύμανση της αγοράς της Ινδονησίας επηρεάζεται από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση της Ιαπωνίας αλλά δεν επηρεάζεται από το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της αγοράς της Ιαπωνίας. Από τη άλλη μεριά, η υπό συνθήκη διακύμανση της Ιαπωνίας φαίνεται να επηρεάζεται μόνο από τη προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας και καθόλου από τα αντίστοιχα της Ινδονησίας. Ανάλογα και η υπό συνθήκη συνδιακύμανση τους, εξαρτάται από το προηγούμενο γινόμενο των καταλοίπων των δύο αγορών, την προηγούμενη δεσμευμένη συνδιακύμανση τους και την προηγούμενη δεσμευμένη διακύμανση της Ιαπωνίας. Επομένως καταλήγουμε ότι μεταξύ των δυο αγορών υπάρχει διάχυση μεταβλητότητας με φορά από την Ιαπωνία στην Ινδονησία, η οποία οφείλεται κυρίως στη προηγούμενη δεσμευμένη διακύμανση της πρώτης.

β. Κορέα-Ιαπωνία

Τα αποτελέσματα του μοντέλου για αυτή την περίπτωση μας υποδεικνύουν ότι η υπό συνθήκη δεσμευμένη διακύμανση της Κορέας επηρεάζεται την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας αλλά και της Ιαπωνίας. Ανάλογη είναι και η εικόνα για την Ιαπωνία, όπου και εδώ υπάρχει εξάρτηση της υπό συνθήκη διακύμανσης της από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας αλλά και της Κορέας. Επομένως και η δεσμευμένη συνδιακυμανση τους επηρεάζεται με τη σειρά της τόσο από τις προηγούμενες δεσμευμένες διακυμάνσεις και των δυο όσο και από τα προηγούμενα τετράγωνα των καταλοίπων τους. Οπότε καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει σημαντική αμφίπλευρη διάχυση μεταβλητότητας μεταξύ των δύο χωρών η οποία προκαλείται τόσο από τις προηγούμενες δεσμευμένες διακυμάνσεις όσο και από προηγούμενα shocks (νέα που έρχονται στην αγορά).

γ. Φιλιππίνες –Ιαπωνία

Η εικόνα που σχηματίζουμε στη περίπτωση των Φιλιππινών-Ιαπωνίας είναι τελείως διαφορετική από την περίπτωση Κορέα-Ιαπωνία. Εδώ φαίνεται ότι και οι δύο χώρες εξαρτώνται μόνο από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο τους. Καμία εξάρτηση από τα αντίστοιχα της άλλης χώρας. Η δεσμευμένη διακύμανση τους επηρεάζεται μόνο από το γινόμενο των προηγούμενων καταλοίπων τους. Με βάση λοιπόν τα παραπάνω μπορούμε να ισχυριστούμε ότι δεν υπάρχει μετάδοση μεταβλητότητας μεταξύ των δύο αγορών.

δ. Σιγκαπούρη-Ιαπωνία

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του μοντέλου για την περίπτωση Σιγκαπούρη-Ιαπωνία καταλήγουμε στο ότι για την πρώτη ότι εξαρτάται και από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας και την αντίστοιχη προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση της δεύτερης αλλά όχι και από το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της. Αντίστοιχα η Ιαπωνία φαίνεται να επηρεάζεται από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας αλλά και της Σιγκαπούρης. Τέλος η δεσμευμένη συνδιακυμανση τους είναι λογικό να επηρεάζεται από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και των δυο, το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο τους και την προηγούμενη υπό συνθήκη συνδιακύμανση τους. Οπότε καταλήγουμε ότι υπάρχουν δυο περιπτώσεις διάχυσης μεταβλητότητας

μεταξύ των δυο χωρών. Η πρώτη έχει τη φορά Σιγκαπούρη-Ιαπωνία και προέρχεται τόσο από προηγούμενα shocks όσο και από προηγούμενες διακυμάνσεις της πρώτης. Από την άλλη μεριά, η δεύτερη έχει τη φορά Ιαπωνία-Σιγκαπούρη και προέρχεται κυρίως μέσα από προηγούμενες διακυμάνσεις της πρώτης.

ε. Ταϊλάνδη-Ιαπωνία

Παρατηρώντας τη περίπτωση Ταϊλάνδη-Ιαπωνία βλέπουμε ότι και για τις δυο χώρες ισχύει εξάρτηση μόνο από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της καθεμιάς ξεχωριστά. Ανάλογα και η δεσμευμένη διακύμανση τους επηρεάζεται μόνο από την προηγούμενη δεσμευμένη συνδιακύμανση και το γινόμενο των προηγούμενων καταλοίπων. Επομένως καταλήγουμε στο ότι δεν υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ των χωρών.

ζ. Ταϊβάν-Ιαπωνία

Εξετάζοντας τη περίπτωση Ταϊβάν-Ιαπωνία, διαπιστώνουμε ότι ουσιαστικά υπάρχει μια μονόπλευρη επιρροή της δεύτερης πάνω στη πρώτη. Πιο αναλυτικά, η Ταϊβάν φαίνεται να εξαρτάται από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας αλλά και την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση της Ιαπωνίας. Αντιθέτως η Ιαπωνία επηρεάζεται μόνο από την προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση και το προηγούμενο τετραγωνισμένο κατάλοιπο της ίδιας. Κατά συνέπεια η δεσμευμένη συνδιακύμανση τους επηρεάζεται από το γινόμενο των προηγούμενων καταλοίπων τους, τη προηγούμενη δεσμευμένη συνδιακύμανση τους και τη προηγούμενη υπό συνθήκη διακύμανση της Ιαπωνίας. Τελικό συμπέρασμα είναι ότι η υπάρχει μια αυστηρά μονόπλευρη μετάδοση μεταβλητότητας από την Ιαπωνία στη Ταϊβάν, η οποία οφείλεται κυρίως στη προηγούμενη δεσμευμένη διακύμανση της.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Συμπεράσματα

Η μελέτη μας στηρίχτηκε στην υπόθεση ύπαρξης αλληλεπίδρασης στο μέσο και στη διακύμανση των αποδόσεων των χωρών της Νοτιανατολικής Ασίας. Χρησιμοποιήθηκαν χρηματιστηριακές αποδόσεις επτά χωρών (Ιαπωνία, Κορέα, Ινδονησία, Φιλιπίνες, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Σιγκαπούρη). Υιοθετώντας ένα διμεταβλητό μοντέλο VAR-GARCH (1,1) εκτιμήσαμε τον υπό συνθήκη μέσο, τις υπό συνθήκη διακυμάνσεις αλλά και την υπό συνθήκη συνδιακύμανση τα αποτελέσματα των οποίων μας έδωσαν ενδείξεις σχετικά με την επιρροή που μπορεί να έχουν προηγούμενες τιμές τους στις μελλοντικές. Μέσω λοιπόν του παραπάνω μοντέλου (BEKK μορφή) καταλήξαμε στα εξής συμπεράσματα:

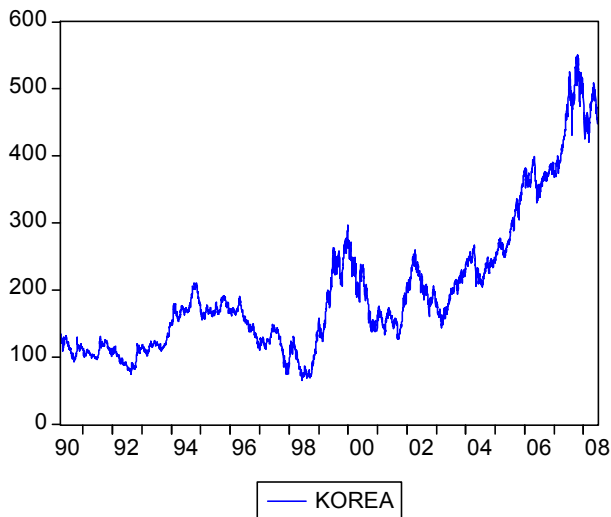
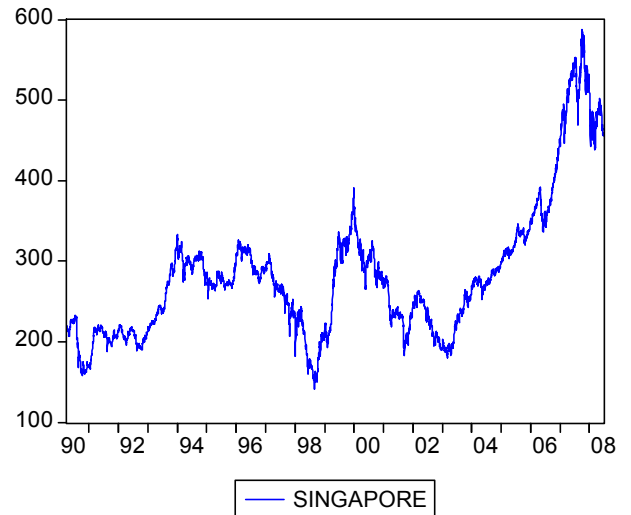
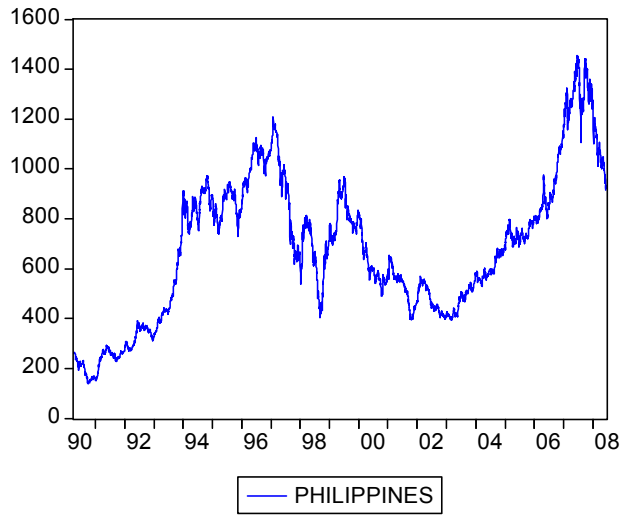
- Στις υπό εξέταση χρηματιστηριακές αγορές συμπεριλήφθηκαν ισχυρές αγορές όπως της Ιαπωνίας, Σιγκαπούρης, Κορέας, αλλά και αναπτυσσόμενες αγορές όπως της Ινδονησίας, Ταϊβάν, Ταϊλάνδης και Φιλιπίνων. Αποδείχθηκε ότι διαχύσεις μεταβλητότητας και μέσου συμβαίνουν αποκλειστικά από τα ισχυρά χρηματιστήρια στα πιο αδύναμα. Επαληθεύτηκε δηλαδή η άποψη ότι η κατεύθυνση της διάχυσης είναι από τις αναπτυγμένες αγορές προς στις αναπτυσσόμενες.
- Η πιο ισχυρή πηγή διάχυσης μεταβλητότητας και μέσου, είναι η Ιαπωνία. Ωστόσο και άλλες ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές όπως η Σιγκαπούρη και η Κορέα αποτελούν ισχυρές πηγές διάχυσης μεταβλητότητας και μέσου.
- Παρόλο που και οι επτά χώρες ανήκουν στη ίδια γεωγραφική περιοχή οι δεσμοί επιρροής, ιδιαίτερα στη μεταβλητότητα, δεν είναι κοινοί ανάμεσα στις χώρες.

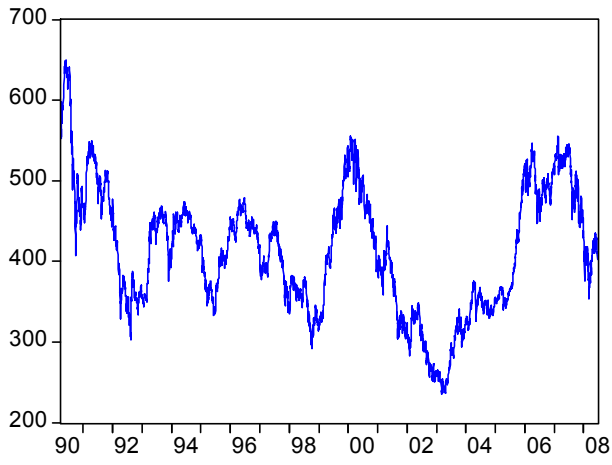
РАНЕЕ НЕ ПЕРПА

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

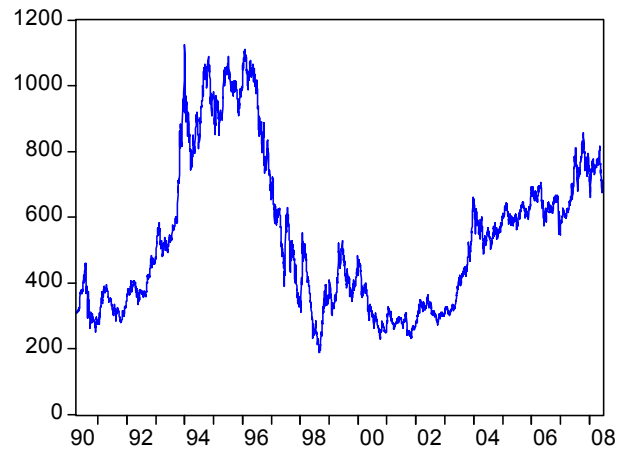
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α : ΓΡΑΦΗΜΑΤΑ

Α.1 ΓΡΑΦΙΚΕΣ ΠΑΡΑΣΤΑΣΕΙΣ ΔΕΙΚΤΩΝ

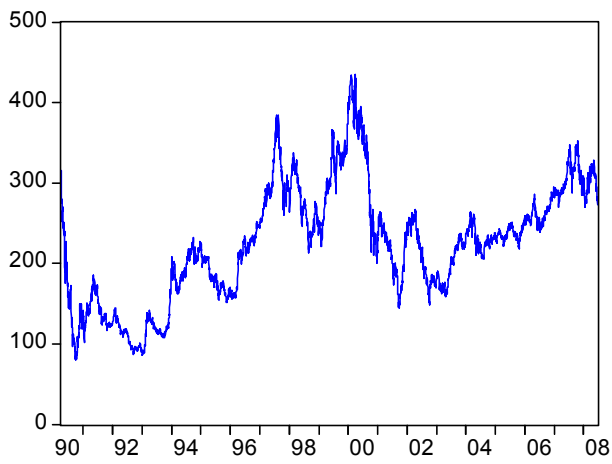




JAPAN

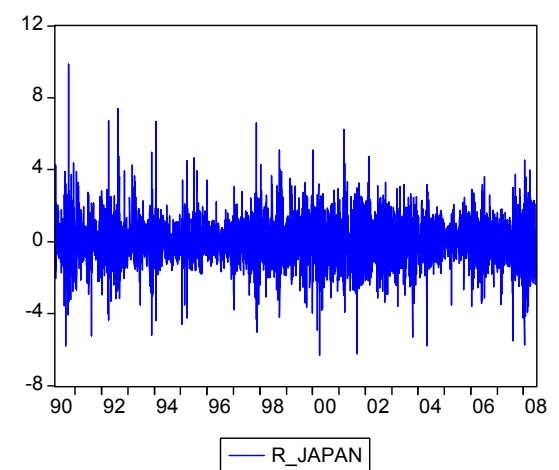
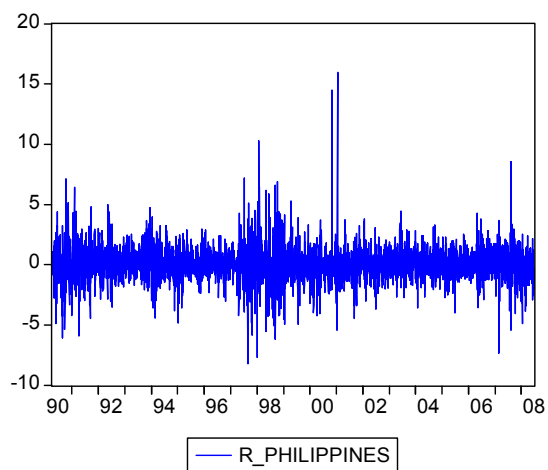
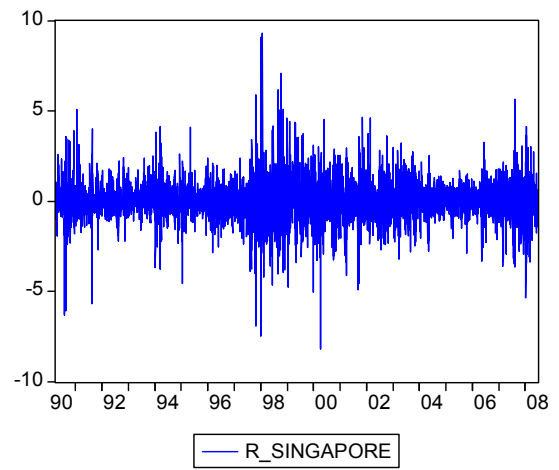
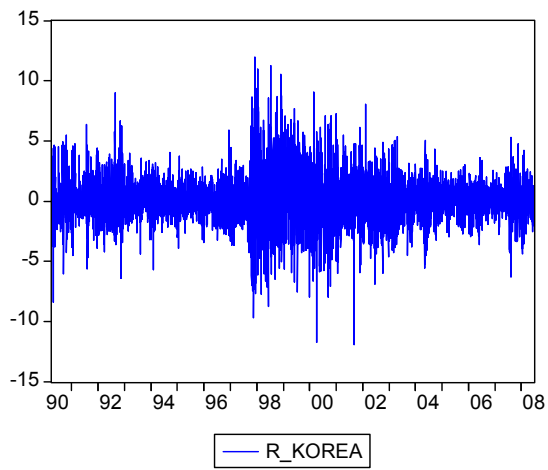
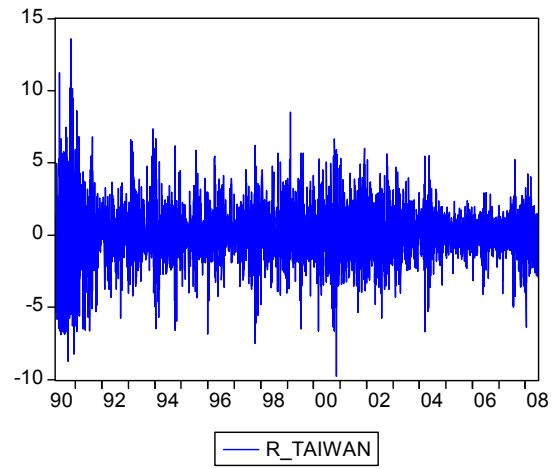
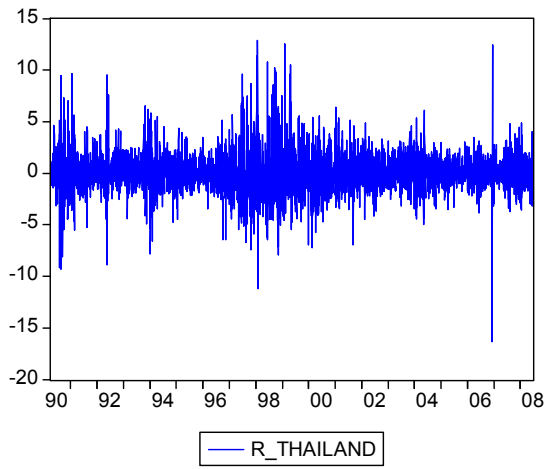


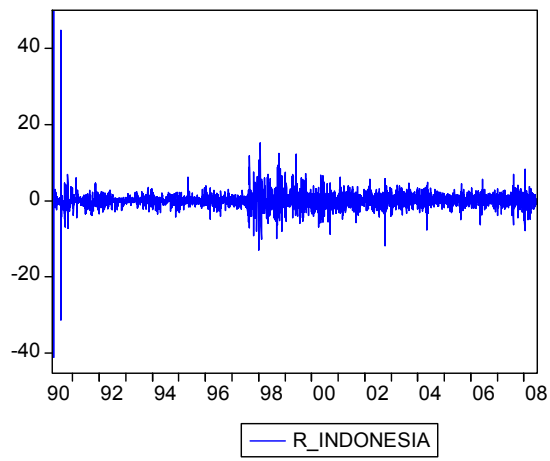
THAILAND



TAIWAN

Α.2 ΓΡΑΦΙΚΕΣ ΠΑΡΑΣΤΑΣΕΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ





FAKULTAS TEKNIK SIPIL DAN PERENCANAAN
KEMAHIRAN TEKNOLOGI LINGKUNGAN DAN PERENCANAAN

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β: ΠΙΝΑΚΕΣ

B.1 : ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ ΕΞΙΣΩΣΕΩΝ ΜΕΣΟΥ

Indonesia			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,05214	0,01536	0,00070
d11	0,12755	0,01484	0,00000
d12	0,02652	0,01324	0,04510
c2	0,00421	0,01369	0,75840
d21	0,00478	0,00732	0,51390
d22	0,06306	0,01359	0,00000

Korea			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,04224	0,01879	0,02460
d11	0,02894	0,01432	0,04330
d12	0,02100	0,01758	0,23240
c2	0,00181	0,01373	0,89520
d21	0,02462	0,00802	0,00210
d22	0,06362	0,01427	0,00000

Philippines			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,02583	0,01452	0,07510
d11	0,18050	0,01438	0,00000
d12	0,06365	0,01190	0,00000
c2	0,01478	0,01387	0,28690
d21	0,01000	0,01109	0,36730
d22	0,05197	0,01420	0,00030

Singapore			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,04488	0,01123	0,00010
d11	0,06806	0,01436	0,00000
d12	0,00205	0,01044	0,84440
c2	0,00475	0,01370	0,72900
d21	0,07737	0,01451	0,00000
d22	0,05374	0,01451	0,00020

Thailand			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,02801	0,01920	0,14460
d11	0,08208	0,01414	0,00000
d12	0,02707	0,01641	0,09890
c2	0,01655	0,01404	0,23870
d21	0,00849	0,00800	0,28890
d22	0,05557	0,01415	0,00010

Taiwan			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
c1	0,03313	0,01864	0,07550
d11	-0,02261	0,01406	0,10780
d12	0,08318	0,01705	0,00000
c2	0,00406	0,01394	0,77080
d21	-0,00051	0,00801	0,94890
d22	0,06703	0,01443	0,00000

B.2 : ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ ΕΙΣΩΣΕΩΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ - ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ

Indonesia			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω11	0,39815	0,01916	0,00000
ω21	0,14674	0,01680	0,00000
ω22	-0,00110	0,02350	0,96280
α11	0,49146	0,01887	0,00000
α12	-0,01778	0,02003	0,37460
α21	0,00664	0,00741	0,37020
α22	0,24516	0,01271	0,00000
β11	0,84627	0,00837	0,00000
β12	0,01710	0,00840	0,04180
β21	-0,00193	0,00391	0,62150
β22	0,96668	0,00355	0,00000
DF(1)	4,68089	0,20095	0,00000

Korea			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω11	0,12866	0,01682	0,00000
ω21	0,10441	0,01632	0,00000
ω22	0,10883	0,01925	0,00000
α11	0,23070	0,01099	0,00000
α12	0,03037	0,01657	0,06670
α21	0,02526	0,00752	0,00080
α22	0,25207	0,01227	0,00000
β11	0,97286	0,00242	0,00000
β12	-0,01443	0,00495	0,00360
β21	-0,00526	0,00178	0,00310
β22	0,95919	0,00378	0,00000
DF(1)	7,12846	0,47937	0,00000

Philippines			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω11	0,32953	0,02105	0,00000
ω21	0,15158	0,01588	0,00000
ω22	0,00164	0,02243	0,94180
α11	0,36996	0,01751	0,00000
α12	0,00338	0,01581	0,83050
α21	0,00103	0,01445	0,94330
α22	0,24955	0,01269	0,00000
β11	0,89369	0,00914	0,00000
β12	0,00239	0,00642	0,71030
β21	0,00439	0,00714	0,53910
β22	0,96177	0,00392	0,00000
DF(1)	5,81696	0,31693	0,00000

Singapore			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω_{11}	0,12025	0,01091	0,00000
ω_{21}	0,12018	0,01549	0,00000
ω_{22}	0,10255	0,01984	0,00000
α_{11}	0,27528	0,01274	0,00000
α_{12}	0,01515	0,01149	0,18750
α_{21}	0,05753	0,01394	0,00000
α_{22}	0,24836	0,01303	0,00000
b_{11}	0,95814	0,00362	0,00000
b_{12}	-0,00967	0,00364	0,00790
b_{21}	-0,01414	0,00413	0,00060
b_{22}	0,96019	0,00402	0,00000
DF(1)	6,14148	0,36057	0,00000

Thailand			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω_{11}	0,29904	0,02129	0,00000
ω_{21}	0,15513	0,01604	0,00000
ω_{22}	0,03452	0,02264	0,12720
α_{11}	0,32044	0,01469	0,00000
α_{12}	0,01225	0,01973	0,53470
α_{21}	0,00023	0,00864	0,97870
α_{22}	0,25136	0,01290	0,00000
b_{11}	0,93390	0,00542	0,00000
b_{12}	-0,00694	0,00716	0,33190
b_{21}	0,00160	0,00343	0,64110
b_{22}	0,96070	0,00401	0,00000
DF(1)	5,87343	0,32301	0,00000

Taiwan			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
ω_{11}	0,13528	0,01714	0,00000
ω_{21}	0,11400	0,01810	0,00000
ω_{22}	0,11203	0,02163	0,00000
α_{11}	0,21384	0,01064	0,00000
α_{12}	0,02262	0,01713	0,18680
α_{21}	0,01010	0,00831	0,22410
α_{22}	0,25390	0,01359	0,00000
b_{11}	0,97563	0,00224	0,00000
b_{12}	-0,01140	0,00524	0,02940
b_{21}	-0,00269	0,00201	0,18130
b_{22}	0,96035	0,00405	0,00000
DF(1)	5,88053	0,36813	0,00000

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ: ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ E-VIEWS

```
BV_GARCH.PRG (4.0 - 10/24/2000)
'
' bi-variate BEKK of Engle and Kroner (1995):
'
' y = mu + res
' res ~ N(0,H)
'
' H = omega*omega' + beta H(-1) beta' + alpha res(-1) res(-1)' alpha"

for !k=1 to 1
' dependent variables of both series must be continues
smpl @all
series y1 = rkor
series y2 = rjap

' set sample
' first observation of s1 need to be one or two periods before
' the first observation of s0
sample s0 @all
sample s1 @first+4 @last

' initialization of parameters and starting values
' change below only to change the specification of model
smpl s0

'get starting values from univariate GARCH
equation eq1.arch(m=100,b,c=1e-4) y1 c y1(-1) y2(-1)
equation eq2.arch(m=100,b,c=1e-4) y2 c y1(-1) y2(-1)

' declare coef vectors to use in bi-variate GARCH model
' see above for details
coef(2) mu=0
mu(1) = eq1.c(1)
mu(2)= eq2.c(1)

coef(4) z=0
z(1) = eq1.c(2)
z(2)= eq1.c(3)
z(3) = eq2.c(2)
z(4)= eq2.c(3)

coef(3) omega=0
omega(1)=(eq1.c(4))^ .5
omega(2)=0
omega(3)=eq2.c(4)^ .5

coef(4) alpha=0
alpha(1) = (eq1.c(5))^ .5
alpha(2) = (eq2.c(5))^ .5

coef(4) beta=0
beta(1)= (eq1.c(6))^ .5
beta(2)= (eq2.c(6))^ .5
coef(1) df
df(1)=3

' constant adjustment for log likelihood
!pi =@acos(-1)
```

```

' use var-cov of sample in "s1" as starting value of variance-covariance matrix
series cov_y1y2 = @cov(y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1), y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))
series var_y1 = @var(y1)
series var_y2 = @var(y2)

series sqres1 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))^2
series sqres2 = (y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))^2
series res1res2 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))*(y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))

series res1 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))
series res2 = (y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))
' .....
' LOG LIKELIHOOD
' set up the likelihood
' 1) open a new blank likelihood object (L.O.) name bvgarch
' 2) specify the log likelihood model by append
' .....

logl bvgarch
bvgarch.append @logl logl
bvgarch.append sqres1 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))^2
bvgarch.append sqres2 = (y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))^2
bvgarch.append res1res2 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))*(y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))
bvgarch.append res1 = (y1-mu(1)-z(1)*y1(-1)-z(2)*y2(-1))
bvgarch.append res2 = (y2-mu(2)-z(3)*y1(-1)-z(4)*y2(-1))

' calculate the variance and covariance series
bvgarch.append var_y1 = omega(1)^2 + beta(1)^2*var_y1(-1) +
2*beta(1)*beta(3)*cov_y1y2(-1) + beta(3)^2*var_y2(-1) + alpha(1)^2*sqres1(-1) +
2*alpha(1)*alpha(3)*res1res2(-1) + alpha(3)^2*sqres2(-1)
bvgarch.append var_y2 = omega(3)^2+omega(2)^2 + beta(4)^2*var_y1(-1) +
2*beta(4)*beta(2)*cov_y1y2(-1) + beta(2)^2*var_y2(-1) + alpha(4)^2*sqres1(-1) +
2*alpha(4)*alpha(2)*res1res2(-1) + alpha(2)^2*sqres2(-1)
bvgarch.append cov_y1y2 = omega(1)*omega(2) + beta(1)*beta(4)*var_y1(-1) +
(beta(3)*beta(4)+ beta(1)*beta(2))*cov_y1y2(-1) + beta(3)*beta(2)*var_y2(-1) +
alpha(1)*alpha(4)*sqres1(-1) + (alpha(3)*alpha(4)+alpha(1)*alpha(2))*res1res2(-1) +
alpha(3)*alpha(2)*sqres2(-1)

' determinant of the variance-covariance matrix
bvgarch.append deth = var_y1*var_y2 - cov_y1y2^2

' inverse elements of the variance-covariance matrix
bvgarch.append invh1 = var_y2/deth
bvgarch.append invh3 = var_y1/deth
bvgarch.append invh2 = -cov_y1y2/deth

' log-likelihood series
bvgarch.append logl = (@log(df(1))-@log(df(1)-2)) + @gammalog(0.5*(df(1)+2)) -
@log(!pi*df(1)) -@gammalog(df(1)/2) -0.5*@log(deth) -0.5*(2+df(1))*@log(1+(1/(df(1)-2))*(invh1*sqres1+2*invh2*res1res2+invh3*sqres2))
' remove some of the intermediary series
' bvgarch.append @temp invh1 invh2 invh3 sqres1 sqres2 res1res2 deth

' estimate the model
smpl s1
bvgarch.ml(showopts,b, m=100, c=1e-5)

rename bvgarch bvgarch!k_t

```



```
rename mu mu!k
rename z z!k
rename omega omega!k
rename alpha alpha!k
rename beta beta!k
rename res1 res1_!k
rename res2 res2_!k
for !mnbv=1 to 3
  rename invh!mnbv invh!mnbv_!k
next
rename var_y1 var_y1_!k
rename var_y2 var_y2_!k
rename cov_y1y2 cov_y1y2_!k
delete deth eq1 eq2 logl res1res2 s0 s1 sqres1 sqres2 y1 y2
c=0

statusline !k
next
```

РАНЕЕ НЕ ПЕРПА

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Bekaert, Geert, and Campbell R. Harvey, (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of financial economics*, **43**, 29-77.
- Booth G. G., T. Martikainen, Y. Tse, (1997). Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Journal of banking and finance*, **21**, 811-823.
- Caporale, Guglielmo Maria, Nikitas Pittis, and Nicolo Spagnolo, (2002). Testing for causality-in-variance: an application to the East Asian markets, *International Journal of finance and economics*, **7**, 235-245.
- Cheung, Y.W., Ng, L.K., (1996). A causality in variance test and its application to financial market prices. *J. Econometrics* **72**, 33-48.
- Copeland, M., Copeland, T. (1998). Leads, lags and trading in global markets. *Financial Analyst Journal*, **54** pp.70-80.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007.
- Eun, Cheol S., and Sangdal Shim, (1989). International Transmission of stock market movements. *Journal of Finance and quantitative analysis*, **24**, 241-256.
- Engle, R.F. and R. Susmel, (1993). Common volatility in international equity markets. *Journal of business and economic statistics*, **11**, 167-176.
- Grubel, H. G. (1968). Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, **58**, 1299-1314.
- Hamao, Y., Masulis, R.W., Ng, V., (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Rev. Financial Studies*, **3**, 281-307
- Joen, B.-N., Von Furstenberg, G.M., (1990). Growing international co-movement in stock price indexes. *Q. Econ. Business*, **30**, 15-30
- Isakov D, Perignon C, (2000). On the dynamic interdependence of international stock markets: a Swiss perspective. *Swiss J Econ Stat*, **136**, 123-145.
- Karolyi A. G., and R. M. Stulz, (1996). Why do markets move together? An investigation of US-Japan comovements, *Journal of finance*, **51**, 951-986
- P.D. Koch, T.W. Koch (1991). Evaluation in dynamic linkages across daily national stock indexes. *Journal of International Money and Finance*, **10**, 231 - 251.
- Kootmos, G, and G. G. Booth, (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of international money and finance*, **14**, 747-762.
- King M., Wadhvani S., (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of financial studies*
- Malliaris, A. G. & Urrutia, Jorge L., (1992). The International Crash of October 1987: Causality Tests," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. *Cambridge University Press*, **27(03)**, pages 353-364.
- Panopoulou, A. and Pantelidis, T., (2005). Integration at a cost: Evidence from Volatility Impulse Response Functions.

Sola M., F. Spagnolo, N. Spagnolo, (2002). A test for volatility spillovers. *Economics letters*, **76**,77-84

Susmel, R., & Engle, R. F., (1994). Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets. *Journal of International Money and Finance*, **13**(1), 3-25.

Theodosiou, P., and Lee, U. (1993). Mean and Volatility Spillovers Across Major National Markets: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Research*, **16**, 337-350.

UNIVERSITY OF PADOVA