

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ  
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ  
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΜΕΤΑΔΟΣΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΟΥΣ  
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥΣ ΔΕΙΚΤΕΣ ΤΗΣ  
ΕΥΡΩΖΩΝΗΣ ΛΑΜΒΑΝΟΝΤΑΣ ΥΠΟΨΗ ΤΙΣ  
ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΕΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ**

**ΜΕΝΕΛΑΟΣ Γ. ΤΣΑΡΟΥΧΑΣ**

*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

#### ΜΕΤΑΔΟΣΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΟΥΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥΣ ΔΕΙΚΤΕΣ ΤΗΣ ΕΥΡΩΖΩΝΗΣ ΛΑΜΒΑΝΟΝΤΑΣ ΥΠΟΨΗ ΤΙΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΕΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

ΜΕΝΕΛΑΟΣ Γ. ΤΣΑΡΟΥΧΑΣ

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 :

- § Πανοπούλου Αικατερίνη, ( Επιβλέπουσα Καθηγήτρια )
- § Πολίτης Κωνσταντίνος
- § Πιτσέλης Γεώργιος

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**

**Volatility spillovers in the European stock markets  
accounting for asymmetries**

By

Menelaos G. Tsarouchas

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

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Στην οικογένειά μου

## Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά την Επιβλέπουσα Καθηγήτριά μου κ. Πανοπούλου Αικατερίνη, για όλη την πολύτιμη βοήθεια της και τις συμβουλές της καθ'όλη την διάρκεια της διπλωματικής μου εργασίας.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑΣ

## Περίληψη

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι να διερευνήσει αν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης (volatility spillovers) μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της Ευρωζώνης και κατά πόσο η μετάβαση στη ζώνη του ευρώ αύξησε αυτή τη μετάδοση και οδήγησε σε μια πιο ενοποιημένη οικονομική αγορά. Η ανάλυση είναι βασισμένη σε ένα διμεταβλητό μοντέλο VAR(1)-GARCH(1,1) σύμφωνα με τους Engle και Kroner (1995). Χωρίσαμε το δείγμα σε δύο επιμέρους περιόδους, μία πριν την είσοδο του ευρώ («Pre-2001») και μία μετά («Post-2001»). Επίσης, θεωρήσαμε ως χώρες αναφοράς την Γαλλία και τη Γερμανία- που είναι οι δύο οικονομικά ισχυρότερες μεταξύ των χωρών της Ευρωζώνης με βάση το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (Α.Ε.Π.)- και επιδιώξαμε να δούμε τους «δεσμούς» που υπάρχουν με τις υπόλοιπες χώρες της Ευρωζώνης. Πιο συγκεκριμένα, επιδιώξαμε να δούμε κατά πόσο η «πληροφορία» που υπάρχει για κάποια χώρα επηρεάζει και τις υπόλοιπες αγορές, δηλαδή αν κατά κάποιο τρόπο επιτυγχάνεται η οικονομική σύγκλιση μεταξύ υπό εξέταση χωρών, στα πλαίσια μιας γενικότερης παγκοσμιοποίησης των αγορών. Το πιο σημαντικό εξαγόμενο συμπέρασμα αυτής της εργασίας, είναι ότι υπάρχει σημαντική μετάδοση μεταβλητότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της Ευρωζώνης, αν και στη περίπτωση με χώρα αναφοράς τη Γερμανία, παρατηρείται μικρή μείωση στο «Post-2001» δείγμα σε σχέση με το «Pre-2001». Αντίθετα, στην περίπτωση με χώρα αναφοράς τη Γαλλία υπάρχει αύξηση στην – ήδη σημαντική – διάχυση διακύμανσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της Ευρωζώνης στο «Post-2001» δείγμα συγκριτικά με το «Pre-2001».

## Abstract

The purpose of this thesis is to examine the existence of volatility spillovers between the euro area stock markets and whether this transmission increased with the introduction of the euro and led to a most unified economic market. The analysis is based on a bivariate VAR(1)-GARCH(1,1) model. We split the sample in two periods, the pre-Euro period («Pre-2001») and the after-Euro period («Post-2001»). We also considered France and Germany as the benchmark countries since they are the more powerful of the euro area countries, as far as Gross Domestic Product (GDP) is concerned. More in detail, we aimed at discovering the degree of influence of a country to the remaining countries and in this respect to check whether financial convergence was achieved. Our results suggest that there is significant volatility transmission between the euro area stock markets. When Germany is considered as the benchmark country a small reduction is observed in the «Post-2001» sample compared with the «Pre-2001» sample. On the contrary, in the case of France, we notice an increase in the diffusion of volatility between the euro area markets in the more recent period compared with the «Pre-2001» sample.



# Περιεχόμενα

<b>1. Εισαγωγή.....</b>	<b>1</b>
<b>2. ARCH/GARCH μοντέλα.....</b>	<b>4</b>
2.1 Μονομεταβλητά ARCH/GARCH μοντέλα.....	6
2.2. Πολυμεταβλητά GARCH μοντέλα.....	10
<b>3. Εμπειρική ανάλυση.....</b>	<b>16</b>
3.1 Δεδομένα.....	16
3.2 Περιγραφικά στατιστικά.....	17
3.3 Έλεγχος καταλοίπων για την ετεροσκεδαστικότητα .....	21
3.4 Εκτιμήσεις BEKK μοντέλου-Χώρα Αναφοράς: Γερμανία.....	23
3.5 Εκτιμήσεις BEKK μοντέλου-Χώρα Αναφοράς: Γαλλία.....	33
<b>4. Συμπεράσματα.....</b>	<b>41</b>
<b>5. Παραρτήματα.....</b>	<b>43</b>
Παράρτημα Α: Γραφήματα.....	44
Α1: Εξέλιξη Δείκτη Χρηματιστηρίων.....	44
Α2: Αποδόσεις Χρηματιστηρίων.....	46
Παράρτημα Β: Πίνακες.....	48
Β1: Περιγραφικά Στατιστικά (Πίνακες Β1.1 – Β1.4) .....	48
Β2: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γερμανία ( Pre-2001) (Πίνακες Β2.1 – Β2.10) .....	50
Β3: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γερμανία ( Post-2001) (Πίνακες Β3.1 – Β3.10).....	55
Β4: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γαλλία ( Pre-2001) (Πίνακες Β4.1 – Β4.11).....	60

B5: Εκτιμήσεις ΒΕΚΚ Μοντέλου – Γαλλία ( Post-2001) (Πίνακες Β5.1 – Β5.11).....	66
Παράρτημα Γ: Κώδικας.....	72
<b>6. Βιβλιογραφία.....</b>	<b>75</b>

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

## Κατάλογος Συντομογραφιών

σ.σ.	Στατιστικά σημαντικό
ε.σ.	Επίπεδο σημαντικότητας
A.E.Π.	Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν
JB	Jarque–Bera
OLS	Ordinary Least Squares
ARCH	Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model
GARCH	Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model
BEKK	Baba, Engle, Kraft, Kroner
APT	Arbitrage Pricing Theory
AR	Autoregressive
ARMA	Autoregressive Moving Average
iid	Independent and Identically Distributed
LM test	Lagrange Multiplier test

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## *Εισαγωγή*

Οι περισσότεροι ερευνητές συμφωνούν πως η διαδικασία παγκοσμιοποίησης των χρηματοοικονομικών αγορών, η οποία άρχισε να λαμβάνει χώρα ευρέως κατά την δεκαετία του '90, ευνοείται και από την διαδικασία διάδοσης πληροφοριών μεταξύ των αγορών αυτών. Οποιοδήποτε σοκ (shock) το οποίο συμβαίνει σε μία συγκεκριμένη χρηματοοικονομική αγορά πλέον έχει αντίκτυπο σε όλες τις οικονομικές αγορές παγκοσμίως, ανεξάρτητα από την συσχέτιση που πιθανόν υπάρχει μεταξύ των βασικών μεταβλητών της οικονομικής συγκυρίας αυτών των αγορών. Ένα σημαντικό τμήμα των ερευνών που έχουν γίνει αποδίδει το φαινόμενο αυτό στους δεσμούς μεταβλητότητας που έχουν αναπτυχθεί μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών, οι οποίοι είναι γνωστοί και ως διαχύσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers).

Η επίδραση αυτή της διάχυσης των πληροφοριών είναι πιο προφανής μεταξύ των Ευρωπαϊκών χωρών όπως αποδεικνύεται από τους Adjaoute και Danthine (2003) καθώς και τους Peersman και Smets (2003). Οι προσπάθειες για να προωθηθεί μεγαλύτερη οικονομική, νομισματική και χρηματοοικονομική ενσωμάτωση σε αυτή την οικονομική ζώνη επηρεάζονται από την ένταση του διαχεόμενου shock σύμφωνα με τους Hardouvelis et al., (2006).

Το φαινόμενο της μετάδοσης μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών έχει μελετηθεί ευρέως στην χρηματοοικονομική βιβλιογραφία (Forbes and Rigobon, 2002 και Bekaert et al., 2002). Πράγματι, η ιδέα του «contagion» είναι αρκετά συναφής με την βιβλιογραφία που σχετίζεται με τη διάχυση μεταβλητότητας (King and Wadhvani, 1990 και Lin et al., 1994). Η μεταβλητότητα των αγορών σχετίζεται με την εξάπλωση της πληροφορίας, δηλαδή η πληροφορία από μία χρηματιστηριακή αγορά μπορεί να ενσωματωθεί μέσω της μεταβλητότητας, σε μία άλλη αγορά. Η εξάπλωση της πληροφορίας πιθανόν να επηρεάζεται από δομικές αλλαγές που μεταξύ άλλων επιδρούν στην ένταση της εξάπλωσης, στην κατεύθυνση της καθώς επίσης και στην προέλευση της. Για την μελέτη αυτών των αλλαγών, έχουν καθοριστεί επεξηγηματικές (dummy) μεταβλητές (Lamoureux and Lastrapes, 1990 και Darrat and Benkato, 2003). Ωστόσο, συχνά είναι δύσκολο να εκτιμήσει κανείς με ακρίβεια,

το πότε πολλά από αυτά τα συμβάντα αρχίζουν να επιδρούν ακόμα και αν είναι γνωστές οι επίσημες ημερομηνίες που έγιναν (για παράδειγμα, οι επίσημες ημερομηνίες για την απελευθέρωση των αγορών, βλ. Bekaert and Harvey, 2000 και Bekaert et al., 2002). Μερικές από αυτές τις ημερομηνίες ίσως προσδοκούνται από τους επενδυτές και λαμβάνονται υπόψη στις διάφορες διαδικασίες εκτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Ένας ακατάλληλος καθορισμός της επεξηγηματικής μεταβλητής που αντιπροσωπεύει αυτές τις αλλαγές, ίσως οδηγήσει σε μεροληπτικά αποτελέσματα (Taskin and Muradoglu, 2003) και συνεπώς σε λανθασμένα συμπεράσματα.

Η έρευνα για την μετάδοση μεταβλητότητας έχει αποδείξει πως όσο μεγαλύτερη είναι η παγκοσμιοποίηση της οικονομίας, τόσο μεγαλύτερη είναι η διάδοση των εκάστοτε συμβάντων δίνοντας βάση στα μοντέλα των Ito et al., (1992), που θεωρούν τη μεταβλητότητα να παράγεται από τη δημιουργία πληροφοριών. Οι εργασίες των Hamao et al., (1990), Bae and Karolyi (1994), Karolyi (1995), Koutmos and Booth (1995), Karolyi and Stulz (1996), Koutmos (1996), Song et al., (1998) και Antoniou et al., (2001) θεωρούνται από τις πιο αξιοσημείωτες για την διάδοση πληροφορίας μέσω της μεταβλητότητας μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Έτσι, κάτω από την υπόθεση της ενσωμάτωσης, οι αγορές παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά κάτω από κοινά ερεθίσματα.

Διάφορες εξηγήσεις δίνονται στη χρηματοοικονομική βιβλιογραφία για την μετάδοση της μεταβλητότητας. Η πρώτη έχει τη βάση της σε ένα μοντέλο τιμολόγησης αρμπιτράζ (Arbitrage Pricing Theory- APT) που αναπτύχθηκε από τον Ross (1976) το οποίο υπογραμμίζει την ύπαρξη κοινών παραγόντων που επηρεάζουν την εκτίμηση περιουσιακών στοιχείων στις διάφορες αγορές ως αιτία της μετάδοσης μεταβλητότητας. Στην εργασία των King et al., (1994) θεωρείται πως υπάρχουν παρατηρήσιμοι και μη παρατηρήσιμοι παράγοντες, αν και στο τέλος το συμπέρασμα είναι πως πολύ λίγη μεταβλητότητα οφείλεται στους παρατηρήσιμους παράγοντες.

Η δεύτερη εξήγηση είναι πως η πληροφορία φτάνει στις αγορές κατά κύματα και προκαλεί μεταβλητότητα που ενσωματώνεται στην τιμή. Είναι, δηλαδή, η δυναμική του συστήματος που καταφέρνει να διατηρήσει τη μεταβλητότητα, όπως δίνεται από μικροδομικά μοντέλα της αγοράς που δημιουργήθηκαν από τον Kyle (1985) και τους Admati and Pfleiderer (1988). Η ασυμμετρία της πληροφορίας οδηγεί τους κατόχους της στο να επιβραδύνουν την ενσωμάτωσή της, προσδοκώντας σε

υψηλότερες αποδόσεις, κάτι το οποίο εξηγεί και τη διατήρηση της μεταβλητότητας (Ederington and Lee, 1995 και Donders and Vorst, 1996).

Ο Black (1976) αναφέρεται στην ασύμμετρη ανταπόκριση της μεταβλητότητας στα παρελθοντικά σοκ. Η δεσμευμένη μεταβλητότητα είναι υψηλότερη ύστερα από ένα αρνητικό σοκ απ' ό τι ύστερα από ένα θετικό σοκ του ίδιου μεγέθους, ή με άλλα λόγια κακά νέα έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στη δεσμευμένη μεταβλητότητα απ' ό τι τα καλά νέα. Οι Kroner και Ng (1998) εντοπίζουν σημαντικές επιδράσεις ασυμμετρίας και στις διακυμάνσεις και στις συνδιακυμάνσεις. Όταν οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις χρησιμοποιούνται για να μελετηθεί η δυναμική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων, είναι σημαντικό να διαφοροποιούμε την ασυμμετρία της μεταβλητότητας από την ασυμμετρία της συνδιακύμανσης. Η πρώτη αναφέρεται στην εμπειρική απόδειξη ό τι οι αποδόσεις μετοχών είναι περισσότερο μεταβαλλόμενες σε καθοδικές απ' ό τι σε ανοδικές αγορές ενώ η δεύτερη βοηθάει στην επεξήγηση της πρώτης. Συγκεκριμένα, κακά νέα για μεγάλες εταιρίες μπορούν να προκαλέσουν μεταβλητότητα και στις αποδόσεις των μικρών εταιριών και στις αποδόσεις των μεγάλων εταιριών. Πιο συχνά, η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των μικρών και των μεγάλων επιχειρήσεων τείνει να γίνεται υψηλότερη όταν υπάρχουν κακά νέα για τις μεγάλες επιχειρήσεις απ' ό τι όταν υπάρχουν καλά νέα.

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι να διερευνήσει αν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης (volatility spillovers) μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της Ευρωζώνης και κατά πόσο η μετάβαση στη ζώνη του ευρώ αύξησε αυτή τη μετάδοση και οδήγησε σε μια πιο ενοποιημένη χρηματοοικονομική αγορά.

Η υπόλοιπη εργασία δομείται ως εξής: Στο κεφάλαιο 2 περιγράφεται αναλυτικά το οικονομετρικό μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε για αυτή την εργασία. Στο κεφάλαιο 3 υπάρχει η περιγραφή των δεδομένων, βάσει των οποίων έγινε αυτή η έρευνα, σχολιασμός των περιγραφικών στατιστικών και τέλος παράθεση και σχολιασμός των αποτελεσμάτων που προέκυψαν από την εφαρμογή του οικονομετρικού μοντέλου. Στο κεφάλαιο 4 υπάρχει μία σύνοψη των συμπερασμάτων αυτής της εργασίας και ακολούθως παρατίθενται τα παραρτήματα καθώς και η βιβλιογραφία.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

## *ARCH/GARCH Μοντέλα*

Στις χρηματοοικονομικές εφαρμογές η βασική μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS) που χρησιμοποιείται, υποθέτει πως η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου στο τετράγωνο είναι η ίδια σε κάθε δεδομένο σημείο. Αυτή η υπόθεση αποκαλείται ομοσκεδαστικότητα.

Παρατηρώντας πολλές χρηματοοικονομικές σειρές βλέπουμε συχνά ότι η μεταβλητότητα τους δεν είναι σταθερή στο χρόνο. Συγκεκριμένα, υπάρχουν περίοδοι όπου η διακύμανση είναι ιδιαίτερα υψηλή. Τέτοιες χρονοσειρές ονομάζονται υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικές. Πιο συγκεκριμένα είναι δυνατό να έχουμε σειρές στις οποίες οι παρατηρήσεις τείνουν να εμφανίζονται κατά ομάδες καθώς κατά κανόνα μεγάλες μεταβολές ακολουθούνται από μεγάλες μεταβολές ενώ μικρές μεταβολές ακολουθούνται κατά κανόνα από μικρές μεταβολές. Το βασικό πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας είναι ότι οι OLS εκτιμήσεις του μοντέλου παραμένουν αμερόληπτες, αλλά τα τυπικά σφάλματα και τα διαστήματα εμπιστοσύνης υποεκτιμούνται με συνέπεια να οδηγούμαστε σε λανθασμένα συμπεράσματα.

Με σκοπό την ταυτοποίηση της μεταβαλλόμενης στο χρόνο διακύμανσης αναπτύχθηκαν τα υποδείγματα ARCH (Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model – Αυτοπαλλίνδρομο Ετεροσκεδαστικό Υπόδειγμα) και GARCH (Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model – Γενικευμένο Αυτοπαλλίνδρομο Ετεροσκεδαστικό Υπόδειγμα) από τον Engle (1982) και τον Bollerslev (1986) αντίστοιχα. Αντί δηλαδή να αντιμετωπιστεί η ετεροσκεδαστικότητα σαν μια διατάραξη η οποία πρέπει να «θεραπευτεί» με την χρήση των ARCH/GARCH υποδειγμάτων, προσεγγίζεται σαν μια διατάραξη η οποία μοντελοποιείται. Με αυτόν τον τρόπο δεν επιτυγχάνεται μόνο η διόρθωση των εκτιμήσεων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, αλλά επιπλέον δίνεται και μια πρόβλεψη για τη διακύμανση των διαταρακτικών όρων, γεγονός πολύ χρήσιμο στις χρηματοοικονομικές εφαρμογές. Ο στόχος των μοντέλων αυτών είναι να μετρούν την μεταβλητότητα σαν μια τυπική απόκλιση που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για

χρηματοοικονομικές αποφάσεις που αφορούν την ανάλυση κινδύνου, την επιλογή χαρτοφυλακίων και την τιμολόγηση ομολογιών.

Πολλές προσπάθειες είχαν γίνει στο παρελθόν για την προσέγγιση της μέσης τιμής της απόδοσης με σκοπό να προβλεφθούν οι μελλοντικές αποδόσεις, στην πραγματικότητα όμως καμία μέθοδος δεν ήταν διαθέσιμη για την πρόβλεψη της διακύμανσης μέχρι την παρουσίαση των μοντέλων ARCH. Τα μέχρι τότε περιγραφικά εργαλεία ήταν η κινητή τυπική απόκλιση, δηλαδή η τυπική απόκλιση που υπολογιζόταν με βάση τις πιο πρόσφατες παρατηρήσεις. Αυτός ήταν ο πρόδρομος για το πρώτο μοντέλο ARCH, αφού υπέθετε ότι η διακύμανση της αυριανής απόδοσης είναι ένας ισοσταθμικός μέσος όρος των τετραγώνων των καταλοίπων των τελευταίων 22 (εργάσιμων) ημερών. Η ισοσταθμική αυτή όμως προσέγγιση έδειχνε αρκετά αναξιόπιστη καθώς η λογική έλεγε πως οι πιο πρόσφατες παρατηρήσεις θα έπρεπε να φέρουν υψηλότερο ποσοστό στάθμισης. Το γεγονός αυτό οδήγησε στην ανάπτυξη των μονομεταβλητών ARCH μοντέλων τα οποία στη συνέχεια επεκτάθηκαν σε GARCH και τέλος σε πολυμεταβλητά GARCH μοντέλα.



## 2.1 Μονομεταβλητά ARCH/GARCH μοντέλα

Το ARCH υπόδειγμα, που παρουσιάστηκε από τον Engle το 1982, αντιμετωπίζει τις σταθμίσεις των κινητών τυπικών αποκλίσεων ως παραμέτρους που πρέπει να εκτιμηθούν και αφήνει τα δεδομένα να μας οδηγήσουν στις βέλτιστες σταθμίσεις που θα χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη της διακύμανσης.

Ο Engle, χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα για τον πληθωρισμό, παρατήρησε ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Τα αποτελέσματα του Engle έδειξαν ότι μεγάλα και μικρά κατάλοιπα εμφανίζονται κατά ομάδες, κάτι που υποδηλώνει ότι η διακύμανση τους παρουσιάζει μία μορφή ετεροσκεδαστικότητας καθώς εξαρτάται από το μέγεθος του προηγούμενου διαταρακτικού όρου. Έτσι πρότεινε το αυτοπαλίνδρομο ετεροσκεδαστικό υπόδειγμα ARCH(1). Στο μοντέλο αυτό η υπό συνθήκη διακύμανση ισούται με:

$$s_t^2 = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 \quad (1)$$

παρουσιάζοντας υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Ο διαταρακτικός όρος είναι ο παρακάτω:

$$e_t = n_t \sqrt{(a_0 + a_1 e_{t-1}^2)} \quad (2)$$

όπου  $n_t$  είναι μια διαδικασία λευκού θορύβου με μέσο το μηδέν και διακύμανση τη μονάδα και  $a_0, a_1$  αποτελούν θετικές σταθερές και  $0 < a_1 < 1$  (απαραίτητες προϋποθέσεις για την ύπαρξη θετικής διακύμανσης). Αποδεικνύεται ότι τόσο ο μέσος όσο και ο υπό συνθήκη μέσος του διαταρακτικού όρου είναι μηδέν, η διακύμανση είναι σταθερή αλλά η υπό συνθήκη διακύμανση δεν είναι σταθερή. Η γενικευμένη μορφή της υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας με  $p$  υστερήσεις ARCH( $p$ ), δίνεται ως εξής:

$$e_t = n_t s_t, \quad s_t^2 = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j e_{t-j}^2 \quad (3)$$

Η υπό συνθήκη διακύμανση του διαταρακτικού όρου δηλαδή αποτελεί μια αυτοπαλίνδρομη διαδικασία των τετραγώνων των προηγούμενων διαταρακτικών όρων. Παρατηρούμε επομένως ότι τα σφάλματα δεν είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους αφού συνδέονται μέσω της ροπής δεύτερης τάξης. Η κεντρική ιδέα είναι ότι μεγάλα σφάλματα των προηγούμενων περιόδων ( $t-j$ ) μέσω της (3) οδηγούν σε μεγάλη διακύμανση των σφαλμάτων την επόμενη περίοδο. Η υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα που χαρακτηρίζει την σειρά των σφαλμάτων θα χαρακτηρίζει

και την σειρά της εξαρτημένης μεταβλητής του υποδείγματος ακολουθώντας και αυτή μία ARCH διαδικασία. Για αυτό το λόγο τα ARCH υποδείγματα χρησιμοποιούνται για εκτιμήσεις της διακύμανσης των χρονολογικών σειρών την επόμενη περίοδο με δεδομένη την προηγούμενη πληροφορία της σειράς.

Ο Bollerslev (1986) επέκτεινε το υπόδειγμα του Engle και επέτρεψε στην υπό συνθήκη διακύμανση να έχει την μορφή μιας διαδικασίας ARMA αναπτύσσοντας το γενικευμένο ARCH( $p$ ) υπόδειγμα GARCH( $p, q$ ). Αυτό το μοντέλο είναι επίσης ένας σταθμικός μέσος όρος των ιστορικών τετραγώνων των καταλοίπων, τα οποία φέρουν φθίνουσες σταθμίσεις που συγκλίνουν στο μηδέν, αλλά δεν γίνονται μηδέν.

Κατά αναλογία με το απλό ARCH μοντέλο, ο διαταρακτικός όρος  $e_t$  ακολουθεί ένα GARCH( $p, q$ ) υπόδειγμα εάν:

$$e_t = v_t s_t, \quad s_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j s_{t-j}^2 \quad (4)$$

όπου  $v_t$  είναι μια διαδικασία λευκού θορύβου με μέσο το μηδέν και διακύμανση τη μονάδα,  $a_0 > 0$ ,  $a_i \geq 0$ ,  $b_j \geq 0$  και  $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (a_i + b_i) < 1$ .

Είναι φανερό πως για  $i > p$  θα είναι  $a_i = 0$  και για  $j > q$  θα είναι  $b_j = 0$ .

Ο τελευταίος περιορισμός στον όρο  $a_i + b_i$  υποδηλώνει πως η μακροχρόνια (μη δεσμευμένη διακύμανση) είναι πεπερασμένη, δεδομένου ότι η δεσμευμένη διακύμανση  $s_t^2$  εξελίσσεται κατά τη διάρκεια του χρόνου. Γενικά, το  $v_t$  ακολουθεί μια τυπική κανονική κατανομή ή μια τυποποιημένη t-κατανομή.

Αν στην εξίσωση (4) είναι  $q = 0$ , τότε το υπόδειγμα μας «πέφτει» σε ένα απλό ARCH( $p$ ). Οι όροι  $a_i$  και  $b_j$  αναφέρονται ως ARCH και GARCH παράμετροι, αντίστοιχα.

Το γενικευμένο υπόδειγμα ARCH( $p$ ) ή GARCH( $p, q$ ) συνδυάζει την αυτοπαλίνδρομη συνιστώσα (AR) και τη συνιστώσα κινητού μέσου (MA) στην ετεροσκεδαστική διακύμανση. Πιο απλά, η υπό συνθήκη διακύμανση εξαρτάται από τις παρελθούσες τιμές των τετραγώνων των καταλοίπων. Πρακτικά ένα υπόδειγμα ARCH υψηλής τάξης ( $p$ ) μπορεί να εκφραστεί με ένα οικονομικότερο (parsimonious) υπόδειγμα GARCH. Δηλαδή, με ένα υπόδειγμα με λιγότερες παραμέτρους προς εκτίμηση. Αυτό άλλωστε είναι και το πλεονέκτημα που παρουσιάζουν τα GARCH υποδείγματα, ότι δηλαδή είναι ευκολότερο να εκτιμηθούν. Τα μοντέλα υψηλότερης τάξης συχνά χρησιμοποιούνται για δεδομένα μεγαλύτερων χρονικών περιόδων, όπως

δεκαετίες από ημερήσιες παρατηρήσεις είτε ένα έτος από ωριαίες παρατηρήσεις. Με τις επιπλέον υστερήσεις τα μοντέλα μας επιτρέπουν να ομαλοποιούμε την πορεία των ιστορικών δεδομένων και να τα κάνουμε περισσότερο προβλέψιμα.

Στη συνέχεια θα αναλύσουμε τις ιδιότητες του απλούστερου υποδείγματος, του GARCH(1,1). Στην περίπτωση αυτή, η υπό συνθήκη διακύμανση είναι:

$$s_t^2 = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 s_{t-1}^2 \quad (5)$$

όπου  $a_0$  είναι ο σταθερός όρος, το γινόμενο  $a_1 e_{t-1}^2$  είναι ο παράγοντας ARCH και το γινόμενο  $b_1 s_{t-1}^2$  είναι ο παράγοντας GARCH. Όπως ήδη αναφέραμε, θα πρέπει  $a_0 > 0$ ,  $a_1 \geq 0$ ,  $b_1 \geq 0$  για να είναι θετική η διακύμανση και  $a_1 + b_1 < 1$ . Το άθροισμα αυτό καλείται και επιμονή (persistence) και εκφράζει την επιρροή κινδύνου που ασκεί η προηγούμενη περίοδος στην παρούσα περίοδο. Ένα μεγάλο  $e_{t-1}^2$  ή  $s_{t-1}^2$ , οδηγεί σε ένα μεγάλο  $s_t^2$ . Αυτό πρακτικά σημαίνει πως ένα μεγάλο  $e_{t-1}^2$  τείνει να ακολουθείται από ένα άλλο μεγάλο  $e_t^2$ , δημιουργώντας ουσιαστικά το φαινόμενο του volatility clustering στις οικονομικές χρονοσειρές.

Η μακροχρόνια πρόβλεψη της διακύμανσης όπως θα δείξουμε παρακάτω είναι:

$$Var(e_t) = \frac{1}{1 - a_1 - b_1} \quad (6)$$

Επίσης αποδεικνύεται πως αν  $1 - 2a_1^2 - (a_1 + b_1)^2 > 0$ , τότε η μη δεσμευμένη κύρτωση του διαταρακτικού όρου  $e_t$ , είναι:

$$\frac{E(e_t^4)}{[E(e_t^2)]^2} = \frac{3[1 - (a_1 + b_1)^2]}{1 - (a_1 + b_1)^2 - 2a_1^2} > 3 \quad (7)$$

Αυτό σημαίνει πως η ουρά της κατανομής μιας GARCH(1,1) διαδικασίας είναι πιο «βαριά» από εκείνη μιας κανονικής κατανομής. Επίσης, το μοντέλο παρέχει μια απλή παραμετρική εξίσωση που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να περιγράψει την εξέλιξη της μεταβλητότητας.

Οι προβλέψεις με την βοήθεια ενός GARCH υποδείγματος «αντλούνται» με μεθόδους παρόμοιες με εκείνες που χρησιμοποιούνται για προβλέψεις μέσω ενός ARMA υποδείγματος.

Θεωρούμε το GARCH(1,1) υπόδειγμα της σχέσης (5) και υποθέτουμε ότι η αρχή των προβλέψεων είναι h.

Για την πρώτη πρόβλεψη, έχουμε:

$s_{h+1}^2 = a_0 + a_1 e_h^2 + b_1 s_h^2$ , όπου  $e_h$  και  $s_h^2$  είναι γνωστές κατά την χρονική στιγμή  $h$ .

Άρα η 1<sup>η</sup> πρόβλεψη είναι

$$s_h^2(1) = a_0 + a_1 e_h^2 + b_1 s_h^2 \quad (8)$$

Για τις επόμενες προβλέψεις, χρησιμοποιούμε τον τύπο  $e_t^2 = s_t^2 v_t^2$  και αντικαθιστώντας τον στην εξίσωση μεταβλητότητας (5), έχουμε:

$$s_{t+1}^2 = a_0 + (a_1 + b_1) s_t^2 + a_1 s_t^2 (v_t^2 - 1)$$

Όταν  $t = h+1$ , η εξίσωση γράφεται:

$s_{h+2}^2 = a_0 + (a_1 + b_1) s_{h+1}^2 + a_1 s_{h+1}^2 (v_{h+1}^2 - 1)$ , δηλαδή η πρόβλεψη για δύο χρονικές περιόδους είναι:

$$s_h^2(2) = a_0 + (a_1 + b_1) s_h^2(1)$$

Γενικότερα, έχουμε:

$$s_h^2(l) = a_0 + (a_1 + b_1) s_h^2(l-1), l > 1 \quad (9)$$

Με διαδοχικές αντικαταστάσεις στην εξίσωση (9), η  $l$ -τάξης πρόβλεψη γράφεται:

$$s_h^2(l) = \frac{a_0 [1 - (a_1 + b_1)^{l-1}]}{1 - a_1 - b_1} + (a_1 + b_1)^{l-1} s_h^2(1)$$

Άρα,

$$s_h^2(l) \rightarrow \frac{a_0}{1 - a_1 - b_1}, \text{ εάν } l \rightarrow \infty, \text{ εφόσον } a_1 + b_1 < 1.$$

Συνεπώς, οι μελλοντικές προβλέψεις μεταβλητότητας ενός GARCH(1,1) υποδείγματος συγκλίνουν στην μη υπό συνθήκη διακύμανση του  $e_t$  (εφόσον αυτή υπάρχει), όσο ο ορίζοντας πρόβλεψης τείνει στο άπειρο.

Στη συνέχεια, γενικεύουμε τα μονομεταβλητά GARCH μοντέλα σε πολυμεταβλητά και αναλύουμε μια συγκεκριμένη υποκατηγορία τους, το BEKK μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί στη συγκεκριμένη εργασία.

## 2.2 Πολυμεταβλητά GARCH μοντέλα

Σε αυτό το κεφάλαιο, γενικεύουμε τα μονομεταβλητά GARCH μοντέλα σε πολυμεταβλητά και παρουσιάζουμε μεθόδους απλούστευσης των σχέσεων που αναπτύσσονται μεταξύ των διαδικασιών μεταβλητότητας πολλών χρηματοοικονομικών σειρών. Η πολυμεταβλητή μεταβλητότητα έχει πολλές και σημαντικές χρηματοοικονομικές εφαρμογές. Διαδραματίζει σημαντικό «ρόλο» στην επιλογή χαρτοφυλακίου και στην επένδυση περιουσιακών στοιχείων και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να υπολογιστεί η αξία σε κίνδυνο (value at risk) μιας χρηματοοικονομικής επιλογής. Γενικά, ασχολούμαστε με μοντέλα που επιτρέπουν την διαχρονικά μεταβαλλόμενη συσχέτιση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων, καθώς αυτή είναι πολύ χρήσιμη στα χρηματοοικονομικά. Για παράδειγμα, μπορούν να χρησιμοποιηθούν στον υπολογισμό ενός διαχρονικά μεταβαλλόμενου βήτα (beta) ενός μοντέλου αγοράς για σειρές αποδόσεων.

Πιο συγκεκριμένα, θεωρούμε μια πολυμεταβλητή σειρά αποδόσεων  $\{Y_t\}$ :

$$Y_t = m_t + E_t$$

όπου  $m_t = E(Y_t / F_{t-1})$  είναι η υπό συνθήκη πρόβλεψη του  $Y_t$  δοθείσας της προηγούμενης «πληροφορίας»  $F_{t-1}$ , και  $E = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{kt})'$  είναι τα κατάλοιπα (σοκ) των σειρών την χρονική στιγμή  $t$ . Το  $m_t$  υποθέτουμε πως ακολουθεί την υπό συνθήκη «προσδοκία» ενός πολυμεταβλητού μοντέλου χρονοσειρών. Για τις περισσότερες σειρές αποδόσεων ένα μοντέλο VAR (Vector AR) είναι επαρκές για το  $m_t$ . Ο πίνακας της υπό συνθήκη συνδιακύμανσης του  $E_t$  δοθέντος του  $F_{t-1}$  είναι ένας  $k \times k$  θετικά ορισμένος πίνακας  $H_t$  και δίνεται από τον τύπο:

$$H_t = \text{Cov}(E_t / F_{t-1})$$

Η μοντελοποίηση της πολυμεταβλητής μεταβλητότητας σχετίζεται με τη διαχρονική εξέλιξη του  $H_t$ . Θεωρούμε πως το μοντέλο για μια  $\{H_t\}$  διαδικασία είναι ένα μοντέλο μεταβλητότητας για τις σειρές αποδόσεων  $Y_t$ .

Υπάρχουν πολλοί τρόποι για να γενικεύσουμε τα μονομεταβλητά μοντέλα μεταβλητότητας σε πολυμεταβλητή βάση, αλλά το πρόβλημα της διάστασης γρήγορα γίνεται σημαντικό «εμπόδιο» στις εφαρμογές καθώς για  $k$  – διάστατες σειρές αποδόσεων υπάρχουν  $k(k+1)/2$  ποσότητες προς εκτίμηση στο  $H_t$ . Για παράδειγμα,

υπάρχουν 15 υπό συνθήκη διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις στο  $H_t$  για πέντε σειρές αποδόσεων.

Ο σκοπός αυτής της ενότητας είναι να εισάγουμε κάποια σχετικά απλά πολυμεταβλητά μοντέλα μεταβλητότητας που θα είναι χρήσιμα και κυρίως διαχειρίσιμα σε πραγματικές εφαρμογές. Σε αυτή την εργασία το μοντέλο που επιλέγουμε να χρησιμοποιηθεί είναι το BEKK μοντέλο που πρωτοπαρουσιάστηκε από τους Engle και Kroner (1995).

### Μοντέλο BEKK

Η ανάλυση είναι βασισμένη σε ένα διμεταβλητό μοντέλο VAR(1)-GARCH(1,1). Έστω  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$  είναι το διάνυσμα των αποδόσεων, με  $y_{1t}$  να δηλώνει την απόδοση είτε του Γερμανικού είτε του Γαλλικού χρηματιστηρίου και  $y_{2t}$  την απόδοση του χρηματιστηρίου οποιασδήποτε από τις άλλες χώρες. Ο υπό συνθήκη μέσος της διαδικασίας μοντελοποιείται ως εξής:

$$Y_t = C + M \times Y_{t-1} + E_t \quad (10)$$

όπου  $C$  είναι ένα  $2 \times 1$  διάνυσμα των σταθερών όρων,  $M$  είναι ένας  $2 \times 2$  συντελεστής πίνακας και  $E_t = (e_{1t}, e_{2t})'$  είναι το διάνυσμα των σφαλμάτων με μέσο μηδέν. Αναλυτικότερα οι δύο εξισώσεις των αποδόσεων του χρηματιστηρίου των υπό εξέταση χωρών -της μοντελοποίησης του υπό συνθήκη μέσου έχουν ως εξής:

$$Y_{1t} = c_{11} + m_{11}Y_{1t-1} + m_{12}Y_{2t-1} + e_{1t} \quad (11)$$

$$Y_{2t} = c_{22} + m_{21}Y_{1t-1} + m_{22}Y_{2t-1} + e_{2t} \quad (12)$$

Το  $E_t$  μπορεί να έχει μεταβαλλόμενη χρονικά υπό συνθήκη διακύμανση (time-varying conditional variance), η οποία είναι  $\text{Var}(E_t / F_{t-1}) = H_t$ , όπου  $F_{t-1}$

δηλώνει το  $\sigma$ -πεδίο<sup>1</sup> το οποίο παράγεται από όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες στο χρόνο  $t-1$ . Επιπλέον υποθέτουμε ότι η υπό συνθήκη διακύμανση,  $H_t$ , του  $E_t$  ακολουθεί ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH(1,1), και συγκεκριμένα, θεωρούμε την ακόλουθη BEKK μορφή:

$$E_t = H_t^{1/2} \times Z_t$$

$$H_t = \Omega \times \Omega' + A \times E_{t-1} \times E_{t-1}' \times A' + B \times H_{t-1} \times B' + D \times h_{t-1} h_{t-1}' \times D' \quad (13)$$

όπου  $\Omega = [w_{ij}]$ ,  $i, j = 1, 2$  είναι ένας κάτω τριγωνικός πίνακας των σταθερών όρων,  $A = [a_{ij}]$ ,  $B = [b_{ij}]$  και  $D = [d_{ij}]$ ,  $i, j = 1, 2$  είναι  $2 \times 2$  συντελεστές πίνακες και  $h_t = (h_{1t}, h_{2t})'$ ,  $h_{it} = \min\{e_{it}, 0\}$ ,  $i = 1, 2$  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, αποκλίσεις από το μέσο) και συνεπώς συμπεριλαμβάνουν (συλλαμβάνουν) τις επιδράσεις των shocks στη μεταβλητότητα. Αφ' ετέρου ο πίνακας  $B$  απεικονίζει το βαθμό στον οποίον οι τρέχουσες υπό συνθήκη διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις συσχετίζονται με προηγούμενες υπό συνθήκη διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις. Τέλος, ο πίνακας  $D$  μετρά το βαθμό στον οποίο οι υπό συνθήκη διακυμάνσεις σχετίζονται με προηγούμενες τετραγωνικές μη αναμενόμενες αποδόσεις και συμπεριλαμβάνουν τις επιδράσεις των αρνητικών shocks στην μεταβλητότητα. Το μοντέλο εξασφαλίζει ότι οι πίνακες των υπό συνθήκη διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων,  $H = [h_{ij}, t]$ ,  $i, j = 1, 2$ , είναι θετικά ορισμένοι κάτω από μάλλον ασθενείς υποθέσεις<sup>2</sup>.

Συγκρίνοντας με μορφές εναλλακτικών πολυμεταβλητών μοντέλων GARCH, το μοντέλο BEKK είναι περισσότερο προσιτό για την εκτίμηση, διότι περιλαμβάνει λιγότερες παραμέτρους. Οι Engle και Kroner (1995) απέδειξαν ότι το μοντέλο BEKK

<sup>1</sup> Ένα  $\sigma$ -πεδίο  $F$  είναι μια οικογένεια υποσυνόλων ενός συνόλου  $\Omega$ , τέτοιο ώστε: i)  $\emptyset \in F$ , ii) εάν  $A \in F$  τότε και  $A^c \in F$ , iii) εάν  $A_1, A_2, \dots \in F$  τότε  $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in F$ .

<sup>2</sup> Οι Engle και Kroner (1995) έδειξαν ότι το  $H_t$  είναι θετικά ορισμένο εάν τουλάχιστον ένας από τους  $\Omega$  ή  $B$  είναι πλήρους τάξης. Ένας πίνακας  $A$  διαστάσεων  $m \times n$  ονομάζεται πλήρους τάξης όταν η τάξη του πίνακα  $P(A)$ , είναι:  $P(A) = \min(m, n)$ .

στην εξίσωση (13) είναι δεύτερης τάξης στάσιμο αν και μόνο αν όλες οι ιδιοτιμές του πίνακα  $(A \otimes A + B \otimes B)$ <sup>3</sup> 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 την παρακάτω σχέση:

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

όπου  $\text{vec}$  είναι ο τελεστής που συσσωρεύει τις στήλες ενός τετραγωνικού πίνακα σε ένα διάνυσμα.

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

$$\begin{aligned} h_{11,t} = & w_{11}^2 + a_{11}^2 e_{1t-1}^2 + 2a_{11}a_{12} e_{1t-1} e_{2t-1} + a_{12}^2 e_{2t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + \\ & + 2b_{11}b_{12} h_{12,t-1} + b_{12}^2 h_{22,t-1} + d_{11}^2 h_{1t-1}^2 + 2d_{11}d_{12} h_{1t-1} h_{2t-1} + d_{12}^2 h_{2t-1}^2 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} h_{22,t} = & w_{21}^2 + w_{22}^2 + a_{21}^2 e_{1t-1}^2 + 2a_{21}a_{22} e_{1t-1} e_{2t-1} + a_{22}^2 e_{2t-1}^2 + b_{21}^2 h_{11,t-1} + \\ & + 2b_{21}b_{22} h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} + d_{21}^2 h_{1t-1}^2 + 2d_{21}d_{22} h_{1t-1} h_{2t-1} + d_{22}^2 h_{2t-1}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} h_{12,t} = & w_{11}w_{21} + a_{11}a_{21} e_{1t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21}) e_{1t-1} e_{2t-1} + a_{12}a_{22} e_{2t-1}^2 + \\ & + b_{11}b_{21} h_{11,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21}) h_{12,t-1} + b_{12}b_{22} h_{22,t-1} + \\ & + d_{11}d_{21} h_{1t-1}^2 + (d_{11}d_{22} + d_{12}d_{21}) h_{1t-1} h_{2t-1} + d_{12}d_{22} h_{2t-1}^2 \end{aligned} \quad (16)$$

Εκτιμούμε ένα διμεταβλητό σύστημα για τη Γερμανία ή τη Γαλλία (κάθε μία ως χώρα αναφοράς) με κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες της Ευρωζώνης βασισμένο στις εξισώσεις (10) και (13). Σε αυτή τη περίπτωση, τα  $h_{11,t}$  και  $h_{22,t}$ , δηλώνουν την υπό συνθήκη διακύμανση για την εκάστοτε χώρα αντίστοιχα, ενώ το  $h_{12,t}$  δηλώνει την υπό συνθήκη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των υπό εξέταση χωρών.

<sup>3</sup> Kronecker Product: όταν υπάρχει ένας πίνακας  $A$  διαστάσεων  $m \times n$  και ένας πίνακας  $B$   $p \times q$ , τότε το μεταξύ τους γινόμενο kronecker  $C = A \otimes B$  είναι ένας  $(mn) \times (pq)$  πίνακας με στοιχεία  $c_{ab} = a_{ij} b_{kl}$ , όπου  $a = p(i-1) + k$  και  $b = q(j-1) + l$ .



Ιδιαίτερη σημασία έχουν τα δύο στοιχεία  $b_{12}, a_{12}$ , τα οποία όταν είναι στατιστικά σημαντικά δηλώνουν ότι η μεταβλητότητα στην απόδοση της μίας χώρας είναι επηρεασμένη από τις εξελίξεις στη μεταβλητότητα της 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  $h_{12,t-1}$ . Αντίστοιχης σημασίας είναι τα στοιχεία  $b_{21}$  και  $a_{21}$  τα οποία δηλώνουν διάχυση μεταβλητότητας από την 1<sup>η</sup> χώρα στη 2<sup>η</sup> χώρα. Η σύγχρονη συν-μετακίνηση στην μεταβλητότητα των σειρών δίνεται από την εξίσωση (16) και είναι μια συνάρτηση των προηγούμενων τετραγωνισμένων καταλοίπων, των διαγώνιων γινομένων των καταλοίπων, των προηγούμενων υπό συνθήκη μεταβλητοτήτων και φυσικά της προηγούμενης υπό συνθήκη συνδιακύμανσης. Αυτή η πλούσια παραμετροποίηση δηλώνει ότι ακόμη και στην περίπτωση που οι υπό συνθήκη μεταβλητότητες μεταξύ των σειρών δεν συνδέονται άμεσα, δηλαδή  $b_{12} = b_{21} = 0$ , η αλληλεπίδραση μεταξύ των υπό συνθήκη διακυμάνσεων εξασφαλίζονται από προηγούμενες αποδόσεις καταλοίπων. Εξετάζοντας τους τελευταίους όρους των εξισώσεων (14) – (16) αξίζει να τονίσουμε ότι όταν τα στοιχεία  $d_{12}$  και  $d_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικά, υπάρχει ασυμμετρία στη μετάδοση της διακύμανσης. Πιο συγκεκριμένα, τα αρνητικά shocks μεταδίδουν επιπλέον μεταβλητότητα σε σχέση με τα θετικά.

Τέλος, για να αντιμετωπισθεί η υπερβάλλουσα κύρτωση που εντοπίζεται στα εκτιμώμενα τυποποιημένα κατάλοιπα κάτω από την Gaussian υπόθεση (υπόθεση κανονικότητας), 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  $\nu$  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 (βλ. Susmel και Engle, 1994). Σε αυτή την περίπτωση, λαμβάνοντας υπόψη ένα δείγμα με  $T$  παρατηρήσεις, ένα διάνυσμα από άγνωστες παραμέτρους  $\theta$  και ένα  $2 \times 1$  διάνυσμα αποδόσεων  $Y_t$ , το διμεταβλητό μοντέλο BEKK εκτιμάται με τη μεγιστοποίηση της ακόλουθης συνάρτησης πιθανοφάνειας:

$$L(q) = \sum_{t=1}^T \ln(l_t(q)) \quad (17)$$

με

$$l_t = \frac{\Gamma((T+u)/2)}{\Gamma(u/2)[p(u-2)]^{T/2}} |H_t|^{-1/2} \left[ 1 + \frac{1}{u-2} E_t' H_t^{-1} E_t \right]^{-(T+u)/2} \quad (18)$$

όπου το  $u$  δηλώνει τους βαθμούς ελευθερίας της  $t$ -κατανομής και  $\Gamma(\cdot)$  είναι η συνάρτηση Γάμμα. Αυτή η συνάρτηση πιθανοφάνειας μεγιστοποιείται χρησιμοποιώντας τον αλγόριθμο (BHHH) των Berndt, Hall, Hall και το Hausman (1974).

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

## *Εμπειρική ανάλυση*

### *3.1 Δεδομένα*

Για την ανάλυση μας έχουν χρησιμοποιηθεί ημερήσια δεδομένα (πέντε ημέρες την εβδομάδα) που έχουν ως πηγή άντλησης την Thomson Datastream και αφορούν τις παρακάτω δώδεκα χώρες της Ευρωζώνης: Αυστρία, Γερμανία, Βέλγιο, Γαλλία, Ελλάδα, Ιταλία, Ιρλανδία, Λουξεμβούργο, Ολλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία και Φινλανδία. Τα δεδομένα αφορούν τις τιμές κλεισίματος των Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των παραπάνω χωρών, καλύπτουν το χρονικό διάστημα 30/12/1994-27/12/2007 και περιλαμβάνουν συνολικά 3.216 παρατηρήσεις (Full sample), το γράφημα των οποίων δίνεται στο Παράρτημα Α1. Για το σκοπό αυτής της εργασίας και προκειμένου να διαπιστώσουμε κατά πόσο μετά την είσοδο του ευρώ έχουμε ένδειξη πως επιτυγχάνεται οικονομική σύγκλιση μεταξύ των χωρών της Ευρωζώνης, χωρίσαμε το συνολικό δείγμα σε δύο επιμέρους με κομβικό σημείο την ημερομηνία εισαγωγής του ευρώ στις παραπάνω χώρες και την κατάργηση του εθνικού τους νομίσματος. Συγκεκριμένα, έχουμε το «Pre-2001» δείγμα το οποίο καλύπτει την περίοδο 30/12/1994-29/12/2000 και περιλαμβάνει 1566 παρατηρήσεις για τις χώρες της Ευρωζώνης πριν την εισαγωγή του ευρώ καθώς επίσης και το «Post-2001» δείγμα το οποίο καλύπτει την περίοδο 01/01/2001-27/12/2007 και περιλαμβάνει 1650 παρατηρήσεις για τις χώρες της Ευρωζώνης μετά την εισαγωγή του ευρώ. Η όλη ανάλυση μας αναφορικά με την μετάδοση διακύμανσης ανάμεσα στους χρηματιστηριακούς δείκτες της Ευρωζώνης θα επικεντρωθεί σε αυτά τα δύο δείγματα και λιγότερο στο συνολικό. Τέλος, θα πρέπει να τονίσουμε πως θεωρώντας τη Γερμανία και την Γαλλία ως τις δύο ισχυρότερες χώρες της Ευρωζώνης με βάση το Α.Ε.Π., θα μελετήσουμε τα αποτελέσματα κάθε μίας από αυτές τις δύο χώρες (χώρες αναφοράς) με κάθε άλλη χώρα της Ευρωζώνης, τόσο πριν όσο και μετά την εισαγωγή του ευρώ.

### 3.2 Περιγραφικά Στατιστικά

Σε αυτή την ενότητα, θα δώσουμε τα πρώτα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις αποδόσεις των Χρηματιστηρίων των χωρών της Ευρωζώνης που μελετάμε. Στο παράρτημα B1 παρουσιάζονται οι πίνακες B1.1-B1.4 με τα περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις  $R_t$  των Χρηματιστηρίων των χωρών της Ευρωζώνης τόσο για το διάστημα πριν την εισαγωγή του ευρώ όσο και για το διάστημα μετά από αυτή. Επίσης στο παράρτημα A2 παρουσιάζονται και τα αντίστοιχα γραφήματα. Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση μας κρίνουμε σκόπιμο να αναφέρουμε τα στοιχεία που περιλαμβάνονται σε αυτούς τους πίνακες της περιγραφικής στατιστικής.

Έτσι, το πρώτο στοιχείο που παρατηρούμε στον πίνακα είναι αυτό του μέσου. Ως μέσος ορίζεται, η μέση τιμή της χρονοσειράς  $R_t$  η οποία υπολογίζεται προσθέτοντας τις τιμές της χρονοσειράς και διαιρώντας το αποτέλεσμα με τον αριθμό των παρατηρήσεων.

Δεύτερο στοιχείο του πίνακα είναι η διάμεσος δηλαδή η μεσαία τιμή (ή ο μέσος όρος των δύο μεσαίων τιμών) της χρονοσειράς, όταν οι τιμές της χρονοσειράς είναι διατεταγμένες από την μικρότερη τιμή προς την μεγαλύτερη. Η διάμεσος είναι ένας 'δυναμικός' τρόπος μέτρησης του κέντρου της κατανομής, λιγότερο ευαίσθητος σε ακραίες τιμές, σε σχέση με τον μέσο.

Συνεχίζοντας την περιγραφή του πίνακα φτάνουμε στην ανώτατη και κατωτάτη τιμή της σειράς στο συγκεκριμένο δείγμα.

Η τυπική απόκλιση είναι το επόμενο στοιχείο που εμφανίζεται στον πίνακα. Συγκεκριμένα, η τυπική απόκλιση είναι ένα μέτρο της διασποράς στην σειρά.

Το επόμενο στοιχείο που μελετούμε είναι η ασυμμετρία η οποία είναι ένας τρόπος μέτρησης της ασυμμετρίας της σειράς γύρω από τον μέσο της. Η ασυμμετρία υπολογίζεται από τον εξής τύπο:

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{y_i - \bar{y}}{\hat{S}} \right)^3$$

όπου  $\hat{\sigma}$  είναι ένας εκτιμητής για την τυπική απόκλιση που είναι βασισμένος στον μεροληπτικό εκτιμητή για την διακύμανση ( $\hat{S} = s\sqrt{(N-1)/N}$ ). Η τιμή της ασυμμετρίας για μια συμμετρική κατανομή, όπως η κανονική κατανομή, είναι μηδέν.

Θετική ασυμμετρία σημαίνει ότι η κατανομή έχει μια μακριά δεξιά ουρά ενώ αρνητική ασυμμετρία σημαίνει ότι η κατανομή έχει μια μακριά αριστερή ουρά.

Η κύρτωση μετρά την 'ομαλότητα' ή την 'αιχμηρότητα' της κατανομής. Η κύρτωση υπολογίζεται ως

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{y_i - \bar{y}}{\hat{s}} \right)^4$$

όπου  $\hat{s}$  είναι και πάλι ο εκτιμητής όπως και στην ασυμμετρία. Η κύρτωση μιας κανονικής κατανομής είναι 3. Έτσι, αν η κύρτωση μιας κατανομής υπερέρχει του 3 τότε η κατανομή είναι πιο λεπτόκυρτη σε σχέση με την κανονική. Από την άλλη αν η τιμή της κύρτωσης είναι μικρότερη από 3 τότε η κατανομή είναι πιο πλατύκυρτη σε σχέση με την κανονική κατανομή.

Το Jarque-Bera είναι ένα στατιστικό τεστ που ελέγχει αν η σειρά κατανέμεται κανονικά. Το στατιστικό τεστ μετράει την διαφορά της ασυμμετρίας και της κυρτότητας της σειράς με τα αντίστοιχα στοιχεία από την κανονική κατανομή. Ο υπολογισμός αυτός γίνεται μέσω του τύπου:

$$\text{Jarque-bera} = \frac{N - k}{6} \left( S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

όπου  $S$  είναι η ασυμμετρία και  $K$  είναι η κύρτωση και το  $k$  αντιπροσωπεύει τον αριθμό των εκτιμημένων παραμέτρων που χρησιμοποιήθηκαν για την δημιουργία της σειράς. Υπό την μηδενική υπόθεση μιας κανονικής κατανομής, το Jarque-bera στατιστικό είναι κατανομημένο σαν μια κατανομή  $\chi^2$  με δύο βαθμούς ελευθερίας. Έτσι, μια μικρή πιθανότητα οδηγεί στο συμπέρασμα της απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης για κανονική κατανομή.

Το τελευταίο στοιχείο που εμφανίζεται στον πίνακα είναι αυτό του αριθμού των παρατηρήσεων.

Τέλος, θα πρέπει να αναφέρουμε πως οι αποδόσεις των Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των χωρών της Ευρωζώνης υπολογίζονται από τον τύπο:

$$R_{it} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100$$

όπου  $P_t$  η τιμή του Γενικού Δείκτη τη χρονική στιγμή  $t$ .

Μετά από αυτή τη σύντομη περιγραφή, μπορούμε να προχωρήσουμε στην ανάλυση των περιγραφικών στατιστικών για τα δείγματα «Pre-2001» και «Post-2001».

- **PRE-2001**

Στο διάστημα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως ο μέσος των Αποδόσεων  $R_t$  των Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των χωρών της Ευρωζώνης είναι θετικός για όλες τις χώρες (πίνακας B1.1-B1.2). Η μεγαλύτερη μέση απόδοση εντοπίζεται στη Φινλανδία (και η 2<sup>η</sup> μεγαλύτερη στην Ελλάδα) ενώ η μικρότερη μέση απόδοση παρατηρείται στην Αυστρία. Η μεγαλύτερη τιμή του μέτρου της τυπικής απόκλισης παρατηρείται πάλι στη Φινλανδία (και πάλι η 2<sup>η</sup> μεγαλύτερη εντοπίζεται στην Ελλάδα) και μάλιστα με σημαντική διαφορά από τις υπόλοιπες χώρες της Ευρωζώνης. Αυτό σημαίνει πως οι επενδύσεις σε αυτά τα δύο χρηματιστήρια κατά την εξεταζόμενη περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ, ήταν εξαιρετικά επισφαλείς λόγω της μεγάλης μεταβλητότητας των τιμών του δείγματος. Αντίθετα, πιο ασφαλής φαίνεται η αγορά της Αυστρίας καθώς έχει την μικρότερη τιμή του μέτρου της τυπικής απόκλισης. Σε όλες τις χώρες πλην του Λουξεμβούργου εμφανίζεται αρνητική ασυμμετρία (Skewness), κάτι που σημαίνει πως οι περισσότερες παρατηρήσεις κατανέμονται αριστερά από την κορυφή της κατανομής. Ειδικά για το Λουξεμβούργο οι περισσότερες παρατηρήσεις κατανέμονται δεξιά της κατανομής. Επίσης, κρίνοντας από τις τιμές του μέτρου της κύρτωσης (Kurtosis) συμπεραίνουμε πως οι κατανομές των αποδόσεων της Αυστρίας, Γερμανίας, Βελγίου, Γαλλίας, Ελλάδας, Ιταλίας, Ολλανδίας και Ισπανίας είναι λεπτόκυρτες καθώς η τιμή της κύρτωσης υπερέρχει του «3», ενώ οι κατανομές των αποδόσεων της Ιρλανδίας, Λουξεμβούργου, Πορτογαλίας και Φινλανδίας είναι πλατύκυρτες αφού η τιμή της κύρτωσης για αυτές τις χώρες υστερεί του «3». Σε κάθε περίπτωση καμία κατανομή δεν είναι κανονική. Άλλη μια επιβεβαίωση για τη μη κανονικότητα των κατανομών των αποδόσεων παίρνουμε από το την τιμή του Jarque-Bera σε συνδυασμό με την αντίστοιχη τιμή του Probability (μηδενική σε κάθε περίπτωση).

- **POST-2001**

Στο διάστημα μετά την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως ο μέσος των Αποδόσεων  $R_t$  των Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των χωρών της Ευρωζώνης είναι θετικός για όλες τις χώρες πλην της Φινλανδίας (πίνακας B1.3-B1.4). Η μεγαλύτερη μέση απόδοση εντοπίζεται στην Αυστρία ενώ η μικρότερη μέση απόδοση παρατηρείται στην Φινλανδία. Η μεγαλύτερη τιμή του μέτρου της τυπικής απόκλισης παρατηρείται όπως και στο Pre-2001 δείγμα στη Φινλανδία και μάλιστα με σημαντική διαφορά από τις υπόλοιπες χώρες της Ευρωζώνης. Άρα η αγορά της

Φινλανδίας και μετά την εισαγωγή του ευρώ παραμένει εξαιρετικά επισφαλής λόγω της μεγάλης μεταβλητότητας των τιμών του δείγματος. Αντίθετα, πιο ασφαλής φαίνεται η αγορά της Πορτογαλίας καθώς έχει την μικρότερη τιμή του μέτρου της τυπικής απόκλισης. Σε όλες τις χώρες πλην του Βελγίου εμφανίζεται αρνητική ασυμμετρία (Skewness), κάτι που σημαίνει πως οι περισσότερες παρατηρήσεις κατανέμονται αριστερά από την διάμεσο της κατανομής. Ειδικά για το Βέλγιο οι περισσότερες παρατηρήσεις κατανέμονται δεξιά της κατανομής. Επίσης, κρίνοντας από τις τιμές του μέτρου της κύρτωσης (Kurtosis) συμπεραίνουμε πως όλες οι κατανομές των αποδόσεων των χωρών είναι λεπτόκυρτες- καθώς η τιμή της κύρτωσης υπερέρχει του «3» - εκτός από την κατανομή της Φινλανδίας η οποία είναι πλατύκυρτη αφού η τιμή της κύρτωσης υστερεί του «3». Σε κάθε περίπτωση καμία κατανομή δεν είναι κανονική. Άλλη μια επιβεβαίωση για τη μη κανονικότητα των κατανομών των αποδόσεων παίρνουμε από το την τιμή του Jarque-Bera σε συνδυασμό με την αντίστοιχη τιμή του Probability (μηδενική σε κάθε περίπτωση).

### 3.3 Έλεγχος των καταλοίπων για την ετεροσκεδαστικότητα

Πριν προχωρήσουμε στην παρουσίαση των αποτελεσμάτων του οικονομετρικού μοντέλου που χρησιμοποιήσαμε στην έρευνά μας και προκειμένου να δικαιολογηθεί η επιλογή μας αυτή, θα προβούμε σε έλεγχο των καταλοίπων, για την παρουσία σε αυτά ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων. Ουσιαστικά αυτό που θέλουμε να εξακριβώσουμε είναι αν όντως η ένδειξη της μεταβαλλόμενης διακύμανσης (clustering volatility) και των ομαδοποιημένων αποκλίσεων από τον μέσο επιβεβαιώνεται για κάθε σειρά. Για τον έλεγχο αυτό χρησιμοποιήσαμε το ARCH-LM test του Engle (1982) μέσω του στατιστικού πακέτου E-VIEWS.

Το στατιστικό ARCH LM test υπολογίζεται με τη βοήθεια μιας υποθετικής παλινδρόμησης. Για να ελέγξουμε την μηδενική υπόθεση  $H_0$ : Δεν υπάρχουν φαινόμενα ARCH μέχρι τον βαθμό  $q$  στα κατάλοιπα, εκτελούμε την παλινδρόμηση

$$e_t^2 = b_0 + \left( \sum_{s=1}^q b_s e_{t-s}^2 \right) + u_t$$

όπου  $e$  είναι τα κατάλοιπα. Αυτή είναι η παλινδρόμηση των τετραγωνισμένων καταλοίπων πάνω στην σταθερά  $b_0$  και στα προηγούμενα τετραγωνισμένα κατάλοιπα μέχρι την υστέρηση  $q$ . Το  $obs \times R^2$  στατιστικό του LM test του Engle είναι ένας πολλαπλασιασμός του αριθμού των παρατηρήσεων (obs) επί του συντελεστή προσαρμογής  $R^2$  της παλινδρόμησης. Το στατιστικό LM test ασυμπτωτικά κατανέμεται με μία  $X^2$  κατανομή με  $q$  βαθμούς ελευθερίας ( $X^2(q)$ ) κάτω από αρκετά γενικές συνθήκες.

Εφαρμόσαμε το ARCH LM test για κάθε μία από τις 12 χώρες της Ευρωζώνης και τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον παρακάτω πίνακα.

Χώρα	Στατιστικό $obs \times R^2$	Probability
Αυστρία	124,7954	0,0000
Γερμανία	132,1610	0,0000
Βέλγιο	369,9368	0,0000
Γαλλία	107,6528	0,0000
Ελλάδα	138,6130	0,0000
Ιταλία	162,6068	0,0000
Ιρλανδία	134,9841	0,0000
Λουξεμβούργο	260,0977	0,0000
Ολλανδία	216,2467	0,0000
Πορτογαλία	242,0723	0,0000
Ισπανία	113,8988	0,0000
Φινλανδία	48,61406	0,0000

Πίνακας 1



Από τον παραπάνω πίνακα του ARCH-LM τεστ διαπιστώνεται πως για κάθε μία χώρα εκ των δώδεκα εξεταζομένων χωρών της Ευρωζώνης, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0$ : Δεν υπάρχουν φαινόμενα ARCH μεταξύ των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών των δώδεκα χωρών της Ευρωζώνης, δηλαδή τα δεδομένα είναι ομοσκεδαστικά καθώς σε κάθε περίπτωση είναι  $obs \times R^2 > X^2(1)$ . Άρα, οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών και των δώδεκα χωρών της Ευρωζώνης παρουσιάζουν φαινόμενα ARCH, κάτι που παραβιάζει την υπόθεση της σταθερότητας της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου. Για τον λόγο αυτό θα θεωρήσουμε τώρα πως ο διαταρακτικός όρος της σχέσης δεν έχει σταθερή διακύμανση αλλά ακολουθεί μια διαδικασία GARCH. Πιο συγκεκριμένα, η μοντελοποίηση των αποδόσεων έγινε με βάση τις εξισώσεις (10)-(13).

### 3.4 Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Χώρα Αναφοράς: Γερμανία

Εκτιμήσαμε το μοντέλο με βάση τις εξισώσεις (10) και (13) θεωρώντας ως χώρα αναφοράς τη Γερμανία. Στο παράρτημα B2-B3 δίνονται οι εκτιμήσεις του μοντέλου καθώς και το τυπικό σφάλμα (standard error) μαζί με το αντίστοιχο p-value για κάθε ένα από τα υπό εξέταση ζεύγη χωρών.

Αναλυτικά στο παράρτημα B2 (πίνακες B2.1-B2.10) παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του BEKK μοντέλου με χώρα αναφοράς τη Γερμανία και κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες για το διάστημα 05/01/1995 – 29/12/2000 (Pre - 2001) ενώ στο παράρτημα B3 (πίνακες B3.1-B3.10) παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του BEKK μοντέλου με χώρα αναφοράς τη Γερμανία και κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες για το διάστημα 01/01/2001 – 27/04/2007 (Post - 2001).

Οι αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers) κρίνονται από τη στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$ . Στην ανάλυση μας θεωρούμε ένα επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Ο συντελεστής  $a_{12}$  δείχνει κατά πόσο παρουσιάζεται μετάδοση διακύμανσης από την 2<sup>η</sup> χώρα στην 1<sup>η</sup> χώρα (την εκάστοτε χώρα αναφοράς) εξαιτίας των shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 2<sup>η</sup> χώρα. Ο συντελεστής  $a_{21}$  δείχνει κατά πόσο παρουσιάζεται μετάδοση διακύμανσης από την 1<sup>η</sup> χώρα (χώρα αναφοράς) στην 2<sup>η</sup> χώρα εξαιτίας των shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 1<sup>η</sup> χώρα.

Ο συντελεστής  $b_{12}$  δείχνει κατά πόσο η προηγούμενη διακύμανση της 2<sup>ης</sup> χώρας επηρεάζει την διακύμανση της 1<sup>ης</sup> χώρας (χώρα αναφοράς) και προφανώς ο συντελεστής  $b_{21}$  αντίστροφα δείχνει κατά πόσο η προηγούμενη διακύμανση της 1<sup>ης</sup> χώρας (χώρα αναφοράς) επηρεάζει την διακύμανση της 2<sup>ης</sup> χώρας.

Τέλος, ο συντελεστής  $d_{12}$  δείχνει κατά πόσο παρουσιάζεται μετάδοση διακύμανσης από την 2<sup>η</sup> χώρα στην 1<sup>η</sup> χώρα (την εκάστοτε χώρα αναφοράς) εξαιτίας μόνο των αρνητικών πληροφοριών που πιθανόν αφορούν την 2<sup>η</sup> χώρα και αντίστροφα ο συντελεστής  $d_{21}$  δείχνει κατά πόσο παρουσιάζεται μετάδοση διακύμανσης από την 1<sup>η</sup> χώρα (χώρα αναφοράς) στην 2<sup>η</sup> χώρα εξαιτίας των αρνητικών shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 1<sup>η</sup> χώρα.

- **Γερμανία – Αυστρία**

Αναλυτικά τώρα και λαμβάνοντας υπόψη τα παραπάνω καθώς και τον πίνακα B2.1 για το ζεύγος χωρών Γερμανία και Αυστρία, παρατηρούμε πως στο διάστημα

πριν την εισαγωγή του ευρώ δεν μεταφέρεται διακύμανση από την Αυστρία στη Γερμανία εξαιτίας πληροφοριών που αφορούν την Αυστρία καθώς ο συντελεστής  $a_{12}$  δεν είναι σημαντικός με επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,9402 > 0,1$ ). Αντίθετα, παρατηρώντας πως ο συντελεστής  $a_{21}$  είναι σημαντικός ( $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0002 < 0,1$ ) μας οδηγεί στο συμπέρασμα πως η διάχυση πληροφοριών αναφορικά με τη Γερμανία μεταφέρει μεταβλητότητα από τη Γερμανία στην Αυστρία. Αυτό σε μια πρώτη ανάγνωση φαίνεται λογικό δηλ. οι πληροφορίες που αφορούν μια ισχυρή οικονομικά χώρα (όπως στην περίπτωση μας την Γερμανία) να επηρεάζουν μια οικονομικά ασθενέστερη (όπως η Αυστρία) χωρίς να ισχύει απαραίτητα το αντίστροφο. Επίσης επειδή ο συντελεστής  $b_{12}$  δεν είναι σημαντικός ( $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,5519 > 0,1$ ), συμπεραίνουμε πως δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Αυστρία στη Γερμανία που να οφείλεται στη προηγούμενη διακύμανση της Αυστρίας. Αντίθετα, η προηγούμενη διακύμανση της Γερμανίας φαίνεται πως επηρεάζει την μεταβλητότητα της Αυστρίας κρίνοντας από το  $p\text{-value}$  του συντελεστή  $b_{21}$  ( $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0227 < 0,1$ ). Τέλος, λόγω των συντελεστών  $d_{12}$  και  $d_{21}$  (των οποίων τα  $p\text{-value}$  είναι μικρότερα του 0,1) συμπεραίνουμε πως υπάρχει μεταφορά διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται στη διάχυση αποκλειστικά αρνητικών πληροφοριών για τη μία χώρα. Παρατηρώντας τώρα τον πίνακα B3.1 για το ζεύγος Γερμανία και Αυστρία στην μετά το 2001 εποχή, συμπεραίνουμε τα εξής: Υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Αυστρία στη Γερμανία που οφείλεται σε διάχυση πληροφοριών αναφορικά με την Αυστρία καθώς ο συντελεστής  $a_{12}$  είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0035 < 0,1$ ). Αντίθετα και μάλλον ενάντια στο γεγονός της οικονομικής υπεροχής της Γερμανίας έναντι της Αυστρίας, παρατηρούμε πως ο συντελεστής  $a_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικός ( $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,5746 > 0,1$ ) δηλαδή δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στην Αυστρία που να οφείλεται σε shocks για την Γερμανία. Υπάρχει λοιπόν μια πλήρης αντιστροφή στα συμπεράσματα που προκύπτουν από τους συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  για τις χώρες Γερμανία και Αυστρία στην προ και μετά 2001 εποχή. Παρατηρώντας τώρα τους συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  οι οποίοι δεν είναι στατιστικά σημαντικοί

( $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,2317$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,9898$  αντίστοιχα), συμπεραίνουμε πως δεν επηρεάζεται η διακύμανση της Γερμανίας από την προηγούμενη μεταβλητότητα της Αυστρίας και αντίστροφα. Τέλος, επειδή ο συντελεστής  $d_{12}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικός ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,1263$ ), δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Αυστρία στη Γερμανία που να οφείλεται σε αρνητικά shocks της Αυστρίας. Από την άλλη πλευρά υπάρχει μετάδοση μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Αυστρία που οφείλεται αποκλειστικά σε αρνητικά shocks της Γερμανίας καθώς ο συντελεστής  $d_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικός ( $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0683$ ).

- **Γερμανία – Βέλγιο**

Από τον πίνακα B2.2 και για το προ 2001 δείγμα συμπεραίνουμε πως οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (τα αντίστοιχα  $p\text{-values}$  είναι 0,3868 και 0,1061 που είναι μεγαλύτερα από το 0,1), δηλαδή δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από τα μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται σε shocks της μίας χώρας. Όμοια παρατηρώντας τους συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  διαπιστώνουμε πως ούτε αυτοί είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και άρα η διακύμανση της μίας χώρας δεν επηρεάζεται από την προηγούμενη μεταβλητότητα της άλλης χώρας. Αντίθετα, οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικοί ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0000$  και  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0220$  αντίστοιχα), δηλαδή υπάρχει μετάδοση volatility από τη μία χώρα στην άλλη με αιτία τις αρνητικές πληροφορίες που αφορούν την κάθε χώρα. Από την άλλη πλευρά, για το μετά το 2001 δείγμα (πίνακας B3.2) παρατηρούμε πως υπάρχει μία διαφοροποίηση αναφορικά με τα συμπεράσματα για τη μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη. Συγκεκριμένα, Το Βέλγιο μεταφέρει διακύμανση στη Γερμανία είτε μέσω shocks που το αφορούν (συντελεστής  $a_{12}$  στατιστικά σημαντικός) είτε μέσω της προηγούμενης μεταβλητότητας του (συντελεστής  $b_{12}$  στατιστικά σημαντικός). Το αντίστροφο δεν ισχύει καθώς οι συντελεστές  $a_{21}$  και  $b_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί στα επίπεδα σημαντικότητας που ορίσαμε ( $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,5270$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,2241$  μεγαλύτερα του 0,1). Τέλος, υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από τη Γερμανία στο Βέλγιο λόγω αρνητικών shocks στην Γερμανία ( $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0000$ ), ενώ δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από το

Βέλγιο στη Γερμανία που να οφείλεται σε αρνητικά shocks του Βελγίου ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,8870$ ).

- **Γερμανία – Ελλάδα**

Για το πριν την εισαγωγή του ευρώ δείγμα (Pre-2001), οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (τα αντίστοιχα  $p\text{-values}$  είναι 0,3342 και 0,5043 που είναι μεγαλύτερα από το 0,1), δηλαδή δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από τα μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται σε shocks της μίας χώρας. Αντίθετα, υπάρχει αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται σε προηγούμενη μεταβλητότητα καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικοί. Τέλος, υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Ελλάδα στην Γερμανία λόγω αρνητικών ειδήσεων που αφορούν την Ελλάδα ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0002$ ), ενώ το αντίθετο δεν ισχύει καθώς  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,7134$ . Μετά το 2001 και την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,2188$  δηλαδή ο  $a_{12}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικός και άρα δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Ελλάδα στη Γερμανία εξαιτίας πιθανών shocks της Ελλάδας. Αντίθετα, επειδή  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0000$ , μεταδίδεται διακύμανση από τη Γερμανία στην Ελλάδα στο μετά το 2001 διάστημα που οφείλεται σε shocks της Γερμανίας. Επίσης, υπάρχει αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε προηγούμενη μεταβλητότητα των χωρών καθώς  $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0172$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0068$  είναι μικρότερα από 0,1 και άρα οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικοί. Τέλος, δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται σε αρνητικά shocks των χωρών αυτών καθώς οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

- **Γερμανία – Ιταλία**

Στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται στα shocks της μίας χώρας (οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί) και επίσης δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα κάποιας από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$ ,  $b_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Επειδή  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0042 \Rightarrow d_{21}$  στατιστικά σημαντικό, συμπεραίνουμε πως υπάρχει μετάδοση volatility από τη Γερμανία στην

Ιταλία που να οφείλεται σε αρνητικά νέα για την Γερμανία. Το αντίστροφο δεν ισχύει καθώς  $p-value_{b_{12}} = 0,2409 \Rightarrow d_{21}$  μη στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 10%. Στο δείγμα μετά την εισαγωγή του ευρώ βλέπουμε πως σε αντίθεση με το Pre-2001 δείγμα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη εξαιτίας των shocks που πιθανόν συμβαίνουν σε αυτές τις χώρες καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικοί. Επίσης, τώρα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα κάποιας από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  - σε αντίθεση με το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ - είναι στατιστικά σημαντικοί. Τέλος, δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται στα αρνητικά shocks της μίας χώρας (οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί αφού  $p-value_{d_{12}}$  και  $p-value_{d_{21}}$  μικρότερα του 0,1).

- **Γερμανία – Ιρλανδία**

Στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ παρατηρούμε πως υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Ιρλανδία στην Γερμανία που οφείλεται στα shocks της Ιρλανδίας καθώς  $p-value_{a_{12}} = 0,0209 \Rightarrow a_{12}$  στατιστικά σημαντικό. Αντίθετα, δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στην Ιρλανδία μέσω shocks της Γερμανίας καθώς το  $a_{21}$  δεν είναι σ.σ. ( $p-value=0,5630$ ). Αντίθετα, δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από Ιρλανδία σε Γερμανία που να οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα της Ιρλανδίας καθώς  $p-value_{b_{12}} = 0,2409 > 0,1$ , ενώ η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γερμανίας προκαλεί μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στην Ιρλανδία ( $p-value_{b_{21}} = 0,0008 < 0,1$ ). Επίσης, κρίνοντας από τους συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  που είναι στατιστικά σημαντικοί, διαπιστώνουμε πως υπάρχει αμφίδρομη μεταφορά volatility από τη μία χώρα στην άλλη εξαιτίας πληροφοριών για την κάθε χώρα. Παρατηρώντας τώρα τον πίνακα B3.5 αναφορικά με το δείγμα μετά την εισαγωγή του ευρώ, διαπιστώνουμε πως υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στην Ιρλανδία είτε μέσω shocks της Γερμανίας, είτε μέσω της προηγούμενης μεταβλητότητας της είτε μέσω αρνητικών ειδήσεων που την αφορούν (την Γερμανία) καθώς τα αντίστοιχα p-values των συντελεστών  $a_{21}$ ,  $b_{21}$  και  $d_{21}$  είναι μικρότερα του 10%. Αντίθετα φαίνεται πως δεν υπάρχει μετάδοση

διακύμανσης από την Ιρλανδία στη Γερμανία στο μετά το 2001 διάστημα καθώς τα αντίστοιχα  $p$ -values των συντελεστών  $a_{12}$ ,  $b_{12}$  και  $d_{12}$  είναι μεγαλύτερα του 10%.

- **Γερμανία – Λουξεμβούργο**

Στο Pre-2001 δείγμα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από Λουξεμβούργο σε Γερμανία καθώς και από Γερμανία σε Λουξεμβούργο λόγω πιθανών shocks σε Λουξεμβούργο και Γερμανία αντίστοιχα, καθώς  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0110 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0937 < 0,1$ . Επίσης, υπάρχει μετάδοση διακύμανσης, λόγω της προηγούμενης μεταβλητότητας του Λουξεμβούργου, από το Λουξεμβούργο στη Γερμανία καθώς ο συντελεστής  $b_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Αντίθετα, επειδή  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0518 \Rightarrow b_{21}$  δεν είναι σ.σ., δεν έχουμε ένδειξη πως η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γερμανίας επιφέρει μετάδοση διακύμανσης από τη Γερμανία στο Λουξεμβούργο. Τέλος, επειδή οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  είναι σ.σ., υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από Γερμανία σε Λουξεμβούργο και αντίστροφα εξαιτίας δυσάρεστων shocks στη Γερμανία και στο Λουξεμβούργο αντίστοιχα. Στο Post-2001 δείγμα, παρατηρείται πάλι μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στο Λουξεμβούργο εξαιτίας shocks στην Γερμανία καθώς  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0000$  και άρα  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Όμως, σε αντίθεση με το Pre-2001 δείγμα δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από το Λουξεμβούργο στη Γερμανία λόγω shocks στο Λουξεμβούργο καθώς ο συντελεστής  $a_{12}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ακριβώς αντίθετα είναι τα συμπεράσματα όταν τα shocks είναι μόνο αρνητικά για την Γερμανία ή το Λουξεμβούργο αντίστοιχα, καθώς τότε δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από Γερμανία σε Λουξεμβούργο ( $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,1893 > 0,1$ ) άλλα υπάρχει από Λουξεμβούργο σε Γερμανία ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0518 < 0,1$ ). Τέλος, αμφίδρομα δεν παρατηρείται μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα των χωρών καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

- **Γερμανία – Ολλανδία**

Στο Pre-2001 δείγμα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από Γερμανία σε Ολλανδία και αντίστροφα μέσω shocks που πιθανόν να συμβαίνουν σε Γερμανία και Ολλανδία καθώς  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0001 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0837 < 0,1$

αντίστοιχα. Όμοια συμπεράσματα εξάγονται και όταν τα shocks που αφορούν τις δύο χώρες είναι μόνο αρνητικά, καθώς  $p-value_{d_{12}} = 0,0000 < 0,1$  και  $p-value_{d_{21}} = 0,0000 < 0,1$ . Αντίθετα, αμφίδρομη δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης που να οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα κάποιας από τις δύο χώρες αφού οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Στο Post-2001 δείγμα παρατηρούμε ότι διατηρείται η αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη που οφείλεται στα shocks της κάθε χώρας καθώς τα  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικά. Αυτή τη φορά όμως μόνο τα αρνητικά shocks που αφορούν την Ολλανδία επιφέρουν μετάδοση volatility στην Γερμανία καθώς  $p-value_{d_{12}} = 0,0269$  και άρα το  $d_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Τέλος, αντίθετα με το Pre-2001 δείγμα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης και μάλιστα αμφίδρομη που οφείλεται στην προηγούμενη μεταβλητότητα κάθε μιας από τις δύο χώρες καθώς  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικά ( $p-value_{b_{12}} = 0,0000$  και  $p-value_{b_{21}} = 0,0030$ ).

- **Γερμανία – Πορτογαλία**

Στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στην Πορτογαλία τόσο μέσω των shocks όσο και μέσω των αρνητικών shocks που συμβαίνουν στην Γερμανία αφού το  $p-value_{a_{21}} = 0,0000$  και το  $p-value_{d_{21}} = 0,0001$  είναι μικρότερα του 0,1. Αντίθετα, επειδή  $p-value_{a_{12}} = 0,4073$  και  $p-value_{d_{12}} = 0,2393$  είναι μεγαλύτερα του 10% που έχουμε ορίσει ως επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας, συμπεραίνουμε πως δεν υπάρχει διάχυση volatility από την Πορτογαλία στην Γερμανία που να οφείλεται είτε στα shocks είτε μόνο στα αρνητικά shocks της Πορτογαλίας. Αμφίδρομη όμως είναι η διάχυση volatility από τη μία χώρα στην άλλη εξαιτίας δεσμευμένης μεταβλητότητας κάθε μιας από τις δύο υπο εξέταση χώρες (τα  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικά). Εξετάζοντας τώρα το Post-2001 δείγμα, παρατηρούμε πως πλέον υπάρχει μετάδοση διακύμανσης και από την πλευρά της Πορτογαλίας προς την Γερμανία ( $p-value_{a_{12}} = 0,0829 < 0,1$ ) εξαιτίας shocks στην Πορτογαλία ενώ παράλληλα διατηρείται η μετάδοση volatility από την Γερμανία στην Πορτογαλία μέσω shocks που συμβαίνουν στην Γερμανία. Όμοια, και πάντα σε σχέση με το Pre-2001 δείγμα παρατηρούμε ότι διατηρείται αμφίδρομη η διάχυση volatility από τη μία χώρα στην άλλη εξαιτίας δεσμευμένης μεταβλητότητας



κάθε μιας από τις δύο υπο εξέταση χώρες (τα  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι στατιστικά σημαντικά). Τέλος, σε σχέση με το Pre-2001 δείγμα, παρατηρούμε πως υπάρχει μια αντιστροφή των συμπερασμάτων αναφορικά με τους συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$ , η στατιστική σημαντικότητα των οποίων φανερώνει αν τα αρνητικά shocks της μίας χώρας είναι «ικανά» να μεταφέρουν διακύμανση στην άλλη χώρα. Συγκεκριμένα, τώρα υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Πορτογαλία στη Γερμανία μέσω αρνητικών ειδήσεων για την Πορτογαλία καθώς  $d_{12}$  είναι στατιστικά σημαντικό αφού  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0020 < 0,1$ .

- **Γερμανία – Ισπανία**

Στο Pre-2001 δείγμα, παρατηρώντας πως τα p-values των συντελεστών  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι όλα μικρότερα του 10% - και άρα τα  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. - συμπεραίνουμε πως υπάρχει αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη τόσο λόγω των shocks, όσο και λόγω της δεσμευμένης μεταβλητότητας της κάθε χώρας. Επίσης, επειδή και ο συντελεστής  $d_{12}$  είναι σ.σ., συμπεραίνουμε πως μεταδίδεται διακύμανση από την Ισπανία στην Γερμανία και μέσω αρνητικών νέων της Ισπανίας. Το αντίστροφο δεν ισχύει καθώς ο συντελεστής  $d_{21}$  δεν είναι σ.σ. και άρα τα αρνητικά νέα για την Γερμανία δεν επηρεάζουν την Ισπανία. Παρατηρώντας τώρα το Post-2001 δείγμα, βλέπουμε πως η συμπερασματολογία που εξάγεται από τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$ ,  $b_{21}$  και  $d_{21}$  παραμένει η ίδια με αυτήν που εξήχθη από το Pre-2001 καθώς οι  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$ ,  $b_{21}$  παραμένουν σ.σ., ενώ ο  $d_{21}$  παραμένει μη σ.σ. σε ε.σ.10%. Η μόνη διαφοροποίηση ανάμεσα στα Pre-2001 και Post-2001 δείγματα για Γερμανία και Ισπανία έγκειται στο γεγονός πως μετά την εισαγωγή του ευρώ οι αρνητικές ειδήσεις για την Ισπανία δεν είναι «ικανές» να επιφέρουν μετάδοση volatility από την Ισπανία στη Γερμανία ( $d_{12}$  μη σ.σ.) σε αντίθεση με ότι συνέβαινε στο προ ευρώ διάστημα.

- **Γερμανία – Φινλανδία**

Με βάση το Pre-2001 δείγμα, παρατηρούμε πως οι συντελεστές  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$ ,  $b_{21}$  είναι σ.σ. και άρα υπάρχει αμφίδρομη διάχυση διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη, τόσο μέσω των shocks όσο και μέσω της δεσμευμένης μεταβλητότητας της κάθε μία χώρας. Επίσης, επειδή  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0001 \Rightarrow d_{21}$  σ.σ., υπάρχει διάχυση

volatility από την Γερμανία στην Φινλανδία που οφείλεται σε αρνητικά shocks στην Γερμανία ενώ αντίθετα επειδή  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,6015 \Rightarrow d_{12}$  μη σ.σ., δεν υπάρχει διάχυση volatility από την Φινλανδία στη Γερμανία εξαιτίας αρνητικών ειδήσεων για την Φινλανδία. Στο δείγμα μετά την εισαγωγή του ευρώ παρατηρούνται ομοιότητες με το προ ευρώ διάστημα αναφορικά με τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τους συντελεστές  $d_{21}$  (είναι σ.σ.) και  $d_{12}$  (μη σ.σ.). Επίσης, από τους συντελεστές  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$ ,  $b_{21}$  παρατηρούμε πως στο μετά ευρώ διάστημα μόνο ο  $b_{12}$  διατηρεί τη στατιστική σημαντικότητα που είχε και στο Pre-2001 διάστημα και έτσι υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την Φινλανδία στη Γερμανία μέσω δεσμευμένης διακύμανσης της Φινλανδίας.

Ο σχολιασμός των αποτελεσμάτων που προηγήθηκε συνοψίζεται στον παρακάτω πίνακα 2:

	PRE-2001						POST-2001					
	ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.10%						ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.10%					
	$\alpha_{12}$	$\alpha_{21}$	$\beta_{12}$	$\beta_{21}$	$\delta_{12}$	$\delta_{21}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{21}$	$\beta_{12}$	$\beta_{21}$	$\delta_{12}$	$\delta_{21}$
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ		√		√	√	√						√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΒΕΛΓΙΟ					√	√		√				√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ			√	√	√			√	√	√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΤΑΛΙΑ						√	√	√	√	√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΡΛΑΝΔΙΑ	√			√	√	√		√		√		√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ	√	√	√		√	√		√				√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ	√	√			√	√	√	√	√	√	√	
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ		√	√	√		√	√	√	√	√	√	
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ	√	√	√	√	√		√	√	√	√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	√	√	√	√		√			√			√

πίνακας 2

Αν θέλουμε να γίνουμε πιο «αυστηροί» αναφορικά με τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$ , που θεωρείται και ως κριτήριο για τις αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers), θεωρούμε ένα επίπεδο σημαντικότητας 5%. Έτσι, με χώρα αναφοράς τη Γερμανία, έχουμε τα αποτελέσματα που συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα 3 τόσο για το Pre-2001 όσο και για το Post-2001 δείγμα. Με «πράσινο» χρώμα έχουν επισημανθεί οι διαφοροποιήσεις από τα αποτελέσματα με θεωρούμενο επίπεδο σημαντικότητας 10%. Όπως είναι προφανές οι περιπτώσεις αυτές, αφορούν αποκλειστικά κάποιους συντελεστές για κάποια από τα υπό εξέταση ζεύγη χωρών, που σε επίπεδο

σημαντικότητας 10% είναι στατιστικά σημαντικοί και άρα έχει νόημα να μιλάμε για τις αντίστοιχες αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας, ενώ σε επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν είναι πλέον στατιστικά σημαντικοί και άρα ούτε πλέον υπάρχουν οι αντίστοιχες αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας.

	PRE-2001						POST-2001					
	ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.5%						ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.5%					
	α12	α21	β12	β21	δ12	δ21	α12	α21	β12	β21	δ12	δ21
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ		√		√	√		√					
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΒΕΛΓΙΟ					√	√	√		√			√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ			√	√	√			√	√	√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΤΑΛΙΑ						√	√	√		√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΡΛΑΝΔΙΑ	√			√	√	√		√				√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ	√		√		√	√		√				√
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ	√	√			√	√	√	√	√	√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ		√	√	√		√		√	√	√	√	
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ	√	√	√		√		√	√		√		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	√	√	√	√		√			√			√

**Πίνακας 3**

Παρατηρώντας τον πίνακα 3, συμπεραίνουμε πως για παράδειγμα τα αρνητικά shocks της Γερμανίας δεν μεταφέρουν επιπλέον μεταβλητότητα από τη Γερμανία στην Αυστρία σε ε.σ. 5% καθώς ο συντελεστής  $d_{21}$  δεν είναι σ.σ. σε αυτό το επίπεδο σημαντικότητας εν αντιθέσει με ότι συνέβαινε σε ε.σ. 10%. Βλέπουμε λοιπόν πως στο Pre-2001 δείγμα με χώρα αναφοράς την Γερμανία μειώνονται κατά τρεις οι συντελεστές που είναι σ.σ. σε σχέση με εκείνους που ήταν σ.σ. όταν ο έλεγχος γινόταν σε ε.σ. 10%. Ακόμα μεγαλύτερη μείωση σε αυτούς τους συντελεστές παρατηρείται στο Post-2001 δείγμα καθώς έξι συντελεστές παρουσιάζουν μη στατιστική σημαντικότητα σε ε.σ. 5% σε σχέση με εκείνους που ήταν σ.σ. όταν ο έλεγχος γινόταν σε ε.σ. 10%. Κάτι τέτοιο βέβαια θεωρείται φυσιολογικό, καθώς όσο πιο «αυστηρός» γίνεται ο έλεγχος τόσο λιγότεροι θα είναι οι σ.σ. συντελεστές και επομένως τόσο λιγότερες και οι αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας.

### 3.5 Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Χώρα Αναφοράς : Γαλλία

Εκτιμήσαμε το μοντέλο με βάση τις εξισώσεις (10) και (13) θεωρώντας ως χώρα αναφοράς τη Γαλλία. Στο παράρτημα B4-B5 δίνονται οι εκτιμήσεις του μοντέλου καθώς και το τυπικό σφάλμα (standard error) μαζί με το αντίστοιχο p-value για κάθε ένα από τα υπό εξέταση ζεύγη χωρών.

Αναλυτικά στο παράρτημα B4 (πίνακες B4.1-B4.11) παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του BEKK μοντέλου με χώρα αναφοράς τη Γαλλία και κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες για το διάστημα 05/01/1995 – 29/12/2000 (Pre - 2001) ενώ στο παράρτημα B5 (πίνακες B5.1-B5.11) παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του BEKK μοντέλου με χώρα αναφοράς τη Γαλλία και κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες για το διάστημα 01/01/2001 – 27/04/2007 (Post - 2001).

Οι αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers) κρίνονται από τη στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$ . Στην ανάλυση μας θεωρούμε ένα επίπεδο σημαντικότητας 10%. Υπενθυμίζουμε πως αν:

- $a_{12}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  μετάδοση διακύμανσης από την 2<sup>η</sup> χώρα στην 1<sup>η</sup> χώρα (την εκάστοτε χώρα αναφοράς) εξαιτίας των shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 2<sup>η</sup> χώρα
- $a_{21}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  μετάδοση διακύμανσης από την 1<sup>η</sup> χώρα (χώρα αναφοράς) στην 2<sup>η</sup> χώρα εξαιτίας των shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 1<sup>η</sup> χώρα
- $b_{12}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  η προηγούμενη διακύμανση της 2<sup>ης</sup> χώρας επηρεάζει την διακύμανση της 1<sup>ης</sup> χώρας (χώρα αναφοράς)
- $b_{21}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  η προηγούμενη διακύμανση της 1<sup>ης</sup> χώρας (χώρα αναφοράς) επηρεάζει την διακύμανση της 2<sup>ης</sup> χώρας
- $d_{12}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  μετάδοση διακύμανσης από την 2<sup>η</sup> χώρα στην 1<sup>η</sup> χώρα (την εκάστοτε χώρα αναφοράς) εξαιτίας μόνο των αρνητικών πληροφοριών που πιθανόν αφορούν την 2<sup>η</sup> χώρα
- $d_{21}$  σ.σ.  $\Rightarrow$  μετάδοση διακύμανσης από την 1<sup>η</sup> χώρα (χώρα αναφοράς) στην 2<sup>η</sup> χώρα εξαιτίας των αρνητικών shocks που πιθανόν συμβαίνουν στην 1<sup>η</sup> χώρα.

Για την περίπτωση με χώρα αναφοράς τη Γαλλία, παραθέτουμε τον παρακάτω πίνακα 3 αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$  πριν και μετά την είσοδο του ευρώ.

	PRE-2001						POST-2001					
	ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.10%						ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.10%					
	α12	α21	β12	β21	δ12	δ21	α12	α21	β12	β21	δ12	δ21
ΓΑΛΛΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ	√	√					√					
ΓΑΛΛΙΑ-ΓΕΡΜΑΝΙΑ			√	√			√	√				
ΓΑΛΛΙΑ-ΒΕΛΓΙΟ			√		√		√		√	√		√
ΓΑΛΛΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ		√		√	√		√	√	√	√		
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΤΑΛΙΑ	√	√		√			√	√	√			√
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΡΛΑΝΔΙΑ	√	√		√			√	√	√			√
ΓΑΛΛΙΑ-ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ						√	√		√	√	√	
ΓΑΛΛΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ	√						√		√			√
ΓΑΛΛΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	√			√	√	√	√	√	√	√	√	
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ	√		√	√	√		√	√				
ΓΑΛΛΙΑ-ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	√	√	√	√		√			√	√		√

**Πίνακας 4**

Με μια απλή καταμέτρηση των συντελεστών  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$  που είναι στατιστικά σημαντικοί στις περιπτώσεις με χώρα αναφοράς τη Γαλλία τόσο πριν όσο και μετά την εισαγωγή του ευρώ, διαπιστώνουμε πως παρατηρείται μεγαλύτερη μετάδοση διακύμανσης μετά το 2001 που οφείλεται είτε στη διάχυση πληροφορίας (από την Γαλλία σε άλλη χώρα και αντίστροφα) είτε στη δεσμευμένη διακύμανση κάποιας από τις χώρες. Αναλυτικότερα:

- **Γαλλία-Αυστρία**

Παρατηρώντας τον πίνακα B4.1, αναφορικά με την συμπεριφορά των δύο χωρών πριν την είσοδο του ευρώ διαπιστώνεται πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από την μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε πληροφορίες για τη μία ή την άλλη χώρα καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p-value_{a_{12}} = 0,0000 < 0,1$  και  $p-value_{a_{21}} = 0,0353 < 0,1$ , αντίστοιχα. Δεν υπάρχει μετάδοση διακύμανσης από την μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται σε προηγούμενη μεταβλητότητα μιας εκ των δύο χωρών καθώς  $p-value_{b_{12}} = 0,1699 > 0,1$  και  $p-value_{b_{21}} = 0,5583 > 0,1$  και άρα οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Τέλος, δεν υπάρχει εκατέρωθεν μετάδοση volatility από την μία χώρα στην άλλη που να οφείλεται αποκλειστικά σε αρνητικά

shocks είτε για τη μία είτε για την άλλη χώρα, καθώς  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,1917 > 0,1$  και  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,4739 > 0,1$ . Παρατηρώντας τώρα τα αποτελέσματα για τις δύο αυτές χώρες στο Post-2001 δείγμα μετά την είσοδο του ευρώ (πίνακας B5.1), διαπιστώνουμε πως υπάρχει μετάδοση volatility από την Αυστρία στη Γαλλία που οφείλεται σε πληροφορίες για την Αυστρία ( $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0003 < 0,1$ ) ενώ δεν υπάρχει καμία διάχυση μεταβλητότητας στις άλλες περιπτώσεις καθώς οι συντελεστές  $a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$  δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%.

- **Γαλλία-Γερμανία**

Ιδιαίτερη μνεία αξίζει να γίνει για το ζευγάρι Γαλλία-Γερμανία με χώρα αναφοράς τη Γαλλία. Αυτό που μπορούμε να παρατηρήσουμε είναι ότι στο «Pre-2001» δείγμα υπάρχει μια αμφίδρομη μετάδοση μεταβλητότητας μεταξύ των δύο χωρών που οφείλεται στην προηγούμενη διακύμανση κάθε μίας από τις δύο χώρες καθώς  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. ( $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0012$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0487$ ). Αντίθετα, δεν υπάρχει μετάδοση μεταβλητότητας- αμφίδρομη - που να έχει ως αιτία είτε τα shocks είτε τις αρνητικές πληροφορίες που πιθανόν συνοδεύουν κάποια από τις υπό εξέταση χώρες των ζευγαριών αφού οι συντελεστές  $a_{12}, a_{21}, d_{12}, d_{21}$  δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Με την είσοδο του ευρώ, το 2001, έχουμε μια ποιοτική και όχι ποσοτική αλλαγή αναφορικά με τη μετάδοση διακύμανσης μεταξύ της Γαλλίας και της Γερμανίας καθώς πλέον παρατηρούμε πως αυτή έχει ως αιτία, όχι πια την προηγούμενη διακύμανση κάποιας από τις δύο χώρες, αλλά τα shocks που πιθανόν αφορούν είτε τη Γαλλία είτε τη Γερμανία.

- **Γαλλία-Βέλγιο**

Για τις δύο αυτές χώρες στο Pre-2001 δείγμα (πίνακας B4.3), υπάρχει διάχυση μεταβλητότητας μόνο από το Βέλγιο στη Γαλλία που οφείλεται είτε σε προηγούμενη μεταβλητότητα του Βελγίου είτε σε αρνητικά shocks του Βελγίου καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $d_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% καθώς  $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0011 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0000 < 0,1$ , αντίστοιχα. Αντίθετα, μετά την είσοδο του ευρώ το 2001 (πίνακας B5.3), παρατηρείται διάχυση μεταβλητότητας από τη Γαλλία στο Βέλγιο λόγω πληροφοριών για τη Γαλλία ( $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0000 < 0,1 \Rightarrow a_{21}$  σ.σ. σε 10% ε.σ.), εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη εξαιτίας προηγούμενης μεταβλητότητας κάποιας από τις δύο χώρες

( $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0001 < 0,1 \Rightarrow b_{12}$  σ.σ. και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0122 < 0,1 \Rightarrow b_{21}$  σ.σ. σε 10% ε.σ.) και τέλος μετάδοση μεταβλητότητας από το Βέλγιο στη Γαλλία οφειλόμενη σε αρνητικά shocks για το Βέλγιο ( $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,0036 < 0,1$ ).

- **Γαλλία-Ελλάδα**

Από τον πίνακα B4.4, διαπιστώνουμε πως πριν την είσοδο του ευρώ παρατηρείται μετάδοση μεταβλητότητας από τη Γαλλία στην Ελλάδα τόσο λόγω πληροφοριών για τη Γαλλία όσο και εξαιτίας προηγούμενης μεταβλητότητας της Γαλλίας αφού  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0024 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0012 < 0,1$ . Επίσης, παρατηρείται μεταφορά μεταβλητότητας και από την Ελλάδα στη Γαλλία που οφείλεται όμως αποκλειστικά σε αρνητικές πληροφορίες για την Ελλάδα ( $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,0050 < 0,1$ ). Στο Post-2001 δείγμα (πίνακας B5.4), είναι φανερή η αμοιβαία διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη εξαιτίας shocks των δύο χωρών ή προηγούμενης μεταβλητότητας των δύο χωρών. Αντίθετα, οι αρνητικές πληροφορίες που πιθανόν συνοδεύουν τις δύο υπό εξέταση χώρες δεν επιφέρουν καμία μεταφορά volatility από τη μία στην άλλη καθώς οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p\text{-value}_{d_{12}} = 0,8933 > 0,1$  και  $p\text{-value}_{d_{21}} = 0,1803 > 0,1$ , αντίστοιχα.

- **Γαλλία-Ιταλία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B4.5 για το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε διάδοση «ειδήσεων» για κάποια από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0207 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0255 < 0,1$ , αντίστοιχα. Επίσης, η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γαλλίας φαίνεται ότι συντελεί στην μεταφορά διακύμανσης από τη Γαλλία στην Ιταλία καθώς  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0325 < 0,1$ , δηλαδή ο συντελεστής  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Με την εισαγωγή του ευρώ (πίνακας B5.5), διατηρείται η εκατέρωθεν μεταφορά διακύμανσης που οφείλεται σε shocks κάποιας εκ των δύο χωρών (οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%) αλλά σε αντίθεση με το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, τώρα η προηγούμενη μεταβλητότητα της Ιταλίας επιφέρει μετάδοση διακύμανσης από την Ιταλία στη Γαλλία καθώς  $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0029 < 0,1 \Rightarrow b_{12}$  σ.σ. σε ε.σ. 10%. Τέλος, οι αρνητικές

«ειδήσεις» που αφορούν τη Γαλλία είναι «υπεύθυνες» για τη μετάδοση μεταβλητότητας από τη Γαλλία στην Ιταλία καθώς ο συντελεστής  $d_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%.

- **Γαλλία-Ιρλανδία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B4.6 για το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε διάδοση «ειδήσεων» για κάποια από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p-value_{a_{12}} = 0,0004 < 0,1$  και  $p-value_{a_{21}} = 0,0000 < 0,1$ , αντίστοιχα. Επίσης, η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γαλλίας φαίνεται ότι συντελεί στην μεταφορά διακύμανσης από τη Γαλλία στην Ιρλανδία καθώς  $p-value_{b_{21}} = 0,0271 < 0,1$ , δηλαδή ο συντελεστής  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Οι αρνητικές πληροφορίες που πιθανόν συνοδεύουν τις δύο χώρες δεν συντελούν στην μεταφορά διακύμανσης από τη μία χώρα στην άλλη στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ. Μετά την είσοδο του ευρώ, λαμβάνοντας υπόψη τον πίνακα B5.6, διαπιστώνουμε πως πλέον είτε τα shocks είτε μόνο τα αρνητικά shocks της Γαλλίας είναι «υπεύθυνα» για τη μετάδοση volatility από τη Γαλλία στην Ιρλανδία καθώς  $p-value_{a_{21}} = 0,0002 < 0,1$  και  $p-value_{d_{21}} = 0,0017 < 0,1$ . Επίσης, υπάρχει εκατέρωθεν μετάδοση διακύμανσης μεταξύ των δύο χωρών που οφείλεται σε προηγούμενη μεταβλητότητα των δύο χωρών αφού οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%.

- **Γαλλία-Λουξεμβούργο**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, η μοναδική περίπτωση κατά την οποία παρατηρείται μετάδοση διακύμανσης είναι από τη Γαλλία στο Λουξεμβούργο και οφείλεται σε αρνητικά shocks της Γαλλίας καθώς ο συντελεστής  $d_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p-value_{d_{21}} = 0,0000 < 0,1$ . Σε όλες τις άλλες περιπτώσεις δεν παρατηρείται καμία μετάδοση μεταβλητότητας καθώς οι συντελεστές  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}$ , δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Εξετάζοντας τον πίνακα B5.7 για το δείγμα μετά την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως αντίθετα με ότι συνέβαινε στο Pre-2001 δείγμα και μάλλον αντίθετα και σε αυτά που περιμένουμε, τυχόν αρνητικές «ειδήσεις» για το Λουξεμβούργο μεταφέρουν μεταβλητότητα από το Λουξεμβούργο στη Γαλλία καθώς  $p-value_{d_{12}} = 0,0804 < 0,1$  και άρα ο συντελεστής



$d_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Επίσης, υπάρχει μετάδοση μεταβλητότητας από τη Γαλλία στο Λουξεμβούργο που οφείλεται είτε σε «πληροφορίες» για τη Γαλλία είτε σε προηγούμενη μεταβλητότητα της Γαλλίας καθώς οι συντελεστές  $a_{21}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%.

- **Γαλλία-Ολλανδία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, η μοναδική περίπτωση κατά την οποία παρατηρείται μετάδοση διακύμανσης είναι από την Ολλανδία στη Γαλλία και οφείλεται σε shocks της Ολλανδίας καθώς ο συντελεστής  $a_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p-value_{a_{12}} = 0,0353 < 0,1$ . Σε όλες τις άλλες περιπτώσεις δεν παρατηρείται καμία μετάδοση μεταβλητότητας καθώς οι συντελεστές  $a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$  δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Επίσης, παρατηρώντας τον πίνακα B5.8 για το δείγμα μετά την είσοδο του ευρώ, βλέπουμε ότι σε κάθε περίπτωση υπάρχει μετάδοση μεταβλητότητας από την Ολλανδία στη Γαλλία είτε αυτή οφείλεται σε shocks της Ολλανδίας, είτε σε προηγούμενη μεταβλητότητα της Ολλανδίας, είτε αποκλειστικά σε αρνητικά shocks της Ολλανδίας. Αντίθετα, η Γαλλία και μετά την είσοδο του ευρώ δεν φαίνεται να μεταφέρει volatility Ολλανδία.

- **Γαλλία-Πορτογαλία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B4.9 για το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε διάδοση αρνητικών «ειδήσεων» για κάποια από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $d_{12}$  και  $d_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p-value_{d_{12}} = 0,0163 < 0,1$  και  $p-value_{d_{21}} = 0,0004 < 0,1$ , αντίστοιχα. Επίσης, η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γαλλίας φαίνεται ότι συντελεί στην μεταφορά διακύμανσης από τη Γαλλία στην Πορτογαλία καθώς  $p-value_{b_{21}} = 0,0170 < 0,1$ , δηλαδή ο συντελεστής  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Τέλος, τα shocks της Πορτογαλίας είναι υπεύθυνα για τη μετάδοση μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Γαλλία. Μετά την εισαγωγή του ευρώ (πίνακας B5.9), παρατηρείται εκατέρωθεν μετάδοση volatility μεταξύ των δύο χωρών που οφείλεται σε προηγούμενες μεταβλητότητες των δύο χωρών καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Επίσης, παρατηρείται μετάδοση volatility από τη Γαλλία στην Πορτογαλία εξαιτίας «ειδήσεων» που αφορούν τη Γαλλία ( $p-value_{a_{21}} = 0,0003 < 0,1$ ) καθώς και από την

Πορτογαλία στην Γαλλία εξαιτίας μόνο αρνητικών «ειδήσεων» που αφορούν την Πορτογαλία ( $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0010 < 0,1$ ).

- **Γαλλία-Ισπανία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B4.10 για το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε προηγούμενη μεταβλητότητα των δύο χωρών καθώς οι συντελεστές  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0349 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0648 < 0,1$ , αντίστοιχα. Επίσης, τα shocks της Ισπανίας φαίνεται ότι συντελούν στην μεταφορά διακύμανσης από τη Ισπανία στη Γαλλία καθώς  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0000 < 0,1$ , δηλαδή ο συντελεστής  $a_{12}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10%. Τέλος, τα αρνητικά shocks της Ισπανίας είναι υπεύθυνα για τη μετάδοση μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Γαλλία. Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B5.10 για το δείγμα μετά την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται σε διάδοση «ειδήσεων» για κάποια από τις δύο χώρες καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$  και  $a_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0016 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0010 < 0,1$ , αντίστοιχα.

- **Γαλλία-Φινλανδία**

Για τις δύο υπό εξέταση χώρες από τον πίνακα B4.11 για το δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, παρατηρούμε πως υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση μεταβλητότητας από τη μία χώρα στην άλλη που οφείλεται είτε σε shocks των δύο χωρών είτε σε προηγούμενη μεταβλητότητα των δύο χωρών καθώς οι συντελεστές  $a_{12}$ ,  $a_{21}$ ,  $b_{12}$  και  $b_{21}$  είναι σ.σ. σε ε.σ. 10% αφού  $p\text{-value}_{a_{12}} = 0,0000 < 0,1$ ,  $p\text{-value}_{a_{21}} = 0,0004 < 0,1$ ,  $p\text{-value}_{b_{12}} = 0,0015 < 0,1$  και  $p\text{-value}_{b_{21}} = 0,0184 < 0,1$ , αντίστοιχα. Τέλος, προκαλείται μετάδοση volatility από τη Γαλλία στην Φινλανδία εξαιτίας πιθανών αρνητικών «ειδήσεων» που αφορούν τη Γαλλία. Στο μετά την είσοδο του ευρώ δείγμα η μόνη διαφοροποίηση είναι πως πλέον δεν υπάρχει εκατέρωθεν μετάδοση volatility μεταξύ των δύο χωρών που να έχει ως αιτία shocks των δύο υπό εξέταση χωρών. Τα υπόλοιπα διατηρούνται όπως και στο Pre-2001 δείγμα.

Κατά αναλογία με την περίπτωση της Γερμανίας, θεωρούμε και για την περίπτωση με χώρα αναφοράς τη Γαλλία ένα πιο «αυστηρό» επίπεδο σημαντικότητας 5% προκειμένου να ελεγχθεί η στατιστική σημαντικότητα - που θεωρείται και ως κριτήριο για τις αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers) - των συντελεστών  $a_{12}, a_{21}, b_{12}, b_{21}, d_{12}, d_{21}$ . Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα 5 τόσο για το Pre-2001 όσο και για το Post-2001 δείγμα. Με «πράσινο» χρώμα έχουν επισημανθεί οι διαφοροποιήσεις από τα αποτελέσματα με θεωρούμενο επίπεδο σημαντικότητας 10%. Όπως είναι προφανές οι περιπτώσεις αυτές, αφορούν αποκλειστικά κάποιους συντελεστές για κάποια από τα υπό εξέταση ζεύγη χωρών, που σε επίπεδο σημαντικότητας 10% είναι στατιστικά σημαντικοί και άρα έχει νόημα να μιλάμε για τις αντίστοιχες αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας, ενώ σε επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν είναι πλέον στατιστικά σημαντικοί και άρα ούτε πλέον υπάρχουν οι αντίστοιχες αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας.

	PRE-2001						POST-2001					
	ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.5%						ΣΤΑΤ. ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΕ Ε.Σ.5%					
	$\alpha_{12}$	$\alpha_{21}$	$\beta_{12}$	$\beta_{21}$	$\delta_{12}$	$\delta_{21}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{21}$	$\beta_{12}$	$\beta_{21}$	$\delta_{12}$	$\delta_{21}$
ΓΑΛΛΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ	√	√					√					
ΓΑΛΛΙΑ-ΓΕΡΜΑΝΙΑ			√	√	√		√	√				
ΓΑΛΛΙΑ-ΒΕΛΓΙΟ			√		√		√		√	√		√
ΓΑΛΛΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ		√		√	√		√	√	√			
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΤΑΛΙΑ	√	√		√			√	√	√			√
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΡΛΑΝΔΙΑ	√	√		√			√	√	√			√
ΓΑΛΛΙΑ-ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ						√	√		√	√		
ΓΑΛΛΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ	√						√		√		√	
ΓΑΛΛΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	√			√	√	√	√	√	√	√		
ΓΑΛΛΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ	√		√	√	√		√	√				
ΓΑΛΛΙΑ-ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	√	√	√	√		√			√	√		√

**Πίνακας 5**

Στην περίπτωση της Γαλλίας (πίνακας 5), παρατηρούμε πως η μετάβαση σε ένα πιο αυστηρό ε.σ. δεν επέφερε καμία αξιοσημείωτη αλλαγή στο δείγμα πριν την εισαγωγή του ευρώ, καθώς η μόνη αλλαγή που εντοπίζεται είναι στο ζευγάρι Γαλλία – Ισπανία. Συγκεκριμένα, σε ε.σ. 5%, η προηγούμενη μεταβλητότητα της Γαλλίας έπαψε να μεταφέρει επιπλέον μεταβλητότητα από τη Γαλλία στην Ισπανία σε αντίθεση με ότι συνέβαινε σε ε.σ. 10%. Στο Post-2001 δείγμα όμως, παρατηρείται αρκετά μεγάλη μείωση στις αλληλεπιδράσεις μεταβλητότητας από τη μετάβαση από ε.σ. 10% σε ε.σ. 5% καθώς έξι επιπλέον συντελεστές δεν είναι σ.σ. σε ε.σ. 5%.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

## *Συμπεράσματα*

Σκοπός αυτής της εργασίας ήταν να ερευνηθεί κατά πόσο υπάρχει αύξηση της διακύμανσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της Ευρωζώνης κατά την μετάβαση στην εποχή του ευρώ, που να οφείλεται είτε στα σοκ που υπάρχουν είτε στην προηγούμενη δεσμευμένη διακύμανση κάποιας χώρας. Για το σκοπό αυτό θεωρήσαμε ως χώρες αναφοράς τη Γαλλία και τη Γερμανία, οι οποίες θεωρούνται κατά τεκμήριο οι δύο ισχυρότερες οικονομικά μεταξύ των χωρών της Ευρωζώνης με κριτήριο το Α.Ε.Π. (πρώτη η Γαλλία και δεύτερη η Γερμανία) και χωρίσαμε το αρχικό δείγμα σε δύο μικρότερα, ένα πριν το 2001 και ένα μετά το 2001(είσοδος του ευρώ). Τα αποτελέσματα μας συνοψίζονται ως εξής:

- Υπάρχει αύξηση της μεταβλητότητας μετά το 2001 στα ζεύγη με χώρα αναφοράς τη Γαλλία σε σχέση με το πριν το 2001 δείγμα . Συγκεκριμένα, υπάρχει εκατέρωθεν διάχυση volatility που οφείλεται στα σοκ που αφορούν είτε τη Γαλλία είτε κάποια από τις υπό εξέταση χώρες. Επιπλέον, πριν την είσοδο του ευρώ, οι «ειδήσεις» που αφορούσαν την Γαλλία είχαν λιγότερη επίδραση στις χώρες της ευρωζώνης από ότι μετά το 2001. Αντίθετα και μάλλον ενάντια στην επικρατούσα αίσθηση πως τα αρνητικά shocks επηρεάζουν περισσότερο από τα θετικά την διακύμανση των χρηματιστηριακών δεικτών, συμπεραίνουμε πως οι αρνητικές πληροφορίες για την Γαλλία μετά την εισαγωγή του ευρώ, δεν έχουν πλατιά επίδραση στη διακύμανση των υπό εξέταση χωρών. Τέλος, είναι φανερό πως υπάρχει μεγάλη αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης που οφείλεται στη δεσμευμένη διακύμανση είτε της Γαλλίας είτε σε κάποιες από τις υπό εξέταση χώρες στο μετά το 2001 δείγμα παρουσιάζοντας μικρή ποσοτικά αύξηση σε σχέση με το πριν το 2001 δείγμα.
- Υπάρχει μείωση της μεταβλητότητας μετά το 2001 στα ζεύγη με χώρα αναφοράς τη Γερμανία σε σχέση με το πριν το 2001 δείγμα. Παρά το γεγονός όμως της μείωσης που παρατηρείται, παραμένει σε υψηλά επίπεδα η μετάδοση διακύμανσης από την Γερμανία στις άλλες χώρες και αντίστροφα, δηλαδή υπάρχει σημαντική εκατέρωθεν διάχυση volatility, οφειλόμενη στα

shocks που αφορούν είτε τη Γερμανία είτε κάποια από τις υπό εξέταση χώρες. Αν παρατηρήσουμε τον πίνακα 2, διαπιστώνουμε πως υπάρχει μια μικρή ποσοτική αύξηση στη μετάδοση διακύμανσης μετά την είσοδο του ευρώ που οφείλεται στις «ειδήσεις» που αφορούν την είτε την Γερμανία είτε κάποια άλλη χώρα της Ευρωζώνης πάντα σε σχέση με το πριν το 2001 δείγμα. Όμοια με την Γαλλία και πάλι μάλλον ενάντια στην επικρατούσα αίσθηση πως τα αρνητικά shocks επηρεάζουν περισσότερο από τα θετικά την διακύμανση των χρηματιστηριακών δεικτών, συμπεραίνουμε πως οι αρνητικές πληροφορίες για την Γερμανία μετά την εισαγωγή του ευρώ, δεν έχουν πλατιά επίδραση στη διακύμανση των υπό εξέταση χωρών και αντίστροφα, σε αντίθεση με ότι συνέβαινε στο πριν το 2001 δείγμα όπου υπήρχε μια σχεδόν απόλυτη αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης οφειλόμενη στα αρνητικά shocks είτε της Γερμανίας είτε κάποιας άλλης από τις υπό εξέταση χώρες. Τέλος, όπως και στη περίπτωση της Γαλλίας, υπάρχει «πλατιά» αμφίδρομη μετάδοση διακύμανσης που οφείλεται στη δεσμευμένη διακύμανση είτε της Γερμανίας είτε σε κάποιες από τις υπό εξέταση χώρες στο μετά το 2001 δείγμα παρουσιάζοντας μικρή ποσοτική αύξηση σε σχέση με το πριν το 2001 δείγμα.

Συμπερασματικά, και ανεξάρτητα από την μικρή μείωση των συντελεστών που είναι σ.σ. στο μετά το 2001 δείγμα με χώρα αναφοράς τη Γερμανία-κάτι που μπορεί να οφείλεται και σε άλλους λόγους π.χ. στην παρεμβολή μιας τρίτης χώρας, μπορούμε να πούμε πως υπάρχει σημαντική μετάδοση διακύμανσης μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών της ευρωζώνης που οφείλεται στη διάχυση πληροφορίας είτε στην προηγούμενη διακύμανση των υπό εξέταση χωρών.

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

### Παράρτημα Α: Γραφήματα

**A1: Εξέλιξη Δείκτη Χρηματιστηρίων**

**A2: Αποδόσεις Χρηματιστηρίων**

### Παράρτημα Β: Πίνακες

**B1: Περιγραφικά Στατιστικά**

**B2: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γερμανία ( Pre-2001)**

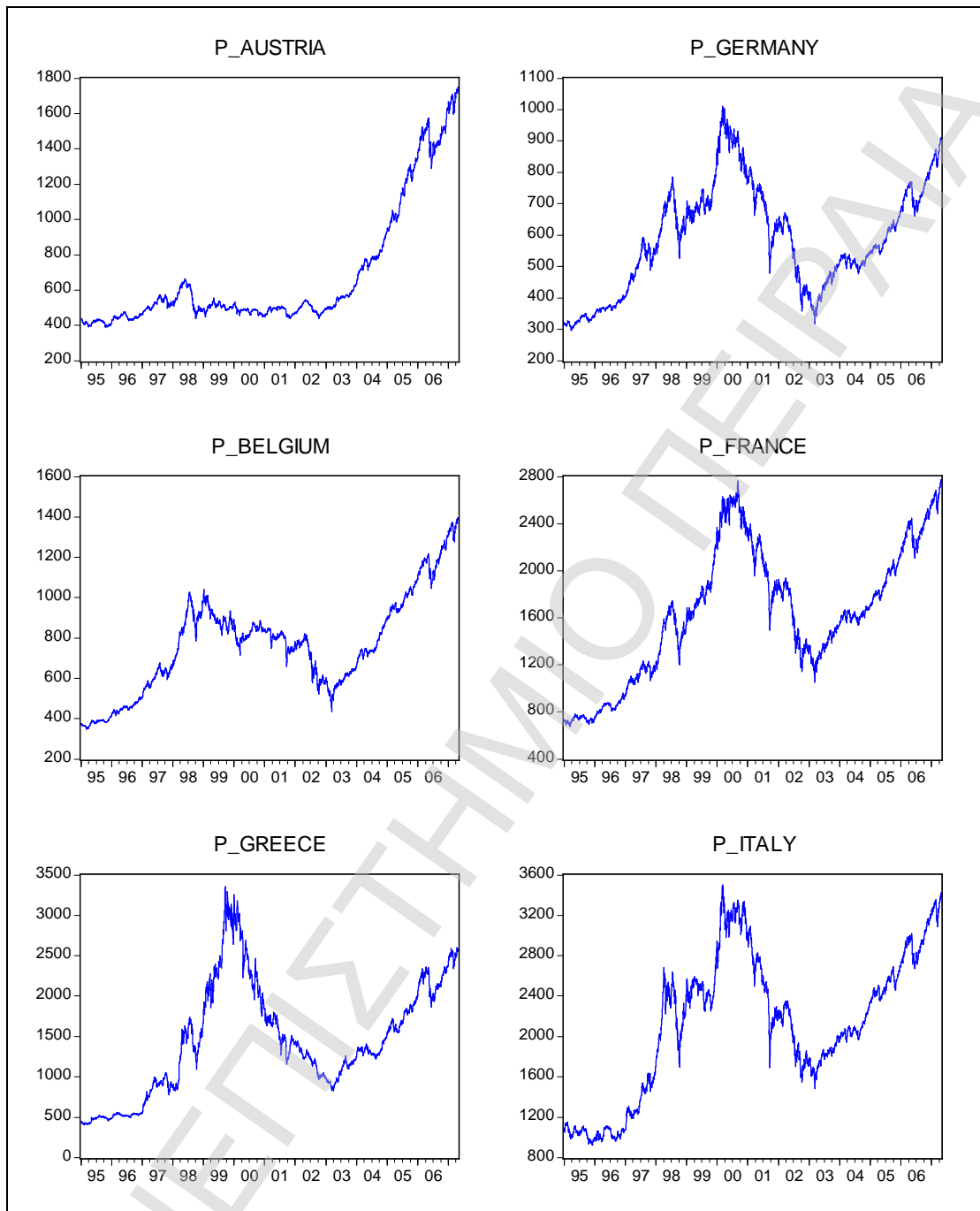
**B3: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γερμανία ( Post-2001)**

**B4: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γαλλία ( Pre-2001)**

**B5: Εκτιμήσεις BEKK Μοντέλου – Γαλλία ( Post-2001)**

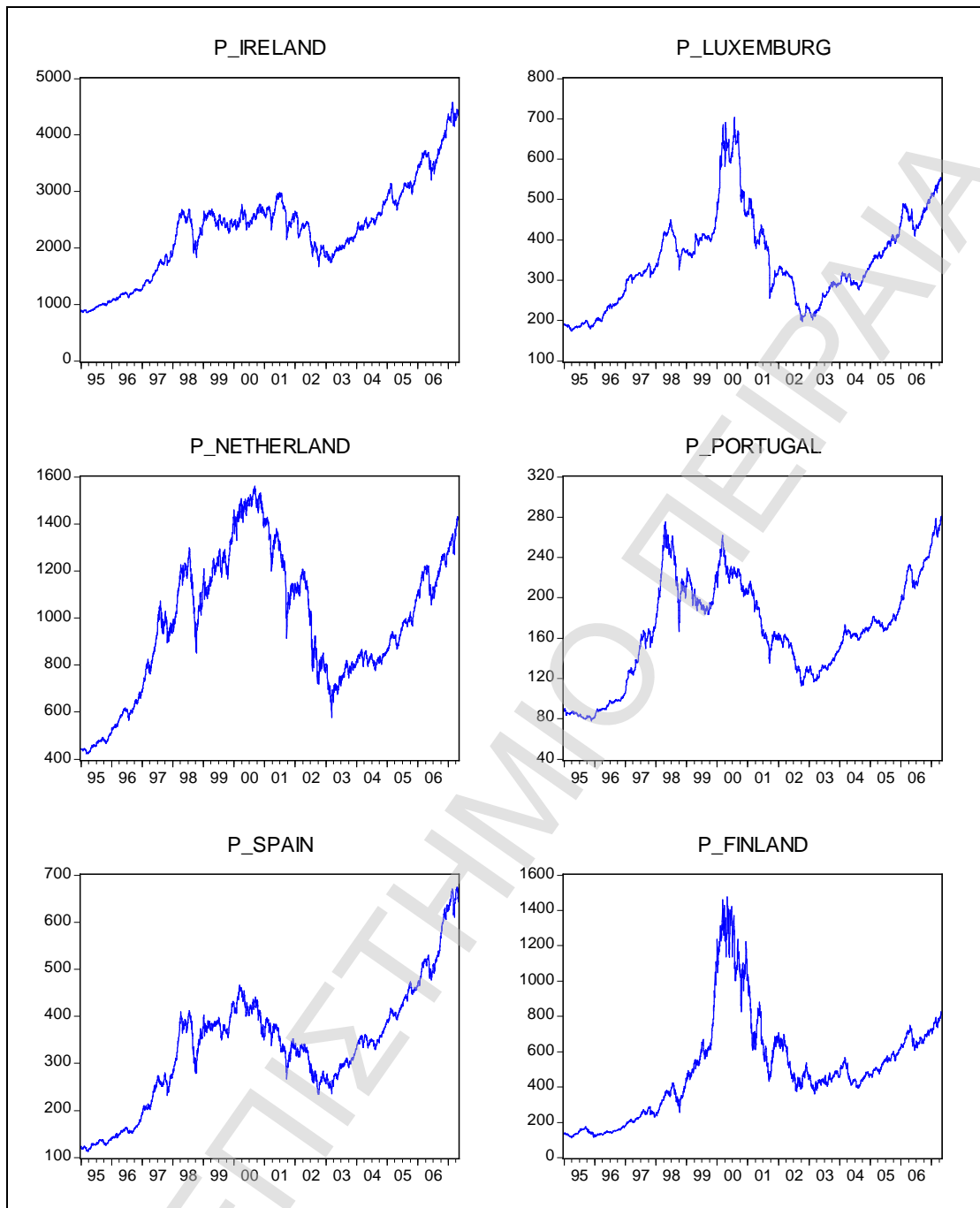
### Παράρτημα Γ: Κώδικας

## Α1 : ΕΞΕΛΙΞΗ ΔΕΙΚΤΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ



γράφημα 1

P\_AUSTRIA : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αυστρίας  
P\_GERMANY : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Γερμανίας  
P\_BELGIUM : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Βελγίου  
P\_FRANCE : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Γαλλίας  
P\_GREECE : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Ελλάδας  
P\_ITALY : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Ιταλίας

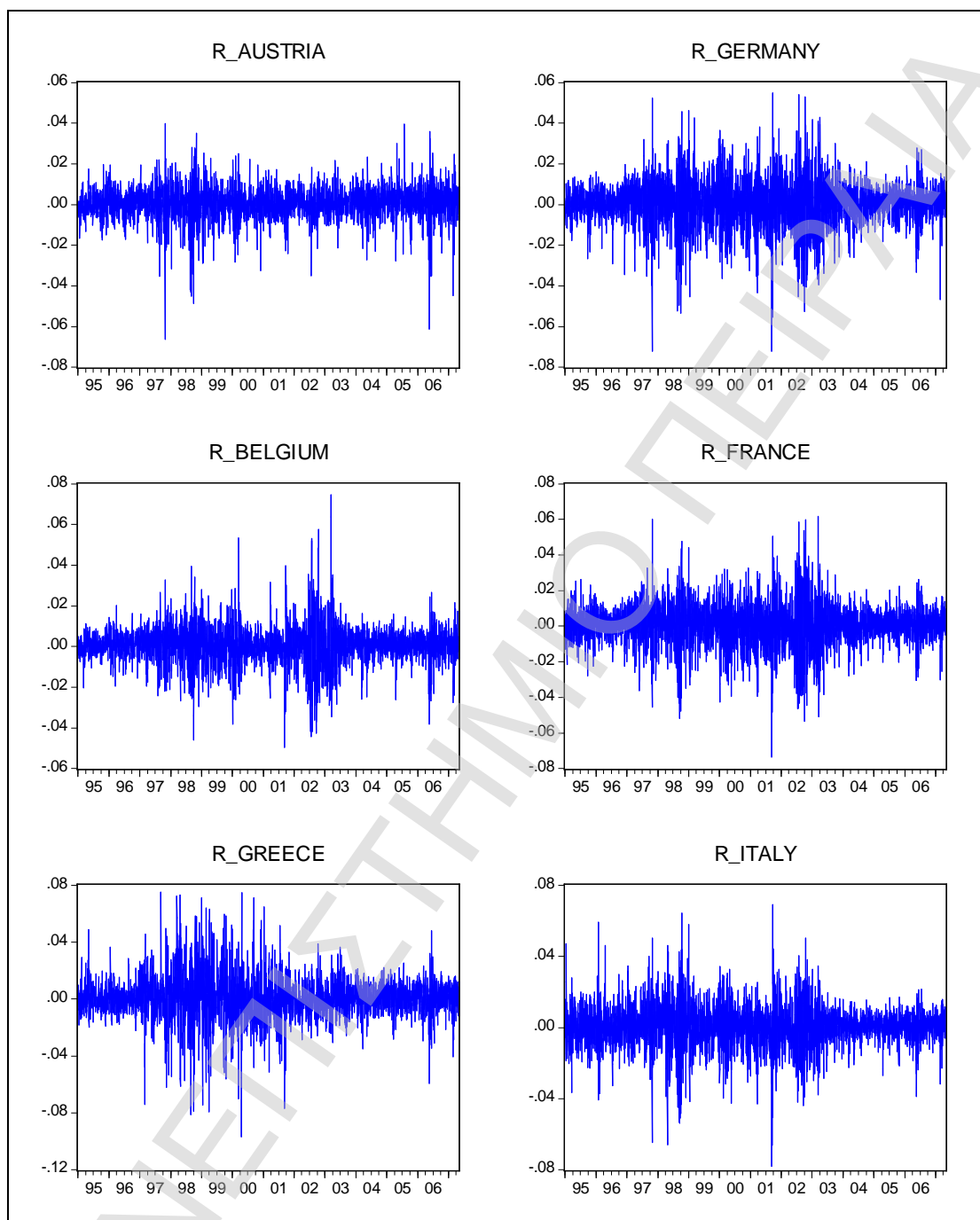


*γράφημα 2*

- P\_IRELAND : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Ιρλανδίας  
P\_LUXEMBURG : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Λουξεμβούργου  
P\_NETHERLAND : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Ολλανδίας  
P\_PORTUGAL : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Πορτογαλίας  
P\_SPAIN : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Ισπανίας  
P\_FINLAND : Τιμή του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Φινλανδίας

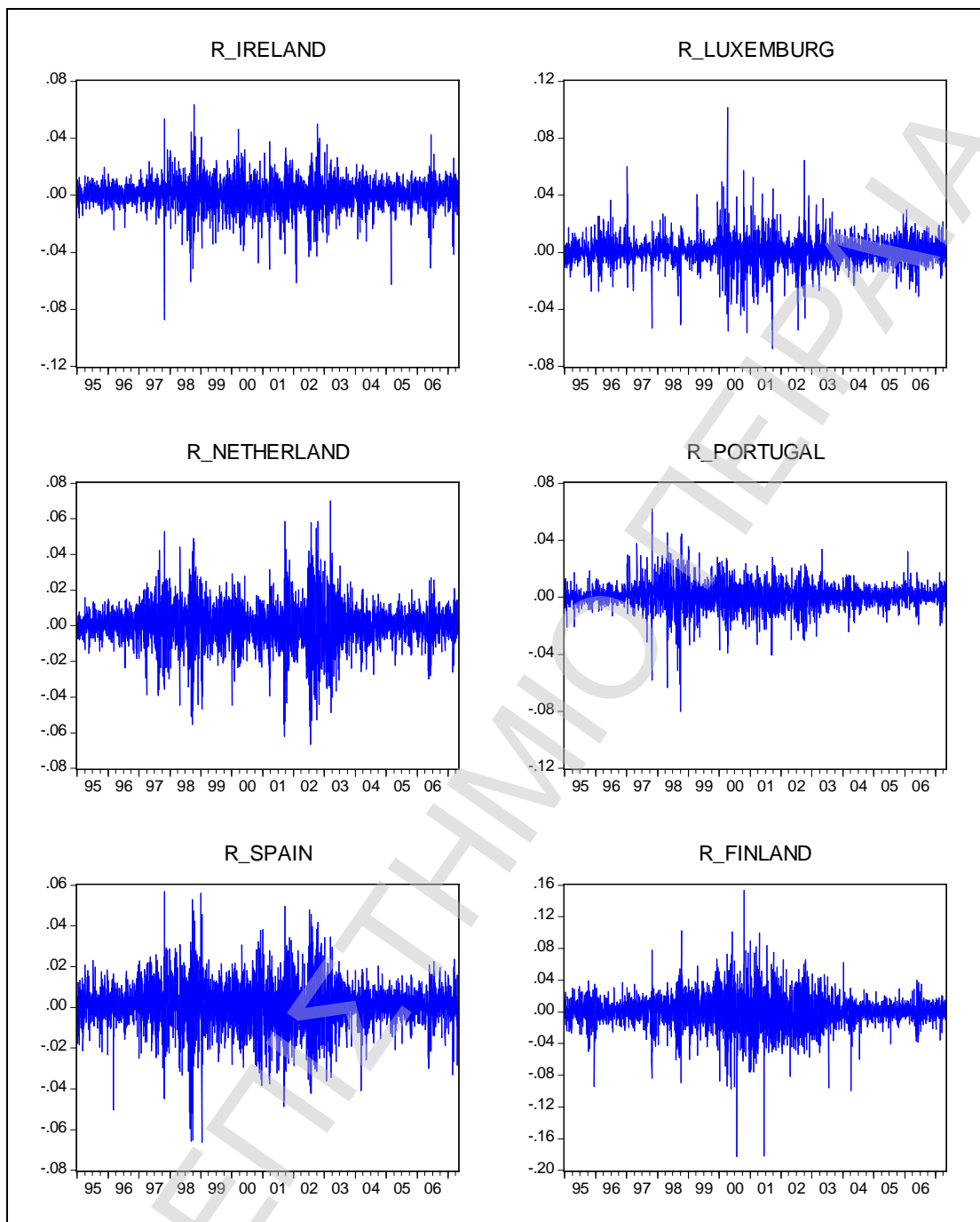


## Α2 : ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΩΝ



γράφημα 3

R\_AUSTRIA : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Αυστρίας  
R\_GERMANY : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Γερμανίας  
R\_BELGIUM : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Βελγίου  
R\_FRANCE : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Γαλλίας  
R\_GREECE : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Ελλάδας  
R\_ITALY : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Ιταλία



*γράφημα 4*

- R\_IRELAND : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Ιρλανδίας
- R\_LUXEMBURG : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Λουξεμβούργου
- R\_NETHERLAND : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Ολλανδίας
- R\_PORTUGAL : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Πορτογαλίας
- R\_SPAIN : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Ισπανίας
- R\_FINLAND : Αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Φιλανδίας

## B1 : ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ

PRE-2001	R_ΑΥΣΤΡΙΑ	R_ΓΕΡΜΑΝΙΑ	R_ΒΕΛΓΙΟ	R_ΓΑΛΛΙΑ	R_ΕΛΛΑΔΑ	R_ΙΤΑΛΙΑ
<b>Mean</b>	2.80E-05	0.000569	0.000517	0.000752	0.000911	0.000657
<b>Median</b>	0.000000	0.000636	0.000499	0.000479	0.000000	2.63E-05
<b>Maximum</b>	0.039917	0.052307	0.053368	0.060174	0.075283	0.064282
<b>Minimum</b>	-0.066408	-0.072060	-0.045865	-0.051768	-0.096840	-0.065806
<b>Std. Dev.</b>	0.008471	0.011484	0.008528	0.011306	0.017956	0.013457
<b>Skewness</b>	-0.812270	-0.509435	-0.050673	-0.278848	-0.023694	-0.092245
<b>Kurtosis</b>	8.732071	6.121021	6.326227	5.189683	6.539039	5.336600
<b>Jarque-Bera</b>	2314.620	702.8720	722.1208	332.9367	816.8675	358.2373
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Sum</b>	0.043770	0.890464	0.808619	1.176211	1.425817	1.028689
<b>Sum Sq. Dev.</b>	0.112237	0.206258	0.113741	0.199921	0.504271	0.283210
<b>Observations</b>	1565	1565	1565	1565	1565	1565

*πίνακας 1*

PRE-2001	R_ΙΡΛΑΝΔΙΑ	R_ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ	R_ΟΛΛΑΝΔΙΑ	R_ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	R_ΙΣΠΑΝΙΑ	R_ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ
<b>Mean</b>	0.000705	0.000574	0.000741	0.000534	0.000687	0.001313
<b>Median</b>	0.000443	0.000149	0.001014	0.000000	0.000766	0.001373
<b>Maximum</b>	0.063521	0.101399	0.052667	0.061830	0.056747	0.153454
<b>Minimum</b>	-0.087349	-0.056445	-0.055474	-0.080149	-0.066371	-0.182448
<b>Std. Dev.</b>	0.010253	0.009787	0.010881	0.010084	0.011962	0.021385
<b>Skewness</b>	-0.543304	0.515289	-0.424594	-0.557611	-0.467537	-0.513302
<b>Kurtosis</b>	10.83000	17.41099	6.236470	10.92743	6.916087	10.69346
<b>Jarque-Bera</b>	4074.841	13611.50	730.0633	4179.067	1057.034	3928.361
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Sum</b>	1.104007	0.898580	1.159553	0.834962	1.075280	2.054417
<b>Sum Sq. Dev.</b>	0.164413	0.149820	0.185168	0.159042	0.223809	0.715270
<b>Observations</b>	1565	1565	1565	1565	1565	1565

*πίνακας 2*

POST-2001	R_ΑΥΣΤΡΙΑ	R_ΓΕΡΜΑΝΙΑ	R_ΒΕΛΓΙΟ	R_ΓΑΛΛΙΑ	R_ΕΛΛΑΔΑ	R_ΙΤΑΛΙΑ
<b>Mean</b>	0.000810	8.80E-05	0.000305	9.55E-05	0.000197	7.71E-05
<b>Median</b>	0.000778	0.000542	0.000476	0.000436	0.000000	0.000427
<b>Maximum</b>	0.039586	0.054763	0.074751	0.061670	0.064708	0.069017
<b>Minimum</b>	-0.061256	-0.072114	-0.049564	-0.073584	-0.076892	-0.077873
<b>Std. Dev.</b>	0.007415	0.011856	0.010087	0.012413	0.011370	0.010720
<b>Skewness</b>	-0.750199	-0.307420	0.161800	-0.109824	-0.342335	-0.445919
<b>Kurtosis</b>	9.300718	6.235105	9.595529	6.641657	7.123889	8.528044
<b>Jarque-Bera</b>	2884.079	745.5202	2997.893	915.0564	1201.422	2155.632
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Sum</b>	1.336836	0.145231	0.503358	0.157591	0.324850	0.127290
<b>Sum Sq. Dev.</b>	0.090655	0.231784	0.167783	0.254072	0.213183	0.189510
<b>Observations</b>	1650	1650	1650	1650	1650	1650

πίνακας 3

POST-2001	R_ΙΡΛΑΝΔΙΑ	R_ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ	R_ΟΛΛΑΝΔΙΑ	R_ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	R_ΙΣΠΑΝΙΑ	R_ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ
<b>Mean</b>	0.000303	9.16E-05	5.43E-07	0.000194	0.000355	-0.000142
<b>Median</b>	0.000574	0.000343	0.000288	0.000269	0.000759	0.000104
<b>Maximum</b>	0.049933	0.064405	0.069961	0.033614	0.049725	0.099689
<b>Minimum</b>	-0.062381	-0.067479	-0.066589	-0.040371	-0.048554	-0.181499
<b>Std. Dev.</b>	0.010312	0.009821	0.012692	0.007171	0.010987	0.019538
<b>Skewness</b>	-0.695031	-0.497699	-0.127399	-0.457856	-0.104493	-0.495793
<b>Kurtosis</b>	7.399116	9.940249	7.239065	6.196453	5.345379	1.026234
<b>Jarque-Bera</b>	1463.309	3379.604	1239.879	760.0889	381.1830	3693.585
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Sum</b>	0.499945	0.151141	0.000895	0.319290	0.585297	-0.233567
<b>Sum Sq. Dev.</b>	0.175333	0.159038	0.265618	0.084799	0.199042	0.629493
<b>Observations</b>	1650	1650	1650	1650	1650	1650

πίνακας 4

**B2 : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ BEKK ΜΟΝΤΕΛΟΥ – ΓΕΡΜΑΝΙΑ (PRE-2001)***πίνακας 1*

	<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΑΥΣΤΡΙΑ ( PRE-2001 )</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.000957	0.000244	0.0001
<b>ω21</b>	0.000837	0.000183	0.0000
<b>ω22</b>	0.000805	0.000327	0.0139
<b>α11</b>	0.265024	0.033246	0.0000
<b>α12</b>	0.003559	0.047428	0.9402
<b>α21</b>	0.078491	0.021064	0.0002
<b>α22</b>	0.157835	0.040029	0.0001
<b>β11</b>	0.959954	0.008043	0.0000
<b>β12</b>	-0.010883	0.018293	0.5519
<b>β21</b>	-0.014811	0.006500	0.0227
<b>β22</b>	0.956549	0.010152	0.0000
<b>d11</b>	-0.195596	0.066615	0.0033
<b>d12</b>	0.270068	0.062784	0.0000
<b>d21</b>	-0.080092	0.043933	0.0683
<b>d22</b>	0.289324	0.051753	0.0000
<b>df</b>	7.841060	1.076653	0.0000

*πίνακας 2*

	<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ ( PRE - 2001 )</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.000949	0.000230	0.0000
<b>ω21</b>	0.000518	0.000126	0.0000
<b>ω22</b>	0.000556	0.000218	0.0108
<b>α11</b>	0.235803	0.028441	0.0000
<b>α12</b>	0.045196	0.052222	0.3868
<b>α21</b>	0.033749	0.020886	0.1061
<b>α22</b>	0.266796	0.030770	0.0000
<b>β11</b>	0.965687	0.008778	0.0000
<b>β12</b>	-0.024056	0.015012	0.1091
<b>β21</b>	-0.001521	0.007098	0.8303
<b>β22</b>	0.951029	0.009123	0.0000
<b>d11</b>	0.068402	0.070742	0.3336
<b>d12</b>	-0.311303	0.059360	0.0000
<b>d21</b>	0.091890	0.040111	0.0220
<b>d22</b>	-0.140397	0.067482	0.0375
<b>df</b>	8.365749	1.059873	0.0000

πίνακας 3

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΛΛΑΔΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000585	0.000430	0.1731
$\omega_{21}$	3.08E-06	2517044	1.0000
$\omega_{22}$	-0.002728	0.002856	0.3394
$\alpha_{11}$	-0.024882	0.037571	0.5078
$\alpha_{12}$	0.017766	0.018399	0.3342
$\alpha_{21}$	-0.029969	0.044883	0.5043
$\alpha_{22}$	0.441811	0.033106	0.0000
$\beta_{11}$	0.979361	0.005937	0.0000
$\beta_{12}$	-0.029939	0.007690	0.0001
$\beta_{21}$	0.076733	0.015219	0.0000
$\beta_{22}$	0.874237	0.012854	0.0000
$d_{11}$	0.253887	0.027321	0.0000
$d_{12}$	0.084344	0.022321	0.0002
$d_{21}$	-0.017882	0.048680	0.7134
$d_{22}$	0.202599	0.077110	0.0086
df	6.451793	0.690748	0.0000

πίνακας 4

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001327	0.000236	0.0000
$\omega_{21}$	0.002131	0.000326	0.0000
$\omega_{22}$	0.001024	0.000585	0.0802
$\alpha_{11}$	0.190909	0.037073	0.0000
$\alpha_{12}$	0.005725	0.028327	0.8398
$\alpha_{21}$	-0.063797	0.041894	0.1278
$\alpha_{22}$	0.335733	0.034242	0.0000
$\beta_{11}$	0.953646	0.011564	0.0000
$\beta_{12}$	-0.006763	0.013129	0.6065
$\beta_{21}$	0.009975	0.015866	0.5296
$\beta_{22}$	0.914325	0.016760	0.0000
$d_{11}$	0.268438	0.048321	0.0000
$d_{12}$	0.050375	0.034510	0.1444
$d_{21}$	0.193831	0.067712	0.0042
$d_{22}$	0.109299	0.077852	0.1603
df	9.479544	1.376196	0.0000

πίνακας 5

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΡΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001286	0.000235	0.0000
$\omega_{21}$	0.000347	0.000163	0.0332
$\omega_{22}$	0.000893	0.000191	0.0000
$\alpha_{11}$	0.175839	0.043203	0.0000
$\alpha_{12}$	0.100101	0.043333	0.0209
$\alpha_{21}$	-0.019846	0.034310	0.5630
$\alpha_{22}$	0.225163	0.029653	0.0000
$\beta_{11}$	0.947886	0.008828	0.0000
$\beta_{12}$	-0.012905	0.011003	0.2409
$\beta_{21}$	-0.028358	0.008475	0.0008
$\beta_{22}$	0.969410	0.007032	0.0000
$d_{11}$	0.392684	0.053641	0.0000
$d_{12}$	-0.320517	0.055672	0.0000
$d_{21}$	0.256612	0.029948	0.0000
$d_{22}$	-0.121329	0.053631	0.0237
df	7.566792	0.950301	0.0000

πίνακας 6

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000874	0.000277	0.0016
$\omega_{21}$	0.001640	0.000277	0.0000
$\omega_{22}$	0.000773	0.000555	0.1638
$\alpha_{11}$	0.183411	0.033968	0.0000
$\alpha_{12}$	0.086455	0.034018	0.0110
$\alpha_{21}$	-0.041286	0.024631	0.0937
$\alpha_{22}$	0.438292	0.033990	0.0000
$\beta_{11}$	0.970736	0.005584	0.0000
$\beta_{12}$	-0.039131	0.017833	0.0282
$\beta_{21}$	-0.003800	0.006181	0.5387
$\beta_{22}$	0.856979	0.014216	0.0000
$d_{11}$	0.275580	0.045441	0.0000
$d_{12}$	-0.137325	0.063381	0.0303
$d_{21}$	0.182894	0.024238	0.0000
$d_{22}$	-0.283775	0.081429	0.0005
df	4.798301	0.457903	0.0000

πίνακας 7

<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)</b>			
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.000979	0.000257	0.0001
<b>ω21</b>	0.000755	0.000195	0.0001
<b>ω22</b>	0.000401	0.000299	0.1787
<b>α11</b>	0.296545	0.039834	0.0000
<b>α12</b>	-0.087040	0.050322	0.0837
<b>α21</b>	0.111284	0.039735	0.0051
<b>α22</b>	0.155074	0.050420	0.0021
<b>β11</b>	0.951125	0.017079	0.0000
<b>β12</b>	-0.000271	0.020520	0.9894
<b>β21</b>	-0.005197	0.016925	0.7588
<b>β22</b>	0.952326	0.016366	0.0000
<b>d11</b>	0.018655	0.064331	0.7718
<b>d12</b>	-0.280338	0.052527	0.0000
<b>d21</b>	0.242687	0.051055	0.0000
<b>d22</b>	-0.400484	0.052485	0.0000
<b>df</b>	1.034579	1.724742	0.0000

πίνακας 8

<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ( PRE - 2001)</b>			
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.002586	0.000283	0.0000
<b>ω21</b>	3.96E-06	0.081364	10000
<b>ω22</b>	9.00E-05	0.000252	0.7209
<b>α11</b>	0.180510	0.044920	0.0001
<b>α12</b>	0.036202	0.043686	0.4073
<b>α21</b>	0.127182	0.029106	0.0000
<b>α22</b>	0.334523	0.032702	0.0000
<b>β11</b>	0.862822	0.021062	0.0000
<b>β12</b>	0.113990	0.029917	0.0001
<b>β21</b>	-0.079521	0.017013	0.0000
<b>β22</b>	0.952008	0.020140	0.0000
<b>d11</b>	0.334124	0.055459	0.0000
<b>d12</b>	0.079421	0.067496	0.2393
<b>d21</b>	0.183322	0.046239	0.0001
<b>d22</b>	-0.036894	0.086362	0.6692
<b>df</b>	6.729056	0.734776	0.0000



πίνακας 9

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001522	0.000307	0.0000
$\omega_{21}$	0.000687	0.001222	0.5742
$\omega_{22}$	-0.000743	0.000553	0.1788
$\alpha_{11}$	0.317503	0.038993	0.0000
$\alpha_{12}$	-0.192395	0.040283	0.0000
$\alpha_{21}$	0.160879	0.038505	0.0000
$\alpha_{22}$	0.111655	0.044083	0.0113
$\beta_{11}$	0.875382	0.024739	0.0000
$\beta_{12}$	0.074432	0.024594	0.0025
$\beta_{21}$	-0.042011	0.024583	0.0875
$\beta_{22}$	0.977818	0.020669	0.0000
$d_{11}$	0.234599	0.063924	0.0002
$d_{12}$	0.130715	0.051506	0.0112
$d_{21}$	-0.025026	0.056432	0.6574
$d_{22}$	0.255390	0.044261	0.0000
df	1.015300	1.305896	0.0000

πίνακας 10

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000578	0.000351	0.0994
$\omega_{21}$	0.001959	0.000418	0.0000
$\omega_{22}$	0.000135	0.001187	0.9095
$\alpha_{11}$	0.133809	0.035810	0.0002
$\alpha_{12}$	0.053956	0.014360	0.0002
$\alpha_{21}$	-0.228911	0.066316	0.0006
$\alpha_{22}$	0.387963	0.032342	0.0000
$\beta_{11}$	0.985297	0.007123	0.0000
$\beta_{12}$	-0.017725	0.005121	0.0005
$\beta_{21}$	0.043828	0.016384	0.0075
$\beta_{22}$	0.911772	0.011635	0.0000
$d_{11}$	0.227969	0.045424	0.0000
$d_{12}$	-0.017577	0.033659	0.6015
$d_{21}$	0.375024	0.093989	0.0001
$d_{22}$	0.023597	0.102043	0.8171
df	7.918021	0.864263	0.0000

### B3 : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΒΕΚΚ ΜΟΝΤΕΛΟΥ – ΓΕΡΜΑΝΙΑ (POST-2001)

πίνακας 1

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΑΥΣΤΡΙΑ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001084	0.000205	0.0000
$\omega_{21}$	0.001188	0.000338	0.0004
$\omega_{22}$	0.001456	0.000361	0.0001
$\alpha_{11}$	-0.054674	0.064007	0.3930
$\alpha_{12}$	0.113013	0.038664	0.0035
$\alpha_{21}$	0.012365	0.022033	0.5746
$\alpha_{22}$	0.224627	0.043692	0.0000
$\beta_{11}$	0.963333	0.006120	0.0000
$\beta_{12}$	-0.024940	0.020853	0.2317
$\beta_{21}$	6.58E-05	0.005153	0.9898
$\beta_{22}$	0.916190	0.016154	0.0000
$d_{11}$	0.389131	0.033535	0.0000
$d_{12}$	-0.070526	0.046127	0.1263
$d_{21}$	0.045270	0.024835	0.0683
$d_{22}$	0.183874	0.058195	0.0016
df	8.014569	0.834658	0.0000

πίνακας 2

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000890	0.000190	0.0000
$\omega_{21}$	0.000544	0.000120	0.0000
$\omega_{22}$	0.000982	0.000194	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.117802	0.058656	0.0446
$\alpha_{12}$	0.270442	0.051371	0.0000
$\alpha_{21}$	-0.025390	0.040133	0.5270
$\alpha_{22}$	0.255650	0.049800	0.0000
$\beta_{11}$	0.970548	0.007873	0.0000
$\beta_{12}$	-0.034533	0.016186	0.0329
$\beta_{21}$	-0.008474	0.006970	0.2241
$\beta_{22}$	0.936346	0.012623	0.0000
$d_{11}$	0.359429	0.044327	0.0000
$d_{12}$	-0.009109	0.064130	0.8870
$d_{21}$	0.145235	0.033975	0.0000
$d_{22}$	0.191006	0.057127	0.0008
df	9.727938	1.189589	0.0000

πίνακας 3

	ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΛΛΑΔΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001006	0.000161	0.0000
$\omega_{21}$	0.001982	0.000587	0.0007
$\omega_{22}$	0.002093	0.000624	0.0008
$\alpha_{11}$	0.001577	0.049682	0.9747
$\alpha_{12}$	0.036990	0.030081	0.2188
$\alpha_{21}$	-0.183711	0.027233	0.0000
$\alpha_{22}$	0.287166	0.039625	0.0000
$\beta_{11}$	0.972207	0.006824	0.0000
$\beta_{12}$	-0.033054	0.013872	0.0172
$\beta_{21}$	0.025408	0.009382	0.0068
$\beta_{22}$	0.889329	0.016879	0.0000
$d_{11}$	0.357166	0.033725	0.0000
$d_{12}$	0.002305	0.039546	0.9535
$d_{21}$	0.027884	0.044738	0.5331
$d_{22}$	0.263124	0.055530	0.0000
df	9.749376	1.175468	0.0000

πίνακας 4

	ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000937	0.000183	0.0000
$\omega_{21}$	0.000665	0.000128	0.0000
$\omega_{22}$	0.000994	0.000213	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.005993	0.061588	0.9225
$\alpha_{12}$	0.183529	0.058355	0.0017
$\alpha_{21}$	-0.185273	0.049270	0.0002
$\alpha_{22}$	0.238741	0.061971	0.0001
$\beta_{11}$	0.984223	0.020197	0.0000
$\beta_{12}$	-0.048039	0.027577	0.0815
$\beta_{21}$	0.041846	0.019621	0.0329
$\beta_{22}$	0.900621	0.023006	0.0000
$d_{11}$	0.346216	0.059943	0.0000
$d_{12}$	0.016502	0.078669	0.8339
$d_{21}$	0.090520	0.059125	0.1258
$d_{22}$	0.291959	0.069215	0.0000
df	9.563467	1.156345	0.0000

πίνακας 5

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΡΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001161	0.000181	0.0000
$\omega_{21}$	0.001658	0.000402	0.0000
$\omega_{22}$	0.001744	0.000517	0.0007
$\alpha_{11}$	0.106575	0.057596	0.0643
$\alpha_{12}$	-0.063545	0.041502	0.1257
$\alpha_{21}$	-0.158348	0.041779	0.0002
$\alpha_{22}$	0.008913	0.049925	0.8583
$\beta_{11}$	0.967124	0.012284	0.0000
$\beta_{12}$	-0.033163	0.027240	0.2234
$\beta_{21}$	0.027081	0.014083	0.0545
$\beta_{22}$	0.893743	0.023961	0.0000
$d_{11}$	0.382358	0.038631	0.0000
$d_{12}$	-0.006826	0.046145	0.8824
$d_{21}$	0.152539	0.043631	0.0005
$d_{22}$	0.208214	0.037914	0.0000
df	7.859832	0.701560	0.0000

πίνακας 6

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000994	0.000182	0.0000
$\omega_{21}$	0.001930	0.000490	0.0001
$\omega_{22}$	0.001242	0.000761	0.1025
$\alpha_{11}$	-0.046944	0.053112	0.3768
$\alpha_{12}$	0.001068	0.039188	0.9783
$\alpha_{21}$	0.120709	0.023572	0.0000
$\alpha_{22}$	0.270551	0.031162	0.0000
$\beta_{11}$	0.957285	0.006847	0.0000
$\beta_{12}$	-0.034430	0.028343	0.2245
$\beta_{21}$	0.012491	0.009723	0.1989
$\beta_{22}$	0.887049	0.018121	0.0000
$d_{11}$	0.375580	0.034023	0.0000
$d_{12}$	0.086705	0.044579	0.0518
$d_{21}$	0.050195	0.038242	0.1893
$d_{22}$	0.179600	0.061883	0.0037
df	6.787293	0.715636	0.0000

πίνακας 7

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001053	0.000179	0.0000
$\omega_{21}$	0.000404	8.93E-05	0.0000
$\omega_{22}$	0.001156	0.000204	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.202266	0.072148	0.0051
$\alpha_{12}$	0.203715	0.062065	0.0010
$\alpha_{21}$	-0.368899	0.059671	0.0000
$\alpha_{22}$	0.390211	0.068398	0.0000
$\beta_{11}$	1008843	0.011648	0.0000
$\beta_{12}$	-0.069576	0.014801	0.0000
$\beta_{21}$	0.040440	0.013640	0.0030
$\beta_{22}$	0.904525	0.014694	0.0000
$d_{11}$	0.240229	0.063628	0.0002
$d_{12}$	0.149408	0.067532	0.0269
$d_{21}$	0.047384	0.078471	0.5460
$d_{22}$	0.309013	0.084312	0.0002
df	1.090097	1.214508	0.0000

πίνακας 8

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ( POST - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000760	0.000491	0.1219
$\omega_{21}$	0.000672	0.004065	0.8687
$\omega_{22}$	0.001977	0.001471	0.1790
$\alpha_{11}$	0.080488	0.060426	0.1829
$\alpha_{12}$	-0.116568	0.067231	0.0829
$\alpha_{21}$	-0.114380	0.030540	0.0002
$\alpha_{22}$	-0.145296	0.047856	0.0024
$\beta_{11}$	0.995809	0.019236	0.0000
$\beta_{12}$	-0.161516	0.057574	0.0050
$\beta_{21}$	0.063251	0.014504	0.0000
$\beta_{22}$	0.795994	0.034597	0.0000
$d_{11}$	0.337773	0.040423	0.0000
$d_{12}$	0.212129	0.068483	0.0020
$d_{21}$	0.026508	0.035274	0.4524
$d_{22}$	0.363677	0.055906	0.0000
df	7.945446	0.835650	0.0000

πίνακας 9

	ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001038	0.000171	0.0000
$\omega_{21}$	0.000838	0.000150	0.0000
$\omega_{22}$	0.001165	0.000246	0.0000
$\alpha_{11}$	0.019264	0.068147	0.7774
$\alpha_{12}$	0.128060	0.055562	0.0212
$\alpha_{21}$	-0.200086	0.057235	0.0005
$\alpha_{22}$	0.212639	0.060175	0.0004
$\beta_{11}$	0.987369	0.021420	0.0000
$\beta_{12}$	-0.050491	0.028099	0.0724
$\beta_{21}$	0.059619	0.021623	0.0058
$\beta_{22}$	0.882695	0.025164	0.0000
$d_{11}$	0.387107	0.057485	0.0000
$d_{12}$	-0.015444	0.065433	0.8134
$d_{21}$	0.094020	0.062354	0.1316
$d_{22}$	0.313093	0.068201	0.0000
df	8.714352	0.967209	0.0000

πίνακας 10

	ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001182	0.000165	0.0000
$\omega_{21}$	0.000722	0.000208	0.0005
$\omega_{22}$	0.000354	0.000263	0.1774
$\alpha_{11}$	-0.050056	0.070105	0.4752
$\alpha_{12}$	0.012866	0.018092	0.4770
$\alpha_{21}$	-0.006080	0.053798	0.9100
$\alpha_{22}$	0.151171	0.029336	0.0000
$\beta_{11}$	0.936677	0.011719	0.0000
$\beta_{12}$	0.014478	0.006972	0.0378
$\beta_{21}$	-0.013065	0.018152	0.4717
$\beta_{22}$	0.980150	0.008921	0.0000
$d_{11}$	0.421436	0.042384	0.0000
$d_{12}$	-0.012415	0.023965	0.6044
$d_{21}$	0.230891	0.058831	0.0001
$d_{22}$	0.086502	0.047872	0.0708
df	5.645817	0.430857	0.0000

**B4 : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΒΕΚΚ ΜΟΝΤΕΛΟΥ – ΓΑΛΛΙΑ (PRE-2001)**

*πίνακας 1*

	<b>ΓΑΛΛΙΑ - ΑΥΣΤΡΙΑ ( PRE - 2001)</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.001066	0.000276	0.0001
<b>ω21</b>	0.001183	0.000199	0.0000
<b>ω22</b>	0.000624	0.000352	0.0765
<b>α11</b>	-0.122640	0.037914	0.0012
<b>α12</b>	0.204124	0.040320	0.0000
<b>α21</b>	0.054555	0.025918	0.0353
<b>α22</b>	0.167665	0.037915	0.0000
<b>β11</b>	0.975107	0.007402	0.0000
<b>β12</b>	-0.021225	0.015463	0.1699
<b>β21</b>	0.004628	0.007906	0.5583
<b>β22</b>	0.938916	0.012002	0.0000
<b>d11</b>	0.227991	0.041217	0.0000
<b>d12</b>	0.072287	0.055373	0.1917
<b>d21</b>	0.023537	0.032869	0.4739
<b>d22</b>	0.242997	0.043932	0.0000
<b>df</b>	7.486961	1.047090	0.0000

*πίνακας 2*

	<b>ΓΑΛΛΙΑ - ΓΕΡΜΑΝΙΑ ( PRE - 2001)</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.003651	0.000443	0.0000
<b>ω21</b>	-3.45E-06	0.140063	10000
<b>ω22</b>	0.000575	0.000308	0.0620
<b>α11</b>	0.095898	0.074869	0.2002
<b>α12</b>	0.028538	0.079299	0.7189
<b>α21</b>	0.011319	0.046555	0.8079
<b>α22</b>	0.249717	0.046534	0.0000
<b>β11</b>	0.775604	0.054751	0.0000
<b>β12</b>	0.149656	0.046356	0.0012
<b>β21</b>	-0.091675	0.046509	0.0487
<b>β22</b>	1016108	0.037546	0.0000
<b>d11</b>	0.424644	0.069262	0.0000
<b>d12</b>	-0.645284	0.075224	0.0000
<b>d21</b>	0.072091	0.062802	0.2510
<b>d22</b>	-0.290362	0.073136	0.0001
<b>df</b>	1.077479	1.552280	0.0000

πίνακας 3

	ΓΑΛΛΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001130	0.000238	0.0000
$\omega_{21}$	0.000626	0.000150	0.0000
$\omega_{22}$	0.000825	0.000220	0.0002
$\alpha_{11}$	0.121074	0.035588	0.0007
$\alpha_{12}$	0.065559	0.049405	0.1845
$\alpha_{21}$	-0.022147	0.025889	0.3923
$\alpha_{22}$	0.280705	0.038673	0.0000
$\beta_{11}$	0.983629	0.005858	0.0000
$\beta_{12}$	-0.039880	0.012176	0.0011
$\beta_{21}$	0.003590	0.005377	0.5044
$\beta_{22}$	0.936430	0.009105	0.0000
$d_{11}$	0.120256	0.041770	0.0040
$d_{12}$	0.212844	0.048762	0.0000
$d_{21}$	0.002739	0.040836	0.9465
$d_{22}$	0.262808	0.062249	0.0000
df	8.259395	1.038935	0.0000

πίνακας 4

	ΓΑΛΛΙΑ - ΕΛΛΑΔΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001358	0.000304	0.0000
$\omega_{21}$	2.26E-06	1002523	10000
$\omega_{22}$	-0.002346	0.001017	0.0211
$\alpha_{11}$	-0.026987	0.040188	0.5019
$\alpha_{12}$	-0.018961	0.018017	0.2926
$\alpha_{21}$	0.120750	0.039755	0.0024
$\alpha_{22}$	0.383405	0.033366	0.0000
$\beta_{11}$	0.970257	0.008051	0.0000
$\beta_{12}$	0.001585	0.009836	0.8720
$\beta_{21}$	0.064430	0.019920	0.0012
$\beta_{22}$	0.883936	0.013457	0.0000
$d_{11}$	0.247635	0.028219	0.0000
$d_{12}$	0.055196	0.019681	0.0050
$d_{21}$	-0.094400	0.062669	0.1320
$d_{22}$	0.301049	0.061030	0.0000
df	6.750467	0.811877	0.0000



πίνακας 5

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000854	0.000481	0.0760
$\omega_{21}$	0.002247	0.000395	0.0000
$\omega_{22}$	4.15E-05	0.001177	0.9719
$\alpha_{11}$	0.062075	0.045070	0.1684
$\alpha_{12}$	0.069531	0.030060	0.0207
$\alpha_{21}$	-0.120362	0.053871	0.0255
$\alpha_{22}$	0.342550	0.039068	0.0000
$\beta_{11}$	0.989368	0.014395	0.0000
$\beta_{12}$	-0.023704	0.015788	0.1333
$\beta_{21}$	0.047954	0.022424	0.0325
$\beta_{22}$	0.897519	0.022564	0.0000
$d_{11}$	0.223655	0.043755	0.0000
$d_{12}$	0.045682	0.038441	0.2347
$d_{21}$	0.122081	0.079025	0.1224
$d_{22}$	0.175734	0.084430	0.0374
df	9.254863	1.423571	0.0000

πίνακας 6

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΡΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000994	0.000251	0.0001
$\omega_{21}$	-8.80E-06	0.008841	0.9992
$\omega_{22}$	0.000292	0.000255	0.2524
$\alpha_{11}$	0.165114	0.035328	0.0000
$\alpha_{12}$	-0.112628	0.032055	0.0004
$\alpha_{21}$	0.120364	0.020823	0.0000
$\alpha_{22}$	0.036240	0.034479	0.2932
$\beta_{11}$	0.974540	0.005758	0.0000
$\beta_{12}$	0.000463	0.007159	0.9484
$\beta_{21}$	-0.014904	0.006742	0.0271
$\beta_{22}$	0.983508	0.004140	0.0000
$d_{11}$	0.173383	0.043033	0.0001
$d_{12}$	0.045363	0.039272	0.2481
$d_{21}$	0.018955	0.039775	0.6337
$d_{22}$	0.183782	0.032902	0.0000
df	7.354146	0.846589	0.0000

πίνακας 7

ΓΑΛΛΙΑ - ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001328	0.000250	0.0000
$\omega_{21}$	0.001882	0.000198	0.0000
$\omega_{22}$	-2.35E-06	0.000614	0.9969
$\alpha_{11}$	0.060631	0.046392	0.1912
$\alpha_{12}$	0.051724	0.032962	0.1166
$\alpha_{21}$	0.027415	0.024956	0.2720
$\alpha_{22}$	0.417814	0.034785	0.0000
$\beta_{11}$	0.972907	0.005165	0.0000
$\beta_{12}$	0.003135	0.018058	0.8622
$\beta_{21}$	-0.008135	0.007581	0.2833
$\beta_{22}$	0.862078	0.014570	0.0000
$d_{11}$	0.295411	0.036844	0.0000
$d_{12}$	-0.045498	0.053106	0.3916
$d_{21}$	0.147009	0.029377	0.0000
$d_{22}$	-0.261305	0.079459	0.0010
df	4.689797	0.446168	0.0000

πίνακας 8

ΓΑΛΛΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)			
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001325	0.000263	0.0000
$\omega_{21}$	0.000791	0.000194	0.0000
$\omega_{22}$	0.000350	0.000295	0.2360
$\alpha_{11}$	0.102754	0.041225	0.0127
$\alpha_{12}$	0.079121	0.037582	0.0353
$\alpha_{21}$	-0.032982	0.031355	0.2928
$\alpha_{22}$	0.294029	0.039543	0.0000
$\beta_{11}$	0.962973	0.011511	0.0000
$\beta_{12}$	0.002691	0.012687	0.8321
$\beta_{21}$	-0.000780	0.011495	0.9459
$\beta_{22}$	0.955792	0.012561	0.0000
$d_{11}$	0.260386	0.053022	0.0000
$d_{12}$	-0.036637	0.061205	0.5494
$d_{21}$	0.062624	0.056498	0.2677
$d_{22}$	0.097934	0.087331	0.2621
df	9.120841	1.226337	0.0000

πίνακας 9

	ΓΑΛΛΙΑ - ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001772	0.000338	0.0000
$\omega_{21}$	7.56E-06	0.032033	0.9998
$\omega_{22}$	0.000613	0.000276	0.0265
$\alpha_{11}$	0.090664	0.037083	0.0145
$\alpha_{12}$	0.141445	0.040524	0.0005
$\alpha_{21}$	0.021221	0.026855	0.4294
$\alpha_{22}$	0.338880	0.032975	0.0000
$\beta_{11}$	0.958884	0.010793	0.0000
$\beta_{12}$	-0.016814	0.016335	0.3033
$\beta_{21}$	-0.028847	0.012091	0.0170
$\beta_{22}$	0.939800	0.012898	0.0000
$d_{11}$	0.209162	0.040224	0.0000
$d_{12}$	0.118495	0.049349	0.0163
$d_{21}$	0.124084	0.034951	0.0004
$d_{22}$	0.135834	0.068151	0.0462
$df$	6.662864	0.733307	0.0000

πίνακας 10

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000791	0.000572	0.1671
$\omega_{21}$	0.001634	0.000268	0.0000
$\omega_{22}$	0.000604	0.000746	0.4181
$\alpha_{11}$	-0.114109	0.042590	0.0074
$\alpha_{12}$	0.181042	0.035346	0.0000
$\alpha_{21}$	0.029476	0.044093	0.5038
$\alpha_{22}$	0.194867	0.042179	0.0000
$\beta_{11}$	0.997805	0.018299	0.0000
$\beta_{12}$	-0.045613	0.021620	0.0349
$\beta_{21}$	0.044322	0.024001	0.0648
$\beta_{22}$	0.910771	0.022797	0.0000
$d_{11}$	0.159339	0.047037	0.0007
$d_{12}$	0.164724	0.046958	0.0005
$d_{21}$	0.033914	0.057420	0.5548
$d_{22}$	0.265169	0.055791	0.0000
$df$	8.804830	0.943447	0.0000

πίνακας 11

	ΓΑΛΛΙΑ - ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ ( PRE - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000543	0.000627	0.3863
$\omega_{21}$	8.69E-06	0.536006	10000
$\omega_{22}$	-0.001612	0.003531	0.6480
$\alpha_{11}$	0.112505	0.031011	0.0003
$\alpha_{12}$	0.069025	0.014753	0.0000
$\alpha_{21}$	-0.215487	0.061193	0.0004
$\alpha_{22}$	0.363137	0.033068	0.0000
$\beta_{11}$	0.990391	0.008142	0.0000
$\beta_{12}$	-0.019433	0.006129	0.0015
$\beta_{21}$	0.049348	0.020926	0.0184
$\beta_{22}$	0.912551	0.012265	0.0000
$d_{11}$	0.173402	0.038076	0.0000
$d_{12}$	-0.009155	0.023499	0.6968
$d_{21}$	0.331839	0.085230	0.0001
$d_{22}$	0.097835	0.077771	0.2084
<b>df</b>	8.537897	0.931423	0.0000

**B5 : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ BEKK ΜΟΝΤΕΛΟΥ – ΓΑΛΛΙΑ (POST-2001)**

*πίνακας 1*

	<b>ΓΑΛΛΙΑ - ΑΥΣΤΡΙΑ ( POST - 2001)</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.001116	0.000256	0.0000
<b>ω21</b>	0.001257	0.000285	0.0000
<b>ω22</b>	0.001511	0.000345	0.0000
<b>α11</b>	-0.076349	0.057648	0.1854
<b>α12</b>	0.149432	0.041483	0.0003
<b>α21</b>	0.012036	0.022739	0.5966
<b>α22</b>	0.225417	0.044943	0.0000
<b>β11</b>	0.967882	0.006403	0.0000
<b>β12</b>	-0.026818	0.022073	0.2244
<b>β21</b>	0.001653	0.005324	0.7562
<b>β22</b>	0.910309	0.017402	0.0000
<b>d11</b>	0.349049	0.037998	0.0000
<b>d12</b>	-0.043615	0.055803	0.4345
<b>d21</b>	0.038981	0.025594	0.1277
<b>d22</b>	0.189928	0.059954	0.0015
<b>df</b>	8.371822	0.963411	0.0000

*πίνακας 2*

	<b>ΓΑΛΛΙΑ - ΓΕΡΜΑΝΙΑ ( POST - 2001)</b>		
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>Prob.</b>
<b>ω11</b>	0.001077	0.000213	0.0000
<b>ω21</b>	0.000463	0.000112	0.0000
<b>ω22</b>	0.000777	0.000222	0.0005
<b>α11</b>	0.309675	0.071034	0.0000
<b>α12</b>	-0.371557	0.069765	0.0000
<b>α21</b>	0.354133	0.067096	0.0000
<b>α22</b>	-0.296140	0.080868	0.0003
<b>β11</b>	0.925040	0.042571	0.0000
<b>β12</b>	0.024549	0.046050	0.5940
<b>β21</b>	-0.020709	0.044929	0.6448
<b>β22</b>	0.963260	0.041276	0.0000
<b>d11</b>	0.265005	0.091597	0.0038
<b>d12</b>	0.100157	0.096313	0.2984
<b>d21</b>	-0.003856	0.094825	0.9676
<b>d22</b>	0.376807	0.087220	0.0000
<b>df</b>	1.223732	1.401535	0.0000

πίνακας 3

	ΓΑΛΛΙΑ - ΒΕΛΓΙΟ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001124	0.000182	0.0000
$\omega_{21}$	0.000253	7.98E-05	0.0015
$\omega_{22}$	0.001132	0.000157	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.044159	0.069631	0.5260
$\alpha_{12}$	0.268811	0.064804	0.0000
$\alpha_{21}$	-0.042279	0.048895	0.3872
$\alpha_{22}$	0.260175	0.057994	0.0000
$\beta_{11}$	0.979481	0.006407	0.0000
$\beta_{12}$	-0.051604	0.013525	0.0001
$\beta_{21}$	-0.011444	0.005573	0.0400
$\beta_{22}$	0.939597	0.011749	0.0000
$d_{11}$	0.297334	0.045713	0.0000
$d_{12}$	0.053399	0.069579	0.4428
$d_{21}$	0.112703	0.038715	0.0036
$d_{22}$	0.234633	0.060017	0.0001
df	1.232069	2.095142	0.0000

πίνακας 4

	ΓΑΛΛΙΑ - ΕΛΛΑΔΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001106	0.000173	0.0000
$\omega_{21}$	0.001544	0.000646	0.0169
$\omega_{22}$	0.002379	0.000532	0.0000
$\alpha_{11}$	0.024362	0.042532	0.5668
$\alpha_{12}$	0.053193	0.032115	0.0976
$\alpha_{21}$	-0.180862	0.027703	0.0000
$\alpha_{22}$	0.293238	0.037050	0.0000
$\beta_{11}$	0.979186	0.006649	0.0000
$\beta_{12}$	-0.041232	0.014378	0.0041
$\beta_{21}$	0.022184	0.008854	0.0122
$\beta_{22}$	0.890924	0.016130	0.0000
$d_{11}$	0.324613	0.037238	0.0000
$d_{12}$	0.006008	0.044805	0.8933
$d_{21}$	0.064414	0.048079	0.1803
$d_{22}$	0.221638	0.059623	0.0002
df	1.057256	1.592040	0.0000

πίνακας 5

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΤΑΛΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001052	0.000166	0.0000
$\omega_{21}$	0.000336	8.99E-05	0.0002
$\omega_{22}$	0.001115	0.000167	0.0000
$\alpha_{11}$	-0.149822	0.070955	0.0347
$\alpha_{12}$	0.191657	0.063086	0.0024
$\alpha_{21}$	-0.271223	0.053742	0.0000
$\alpha_{22}$	0.351029	0.062478	0.0000
$\beta_{11}$	0.992928	0.011589	0.0000
$\beta_{12}$	-0.050601	0.017004	0.0029
$\beta_{21}$	0.014466	0.011252	0.1986
$\beta_{22}$	0.921758	0.016082	0.0000
$d_{11}$	0.365828	0.063094	0.0000
$d_{12}$	0.011077	0.069716	0.8738
$d_{21}$	0.178521	0.070538	0.0114
$d_{22}$	0.184689	0.083587	0.0271
df	8.610350	1.160763	0.0000

πίνακας 6

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΡΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001252	0.000196	0.0000
$\omega_{21}$	0.001424	0.000320	0.0000
$\omega_{22}$	0.001984	0.000385	0.0000
$\alpha_{11}$	0.071792	0.058988	0.2236
$\alpha_{12}$	-0.055344	0.047530	0.2443
$\alpha_{21}$	-0.163371	0.043626	0.0002
$\alpha_{22}$	0.046162	0.056167	0.4112
$\beta_{11}$	0.977636	0.010478	0.0000
$\beta_{12}$	-0.039858	0.022510	0.0766
$\beta_{21}$	0.025135	0.012704	0.0479
$\beta_{22}$	0.889154	0.023417	0.0000
$d_{11}$	0.356671	0.038715	0.0000
$d_{12}$	-0.004502	0.043257	0.9171
$d_{21}$	0.155686	0.049707	0.0017
$d_{22}$	0.218372	0.044530	0.0000
df	8.205260	0.795031	0.0000

πίνακας 7

	ΓΑΛΛΙΑ - ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001069	0.000215	0.0000
$\omega_{21}$	0.002180	0.000483	0.0000
$\omega_{22}$	0.001247	0.000817	0.1269
$\alpha_{11}$	-0.046007	0.050933	0.3664
$\alpha_{12}$	0.020058	0.042201	0.6346
$\alpha_{21}$	0.128174	0.022434	0.0000
$\alpha_{22}$	0.268120	0.033364	0.0000
$\beta_{11}$	0.963912	0.007764	0.0000
$\beta_{12}$	-0.044505	0.032593	0.1721
$\beta_{21}$	0.020492	0.010679	0.0550
$\beta_{22}$	0.868021	0.020714	0.0000
$d_{11}$	0.347999	0.034319	0.0000
$d_{12}$	0.078901	0.045129	0.0804
$d_{21}$	0.034899	0.041970	0.4057
$d_{22}$	0.207769	0.062935	0.0010
df	7.415849	0.914239	0.0000

πίνακας 8

	ΓΑΛΛΙΑ - ΟΛΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001016	0.000153	0.0000
$\omega_{21}$	0.000275	7.06E-05	0.0001
$\omega_{22}$	0.001131	0.000151	0.0000
$\alpha_{11}$	0.175875	0.092949	0.0585
$\alpha_{12}$	-0.162653	0.085517	0.0572
$\alpha_{21}$	0.001226	0.094327	0.9896
$\alpha_{22}$	-0.012596	0.095756	0.8953
$\beta_{11}$	0.992091	0.017544	0.0000
$\beta_{12}$	-0.033723	0.018024	0.0613
$\beta_{21}$	0.014311	0.018287	0.4339
$\beta_{22}$	0.942203	0.017883	0.0000
$d_{11}$	0.162555	0.079749	0.0415
$d_{12}$	0.183051	0.080743	0.0234
$d_{21}$	0.061823	0.070922	0.3834
$d_{22}$	0.311485	0.073295	0.0000
df	1.276292	2.328971	0.0000



πίνακας 9

	ΓΑΛΛΙΑ - ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001019	0.000310	0.0010
$\omega_{21}$	0.000958	0.001045	0.3591
$\omega_{22}$	0.001793	0.000654	0.0061
$\alpha_{11}$	0.019255	0.056371	0.7327
$\alpha_{12}$	-0.014925	0.068485	0.8275
$\alpha_{21}$	0.112146	0.030789	0.0003
$\alpha_{22}$	0.118264	0.051276	0.0211
$\beta_{11}$	1002497	0.018907	0.0000
$\beta_{12}$	-0.146191	0.056225	0.0093
$\beta_{21}$	0.055767	0.014556	0.0001
$\beta_{22}$	0.800561	0.035403	0.0000
$d_{11}$	0.289757	0.042884	0.0000
$d_{12}$	0.235093	0.071221	0.0010
$d_{21}$	-0.024779	0.038601	0.5209
$d_{22}$	0.436934	0.055660	0.0000
df	8.658492	0.979626	0.0000

πίνακας 10

	ΓΑΛΛΙΑ - ΙΣΠΑΝΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.000959	0.000195	0.0000
$\omega_{21}$	0.000382	7.48E-05	0.0000
$\omega_{22}$	0.000915	0.000184	0.0000
$\alpha_{11}$	0.259678	0.071013	0.0003
$\alpha_{12}$	-0.219000	0.069227	0.0016
$\alpha_{21}$	0.188834	0.057565	0.0010
$\alpha_{22}$	-0.103138	0.071009	0.1464
$\beta_{11}$	0.958724	0.014933	0.0000
$\beta_{12}$	-0.003457	0.017568	0.8440
$\beta_{21}$	-0.018679	0.013455	0.1651
$\beta_{22}$	0.973362	0.014548	0.0000
$d_{11}$	0.256741	0.078313	0.0010
$d_{12}$	0.106195	0.078040	0.1736
$d_{21}$	0.026394	0.068512	0.7001
$d_{22}$	0.312095	0.066356	0.0000
df	8.297204	1.001136	0.0000

πίνακας 11

	ΓΑΛΛΙΑ - ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ ( POST - 2001)		
	Coefficient	Std. Error	Prob.
$\omega_{11}$	0.001271	0.000186	0.0000
$\omega_{21}$	0.000253	0.000252	0.3151
$\omega_{22}$	0.000801	0.000245	0.0011
$\alpha_{11}$	0.050999	0.104367	0.6251
$\alpha_{12}$	0.004663	0.021584	0.8290
$\alpha_{21}$	-0.010380	0.093345	0.9115
$\alpha_{22}$	0.125287	0.024825	0.0000
$\beta_{11}$	0.942864	0.009953	0.0000
$\beta_{12}$	0.012380	0.004804	0.0100
$\beta_{21}$	-0.039963	0.015125	0.0082
$\beta_{22}$	0.998422	0.006021	0.0000
$d_{11}$	0.421611	0.047930	0.0000
$d_{12}$	-0.040234	0.031258	0.1980
$d_{21}$	0.353574	0.068405	0.0000
$d_{22}$	-0.023493	0.067786	0.7289
df	6.023306	0.482732	0.0000

## Παράρτημα Γ: Κώδικας

```
BV_GARCH.PRG (4.0 - 10/24/2000)
' example program for EViews LogL object
'
' restricted version of
' 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'
'
' where
'
'   y = 2 x 1
'   mu = 2 x 1
'   H = 2 x 2 (symmetric)
'       H(1,1) = variance of y1 (saved as var_y1)
'       H(1,2) = cov of y1 and y2 (saved as var_y2)
'       H(2,2) = variance of y2 (saved as cov_y1y2)
'   omega = 2 x 2 low triangular
'   beta = 2 x 2 diagonal
'   alpha = 2 x 2 diagonal
'
' sample file execution time ~1/2 min on Pentium II 333
'
for !k=1 to 1
' dependent variables of both series must be continues
' EDO ALLAZO TA ONOMATA TON SEIRON
smpl @all
series y1 = r_2
series y2 = r_1
'
' 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
alpha(3) = 0
alpha(4) = 0
coef(4) beta=0
beta(1)= (eq1.c(6))^.5
beta(2)= (eq2.c(6))^.5
beta(3)= 0
beta(4)= 0

coef(4) delta=0
delta(1)=(eq1.c(5))^.5

delta(2)=(eq2.c(5))^.5

delta(3)=0
delta(4)=0

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 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))
series sqres1 = res1^2
series sqres2 = res2^2
series res1res2 = res1*res2

series hta1 = (res1<0)*res1
series hta2 = (res2<0)*res2

series sqhta1 = (hta1)^2
series sqhta2 = (hta2)^2
series hta1hta2 = (hta1)*(hta2)

' .....
' 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

' 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)+delta(1)^2*sqhta1(-1) +
2*delta(1)*delta(3)*hta1hta2(-1) + delta(3)^2*sqhta2(-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)+delta(4)^2*sqhta1(-1) +
2*delta(4)*delta(2)*hta1hta2(-1) + delta(2)^2*sqhta2(-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)+ delta(1)*delta(4)*sqhta1(-1) +
(delta(3)*delta(4)+delta(1)*delta(2))*hta1hta2(-1) + delta(3)*delta(2)*sqhta2(-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, m=100, c=1e-4)
statusline iteration m
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
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

next

```

## **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ**

Adjaoute, K., Danthine, J.P., (2003): European financial integration and equity returns: a theory-based assessment. In: Gaspar, V., Hartmann, P., Sleijpen, O. (Eds), *The Transformation of the European Financial System. European Central Bank, Frankfurt (Chapter 5)*.

Admati, A., Pfleiderer, P., (1988): A Theory of intraday patterns: Volume and Price Variability. *The Review of Financial Studies, vol. 1, No 1*.

Antoniou, A., Pescetto, G., Violaris, A., (2001): Modelling International Price Relationships and Interdependencies between EU Stock Index and Stock Index Futures Markets: A multivariate Analysis. *Centre for Empirical Research in Finance*.

Bae, K.H., Karolyi, A.G., (1994): Good news, bad news and international spillovers of stock returns volatility between Japan and the US. *Pacific-Basin Finance Journal, 2, 405-438*.

Bekaert, G., Harvey, C.R., (2000): Foreign speculators and emerging equity markets. *Journal of Finance 55, 565-613*.

Bekaert, G., Harvey, C.R., Lumsdaine, R.L., (2002): Dating the integration of world equity markets. *Journal of Financial Economics 65, 203-247*.

Berndt, E.K., B.H. Hall, R.E. Hall and J.A. Hausman (1974): Estimation and inference in non-linear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement, 69, 542-547*.

Black, F., (1976): Studies of Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economical Statistics Section, 177-181.

Bollerslev, T. (1987): A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-547.

Darrat, A.F., Benkato, O.M., (2003): Interdependence and volatility spillover under market liberalization: the case of Istanbul stock exchange. *Journal of Business Finance and Accounting* 30, 1089-1114.

Donders, M.W.M., Vorst, T.C.F., (1996): The impact of firm specific news of implied volatilities. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, No 1.

Ederington, L.H., Lee, J.H., (1995): The short-run dynamics of the price adjustment to new information. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 117-134.

Engle, R.F., Kroner, K.F., (1995): Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11, 122-150.

Forbes, K.J., Rigobon, R., (2002): No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements. *Journal of Finance* 57, 2223-2261.

Hamao, Y., Masulis, R., Ng, V. (1990): Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.

Hardouvelis, G.A., Malliaropoulos, D., Priestley, R., (2006): EMU and European stock market integration. *Journal of Business* 79, 365-392.

Ito, T., Engle, R.F., Lin, W.L., (1992): Where does the meteor shower come from? The role of stochastic policy coordination. *Journal of International Economics* 32, 221-240.

Karolyi, A., (1995): A multivariate GARCH model of international transmission of stock returns and volatility. *Journal of Business, Economics and Statistics*, 13, 11-25.

Karolyi, A., Stulz, R.M. (1996): Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovements. *Journal of Finance*, 51, 951-986.

King, M., Sentana, E., Wadhvani, S., (1994): Volatility and links between national stock markets. *Econometrica* 62, 901-933.

King, M.A, Wadhvani, S., (1990): Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies* 3, 5-35.

Koutmos, G., (1996): Modeling the dynamics interdependence of major European stock markets. *Journal of Business Finance and Accounting* 23, 975-988.

Koutmos, G., Booth, G.G. (1995): Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14, 747-762.

Kroner, K.F., Ng, V.K., (1998): Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies* 11, 817-844.

Kyle, A.S., (1985): Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315-1336.

Lamoureux, C.G., Lastrapes, W.D., (1990): Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 225-234.

Lin, W.L., Engle, R.F., Ito, T., (1994): Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of Financial Studies* 7, 507-538.

Peersman, G., Smets, F., (2003): The monetary transmission mechanism in the Euro area: more evidence from VAR analysis. In: Angeloni, I., Kashyap, A., Mojon, B. (Eds), Monetary Policy Transmission in the Euro area. *Cambridge University Press, Cambridge (Chapter 2)*.

Ross, S.A., (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*.



Song, H., Lin, X., Romilly, P., (1998): Stock returns and volatility: an empirical study of Chinese stock markets. *International Review of Applied Economics*, 2, 129-139.

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

Taskin, F., Muradoglou, G., (2003): Financial liberalization: from segmented to integrated economies. *Journal of Economics and Business* 55, 529-555.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑΣ