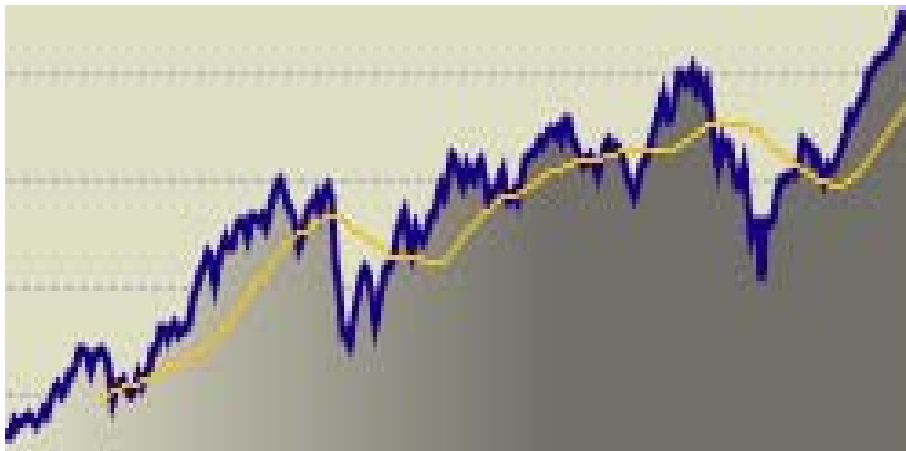


ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΙΓΑΙΟΥ
ΣΧΟΛΗ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ ΤΗΣ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ
ΤΜΗΜΑ ΜΗΧΑΝΙΚΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΓΙΑ ΜΗΧΑΝΙΚΟΥΣ
(ΠΜΣ - Ο.ΔΙ.Μ.)

ΤΙΤΛΟΣ
ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΗ ΕΥΡΩΠΑΪΚΩΝ ΤΡΑΠΕΖΙΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ:
ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΦΑΡΜΟΓΗ



ΕΙΣΗΓΗΤΗΣ: ΣΤΑΘΟΠΟΥΛΟΣ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ: ΚΟΥΛΑΚΙΩΤΗΣ ΑΘΑΝΑΣΙΟΣ

ΧΙΟΣ
25 ΟΚΤΩΒΡΙΟΥ 2007

Ευχαριστίες

Πρώτα απ' όλα, θέλω να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα της διπλωματικής εργασίας μου, καθηγητή κ. Αθανάσιο Κουλακίωτη, για την πολύτιμη βοήθεια του με την επίβλεψη και την καθοδήγηση που μου προσέφερε. Ευχαριστώ και τους κ. Γεώργιο Δούνια και Ανδρέα Ανδρικόπουλο για τις πολύ χρήσιμες συμβουλές τους και την συμμετοχή τους στην επιτροπή αξιολόγησης. Πάνω από όλα όμως θέλω να ευχαριστήσω τους γονείς μου Γεώργιο και Μαρία για την αγάπη τους και την υποστήριξη τους όλα αυτά τα χρόνια.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

1.1. Εισαγωγή.....	4
--------------------	---

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

2.1. Αλληλεπίδραση τιμών και διακυμάνσεων μετοχών μεταξύ των χρηματαγορών...7	
2.2. Άμεση σχέση απόδοσης τιμών και διακύμανσης μετοχών.....12	
2.3. Μηχανισμοί μετάδοσης και μεταφοράς πληροφοριών μεταξύ των χρηματαγορών.....16	
2.4. Επιρροή προθεσμιακών συναλλαγών στις χρηματαγορές.....20	
2.5. Σχέσεις ωοφόρων οικονομικών μεγεθών και επιρροή τους στις χρηματαγορές....21	

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1. Προηγούμενες έρευνες.....26	
3.2. Σύγκριση μοντέλων.....27	
3.3. Το πολυμεταβλητό VAR-EGARCH μοντέλο.....28	

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΓΑΛΛΙΑ-ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ

4.1. Ανάλυση δεδομένων.....31	
4.2. Προκαταρκτική ανάλυση.....32	
4.3. Καθορισμός της μεταβλητότητας των αποδόσεων.....33	
4.4. Αποτελέσματα και ανάλυση AR(1)-EGARCH μοντέλου.....34	
4.5. Αποτελέσματα και ανάλυση VAR-EGARCH μοντέλου.....37	
4.6. Σύγκριση αποτελεσμάτων των δύο μοντέλων.....40	

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ-ΠΟΛΩΝΙΑ-ΣΛΟΒΑΚΙΑ

5.1. Ανάλυση δεδομένων.....41	
5.2. Προκαταρκτική ανάλυση.....42	
5.3. Καθορισμός της μεταβλητότητας των αποδόσεων.....43	
5.4. Αποτελέσματα και ανάλυση AR(1)-EGARCH μοντέλου.....44	
5.5. Αποτελέσματα και ανάλυση VAR-EGARCH μοντέλου.....47	
5.6. Σύγκριση αποτελεσμάτων των δύο μοντέλων.....49	

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΚΤΟ
ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ-ΟΥΓΓΑΡΙΑ-ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ

6.1. Ανάλυση δεδομένων.....	50
6.2. Προκαταρκτική ανάλυση.....	51
6.3. Καθορισμός της μεταβλητότητας των αποδόσεων.....	52
6.4. Αποτελέσματα και ανάλυση AR(1)-EGARCH μοντέλου.....	53
6.5. Αποτελέσματα και ανάλυση VAR-EGARCH μοντέλου.....	55
6.6. Σύγκριση αποτελεσμάτων των δύο μοντέλων.....	57

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΒΔΟΜΟ
ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

7.1. Γενικά συμπεράσματα.....	58
-------------------------------	----

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Βιβλιογραφία.....	61
-------------------	----

ΠΙΝΑΚΕΣ

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά τεστ για Γαλλία-Γερμανία-Ελλάδα.....	33
ΠΙΝΑΚΑΣ 2: Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων για Γαλλία-Γερμανία-Ελλάδα.....	34
ΠΙΝΑΚΑΣ 3: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH για Γαλλία-Γερμανία-Ελλάδα.....	36
ΠΙΝΑΚΑΣ 4: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH για Γαλλία-Γερμανία-Ελλάδα.....	39
ΠΙΝΑΚΑΣ 5: Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά τεστ για Ελλάδα-Πολωνία-Σλοβακία.....	43
ΠΙΝΑΚΑΣ 6: Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων για Ελλάδα-Πολωνία-Σλοβακία.....	44
ΠΙΝΑΚΑΣ 7: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH για Ελλάδα-Πολωνία-Σλοβακία.....	46
ΠΙΝΑΚΑΣ 8: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH για Ελλάδα-Πολωνία-Σλοβακία.....	48
ΠΙΝΑΚΑΣ 9: Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά τεστ για Ελλάδα-Ουγγαρία-Λιθουανία.....	52
ΠΙΝΑΚΑΣ 10: Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων για Ελλάδα- Ουγγαρία-Λιθουανία.....	53
ΠΙΝΑΚΑΣ 11: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH για Ελλάδα-Ουγγαρία-Λιθουανία.....	54
ΠΙΝΑΚΑΣ 12: Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH για Ελλάδα-Ουγγαρία-Λιθουανία.....	56

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η ραγδαία εξέλιξη της τεχνολογίας τα τελευταία χρόνια και η δυνατότητα άμεσης πλέον ανταλλαγής πληροφοριών μεταξύ των χρηματαγορών έχουν κάνει τις διεθνείς οικονομικές συναλλαγές πιο εύκολες και φθηνές από κάθε άλλη φορά. Πλέον μια πληροφορία για να μεταδοθεί από μια χρηματαγορά σε μια άλλη χρειάζεται χιλιοστά του δευτερολέπτου (ή και ακόμα λιγότερο) και μια συναλλαγή είναι δυνατόν να έχει σχεδόν μηδαμινό κόστος ακόμα και αν γίνεται από την μια άκρη του κόσμου στην άλλη. Συγχρόνως η απελευθέρωση των χρηματαγορών και η ασφάλεια που αυτές παρέχουν έχουν αυξήσει την δυνατότητα και των πιο μικρών εθνικών χρηματαγορών να αντιδρούν άμεσα σε νέες πληροφορίες που δέχονται από τις διεθνείς χρηματαγορές.

Η εκτεταμένη βιβλιογραφία παρείχε στοιχεία για αλληλεπιδράσεις πρώτης και δεύτερης χρονικής στιγμής¹ μεταξύ διαφόρων χρηματαγορών. Για παράδειγμα ο Koutmos (1996) παρείχε ενδείξεις για σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’² (lead/lag) μεταξύ των χρηματοοικονομικών αγορών του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Ιταλίας. Οι Koch και Koch (1991) παρείχαν στοιχεία για ταυτόχρονες και ‘επόμενου/προηγούμενου’ (lead/lag) σχέσεις μεταξύ οχτώ εθνικών χρηματιστηριακών αγορών. Οι Becker, Finnerty και Gupta (1990) έδειξαν ότι οι πληροφορίες που υπήρχαν στην Αμερικανική χρηματιστηριακή αγορά μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για αποκόμιση κέρδους από την Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά. Επίσης πολλές άλλες έρευνες παρείχαν ενδείξεις για αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματαγορών όπως αναφέρονται αναλυτικά στο δεύτερο κεφάλαιο αυτής της μελέτης. Επίσης η βιβλιογραφία παρείχε στοιχεία για αλληλεπιδράσεις πρώτου και δεύτερου βαθμού μεταξύ των δεικτών του ίδιου χρηματιστηρίου, όπως οι Harris και Pisedtasalasai (2006) μεταξύ των δεικτών μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και οι Koulakiotis και Tolikas (2007) μεταξύ των δεικτών μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης του Ελληνικού Χρηματιστηρίου Αθηνών.

Αυτή η μελέτη παρέχει νέα εμπειρικά δεδομένα όσον αφορά τις αλληλεπιδράσεις των τραπεζικών αγορών για τις χώρες που μελετώνται σε όρους

¹ Εννοούμε αποδόσεις τιμών και διακυμάνσεις μετοχών.

² Στις σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’ εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές. Αυτό φαίνεται ξεκάθαρα στην ανάλυση αποτελεσμάτων αυτής της εργασίας.

πρώτης και δεύτερης χρονικής στιγμής στην κατανομή των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών. Συγκεκριμένα μελετάμε τους μηχανισμούς μετάδοσης αποδόσεων και μεταβλητότητας μεταξύ χρηματαγορών με ένα μοντέλο που μπορεί να διαχωρίσει αν οι επιδράσεις από την μια χώρα στην άλλη πραγματοποιούνται με ασύμμετρο³ τρόπο. Η μελέτη μας γίνεται με βάση δύο πολυμεταβλητά μοντέλα, το πρώτο είναι το AR(1)-EGARCH που δεν λαμβάνει υπόψη του αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χωρών που μελετώνται στις παλινδρομήσεις που το καθιστούν αυτό και το δεύτερο το VAR-EGARCH μοντέλο που λαμβάνει υπόψη του τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χωρών που μελετάμε τόσο στις παλινδρομήσεις των αποδόσεων όσο και των διακυμάνσεων. Βασικός σκοπός της εργασίας μας είναι να εξετάσουμε την αλληλεπίδραση και αλληλεξάρτηση διαφόρων Ευρωπαϊκών τραπεζικών αγορών σε σχέση με την Ελληνική τραπεζική αγορά και να δούμε αν αυτές οι χρηματαγορές μεταφέρουν πληροφορίες ίδιου βαθμού η μία στην άλλη. Σκοπός μας είναι να δούμε αυτό το φαινόμενο μεταξύ Ελλάδας, μιας μικρής χώρας, και των δύο ισχυρότερων οικονομικά Ευρωπαϊκών χωρών που ανήκουν στην Ευρωπαϊκή Ένωση και χρησιμοποιούν το Ευρώ ως κύριο νόμισμα τους, που είναι η Γερμανία και Γαλλία και μεταξύ Ελλάδας και χωρών που πρόσφατα εισήχθησαν στην Ευρωπαϊκή Ένωση⁴ και δεν χρησιμοποιούν το Ευρώ ως κύριο νόμισμα τους. Είναι σίγουρο πως οι δύο ισχυρές οικονομικά χώρες κινούνται μαζί το ερώτημα είναι να δούμε αυτή τη σχέση σε ένα πιο διευρυμένο χρηματοοικονομικό περιβάλλον εισάγοντας και την Ελλάδα η οποία αποτελεί μέλος της Ευρωπαϊκής ένωσης και χρησιμοποιεί το Ευρώ ως κύριο νόμισμα της, και να μελετήσουμε τις σχέσεις και αλληλεπιδράσεις και μεταξύ των πιο μικρών οικονομικά χωρών πάλι με την Ελλάδα καθώς είναι η χώρα που μας ενδιαφέρει άμεσα.

Είναι αξιοσημείωτο να δούμε σε ποιες από τις δύο περιπτώσεις οι αγορές είναι πιο κοντά και σε ποιες από τις δύο περιπτώσεις η ανταλλαγή πληροφοριών δεν είναι κοντά. Αν δηλαδή η χρήση κοινού νομίσματος είναι ένας ουσιαστικός παράγοντας που επηρεάζει τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των Ευρωπαϊκών τραπεζικών αγορών ή όχι. Για τις χώρες που δεν χρησιμοποιούν το Ευρώ ως κύριο νόμισμά τους, χωρίσαμε το δείγμα σε δύο υποκατηγορίες έτσι ώστε να έχουμε μια πιο σφαιρική εικόνα της

³ Τα θετικά νέα σε μια χώρα να έχουν μεγαλύτερη επιρροή σε μια άλλη χώρα από ότι τα αρνητικά νέα ή το αντίθετο.

⁴ Οι χώρες αυτές είναι η Λιθουανία, Ουγγαρία, Πολωνία και Σλοβακία, τέσσερις από τις δέκα που εισήχθησαν στην Ευρωπαϊκή Ένωση την πρώτη Μαΐου του 2004. Η επιλογή αυτών των χωρών δεν προέκυψε κάτω από κάποιες ιδιαίτερες οικονομικές συνθήκες αλλά από τυχαία επιλογή, για αυτό και επιλέχθηκαν τέσσερις χώρες για να αναλυθούν σε δύο ξεχωριστές μελέτες.

μεταφοράς πληροφοριών των αγορών μιας και αυτό δεν έχει εξεταστεί εμπειρικός από ότι ξέρουμε μέχρι τώρα και είναι εύλογο να προβούμε σε αυτό το χειρισμό της όλης κατάστασης για πιο ολοκληρωμένα συμπεράσματα. Έτσι, οι χώρες που χρησιμοποιούμε στην μελέτη μας για την δεύτερη περίπτωση είναι η Πολωνία, Σλοβακία, Ουγγαρία και Λιθουανία, όπου αυτές γίνονται σε δύο ξεχωριστές μελέτες πιο συγκεκριμένα η πρώτη με τις Πολωνία, Σλοβακία και Ελλάδα και η δεύτερη με τις Ουγγαρία, Λιθουανία και Ελλάδα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

2.1. ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΑΓΟΡΩΝ

Οι Hamao, Masulis και Ng (1990) εξέτασαν την βραχυχρόνια αλληλεπίδραση των τιμών και των διακυμάνσεων των μετοχών τριών κυρίαρχων χρηματιστηριακών αγορών. Χρησιμοποίησαν καθημερινές τιμές ανοίγματος και κλεισίματος των μετοχών των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης, του Τόκιο και του Λονδίνου για μια περίοδο τριών χρόνων, από τον Απρίλιο του 1985 μέχρι τον Μάρτιο του 1988. Στην ανάλυση τους χρησιμοποίησαν ένα ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) μοντέλο για να διερευνήσουν τις αλληλεπιδράσεις που επηρέασαν τις τιμές των μετοχών. Κυρίως μελετήσανε το κατά πόσο οι αλλαγές στην διακύμανση των τιμών σε μια χρηματιστηριακή αγορά ήταν θετικά συσχετισμένες με αλλαγές στην διακύμανση των τιμών χρηματιστηριακών αγορών που λειτουργούσαν διαφορετικές ώρες της ημέρας. Διαχώρισαν τις καθημερινές αποδόσεις σε δύο κατηγορίες, αποδόσεις κλεισίματος - ανοίγματος και αποδόσεις ανοίγματος - κλεισίματος.

Αυτό τους βοήθησε στην ανάλυση και στον διαχωρισμό της επίδρασης της εγχώριας χρηματιστηριακής αγοράς από την διακύμανση των τιμών των ξένων χρηματιστηριακών αγορών και κατά το άνοιγμα των συναλλαγών και κατά το κλείσιμο των συναλλαγών της εγχώριας χρηματιστηριακής αγοράς. Βρήκαν στοιχεία για επίδραση της διακύμανσης των τιμών από την χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης στην χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου και στην χρηματιστηριακή αγορά του Τόκιο και αντίστοιχα από την χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου στην χρηματιστηριακή αγορά του Τόκιο. Επιπλέον δεν παρατήρησαν διαφορετικές επιδράσεις στην διακύμανση των χρηματιστηριακών αγορών αυτών πριν και μετά την περίοδο του κραχ του 1987. Η επίδραση στην Ιαπωνική αγορά ήταν σημαντική ενώ στις άλλες δεν ήταν και τόσο σημαντική. Αυτά τα αποτελέσματα δεν επηρεάστηκαν από το αν οι αποδόσεις ήταν εκφρασμένες στο ίδιο νόμισμα. Επίσης φάνηκε ότι οι μη αναμενόμενες αλλαγές στην ξένη χρηματιστηριακή αγορά σχετιζόντουσαν με σημαντικές επιδράσεις στην τυπική μέση τιμή της εγχώριας χρηματιστηριακής αγοράς, και για τις αποδόσεις κλεισίματος - ανοίγματος και για τις αποδόσεις ανοίγματος - κλεισίματος.

Οι Koutmos και Booth (1995) διερεύνησαν τους μηχανισμούς αλληλεπίδρασης τιμών και διακυμάνσεων στις χρηματιστηριακές αγορές της Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Τόκιου. Η ασύμμετρη επιρροή των καλών (πλεονεκτήματα για την αγορά) και των κακών νέων (απειλές για την αγορά) στην μετάδοση διακύμανσης μεταξύ αυτών των αγορών περιγράφονταν από ένα EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) μοντέλο. Χρησιμοποιώντας καθημερινές αποδόσεις ανοίγματος – κλεισίματος, βρήκαν ισχυρές ενδείξεις ότι η επίδραση της διακύμανσης σε μια συγκεκριμένη χρηματιστηριακή αγορά ήταν πολύ πιο ισχυρή όταν τα νέα που έφταναν σε αυτήν την χρηματιστηριακή αγορά από την τελευταία χρηματιστηριακή αγορά που ήταν ανοιχτή ήταν αρνητικά. Μια ανάλυση για την περίοδο πριν και μετά το κραχ του 1987 αποκάλυπτε ότι οι διασυνδέσεις και αλληλεπιδράσεις μεταξύ των τριών χρηματιστηριακών αγορών είχαν αυξηθεί στην μετά κραχ εποχή.

Χρησιμοποιούσαν καθημερινά δεδομένα από αυτές τις χρηματιστηριακές αγορές για την χρονική περίοδο 3 Σεπτεμβρίου 1986 έως 1 Δεκεμβρίου 1993. Βρήκαν ενδείξεις για επιδράσεις των τιμών από Νέα Υόρκη σε Τόκιο και Λονδίνο, και από Τόκιο σε Λονδίνο. Πιο έντονες και αμοιβαίες ωστόσο ήταν οι αλληλεπιδράσεις την δεύτερη χρονική στιγμή, όπου εκεί βρήκαν αξιοσημείωτες επιδράσεις διακύμανσης από Νέα Υόρκη σε Τόκιο, και από Τόκιο και Λονδίνο σε Νέα Υόρκη. Σε όλες τις περιπτώσεις ο μηχανισμός μετάδοσης διακύμανσης ήταν ασύμμετρος. Αρνητικές καινοτομίες⁵ (innovations) σε μια χρηματιστηριακή αγορά αύξησαν την διακύμανση της επόμενης χρηματιστηριακής αγοράς πολύ περισσότερο από ότι οι θετικές καινοτομίες. Αυτά τα ευρήματα έδειξαν ότι οι χρηματιστηριακές αγορές ήταν ευαίσθητες σε νέα που πήγαζαν από άλλες χρηματιστηριακές αγορές, ειδικά όταν τα νέα ήταν αρνητικά για την αγορά. Η ανάλυση των περιόδων πριν και μετά το κραχ έδειξε ότι οι χρηματιστηριακές αγορές σε Νέα Υόρκη και Λονδίνο είχαν γίνει πιο ευαίσθητες σε καινοτομίες που προέρχονταν από το Τόκιο.

Οι Susmel και Engle (1994) μελέτησαν την αλληλεπίδραση του μέσου όρου των τιμών και της διακύμανσης, καθώς και τον χρόνο που αυτή πραγματοποιήθηκε μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου. Για την έρευνα τους χρησιμοποίησαν ένα ARCH μοντέλο με ωριαίες παρατηρήσεις από τους

⁵ Στην οικονομία είναι οτιδήποτε νέο που παράγει αξία για τον επενδυτή ή την εταιρία. Συνήθως βελτιώνουν μια υπάρχουσα κατάσταση και από την επιτυχία τους μπορεί να βελτιωθεί ολόκληρη η οικονομία, αλλά πολλές φορές προκαλούν τα αντίθετα από τα επιθυμητά αποτελέσματα.

βασικούς δείκτες αυτών των αγορών (π.χ. Dow Jones 30, London 30) για την περίοδο Ιανουαρίου 1987 έως Φεβρουαρίου 1989, βρίσκοντας ότι η επίδραση της διακύμανσης μεταξύ αυτών των δύο χρηματιστηριακών αγορών ήταν μηδαμινή και είχε διάρκεια, αν φυσικά υπήρχε, μίας ώρας ή και λιγότερο. Οι πιο ισχυρές επιρροές στις κινήσεις των μετοχών υπήρχαν την ώρα του ανοίγματος του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης αλλά δεν ήταν σημαντικές. Η εισαγωγή στην έρευνα και της περιόδου του κραχ του 1987 δεν επηρέαζε την επίδραση (ή την έλλειψη αυτής) μεταξύ των δύο χρηματιστηριακών αγορών.

Οι Booth, Martikainen και Tse (1996) παρείχαν νέα στοιχεία για την επίδραση των τιμών και διακυμάνσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών της Δανίας, της Νορβηγίας, της Σουηδίας και της Φινλανδίας. Η επιρροή των καλών και των κακών νέων αναλύθηκε από ένα πολυμεταβλητό EGARCH μοντέλο. Η μετάδοση της διακύμανσης ήταν ασύμμετρη, με τη έννοια ότι οι επιδράσεις ήταν πιο έντονες για τα κακά νέα από ότι για τα καλά με αξιοσημείωτες επιδράσεις διακυμάνσεων και τιμών οι οποίες υπήρχαν, αλλά ήταν μικρής εντάσεως. Τα δεδομένα τα πήραν από τις χρηματιστηριακές αγορές των παραπάνω χωρών, για μια περίοδο από τις 2 Μαΐου 1988 έως τις 30 Ιουνίου 1994. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν μετά το κραχ του Οκτωβρίου του 1987 γιατί μετά το κραχ υπήρξε αύξηση της κίνησης των τιμών των μετοχών. Βρήκαν ότι συχνά υπήρχε κοινή διακύμανση και στις τέσσερις χρηματιστηριακές αγορές. Με εξαίρεση την Δανία οι διακυμάνσεις αντιδρούσαν πιο έντονα σε κακά νέα παρά στα καλά νέα. Επίσης τα αποτελέσματα της έρευνας έδειχναν ότι στην καλύτερη περίπτωση υπήρχε συσχέτιση⁶ διάρκειας μίας εβδομάδας αυτών των χρηματιστηριακών αγορών. Επίσης φαινόταν ότι υπήρχε κάποια επίδραση των τιμών και των διακυμάνσεων από την Σουηδική στη Φινλανδική χρηματιστηριακή αγορά, και κάποια αντίστοιχη επίδραση από την Φινλανδική στην Σουηδική χρηματιστηριακή αγορά. Αυτές οι επιδράσεις μπορεί να αντικατοπτρίζανε την μακροχρόνια οικονομική και πολιτισμική σύνδεση των δύο χωρών.

Ο Κανάς (1998) σε μια μελέτη του εξέτασε το θέμα της αλληλεπίδρασης της διακύμανσης μεταξύ των τριών μεγαλύτερων Ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών αγορών, του Λονδίνου, του Παρισιού και της Φρανκφούρτης. Ένα EGARCH μοντέλο χρησιμοποιήθηκε κατά την διάρκεια της περιόδου 1984 έως 1993 για να αιχμαλωτίσει πιθανές επιρροές μη συμμετρικών διακυμάνσεων από καινοτομίες. Αμοιβαίες

⁶ Σχέση δύο η περισσότερων μεταβλητών με τρόπο που οποιαδήποτε μεταβολή στη μία, να παρέχει δυνατότητα υπολογισμού της μεταβολής που προκαλείτε στην άλλη ή άλλες.

επιδράσεις βρέθηκαν να υπάρχουν μεταξύ Λονδίνου και Παρισιού και μεταξύ Παρισιού και Λονδίνου, και μη ισοδύναμες επιδράσεις από Λονδίνο σε Φρανκφούρτη. Σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις οι επιδράσεις ήταν ασύμμετρες, με την έννοια ότι τα κακά νέα σε μια αγορά είχαν μεγαλύτερη επιρροή στην διακύμανση μιας άλλης αγοράς από ότι τα καλά νέα. Επίσης η ανάλυση για την περίοδο πριν το κραχ του Οκτωβρίου του 1987 (1984 – 1987) και μετά το κραχ (1987 – 1993) έδειχνε ότι οι περισσότερες επιδράσεις και οι επιδράσεις με μεγαλύτερη ένταση υπήρχαν κατά την δεύτερη περίοδο. Αυτά τα ευρήματα έδειχναν ότι οι αγορές γινόντουσαν πιο αλληλοεξαρτώμενες την μετά το κραχ περίοδο.

Η Ng (2000) εξέτασε το μέγεθος και τις αλλαγές στην φύση της επίδρασης των διακυμάνσεων δυο εκ των πιο ισχυρών βιομηχανικά χωρών προς έξι χρηματιστηριακές αγορές του Ειρηνικού Ωκεανού. Εξέτασε εβδομαδιαίες αποδόσεις για να αποφύγει το πρόβλημα του συγχρονισμού της λειτουργίας των χρηματιστηριακών αγορών. Οι χρηματιστηριακές αυτές αγορές ήταν οι Η.Π.Α. και η Ιαπωνία ως ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες και η Κορέα, Μαλαισία, Σιγκαπούρη, Ταιβάν, Ταϊλανδή και Χονγκ Κονγκ ως χώρες του Ειρηνικού. Βρήκε ότι εκτός της επιρροής των παγκόσμιων παραγόντων, υπήρχαν σημαντικές επιρροές περιφερειακών (Ιαπωνία) παραγόντων στην διακύμανση αυτών των χρηματιστηριακών αγορών. Απελευθερωτικά μέτρα για αυτές τις χρηματιστηριακές αγορές έδειχναν να επηρέαζαν την σχετική σημαντικότητα των παγκοσμίων και περιφερειακών παραγόντων που επίσης επηρέαζαν αυτές τις χρηματιστηριακές αγορές κάθε φορά.

Συγκεκριμένα αυτή επικεντρώθηκε στο πως και σε τι μέγεθος επηρεαζόταν η διακύμανση στις αγορές αυτές από ξένες χρηματιστηριακές αγορές και πόσο από τις άλλες περιφερειακές εθνικές χρηματιστηριακές αγορές. Η Ng έκανε έναν διαχωρισμό μεταξύ περιφερειακής χρηματιστηριακής αγοράς (Ιαπωνίας) και παγκόσμιας χρηματιστηριακής αγοράς (Η.Π.Α.), διαχωρίζοντας τα νέα σε περιφερειακά και παγκόσμια αντίστοιχα. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι και οι περιφερειακοί παράγοντες και οι παγκόσμιοι ήταν σημαντικοί για την διακύμανση στις χρηματιστηριακές αγορές του Ειρηνικού, αν και ο παγκόσμιος παράγοντας (Η.Π.Α.) έτεινε να επηρέαζε περισσότερο. Επίσης αυτός ο παράγοντας επηρεαζόταν από

απελευθερωτικά μέτρα στις αγορές αυτές, όπως ήταν οι αλλαγές στους περιορισμούς των άμεσων ξένων επενδύσεων⁷ και τα διαθέσιμα των κρατών αυτών.

Το ποσοστό της διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς που η αιτία του βρισκόταν είτε στους περιφερειακούς παράγοντες είτε στους παγκόσμιους ήταν γενικά πολύ μικρό. Στις τέσσερις από τις έξι αυτές χώρες τα γεγονότα από Η.Π.Α. και Ιαπωνία επηρέαζαν λιγότερο από το δέκα τοις εκατό (10%) την εβδομαδιαία διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών των χρηματιστηριακών αγορών τους. Υπήρχαν δύο πιθανές εξηγήσεις για αυτό, πρώτον οι τοπικές πληροφορίες που χρησιμοποιούνταν στο εμπειρικό μοντέλο μπορούσαν να μην είναι ικανές στο να βοηθήσουν το μοντέλο να 'αιχμαλωτίσει' τις δομικές αλλαγές που γινόντουσαν λόγω των περιφερειακών και παγκοσμίων νέων και δεύτερον η απόδοση στην διακύμανση των αγορών του Ειρηνικού μπορεί να καθοδηγούνται από κάποιους παράγοντες που ήταν πολύ συγκεκριμένοι για αυτήν την περιοχή και δεν σχετιζόνταν με την Ιαπωνική αγορά.

Ο Baele (2002) μελέτησε το κατά πόσο οι προσπάθειες για μια πιο ολοκληρωποιημένη⁸ οικονομία στην Ευρώπη, είχαν μεταβάλει το μέγεθος από την επίδραση των ισχυρών οικονομικά νέων από τις Η.Π.Α. και συνολικά τις Ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές σε 13 συγκεκριμένες Ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές. Ως δεδομένα χρησιμοποίησε τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των χρηματιστηρίων δεκατριών ευρωπαϊκών χωρών και δύο περιφερειακών αγορών για την περίοδο 1980 έως 2001. Οι ευρωπαϊκές χώρες ήταν η Αυστρία, το Βέλγιο, η Γαλλία, η Γερμανία, η Ιρλανδία, η Ιταλία, η Ισπανία και η Ολλανδία που μετείχαν στην ζώνη του ευρώ, το Ηνωμένο Βασίλειο, η Δανία και η Σουηδία που μετείχαν στην Ευρωπαϊκή Ένωση αλλά δεν χρησιμοποιούσαν το ευρώ ως νόμισμα τους και η Ελβετία και η Νορβηγία που δεν μετείχαν στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Ενώ ως περιφερειακές αγορές θεωρούνταν οι Η.Π.Α. και συναθροιστικά οι Ευρωπαϊκές χώρες.

Χρησιμοποίησε ένα μεγάλο δείγμα γιατί ήθελε να μελετήσει και να συγκρίνει όλες τις επιδράσεις των διακυμάνσεων των χρηματιστηριακών αγορών. Βρήκε ότι οι αλλαγές στο μέγεθος των επιδράσεων ήταν και στατιστικά και οικονομικά σημαντικές. Ενώ και στην Ευρωπαϊκή Ένωση και στις Η.Π.Α. το μέγεθος της

⁷ Τοποθέτηση κεφαλαίων από μια επιχείρηση (την ονομαζόμενη μητρική) σε μια άλλη που λειτουργεί σε μια χώρα του εξωτερικού. Σκοπός αυτής της επενδυτικής κίνησης είναι ή η εξαρχής δημιουργία ή αγορά υπάρχουσας επιχείρησης. Ακριβώς μέσω των Α.Ξ.Ε. δημιουργούν οι πολυεθνικές επιχειρήσεις.

⁸ Συγκέντρωση διαφόρων λειτουργιών υπό ενιαία διεύθυνση με σκοπό την εξασφάλιση πλεονεκτημάτων από το συντονισμό των δραστηριοτήτων ή την απόκτηση δεσπόζουσας θέσης στην αγορά.

επίδρασης των ισχυρών νέων είχε αυξηθεί όλη την εικοσαετία που μελέτησε, η επίδραση αυτή ήταν πιο αποφασιστική για την Ευρωπαϊκή Ένωση. Επίσης αυτό που φάνηκε ήταν ότι ενώ οι Η.Π.Α. συνέχιζαν να ήταν η κυρίαρχη αγορά που επηρέαζε τις Ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές, είχε αυξηθεί σημαντικά και η επιρροή της ίδιας της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Αυτό μπορεί να οφειλότανε στην βελτίωση και ανάπτυξη των χρηματιστηριακών αγορών, στον χαμηλό πληθωρισμό και στην αύξηση (απελευθέρωση) του εμπορίου μεταξύ των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

2.2. ΑΜΕΣΗ ΣΧΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ

Οι French, Schwert και Stambaugh (1987) εξέτασαν την σχέση μεταξύ διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς μετόχων και της απόδοσης των μετοχών. Βρήκαν στοιχεία θετικής συσχέτισης μεταξύ του αναμενόμενου 'risk-premium'⁹ στις κοινές μετοχές και του προβλεπόμενου επιπέδου διακύμανσης. Η διακύμανση των πραγματικών αποδόσεων ήταν πολύ μεγάλη ωστόσο ήταν πολύ δύσκολο να ξεκαθαριστεί αυτή η σχέση. Καθώς η μελέτη γινόταν για ένα πολύ μεγάλο χρονικό διάστημα (1928 έως 1984) δίνονταν διάφορες ερμηνείες για αυτή την σχέση. Υπήρχε επίσης μια ισχυρή αρνητική σχέση της μη αναμενόμενης διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς και μίας υπερβολικής περιόδου αποδόσεων των μετοχών. Αν το αναμενόμενο 'risk-premium' ήταν θετικά συσχετισμένο με την αναμενόμενη διακύμανση, τότε η θετική μη αναμενόμενη αλλαγή στην διακύμανση αύξανε το μελλοντικό αναμενόμενο 'risk-premium' και μείωνε τις ισχύουσες τιμές των μετοχών. Το μέγεθος αυτής της αρνητικής σχέσης μεταξύ ταυτόχρονων αποδόσεων και των αλλαγών στην διακύμανση ήταν τόσο μεγάλο, που οι συγγραφείς την ερμήνευσαν ως ένδειξη θετικής συσχέτισης μεταξύ αναμενόμενου 'risk-premium' και προηγούμενων τιμών διακυμάνσεων.

Οι Poon και Taylor (1992) επιχείρησαν να ποσοτικοποιήσουν την σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και διακυμάνσεων των χρηματιστηριακών αγορών, διαμέσου πολλών αντικρουόμενων συμπερασμάτων που είχαν βρεθεί σε πρόσφατες έρευνες που είχαν γίνει στο Ηνωμένο Βασίλειο. Χρησιμοποίησαν καθημερινά, εβδομαδιαία και μηνιαία δεδομένα από τον δείκτη F.T.A.S. (Financial Times All

⁹ Η αναμενόμενη αξία μίας απόδοσης που είναι πάνω από το μηδενικού ρίσκου επιτόκιο (Επιτόκιο καταθέσεων).

Share Index) από τον Ιανουάριο του 1965 έως τον Δεκέμβριο του 1989. Από τα μηνιαία δείγματα διακυμάνσεων και ARCH μοντέλα που χρησιμοποίησαν προέρχονταν οι εκτιμήσεις της διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς. Η σχέση μεταξύ της διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς και των μη αναμενόμενων αποδόσεων ήταν λιγότερο ξεκάθαρη και βρήκαν αποδείξεις για μια αρνητική σχέση αλλά μόνο όταν οι προσδοκίες της διακύμανσης παρουσιάζονταν με μεγάλες τυπικές αποκλίσεις.

Οι Campbell και Hentschel (1992) παρατήρησαν ότι φαινόταν εύλογο ότι μια αύξηση στην διακύμανση των χρηματιστηριακών αγορών αύξανε τις απαιτούμενες αποδόσεις των μετοχών και ως συνέπεια είχε τις χαμηλότερες τιμές των μετοχών. Ανέπτυξαν ένα μοντέλο για αυτήν την ανατροφοδότηση διακύμανσης χρησιμοποιώντας ένα απλό QGARCH (Quadratic Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) μοντέλο. Το μοντέλο ήταν ασύμμετρο και βοηθούσε να εξηγήσουν την αρνητική στατιστική ασυμμετρία¹⁰ και την υπερβολική κύρτωση¹¹ που παρατηρήθηκε στις καθημερινές και μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1926 έως 1988. Η διαφορά του QGARCH μοντέλου από ένα απλό GARCH μοντέλο ήταν ότι έπιανε εμπειρικά την αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και μελλοντικών αποδόσεων των διακυμάνσεων, και παρήγαγε κατάλοιπα με μέσους όρους πιο κοντά στο μηδέν. Βρήκαν ότι η ανατροφοδότηση διακυμάνσεων κανονικά είχε πολύ μικρή επιρροή στις αποδόσεις, αλλά μπορούσε να ήταν σημαντική στην διάρκεια περιόδων υψηλών διακυμάνσεων. Επίσης βρήκαν ότι οι προβλεπόμενες μεταβαλλόμενες υπερβολικές αποδόσεις δημιουργούνταν και ερμηνεύονταν καλύτερα από υψηλές διακυμάνσεις. Τα υπόλοιπα στοιχεία των αποδόσεων φαίνονται να οδηγούνται από τα μερίσματα των μετοχών. Τέλος βρήκαν ότι η ανατροφοδότηση των διακυμάνσεων συνέσφερε λίγο στις μη τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων.

Οι Theodossiou και Lee (1993) παρείχαν μια επιπλέον ματιά στον βαθμό και στην φύση της αλληλεξάρτησης των πέντε ανεπτυγμένων βιομηχανικά και οικονομικά χωρών (Γερμανία, Η.Π.Α., Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Καναδά) και αναφέρθηκαν στο κατά πόσο οι διακυμάνσεις σε αυτές τις χώρες επηρέαζαν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Για την έρευνα τους αυτή χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία

¹⁰ Στατιστικό μέτρο που μας πληροφορεί αν οι τιμές μίας μεταβλητής διατάσσονται συμμετρικά γύρω από τον μέσο όρο της κατανομής.

¹¹ Στατιστικό μέτρο που μετράει τον βαθμό συγκέντρωσης των τιμών μίας μεταβλητής στην περιοχή του μέσου αριθμητικού και προς τα άκρα δεξιά και αριστερά αυτού.

δεδομένα αποδόσεων για τις χρηματιστηριακές αγορές αυτών των χωρών για την περίοδο 1980 έως 1991. Χρησιμοποιώντας το πολυμεταβλητό GARCH-M μοντέλο παρατήρησαν ότι υπήρχε μια ασθενής αλλά στατιστικά σημαντική επίδραση από την αγορά των Η.Π.Α. στον μέσο όρο των τιμών των χρηματιστηριακών αγορών της Γερμανίας, του Ηνωμένου Βασιλείου και του Καναδά, και από την χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας στο μέσο όρο των τιμών της χρηματιστηριακής αγοράς της Γερμανίας.

Καμία σχέση δεν βρέθηκε μεταξύ διακυμάνσεων των χρηματιστηριακών αγορών και των αναμενόμενων αποδόσεων. Συγκεκριμένα στον Καναδά και στο Ηνωμένο Βασίλειο οι διακυμάνσεις των εθνικών αγορών τους που οφειλότανε σε τοπικούς παράγοντες ήταν μη σημαντικές, ενισχύοντας την άποψη ότι οι διακυμάνσεις σε αυτές τις χρηματιστηριακές αγορές «εισαγότανε» (μεταδιδότανε) από το εξωτερικό, κυρίως από τις Η.Π.Α. Αξιοσημείωτη επίδραση υπήρχε από την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. στην διακύμανση και των τεσσάρων άλλων χρηματιστηριακών αγορών, από την χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου στον Καναδά και από την Γερμανική χρηματιστηριακή αγορά στην Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά.

Οι Lamoureux και Lastrapes (1994) εξέτασαν το κατά πόσο ένας τεράστιος όγκος δεδομένων μπορούσε να «φωτίσει» την πηγή της επιμονής (persistence) στην διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών, χρησιμοποιώντας καθημερινά μεγάλο όγκο δεδομένων αλλά χωρίς να υποθέσουν ότι αυτά τα δεδομένα ήταν εξωγενή. Η κυρίαρχη μηδενική υπόθεση ήταν ότι η δυναμική των διακυμάνσεων των καθημερινών αποδόσεων δημιουργούνταν μεμονωμένα από την καθημερινή ταχύτητα των κρυμμένων εισερχομένων πληροφοριών της χρηματιστηριακής αγοράς. Τα αποτελέσματα έδειχναν ότι τα ταυτόχρονα τετράγωνα των αποδόσεων ήταν ικανά να προβλέψουν τις μελλοντικές διακυμάνσεις των αποδόσεων.

Οι Theodossiou και Lee (1995) παρείχαν μια επιπλέον ματιά στην φύση των διακυμάνσεων και στη σχέση τους με τις αναμενόμενες αποδόσεις για δέκα βιομηχανοποιημένες χώρες. Οι χώρες αυτές ήταν η Αυστραλία, το Βέλγιο, η Γαλλία, η Γερμανία, η Ελβετία, το Ηνωμένο Βασίλειο, οι Η.Π.Α., η Ιαπωνία, η Ιταλία και ο Καναδάς. Χρησιμοποίησαν ένα GARCH-M μοντέλο στο οποίο δοκίμασαν τρεις διαφορετικές εξισώσεις για την σχέση τυπικής απόκλισης και αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών και μελετήσανε τις εβδομαδιαίες αποδόσεις για την περίοδο

1976 έως 1991. Βρήκαν στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα¹² στις αποδόσεις των δεικτών και των δέκα αυτών χρηματιστηριακών αγορών, που αυτό μπορούσε να σήμαινε την ύπαρξη κοινής διακύμανσης για όλες τις χρηματιστηριακές αγορές. Η τάση για μεγάλες αλλαγές στις τιμές των μετοχών βρέθηκε να ακολουθείται από μεγάλες αλλαγές στις αποδόσεις, χωρίς όμως να υπήρχαν προηγουμένως ενδείξεις για αυτό. Καμία σχέση δεν βρέθηκε μεταξύ οριακής διακύμανσης και αναμενόμενων αποδόσεων στις δέκα χρηματιστηριακές αγορές.

Ο Duffee (1995) πήρε ως δεδομένο από προηγούμενες έρευνες ότι όταν έπεφτε η τιμή της μετοχής αυξάνονταν η διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών των εταιρειών. Ο ίδιος βρήκε ότι αυτή η στατιστική σχέση περισσότερο υπήρχε λόγω μιας θετικής ταυτόχρονης σχέσης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών των εταιρειών και της διακύμανσης τους. Αυτή η θετική σχέση φαινόταν να ήταν μεγαλύτερη για τις μικρότερες εταιρείες οι οποίες είχαν μικρότερα επίπεδα μόχλευσης¹³. Σε αθροιστικό επίπεδο η σχέση αυτή φαινόταν να αντιστρέφεται και οι λόγοι αυτής της διαφοράς μελετήθηκαν αναλυτικότερα. Έτσι αυτός πρότεινε μια νέα ερμηνεία για την αρνητική σχέση μεταξύ των ισχυουσών αποδόσεων των μετοχών και της διακύμανσης των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών σε εταιρικό επίπεδο. Παρατηρήθηκε ότι στο μεγαλύτερο μέρος η σχέση αυτή ήταν το αποτέλεσμα της ταυτόχρονης θετικής συσχέτισης μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και διακυμάνσεων.

Οι Longin και Solnik (1995) διερεύνησαν το κατά πόσο η σχέση των μηνιαίων υπερβαλλουσών αποδόσεων για επτά κυρίαρχες χώρες στην παγκόσμια οικονομική σκηνή για την περίοδο 1960 έως 1990 ήταν σταθερή. Οι χώρες αυτές ήταν η Γαλλία, η Γερμανία, η Ελβετία, οι Η.Π.Α., το Ηνωμένο Βασίλειο, η Ιαπωνία και ο Καναδάς. Βρήκανε ότι η διεθνής διακύμανση και συσχέτιση ήταν μη σταθερή κατά την διάρκεια του χρόνου. Χρησιμοποίησαν ένα GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) μοντέλο με σταθερή οριακή συσχέτιση που βοηθούσε να αιχμαλωτιστεί η εξέλιξη της οριακής διακύμανσης. Το μοντέλο αυτό για την οριακή συσχέτιση έδειχνε μια αύξηση στην διεθνή συσχέτιση τα τελευταία τριάντα χρόνια. Επίσης βρήκαν ότι η συσχέτιση αυξανόταν σε περιόδους υψηλής διακύμανσης.

Οι Harris και Pisedtasalasai (2006) μελέτησαν τις αλληλεπιδράσεις στις αποδόσεις και στην διακύμανση μεταξύ διαφορετικών δεικτών μετοχών του

¹² Μη σταθερή διακύμανση.

¹³ Δανειακή εξάρτηση επιχείρησης.

χρηματιστηρίου του Λονδίνου. Οι δείκτες που μελετήθηκαν ήταν ο F.T.S.E.¹⁴100 (δείκτης μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης), ο F.T.S.E. 250 (δείκτης μετοχών μεσαίας κεφαλαιοποίησης) και ο F.T.S.E. μικρής κεφαλαιοποίησης (small cap). Χρησιμοποιώντας ένα πολυμεταβλητό GARCH μοντέλο για δύο υποπεριόδους βρήκαν ότι οι μηχανισμοί επίδρασης στις αποδόσεις και στην διακύμανση μεταξύ μετοχών μικρής και υψηλής κεφαλαιοποίησης στο Ηνωμένο Βασίλειο ήταν ασύμμετροι. Η πρώτη υποπερίοδος ήταν το διάστημα 1 Ιανουαρίου 1986 έως 30 Ιουνίου 1994 και η δεύτερη το διάστημα 1 Ιουλίου 1994 έως 31 Δεκεμβρίου 2002. Συγκεκριμένα υπήρχαν σημαντικές επιδράσεις και στις αποδόσεις και στην διακύμανση του δείκτη των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης από το δείκτη των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης. Ενώ το αντίθετο δεν φαινόταν να συμβαίνει στον ίδιο βαθμό.

Για την διακύμανση υπήρχαν στοιχεία για περιορισμένη ανατροφοδότηση από τα χαρτοφυλάκια των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης στα χαρτοφυλάκια των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, όμως σε κάποιες υποπεριόδους που εμφανιζόταν αυτή η ανατροφοδότηση, η ανάλυση έδειχνε ότι εμφανιζόταν σαν κάποιο μικρό περιοδικό φαινόμενο. Στοιχεία προσομοιώσεων έδειξαν ότι ο μη συγχρονισμός των ωρών συναλλαγής μερικώς εξηγούσε την επίδραση στις αποδόσεις, ενώ δεν εξηγούσε καθόλου την επίδραση στις διακυμάνσεις. Όλα αυτά ήταν σύμφωνα με αγορές στις οποίες οι πληροφορίες πρώτα ενσωματώνονταν στις τιμές των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και μετά από ένα μικρό χρονικό διάστημα στις τιμές των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης. Φαινόταν δηλαδή ότι οι τιμές των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης ανταποκρινόνταν με καθυστέρηση στις πληροφορίες που ερχόντουσαν στην αγορά.

2.3. ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΙ ΜΕΤΑΔΟΣΗΣ ΚΑΙ ΜΕΤΑΦΟΡΑΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΑΓΟΡΩΝ

Eun και Shim (1989) ερευνήσανε τους διεθνείς μηχανισμούς μετάδοσης των κινήσεων των χρηματιστηριακών αγορών, εκτιμώντας ένα μοντέλο VAR (Vector Auto Regression) για εννέα χρηματιστηριακές αγορές. Για την ερευνά τους αυτή χρησιμοποίησαν καθημερινές αποδόσεις από τις χρηματιστηριακές αγορές της

¹⁴ Financial Times Stock Exchange.

Αυστραλίας, Γαλλίας, Γερμανίας, Ελβετίας, Η.Π.Α. Ιαπωνίας, Καναδά, Μεγάλης Βρετανίας και Χονγκ-Κονγκ, για την περίοδο 1980 έως 1985. Χρησιμοποιώντας απαντήσεις από ένα μοντέλο προσομοίωσης που εκτίμησαν μελετήσανε τις δυναμικές αντιδράσεις που είχε μια χρηματιστηριακή αγορά στις καινοτομίες μιας άλλης χρηματιστηριακής αγοράς, όπως επίσης και όλες τις διασυνδέσεις μεταξύ των εθνικών χρηματιστηριακών αγορών.

Γενικά μεταξύ των εθνικών χρηματιστηριακών αγορών εντοπίσανε ένα ουσιαστικό αριθμό αλληλεπιδράσεων, ενώ επίσης παρατηρήσανε ότι οι καινοτομίες στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής (Η.Π.Α.) με μια ξεκάθαρη αναγνωρίσιμη τάση μεταφέρονταν ραγδαία στις χρηματιστηριακές αγορές άλλων χωρών, αλλά οι κινήσεις στην χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. δεν μπορούσαν να εξηγηθούν από καμία ξένη χρηματιστηριακή αγορά. Η πληροφοριακή επάρκεια των διεθνών εθνικών χρηματιστηριακών αγορών ήταν γενικά σύμφωνη με αυτή την δυναμική αντίδραση. Άρα η χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. ήταν η αγορά που επηρέαζε περισσότερο όλες τις άλλες χρηματιστηριακές αγορές. Μια καινοτομία ή ένα σφάλμα στις Η.Π.Α. επηρέαζε έντονα όλες τις Ευρωπαϊκές και Ασιατικές χρηματιστηριακές αγορές με μία μέρα καθυστέρηση και μετά αυτή η επιρροή έφθινε. Βρήκαν ότι οι περισσότερες αντιδράσεις σε ένα αιφνιδιαστικό γεγονός είχαν ολοκληρωθεί μέσα σε δυο μέρες.

Οι King and Wadhvani (1990) ερευνήσανε γιατί τον Οκτώβριο του 1987 σχεδόν όλες οι χρηματιστηριακές αγορές είχαν μια απότομη πτώση παρόλο τα διαφορετικά οικονομικά δεδομένα για την κάθε χώρα. Συμπέραναν ότι ένας κόσμος όπου οι επενδυτές προσπαθούσαν να αντλήσουν πληροφορίες, για τις αλλαγές στις τιμές των μετοχών της τοπικής χρηματιστηριακής αγοράς, από άλλες χώρες ήταν επίσης ένας κόσμος όπου ένα 'λάθος' σε μια χώρα μπορούσε να μεταδοθεί σε άλλες χώρες. Εάν για παράδειγμα στις Η.Π.Α. γινότανε ένα 'λάθος' στο μηχανισμό της αγοράς αυτό μπορούσε κάλλιστα να μεταδοθεί σε αγορές άλλων χωρών. Ακόμα περισσότερο τα εμπειρικά δεδομένα έδειχναν ότι μια αύξηση στην διακύμανση της χρηματιστηριακής αγοράς οδηγούσε σε μια αύξηση του μεγέθους της μεταδοτικής επιρροής. Μετά την πτώση του 1987 υπήρξε αύξηση της συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών όπου ήταν απόδειξη για την αύξηση στην διακύμανση των αγορών. Ο ρόλος της μεταδοτικότητας δεν έπρεπε να μειωνότανε επειδή δεν υπήρχαν ιστορικά στοιχεία αύξησης της συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών. Αντίθετα το χαρακτηριστικό του μηχανισμού μεταδοτικότητας ήταν η αύξηση των διακυμάνσεων.

Οι Cheung and Mak (1992) εξέτασαν την σχέση μεταξύ των αναδυόμενων χρηματιστηριακών αγορών Ασίας-Ειρηνικού με δύο ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές όπως ήταν οι χρηματιστηριακές αγορές της Ιαπωνίας και των Η.Π.Α. για την περίοδο 1977 έως 1988. Εξέτασαν εβδομαδιαία δεδομένα για την περίοδο αυτή από τις αγορές της Αυστραλίας, Κορέας, Μαλαισίας, Σιγκαπούρης, Ταιβάν, Ταϊλανδής, Φιλιππίνες, και του Χονγκ Κονγκ. Η αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά φαινόταν να ήταν ο παγκόσμιος παράγοντας που επηρέαζε και καθοδηγούσε τις περισσότερες από αυτές τις χώρες Ασίας- Ειρηνικού με εξαίρεση των τριών σχετικά κλειστών χρηματιστηριακών αγορών όπως ήταν οι χρηματιστηριακές αγορές της Κορέας, της Ταιβάν, και της Ταϊλανδής. Η χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας φαινόταν να είχε λιγότερο σημαντική επιρροή σε αυτές τις αγορές.

Οι Braun, Nelson και Sunier (1995) μελέτησαν την τυπική απόκλιση των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας ένα διμεταβλητό εκθετικό ARCH (EGARCH) μοντέλο. Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1926 έως 1990 από χαρτοφυλάκια¹⁵ μετοχών βιομηχανικών εταιριών από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Βρήκαν ισχυρά στοιχεία οριακής ετεροσκεδάστικότητας σε όλες τις αγορές. Συγκεκριμένα φαινόταν ότι η προβλεπόμενη ασυμμετρία υπήρχε κυρίως στο επίπεδο της χρηματιστηριακής αγοράς και η διακύμανση της χρηματιστηριακής αγοράς έτεινε να αυξάνεται πιο πολύ στις αντιδράσεις κακών νέων και να ακολουθεί μια καθοδική τάση στο άκουσμα καλών νέων.

Οι Patricia L., C. Steeley και M. Steeley (1996) μελέτησαν την φύση της μετάδοσης των διακυμάνσεων στην χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου. Χρησιμοποίησαν ένα GARCH μοντέλο, παίρνοντας εβδομαδιαίες αποδόσεις από τέσσερις δείκτες του χρηματιστηρίου του Λονδίνου για την περίοδο 1976 έως 1991, δηλαδή 834 παρατηρήσεις για κάθε δείκτη. Βρήκαν ότι ένα 'σοκ'¹⁶ στις διακυμάνσεις των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων των μεγάλων εταιριών επηρέαζε την φύση των διακυμάνσεων των χαρτοφυλακίων των σχετικά μικρότερων εταιριών, αλλά το αντίθετο δεν φαινόταν να συμβαίνει. Ακόμα βρήκαν ότι ένα 'σοκ' γενικά στην χρηματιστηριακή αγορά είχε πολύ μεγαλύτερη επιρροή στις διακυμάνσεις των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων των σχετικά μικρών εταιριών από ότι στις διακυμάνσεις των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων των μεγάλων εταιριών.

¹⁵ Το σύνολο των χρεογράφων και λοιπών οικονομικών τίτλων στην κατοχή ατόμου, επιχείρησης ή οργανισμού.

¹⁶ Νέο που επηρεάζει πολύ έντονα την χρηματοοικονομική αγορά θετικά ή αρνητικά.

Οι Karolyi και Stulz (1996) ερεύνησαν τους δομικούς παράγοντες που επηρέασαν τις σχέσεις των αποδόσεων μεταξύ διαφορετικών χωρών. Χρησιμοποίησαν δεδομένα από μετοχές Αμερικάνικων και Ιαπωνικών εταιρειών για την περίοδο 1988 έως 1992. Βρήκαν ότι οι Αμερικάνικες μακροοικονομικές ανακοινώσεις προκαλούσαν μεγάλες αλλαγές στην ισοτιμία δολαρίου/γιέν. Επίσης τα βιομηχανικά νέα δεν είχαν αξιοσημείωτη επιρροή στην σχέση των αποδόσεων των τιμών Αμερικής και Ιαπωνίας. Όμως τα ισχυρά νέα στους μεγάλους κυρίως δείκτες των χρηματιστηριακών αγορών επηρέαζαν θετικά το μέγεθος και την διατήρηση των σχέσεων των αποδόσεων. Συγκεκριμένα διαχώρισαν τα νέα σε παγκόσμιας επιρροής και ανταγωνιστικής. Τα ανταγωνιστικά νέα αύξησαν την αξία της αγοράς των εταιρειών σε μια χώρα σχετικά με τις εταιρείες άλλων χωρών. Επίσης παρατήρησαν ότι τα παγκόσμια νέα σχετίζονταν με αποδόσεις υπερβολικών διακυμάνσεων ενώ τα νέα ανταγωνιστικής επιρροής σχετίζονταν με χαμηλές διακυμάνσεις.

Οι Solnik, Boucrelle και Le fur (1996) μελετήσανε τις διεθνείς συσχετίσεις για μετοχές και ομόλογα μέχρι και την χρονιά 1996 και παρατήρησαν ότι μεταβάλλονταν με τον χρόνο. Βρήκαν στοιχεία για μετάδοση διακύμανσης από μια χρηματιστηριακή αγορά σε μια άλλη χρηματιστηριακή αγορά. Επίσης βρήκαν ότι οι διεθνείς συσχετίσεις αυξάνονταν σε περιόδους υψηλών διακυμάνσεων της χρηματιστηριακής αγοράς. Παρόλο που η συσχέτιση των ξένων χρηματιστηριακών αγορών με την Αμερικανική χρηματιστηριακή αγορά φαινόταν να είχε αυξηθεί τα τελευταία τριάντα εφτά χρόνια, αυτό δεν φαινόταν να ίσχυε τα τελευταία δέκα χρόνια. Παρομοίως οι διεθνείς συσχετίσεις της αγοράς ομολόγων αυξήθηκαν στις αρχές της δεκαετίας του ογδόντα αλλά δεν φαινόταν να γινότανε κάτι τέτοιο την τελευταία δεκαετία. Με μια εξαίρεση, οι Γαλλικές και Γερμανικές χρηματιστηριακές αγορές είχαν πρόσφατα δείξει μια σημαντική αύξηση στις συσχετίσεις τους, που ήταν σύμφωνες με τον ηγετικό ρόλο που είχαν στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Τα σχετικά χαμηλά επίπεδα της διεθνούς συσχέτισης μεταξύ μετοχών και ομολογιών¹⁷, έδειχναν ότι ακόμα και σήμερα οι εθνικοί παράγοντες επηρέαζαν πάρα πολύ τις τοπικές αξίες.

¹⁷ Τίτλος χρέους. Τίτλος που περιέχει επίσημη δήλωση (υπόσχεση) του εκδότη, ότι θα πληρώσει ορισμένο ποσό, σε ορισμένη ημερομηνία και με ορισμένο επιτόκιο. Εκδίδεται από το κράτος ή από μεγάλους οργανισμούς και αποτελεί μέσο δανεισμού από το κοινό.

2.4. ΕΠΙΡΡΟΗ ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΑΓΟΡΕΣ

Οι Antoniou και Holmes (1995) εξέτασαν την επίδραση των συναλλαγών στον χρηματιστηριακό δείκτη των προθεσμιακών συναλλαγών¹⁸ (Future contracts) του Λονδίνου στην διακύμανση των 'spot'¹⁹ αγορών. Για να εξετάσουν την σχέση αυτή μεταξύ πληροφοριών και διακυμάνσεων χρησιμοποίησαν ένα GARCH μοντέλο και ως δεδομένα πήραν τις καθημερινές τιμές κλεισίματος του προθεσμιακού δείκτη για την περίοδο 1980 έως 1991. Όμως επειδή ο προθεσμιακός δείκτης εισήχθη το 1984, για τα προηγούμενα χρόνια χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από τον απλό βασικό δείκτη του χρηματιστηρίου του Λονδίνου για να γίνει η σύγκριση πριν αλλά και μετά την περίοδο εισαγωγής του προθεσμιακού δείκτη. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι προθεσμιακές συναλλαγές είχαν οδηγήσει σε αύξηση της διακύμανσης, αλλά η φύση της διακύμανσης δεν είχε αλλάξει μεταξύ 'spot' και προθεσμιακής αγοράς.

Το ότι οι αλλαγές των τιμών πριν την εισαγωγή της προθεσμιακής αγοράς ήταν συνολοκληρωμένες ενώ μετά ήταν στάσιμες, υποδήλωνε ότι η εισαγωγή της προθεσμιακής αγοράς είχε αυξήσει την ταχύτητα και την ποιότητα της ροής πληροφοριών στην 'spot' αγορά. Επίσης τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπήρχε επίδραση των συναλλαγών στην προθεσμιακή αγορά και των διακυμάνσεων των τιμών της 'spot' αγοράς. Φαινόταν ότι υπήρχε μια αύξηση στην διακύμανση των τιμών της 'spot' αγοράς σε καθημερινή βάση αλλά αυτό γινότανε εξαιτίας της αύξησης των πληροφοριών μέσα στην χρηματιστηριακή αγορά και όχι στο ότι οι κερδοσκόποι δημιουργούσαν εχθρικές αποσταθεροποιητικές επιρροές. Αντίθετα αυτή η αύξηση στην διακύμανση εμφανιζόταν να ήταν αποτέλεσμα των προθεσμιακών συναλλαγών επεκτείνοντας τους τρόπους όπου οι πληροφορίες μπορούσαν να μεταβιβαστούν.

Οι Antoniou, Holmes και Priestley (1998) διερεύνησαν το θέμα της επιρροής που είχαν οι μελλοντικές συναλλαγές στην διακύμανση των χρηματιστηριακών αγορών. Χρησιμοποίησαν στοιχεία καθημερινών τιμών κλεισίματος των χρηματιστηριακών αγορών της Γερμανίας, Ελβετίας, Η.Π.Α., Ηνωμένου Βασιλείου, Ιαπωνίας και Ισπανίας. Εξέτασαν τα στοιχεία με έναν τρόπο που επέτρεπε την πιθανότητα μελέτης για κοινή διακύμανση και παρείχαν εξηγήσεις στο γιατί υπήρχε

¹⁸ Αγορές στις οποίες αγοραστές και μεσάζοντες εμπορευμάτων και χρεογράφων αγοράζουν και πωλούν με συμφωνία μελλοντικών παραδόσεων. Αποβλέπουν είτε σε αντιστάθμιση κινδύνου είτε σε κερδοσκοπία.

¹⁹ Άμεσες αγορές, υποδηλώνει άμεσες πληρωμές.

ασυμμετρία. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι προθεσμιακές συναλλαγές είχαν περιορισμένη επιρροή στο επίπεδο της διακύμανσης των χρηματιστηριακών αγορών για μια περίοδο τριών χρόνων από την ημέρα εισαγωγής τους, αλλά είχαν μια καθοριστική επιρροή στην δυναμική τους. Επίσης φάνηκε ότι υπήρχε μια μεταφορά ασυμμετρίας από τις ‘spot’ αγορές στις προθεσμιακές αγορές. Παρόλα αυτά, αντίθετα με την παραδοσιακή άποψη για τις προθεσμιακές αγορές, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η εισαγωγή των προθεσμιακών αγορών δεν οδήγησε σε μια πτωτική τάση τις ήδη υπάρχουσες αγορές. Αντίθετα φάνηκε ότι υπήρχε βελτίωση στον τρόπο που τα νέα ενσωματώνονταν στις τιμές. Παρόλα αυτά τα αποτελέσματα για την Ισπανία έδειξαν ότι αυτό δεν ήταν αληθές για όλες τις χρηματιστηριακές αγορές. Συγκεκριμένα αν οι προθεσμιακές αγορές είχαν μια θετική επίδραση στις ήδη υπάρχουσες αγορές, αυτό σε μεγάλο βαθμό επηρεαζότανε και από το χρονικό σημείο που γινότανε η εισαγωγή αυτή, για την συνολική ανάπτυξη του όλου οικονομικού συστήματος.

2.5. ΣΧΕΣΕΙΣ ΔΙΑΦΟΡΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ ΚΑΙ ΕΠΙΡΡΟΗ ΤΟΥΣ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΑΓΟΡΕΣ

Ο Chou (1988) μελέτησε την στασιμότητα των διακυμάνσεων και την αλλαγή του ‘risk-premium’ στις χρηματιστηριακές αγορές, χρησιμοποιώντας μία τεχνική εκτίμησης με ένα GARCH μοντέλο που επεξεργάστηκε εβδομαδιαίες αποδόσεις από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και πήρε μία εκτίμηση της σχετικής αποστροφής του ρίσκου (Risk aversion²⁰) της τάξεως του 4.5. Η στασιμότητα της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών από τα ‘σοκ’ ήταν τόσο υψηλή ώστε τα δεδομένα δεν μπορούσαν να απορρίψουν την μη στασιμότητα της διαδικασίας των διακυμάνσεων. Υποθέτοντας στασιμότητα, η διάρκεια των διακυμάνσεων από τα ‘σοκ’ ήταν περίπου ένας χρόνος. Επίσης βρήκε ότι η αναγνώριση των πηγών της αβεβαιότητας ήταν πολύ σημαντική.

Ο Hertong (1994) ερεύνησε ένα νέο GARCH μοντέλο, διαχωρίζοντας την συνολική διακύμανση σε δύο μέρη, την μόνιμη διακύμανση και την προσωρινή διακύμανση. Πάνω σε αυτό εξέτασε αν υπήρχαν διαφορές στην αξία αυτών των δύο μερών των διακυμάνσεων. Σύμφωνα με τους Bollersev et al (1992) αυτό ίσως να βοηθούσε στην ανάλυση της αξίας του ρίσκου. Φαινόταν ότι μπορούσαν να βρεθούν

²⁰ Η απροθυμία του επενδυτή να δεχτεί μια υψηλού ρίσκου επένδυση υψηλής απόδοσης σε σχέση με μια πιο χαμηλού ρίσκου επένδυση με χαμηλότερη απόδοση.

διαφορές στην τιμολόγηση αυτών των δύο συστατικών των διακυμάνσεων. Εμπειρικά δεδομένα για τις πλεονασματικές αποδόσεις των μετοχών του δείκτη S&P 500 του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης έδειχναν ότι μόνο η μόνιμη διακύμανση των μετοχών μπορούσε να τιμολογηθεί. Αυτό ήταν σύμφωνο με την υπόθεση ότι οι επενδυτές είχαν ένα μακροχρόνιο ορίζοντα επένδυσης. Οι επενδυτές κυρίως ενδιαφέρονταν για μακροχρόνιο 'risk-premium', το οποίο έπρεπε να είναι αντισταθμιστικό για την αναμενόμενη μακροχρόνια διακύμανση. Επίσης φαινόταν ότι για την τιμολόγηση το προσωρινό μέρος της διακύμανσης δεν ήταν σημαντικό. Επιπλέον, τα αποτελέσματα ενός χρονομεταβλητού μοντέλου έδειχναν, ότι δεν υπήρχαν περίοδοι στους οποίους τα μέρη της διακύμανσης να σχετίζονταν σημαντικά με υπερβολικές αποδόσεις. Σχετικά με το μόνιμο μέρος της διακύμανσης, σημαντικοί συντελεστές για τους μέσου όρους των τιμών και των διακυμάνσεων βρισκόνταν για μια περίοδο είκοσι χρόνων.

Οι Arokiasamy και Sharma (1996) μελέτησαν την σχέση μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων πραγματικών επιτοκίων. Παρατήρησαν ότι η σχέση αυτή ήταν πολύ δυνατή και εξερεύνησαν την επιρροή των βραχυχρόνιων επιτοκίων μιας χώρας στα μακροχρόνια επιτόκια μιας άλλης χώρας. Οι χώρες που χρησιμοποιήθηκαν για την έρευνα τους ήταν οι επτά πιο ισχυρές βιομηχανικές χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Η.Π.Α., Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Ιταλία και Καναδάς). Τα αποτελέσματα έδειξαν μια σημαντική αλληλεπίδραση μεταξύ των επιτοκίων της κάθε χώρας. Το συμπέρασμα ήταν ότι η παγκόσμια οικονομία και κυρίως οι χρηματιστηριακές αγορές τους ήταν σε μεγάλο βαθμό συνολοκληρωμένες, φαινόταν δηλαδή ότι οι οικονομικές πολιτικές διαφορετικών χωρών έτειναν να ενοποιηθούν. Αυτό ήταν πιο φανερό για τις μεγάλες βιομηχανοποιημένες χώρες. Άλλο σημαντικό συμπέρασμα ήταν ότι η Αμερικάνικη οικονομία εμφάνιζε να επηρεάζεται πολύ από τα επιτόκια των ξένων χωρών. Για αυτό η Αμερικάνικη οικονομία ωφελήθηκε πολύ περισσότερο από μια ενοποιημένη πολιτική. Τα αμερικάνικα μακροχρόνια επιτόκια ήταν αυτά που επηρεαστήκαν περισσότερο από τα ξένα βραχυπρόθεσμα επιτόκια. Μέσω αυτών των αποτελεσμάτων κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι βιομηχανοποιημένες οικονομίες και κυρίως οι μεγάλες απαιτούσαν μια πιο ολοκληρωμένη πολιτική.

Οι Theodossiou, Kahya, Koutmos και Christofi (1997) ερεύνησαν την στοχαστική συμπεριφορά των εβδομαδιαίων αποδόσεων των χρηματιστηριακών αγορών των Η.Π.Α., της Αγγλίας και της Ιαπωνίας, για την περίοδο 1984 έως 1994. Χρησιμοποίησαν ένα πολυμεταβλητό GARCH μοντέλο για να μελετήσουν τις

δομικές διαφορές στον μέσο όρο, την μεταβλητότητα και την διακύμανση των χρηματιστηριακών αγορών για την περίοδο πριν το κραχ του 1987 αλλά και μετά. Βρήκαν ότι υπήρχε επίδραση στον μέσο όρο τιμών στην Βρετανική αγορά από την Αμερικάνικη και την Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά. Όμως το μέγεθος αυτής της επίδρασης βρέθηκε να είναι χαμηλό. Η επίδραση στις διακυμάνσεις υπήρχε από την Αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά και σε μικρότερο βαθμό από την Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά στην Βρετανική. Η απόδοση του μέσου όρου των τιμών και στις τρεις χώρες παρέμεινε η ίδια πριν και μετά το κραχ ενώ η διακύμανση παρέμεινε η ίδια στο Ηνωμένο Βασίλειο και στην Ιαπωνία, αντίθετα με την Αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά που ήταν χαμηλότερη μετά την περίοδο του κραχ. Με εξαίρεση την συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Ιαπωνίας και Ηνωμένου Βασιλείου που είχαν διπλασιαστεί από τον Οκτώβριο του 1987, οι υπόλοιπες αυτοσυσχετίσεις των αποδόσεων ήταν στατιστικά ίδιες μεταξύ των χωρών. Προσομοιώσεις έδειξαν ότι η διακύμανση είχε τάσεις επιστροφής στο μέσο όρο των τιμών και όταν έφευγε από το μακροχρόνιο σημείο ισορροπίας έτεινε να επιστρέφει πίσω σε αυτό.

Οι Burns, Engle και Mezrich (1998) θεώρησαν ότι οι τιμές των ενεργητικών²¹ της εταιρίας τυπικά μετρούνταν όταν οι χρηματιστηριακές αγορές έκλειναν, παρόλο που οι ώρες κλεισίματος των χρηματιστηριακών αγορών μπορούσαν να διαφέρουν από χώρα σε χώρα. Αυτό μπορούσε να διαστρεβλώσει την αξία των χαρτοφυλακίων, τα μέτρα της αξίας του ρίσκου και τις αντισταθμιστικές²² στρατηγικές. Μια λύση για αυτό ήταν ο συγχρονισμός των τιμών υπολογίζοντας εκτιμήσεις για τις αξίες του ενεργητικού των εταιρειών ακόμα και όταν οι χρηματιστηριακές αγορές ήταν κλειστές, παίρνοντας πληροφορίες από τις χρηματιστηριακές αγορές που ήταν ανοικτές. Χρησιμοποιώντας αυτήν την μέθοδο έκαναν υπολογισμούς για τις χρηματιστηριακές αγορές των εφτά ισχυρότερων βιομηχανικά χωρών (Γαλλία, Γερμανία, Η.Π.Α., Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Ιταλία και Καναδά). Συμπέραναν ότι τα χαρτοφυλάκια έπρεπε να ισορροπήσουν ξανά, χρησιμοποιώντας ένα πολύ καλό μέτρο για την αξία του ενεργητικού της εταιρίας για μια κοινή χρονική στιγμή. Διαφορετικά τα αποτελέσματα μπορούσαν να ήταν διαφορετικά από τα επιθυμητά.

Ο Jochum (1999) μελέτησε την Ελβετική χρηματιστηριακή αγορά για την συμπεριφορά του 'risk-premium'. Το 'risk-premium' σύμφωνα με τον Jochum αποτελούνταν από δύο μέρη που υπολογίζονταν ξεχωριστά, το μέγεθος της

²¹ Συνολικά περιουσιακά στοιχεία που ανήκουν σε μια εταιρεία.

²² Παίρνω τα αναγκαία μέτρα για να εξουδετερώσω τυχόν μελλοντική ζημία από διακύμανση τιμών.

διακύμανσης και την μοναδική τιμή του ρίσκου, χρησιμοποιώντας ένα εκτιμημένο διμετάβλητο GARCH-M μοντέλο και δεδομένα από τον χρηματιστηριακό δείκτη της Ελβετίας για την περίοδο 1977 έως 1996. Βρήκε ότι η διακύμανση της Ελβετικής χρηματιστηριακής αγοράς βρισκόταν να είναι αρκετά εκτεθειμένη σε επιδράσεις από άλλες κυρίαρχες χρηματιστηριακές αγορές. Οι επενδυτές τοποθέτησαν μια υψηλή τιμή για το ρίσκο θεωρώντας την χρηματιστηριακή αγορά «ακριβή». Η διακύμανση της Ελβετικής χρηματιστηριακής αγοράς και γενικά των μικρών χρηματιστηριακών αγορών προκαλούνταν κυρίως από επιρροές των ξένων χρηματιστηριακών αγορών και από αλλαγές στην τιμή του ρίσκου της αγοράς. Διαχρονικά η τιμή του ρίσκου υποτίθεται ότι ήταν σταθερή, όμως η τιμή του ρίσκου ήταν αρκετά υψηλή μετά από συνεχείς διαδοχικές ανοδικές κινήσεις της χρηματιστηριακής αγοράς ή σε περιόδους όπου η χρηματιστηριακή αγορά θεωρούνταν ιδιαίτερα «ακριβή». Μία πτώση στην συνολική αξία της χρηματιστηριακής αγοράς επίσης προκαλούσε μια αξιοσημείωτη πτώση στην ζήτηση των επενδυτών για την τιμή του ρίσκου. Αυτό έδειχνε ότι άμεσα οι επενδυτές κυρίως ανησυχούσαν για το πτωτικό ρίσκο, ενώ φαινόταν ότι μια αύξηση της διακύμανσης της χρηματιστηριακής αγοράς δεν θεωρείτο ικανή να αυξήσει την τιμή του ρίσκου.

Ο Kanas (2000) εξέτασε αλληλεπιδράσεις μεταξύ αποδόσεων μετοχών και ισοτιμιών νομισμάτων για έξι βιομηχανοποιημένες χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Η.Π.Α., Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία και Καναδάς). Κοίταξε για επιδράσεις διακυμάνσεων από τις αποδόσεις μετοχών στις ισοτιμίες συναλλάγματος χρησιμοποιώντας ένα διμεταβλητό EGARCH μοντέλο. Βρήκε ότι υπήρχαν επιδράσεις διακυμάνσεων των μετοχών στις ισοτιμίες συναλλάγματος για όλες τις χώρες εκτός της Γερμανίας. Αυτές οι επιδράσεις ως επί το πλείστον ήταν συμμετρικές στην φύση τους. Η επίδραση των κακών νέων στις ισοτιμίες συναλλάγματος ήταν ίδια με την επίδραση των καλών νέων. Παρόλα αυτά δεν υπήρχαν στοιχεία για επιδράσεις διακύμανσης από τις ισοτιμίες συναλλάγματος στις αποδόσεις των μετοχών για καμία χώρα. Επίσης βρήκε ότι αυτές οι επιδράσεις είχαν αυξηθεί μετά το κραχ του 1987. Αυτά τα εμπειρικά αποτελέσματα ήταν σύμφωνα με την τάση των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών τα τελευταία χρόνια που γινόντουσαν όλο και πιο ολοκληρωποιημένες.

Ο Kanas (2005), σε μία άλλη μελέτη του, εξέτασε την σχέση μεταξύ πραγματικών ισοτιμιών και πραγματικών επιτοκίων μεταξύ Η.Π.Α. και Ηνωμένου Βασιλείου. Χρησιμοποίησε ένα πολυμεταβλητό μοντέλο, που χαρακτηριζόταν από διαφορετικά συστήματα ονομαστικών ισοτιμιών και νομισματικών. Βρήκε

ικανοποιητικά στοιχεία για τη σχέση μεταξύ τους, αλλά σε όρους εξάρτησης διακυμάνσεων. Οι δύο μεταβλητές χαρακτηρίζονταν από υψηλή περίοδο διακυμάνσεων κατά την διάρκεια του συστήματος των εναλλασσόμενων ισοτιμιών και από χαμηλές διακυμάνσεις κατά την διάρκεια του συστήματος των σταθερών ισοτιμιών. Κάτι που σήμαινε ότι η καθοδηγήτρια δύναμη πίσω από τις εναλλαγές στις διακυμάνσεις των ισοτιμιών ήταν το σύστημα των ονομαστικών ισοτιμιών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1. ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ

Η διευρυμένη βιβλιογραφία παρέχει πειστικά στοιχεία για το ότι οι χρηματιστηριακές αγορές και οι χρηματιστηριακοί δείκτες επηρεάζουν η μία την άλλη. Για παράδειγμα οι Eun και Shim (1989) παρατήρησαν ότι οι αγορές σε όλο τον κόσμο αντιδρούσαν σε καινοτομίες άλλων αγορών με ένα τρόπο που ήταν σύμφωνος με την ιδέα της πλήρους διακίνησης, μετάδοσης και ελευθερίας των πληροφοριών ανάμεσα στις αγορές. Αντίθετα οι Koch και Koch (1991) έδωσαν ενδείξεις για αύξηση των ταυτόχρονων αλληλεξαρτήσεων των τιμών για σχέσεις 'επόμενου/προηγούμενου'²³ (lead/lag) για οχτώ χρηματιστηριακές αγορές, υποθέτοντας ότι οι τοπικές αλληλεπιδράσεις είχαν αυξηθεί τα τελευταία χρόνια.

Πιο πρόσφατες μελέτες, προστέθηκαν στις ήδη υπάρχουσες, διερευνώντας την ιδέα της αλληλεπίδρασης και της διασύνδεσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών κατά την δεύτερη χρονική στιγμή (second moment interaction). Πιο συγκεκριμένα αυτοί οι ερευνητές μελέτησαν τις πληροφορίες (π.χ. οριακός μέσος όρος τιμών και διακύμανσης) που μεταδίδοντουσαν από μια δεδομένη αγορά i σε χρόνο t σε μια άλλη αγορά j σε χρόνο $t+1$. Για παράδειγμα μεταξύ άλλων (όπως αναφέρθηκε και παραπάνω) οι Hamao, Masulis και Ng (1990) χρησιμοποίησαν ένα μονομεταβλητό GARCH μοντέλο και εξέτασαν τις αλληλεπιδράσεις πρώτης και δεύτερης χρονικής στιγμής (first and second moments) μεταξύ τριών χρηματιστηριακών αγορών (Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Τόκιου). Επίσης οι Theodossiou και Lee (1993) εξέτασαν τις διασυνδέσεις πέντε ισχυρών χρηματαγορών χρησιμοποιώντας ένα πολυμεταβλητό GARCH μοντέλο και βρήκαν ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Αμερικής ήταν αυτή που επηρέαζε και επιδρούσε περισσότερο στις χρηματιστηριακές αγορές ξένων χωρών. Οι Ng et al (1991) παρείχαν στοιχεία για επίδραση στις διακυμάνσεις των μετοχών των χρηματιστηριακών αγορών του Ειρηνικού Ωκεανού. Οι Susmel και Engle (1994) έκαναν έρευνες για αλληλεπιδράσεις τιμών και διακυμάνσεων (price and volatility spillovers) μετοχών μεταξύ Νέας Υόρκης και Λονδίνου

²³ Στις σχέσεις 'επόμενου/προηγούμενου' εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές.

χρησιμοποιώντας ωριαίες αποδόσεις και συμπεράναν ότι αυτές οι αλληλεπιδράσεις ήταν σχετικά μικρής εντάσεως και πολύ μικρής διάρκειας.

3.2. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Αυτοί οι μηχανισμοί μετάδοσης μελετήθηκαν μέσα από ένα VAR-EGARCH μοντέλο του Nelson (1991) και Koutmos (1996). Σύμφωνα με τον Koutmos (1996) αυτό το μοντέλο είχε πολλά πλεονεκτήματα. Πρώτον οι διασυνδέσεις των διακυμάνσεων εκτιμήθηκαν με διαδικασία ενός βήματος (one-step procedure) εξαλείφοντας έτσι την χρησιμότητα προηγούμενων εκτιμημένων εξισώσεων. Δεύτερον η υπόθεση των ασύμμετρων νέων που επηρέαζαν την επίδραση των διακυμάνσεων από μια αγορά σε μια άλλη μπορούσαν εύκολα να διαπιστωθούν. Αυτό που δεν ήταν γνωστό για τις χρηματαγορές που μελετήθηκαν ήταν αν οι καινοτομίες σε μία χώρα είχαν επίδραση στις διακυμάνσεις των μετοχών των τραπεζών των άλλων χωρών με ασύμμετρο τρόπο.

Σε όρους μοντέλων, το VAR-EGARCH υπερείχε του Quadratic GARCH μοντέλου που προτάθηκε από τον Engle (1990) και του GJR-GARCH²⁴ μοντέλου γιατί το Quadratic GARCH μοντέλο έτεινε να προβλέπει χαμηλότερη επίδραση διακύμανσης για τις αρνητικές καινοτομίες και το GJR-GARCH μοντέλο δεν υπολόγιζε τις διαφορές μεταξύ θετικών και αρνητικών καινοτομιών όπως έκανε το EGARCH μοντέλο. Σύμφωνα με τους Engle και Ng (1993) ένα επιπλέον πλεονέκτημα του EGARCH μοντέλου ήταν ότι δεν χρειαζόταν περιορισμοί παραμέτρων για να υπήρχαν θετικές διακυμάνσεις συνεχώς. Οι πρώτοι που εξέτασαν την πιθανότητα η ποσότητα των νέων (μέγεθος), όπως και η ποιότητα (πρόσημο) να ήταν σημαντική για τον βαθμό της επίδρασης των διακυμάνσεων των μετοχών μεταξύ των αγορών ήταν οι Koutmos και Booth (1995) για τις ευρωπαϊκές χρηματοοικονομικές αγορές. Προηγούμενες έρευνες όπως οι Black (1976) και Christie (1982) αντιμετώπισαν την Αμερικανική αγορά υποθέτοντας ότι αυτό (η ποσότητα και η ποιότητα των νέων να είναι σημαντική για τον βαθμό της επίδρασης της διακύμανσης) ήταν πολύ πιθανό .

Ο Nelson (1991) ανέπτυξε το EGARCH μοντέλο καταφέροντας να ποσοτικοποιήσει την ασύμμετρη επιρροή των νέων που επηρεάζουν έντονα την αγορά

²⁴ Το Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH μοντέλο που προτάθηκε από τους Glosten, Jagannathan and Runkle το 1993.

στην διακύμανση. Για την Αμερικάνικη αγορά αυτός βρήκε ότι οι αρνητικές καινοτομίες αύξαναν την διακύμανση περισσότερο από ότι οι θετικές καινοτομίες. Οι Cheung και Ng (1992) βρήκαν ότι η επιρροή της μόχλευσης θα συνεχιζόταν ακόμα και αν ελέγχονταν ο όγκος των συναλλαγών. Οι Koutmos (1992) και Poon και Taylor (1992) βρήκαν μια σημαντική επιρροή της μόχλευσης πρώτα για τις αποδόσεις των μετοχών της Γαλλίας, του Καναδά και της Ιαπωνίας και αργότερα για το Ηνωμένο Βασίλειο. Μέχρι τώρα τα αποτελέσματα έδειχναν ότι η επίδραση στην διακύμανση μπορούσε να είναι ασύμμετρη με την έννοια ότι οι αρνητικές καινοτομίες που δημιουργούνταν σε μια αγορά επιδρούσαν περισσότερο στην διακύμανση μίας άλλης αγοράς από ότι οι θετικές καινοτομίες.

3.3. ΤΟ ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΟ VAR-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟ

Το πολυμεταβλητό VAR-EGARCH μοντέλο μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\text{Μέσος όρος τιμών: } R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{για } i, j = 1, 2, 3 \quad (1)$$

Διακύμανση μετοχών:

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp\left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right] \quad \text{για } i, j = 1, 2, 3 \quad (2)$$

$$f_j(z_{j,t-1}) = (|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|) + \delta_j z_{j,t-1}) \quad \text{για } j = 1, 2, 3 \quad (3)$$

$$\text{Συνδιακύμανση μετοχών: } \sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t} \quad \text{για } i, j = 1, 2, 3 \text{ και } i \neq j. \quad (4)$$

Όπου,

$R_{i,t}$ είναι το ποσοστό απόδοσης σε χρόνο t για την αγορά i , π.χ. $i=1, 2, 3$ ($1=$ Ελλάδα, $2=$ Γαλλία, $3=$ Γερμανία),

Ω_{t-1} είναι το σ - field (πεδίο) που δημιουργείτε από όλες τις πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στον χρόνο $t-1$, $\sigma_{i,t}^2$ είναι η οριακή διακύμανση, $\sigma_{i,j,t}$ είναι η οριακή συνδιακύμανση μεταξύ των αγορών i και j , $\varepsilon_{i,t}$ είναι ο θόρυβος στον χρόνο t (π.χ. $\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - \mu_{i,t}$) όπου $\mu_{i,t}$ είναι ο οριακός μέσος όρος τιμών, ενώ $z_{i,t}$ είναι το τυπικό σφάλμα της εξίσωσης (π.χ. $z_{i,t} = (\varepsilon_{i,t} - \mu_{i,t}) / \sigma_{i,t}$).

Η εξίσωση (1) περιγράφει τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών των τριών διαφορετικών χωρών ως "vector autoregression" (VAR), όπου ο οριακός μέσος όρος για κάθε μία χώρα είναι μια συνάρτηση προηγούμενων τιμών των αποδόσεων των μετοχών των τραπεζών της. Σχέσεις 'επόμενου/προηγούμενου' (lead/lag) μεταξύ των αποδόσεων των χρηματιστηριακών τιμών των τραπεζών της κάθε χώρας μπορούν να προσδιοριστούν από τους συντελεστές $\beta_{i,j}$ για $i \neq j$. Ένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής $\beta_{i,j}$ σημαίνει ότι η χώρα i είναι αυτή που επηρεάζεται/καθοδηγείται από την χώρα j ή ότι οι αποδόσεις των μετοχών στην χώρα j μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλεφθούν οι μελλοντικές αποδόσεις στην χώρα i .

Η εξίσωση (2) περιγράφει την οριακή διακύμανση των αποδόσεων των χρηματιστηριακών τιμών των τραπεζών της κάθε χώρας και συγκεκριμένα είναι μια εκθετική συνάρτηση προηγούμενων αποδόσεων καθώς και τυπικών σφαλμάτων μεταξύ των χωρών. Η μορφή της συνάρτησης των τυπικών καταλοίπων δίνεται από την εξίσωση (3) και περιγράφεται από το $f_j(z_{j,t-1})$. Αυτή η συνάρτηση είναι ασύμμετρη και για $z_{j,t-1} < 0$ η καμπύλη της $f(\cdot)$ συνάρτησης είναι ίση με $-1+\delta_j$ ενώ για $z_{j,t-1} > 0$ η καμπύλη παίρνει την μορφή $1+\delta_j$. Συνεπώς η εξίσωση (3) επιτρέπει στα τυπικά σφάλματα να επηρεάζουν την οριακή διακύμανση των μετοχών των τραπεζών μη συμμετρικά. Ο όρος $(|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|))$ μετράει το μέγεθος της επιρροής ενώ ο όρος $\delta_j z_{j,t-1}$ μετράει την ποιότητα της επιρροής. Υποθέτοντας ότι ο συντελεστής α_{ij} είναι θετικός, η επιρροή του όρου $z_{j,t-1}$ στην $\sigma_{i,t}^2$ (οριακή διακύμανση) θα είναι είτε θετική ή αρνητική εάν το μέγεθος του όρου $z_{j,t-1}$ είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο από την αναμενόμενη τιμή του $E(|z_{j,t-1}|)$. Η ποιότητα της επιρροής μπορεί να ενισχύσει ή να αντισταθμίσει το μέγεθος της επιρροής. Πιο συγκεκριμένα εάν ο συντελεστής δ_j είναι αρνητικός, η τιμή των μετοχών μειώνεται στην χώρα j ($z_{j,t-1} < 0$) το οποίο θα έχει σαν αποτέλεσμα μεγαλύτερη διακύμανση. Μία τέτοια αντίδραση είναι σύμφωνη με την επιρροή της μόχλευσης που μετριέται από την αναλογία $|-1+\delta_j|/(1+\delta_j)$. Η επίδραση της διακύμανσης μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών των τραπεζών μετριέται από τον συντελεστή α_{ij} για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

Ο μηχανισμός ασύμμετρης μετάδοσης της διακύμανσης επεξηγείται παρακάτω: Ένας στατιστικά σημαντικός α_{ij} συντελεστής με έναν αρνητικό δ_j συντελεστή σημαίνει ότι οι αρνητικές καινοτομίες στις τιμές των μετοχών της χώρας j έχουν μεγαλύτερη επιρροή στις τιμές των μετοχών της χώρας i από ότι οι θετικές καινοτομίες. Η επιμονή (persistence) της μεταβλητότητας μετριέται από τον

συντελεστή γ_i (εξίσωση 2). Εάν ο συντελεστής γ_i είναι μικρότερος του 1 η μη τυπική διακύμανση είναι πεπερασμένη, ενώ αν ο συντελεστής $\gamma_i = 1$ η μη τυπική διακύμανση ακολουθεί μια διαδικασία ολοκλήρωσης 1^{ου} βαθμού (integrated of order 1) (βλέπε Nelson, 1991).

Η οριακή διακύμανση που περιγράφεται λεπτομερώς στην εξίσωση (4) μπορεί να αναλύει τις ταυτόχρονες σχέσεις μεταξύ των τιμών των μετοχών των τραπεζών των τριών χωρών που μελετάμε. Αυτή η σχέση σημαίνει ότι η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών των χωρών είναι σταθερή ή ότι η συνδιακύμανση είναι ανάλογη με την τυπική απόκλιση.

Υποθέτοντας κανονικότητα η log-likelihood για το πολυμεταβλητό VAR-EGARCH μοντέλο γράφεται:

$$L(\Theta) = -0.5(NT) \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T (\ln |S_t| + \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (5)$$

Όπου N είναι ο αριθμός των εξισώσεων, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων, Θ είναι το διάνυσμα που πρέπει να εκτιμηθεί, ε_t' είναι το διάνυσμα των καινοτομιών σε χρόνο t, S_t είναι ο μεταβαλλόμενος οριακός πίνακας διακύμανσης-συνδιακύμανσης (varying conditional variance – covariance matrix). Η log-likelihood εξίσωση είναι μη γραμμική για κάθε πολυάριθμες Θ τεχνικές μεγιστοποίησης που πρέπει να χρησιμοποιηθούν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΓΑΛΛΙΑ-ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΕΛΛΑΔΑ

4.1. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην μελέτη αυτή αποτελούνται από καθημερινές τιμές των μετοχών των τραπεζών που συναλλάσσονται στο χρηματιστήριο της κάθε υπό μελέτη χώρας. Για κάθε χώρα έχουμε πάρει ως δεδομένα τις καθημερινές τιμές κλεισίματος των μετοχών των τραπεζών. Για κάθε ημέρα φτιάξαμε ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από όλες τις τιμές των μετοχών των τραπεζών την ώρα κλεισίματος και τις διαιρέσαμε με το σύνολο των παρατηρήσεων τους. Χρησιμοποιούμε δηλαδή τον τύπο:

$$(P_1+P_2+\dots+P_v)/ N$$

όπου P_i η τιμή της μετοχής της κάθε τράπεζας

και N το σύνολο των τραπεζών που συναλλάσσονται στην χρηματιστηριακή αγορά της κάθε χώρας.

Η περίοδος που εξετάζουμε είναι από 2-1-1990 μέχρι 21-12-2005. Τα στοιχεία τα έχουμε λάβει από το σύστημα ταυτόχρονης ηλεκτρονικής μετάδοσης της ροής των χρηματιστηριακών συναλλαγών (DataStream). Το χαρτοφυλάκιο για την κάθε χώρα είναι βασισμένο σε καθημερινές τιμές κλεισίματος, εκφρασμένες σε Ευρώ και δεν περιέχει μερίσματα. Στην συνέχεια υπολογίσαμε για την κάθε χώρα τις αποδόσεις, που χρησιμοποιήσαμε τελικά στην μελέτη μας, για κάθε ημέρα συναλλαγής χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

όπου P_t είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή t ,

P_{t-1} είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή $t-1$

και R_t είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων των τιμών του δείκτη στη χρονική στιγμή t .

Παίρνοντας δηλαδή τον λογάριθμο της διαφοράς της κάθε ημέρας με την προηγούμενη. Για την Γαλλία χρησιμοποιήσαμε δεδομένα από είκοσι έξι τράπεζες της χώρας, για την Γερμανία από είκοσι μία και για την Ελλάδα από έντεκα τράπεζες.

4.2. ΠΡΟΚΑΤΑΡΚΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Στον πίνακα 1 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών της κάθε χώρας και τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων για κανονικότητα, ασυμμετρία, κύρτωση, αλληλεπίδραση και ARCH (Autoregressive conditional Heteroscedasticity) επιρροή. Ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων κυμαίνεται από 0,0224 για την Γερμανία έως 0,0737 για την Γαλλία. Ενώ η τυπική απόκλιση παίρνει τιμές από 0,0120 για την Γερμανία έως 0,0277 για την Ελλάδα. Το μέγεθος της ασυμμετρίας και της κύρτωσης²⁵ για την κάθε χώρα δείχνει ότι οι αποδόσεις και των τριών χωρών είναι θετικά ασύμμετρες και λεπτοκυρτωτικές σε σχέση με την κανονική κατανομή. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) για τις αποδόσεις και τις αποδόσεις στο τετράγωνο ελέγχουν για ύπαρξη γραμμικών και μη γραμμικών αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των αποδόσεων αντίστοιχα. Παρατηρούμε ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1% τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων είναι στατιστικά σημαντικά για την Γερμανία και την Ελλάδα. Ο διαγνωστικός έλεγχος για ARCH επιρροή μας δείχνει ότι για Γερμανία και Ελλάδα τα δεδομένα των αποδόσεων μπορούν να αναλυθούν αρκετά καλά από ένα μοντέλο ARCH τύπου, ενώ για Γαλλία λιγότερο. Άρα για Γερμανία και Ελλάδα οι ARCH επιρροές μπορούν να εξηγούν τις μη γραμμικές αλληλεξαρτήσεις όπως είχαν πει οι Nelson (1991) και Booth et al. (1992). Οι μη εξαρτημένοι συντελεστές συσχέτισης κυμαίνονται από 0.06 μεταξύ Γαλλίας και Γερμανίας έως 0.093 για Γερμανία και Ελλάδα.

²⁵ Εάν ο συντελεστής κύρτωσης είναι μεγαλύτερος του 3 έχουμε λεπτοκυρτωτική κατανομή, ενώ εάν είναι μικρότερος του 3 έχουμε πλατυκυρτωτική κατανομή.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1. Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά Τεστ.

Στατιστικά	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
μ	0,07377	0,022454	0,069126
σ	0,014347	0,012067	0,027738
S	14,60879	0,905939	0,428777
K	371,6257	41,97887	5,866085
D	0.210*	0.116*	0.084*
LB(12) for R_t	13.3735	40.3009*	190.6761*
LB(12) for R_t^2	0.2547	509.7451*	654.5613*
ARCH(4)	0.0181	6.4860*	70.5781*

Πίνακας συσχέτισης

	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
ΓΑΛΛΙΑ	1		
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0.060*	1	
ΕΛΛΑΔΑ	0.066 *	0.093*	1

Σημείωση: (*) Δηλώνει την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όπου μ είναι ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων, σ είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων, S είναι η ασυμμετρία, K είναι η κύρτωση και D το αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ. LB (12) είναι η Ljung-Box στατιστική για 12 υστερήσεις.

4.3. ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Στον πίνακα 2 αναφέρονται τα τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων που αναπτυχθήκαν από τους Engle και Ng (1993). Τα τεστ αυτά ελέγχουν την ασυμμετρία της μεταβλητότητας στις χώρες που μελετάμε. Αυτά τα τεστ είναι:

- το sign bias test
- το negative sign bias test
- το positive sign bias test
- και το joint test

Το πρώτο τεστ εξετάζει την επίδραση των θετικών και αρνητικών καταλοίπων στην μεταβλητότητα που δεν προβλέπεται από το μοντέλο. Συγκεκριμένα τα τετράγωνα των καταλοίπων παλινδρομούνται ενάντια σε μια σταθερά και την ψευδομεταβλητή S_t^- . Εξετάζεται δηλαδή η επίδραση των ‘καλών’ και κακών’ γεγονότων στην διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών. Το negative sign bias test ελέγχει την μεγάλη και μικρή αρνητική επίδραση των καταλοίπων στην

μεταβλητότητα των αποδόσεων. Είναι βασισμένο στην παλινδρόμηση των καταλοίπων ενάντια σε μια σταθερά και το $S_t^- E_{t-1}$. Η t-statistic υπολογισμένη για το $S_t^- E_{t-1}$ χρησιμοποιείται για αυτό το τεστ. Ενώ το positive sign bias test εξετάζει για μικρή ή μεγάλη θετική επίδραση των καταλοίπων στην μεταβλητότητα των αποδόσεων και είναι βασισμένο στην παλινδρόμηση των καταλοίπων ενάντια σε μια σταθερά και το $(1-S_t^-) E_{t-1}$. Η t-statistic χρησιμοποιείται και πάλι για να ελέγξει πιθανές μεροληψίες υπολογισμένη όμως αυτή την φορά για το $(1-S_t^-) E_{t-1}$. Τέλος το joint test χρησιμοποιεί την F-statistic που βασίζεται σε μια παλινδρόμηση που περιέχει και τις τρεις μεταβλητές S_t^- , $S_t^- E_{t-1}$ και $(1-S_t^-) E_{t-1}$.

Για τις χώρες που μελετάμε τα μη συμμετρικά τεστ δείχνουν ότι ένα μη συμμετρικό μοντέλο (όπως αυτό που χρησιμοποιούμε) μπορεί να αναλύσει τα δεδομένα μας επιτυχώς και να προσδιορίσει επαρκώς την διακύμανση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της κάθε χώρας. Μόνο το sign bias test για όλες τις χώρες αποτυγχάνει την μη συμμετρική ανάπτυξη των δεδομένων μας για επίπεδο σημαντικότητας 10% και το positive sign bias test για την Γαλλία καθώς και το negative sign bias test για την Γερμανία.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2. Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων

Χώρες	Sign bias(t-test)	Negative size bias (t-test)	Positive size bias test (t-test)	Joint test (F-test)
ΓΑΛΛΙΑ	1.0081	-4.4003*	0.0190	6.9647*
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0.2358	-0.9785	2.0309**	2.2579***
ΕΛΛΑΔΑ	-1.3791	-8.1185*	7.7831*	63.519*
Sign bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- + e_t$	(i)		
Negative size bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- E_{t-1} + e_t$	(ii)		
Positive size bias test:	$z_t^2 = a + b(1 - S_t^-)E_{t-1} + e_t$	(iii)		
Joint test:	$z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- E_{t-1} + b_3 (1 - S_t^-) E_{t-1} + e_t$	(iv)		

Σημείωση: (*) (**) (***) Παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%) (10%). z_t είναι τα κατάλοιπα από ένα AR (p) φίλτρο χρησιμοποιώντας σταθερή διακύμανση. S_t^- είναι μονάδα εάν E_{t-1} είναι αρνητικό και μηδέν αν όχι. Η t-στατιστική για sign bias, negative size bias και positive size bias τεστ είναι των συντελεστών b των παλινδρομήσεων (i), (ii) και (iii), αντίστοιχα. Η F-στατιστική βασίζεται στη παλινδρόμηση (iv).

4.4 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ AR(1)-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Στον πίνακα 3 παρατηρούμε ότι ο βαθμός της ασυμμετρίας των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών (συντελεστής δ_i) είναι υψηλότερος για την Γερμανία (0.2633) και μικρότερος για την Ελλάδα (-0.0748). Ενώ η επιμονή της μεταβλητότητας (volatility persistence) είναι σε όλες τις περιπτώσεις πολύ υψηλή και μάλιστα πολύ κοντά στην μονάδα. Οι εκτιμήσεις για τους εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης είναι και στις τρεις περιπτώσεις μικρότερες από ότι οι εκτιμήσεις για τους μη εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης που αναφέρονται στον πίνακα 1. Συγκεκριμένα, φαίνεται ότι η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της Γερμανίας με την Γαλλία μειώνεται από 0.060 σε 0.057, η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Γαλλίας και Ελλάδας από 0.066 σε 0.058 και η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Γερμανίας και Ελλάδας μειώνεται από 0.090 σε 0.087. Τα διαγνωστικά τεστ βασίζονται στα κατάλοιπα των αποδόσεων και δείχνουν ότι ο μέσος όρος των καταλοίπων των αποδόσεων είναι μηδέν και η διακύμανση των καταλοίπων πολύ κοντά στο 1. Οι στατιστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) δείχνουν ότι υπάρχει κάποιου βαθμού αλληλεπίδραση στα κατάλοιπα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της κάθε χώρας. Η Kolmogorov-Smirnov²⁶ στατιστική (D) δείχνει ότι απορρίπτεται ισχυρά η υπόθεση ότι η κατανομή των αποδόσεων είναι κανονική.

²⁶ Ο έλεγχος Kolmogorov-Smirnov μπορεί να εφαρμοστεί και σε μικρό δείγμα και συνήθως έχει μεγαλύτερη ικανότητα απόρριψης μιας λανθασμένης μηδενικής υπόθεσης. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του D τόσο μικρότερη η πιθανότητα να ισχύει η μηδενική υπόθεση.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH: 02-01-90 έως 21-12-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,i}R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \alpha_{i,i}f_i(z_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j}\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΓΑΛΛΙΑ (1)		ΓΕΡΜΑΝΙΑ (2)		ΕΛΛΑΔΑ (3)
$\beta_{1,0}$	0.0131 (0.0044)*	$\beta_{2,0}$	0.0119 (0.0093)	$\beta_{3,0}$	0.0098 (0.0226)
$\beta_{1,1}$	-0.0011 (0.0082)	$\beta_{2,2}$	0.0745 (0.0142)*	$\beta_{3,3}$	0.1602 (0.0139)*
$\alpha_{1,0}$	0.1456 (0.0027)*	$\alpha_{2,0}$	0.0077 (0.0007)*	$\alpha_{3,0}$	0.0304 (0.0027)*
$\alpha_{1,1}$	0.4017 (0.0041)*	$\alpha_{2,2}$	0.1061 (0.0035)*	$\alpha_{3,3}$	0.1850 (0.0091)*
δ_1	-0.7988 (0.0083)*	δ_2	0.2633 (0.0215)*	δ_3	-0.0748 (0.0242)*
γ_1	0.9603 (0.0013)*	γ_2	0.9883 (0.0008)*	γ_3	0.9820 (0.0021)*

Πίνακας Συσχετίσεων			
	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
ΓΑΛΛΙΑ	1	0.0579 (0.0161)*	0.0584 (0.0186)*
ΓΕΡΜΑΝΙΑ		1	0.0877 (0.0145)*
ΕΛΛΑΔΑ			1

Διαγνωστικά τεστ			
	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
$E(z_{i,t})$	0.0000	0.0000	0.0000
$E(z_{i,t}^2)$	0.9997	1.0000	0.9998
LB(12); $z_{i,t}$	7337.3830*	37410.6805	33201.0712*
LB(12); $z_{i,t}^2$	1371.2030*	24138.5653*	15959.4042*
D	0.379*	0.178*	0.152*

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: : Ιανουάριος 2, 1990 μέχρι Δεκέμβριος 21, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (καταναμημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $Z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*) (**) (***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%)(10%).

4.5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ VAR-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Οι παράμετροι β_{ij} του μοντέλου δείχνουν την σχέση ‘επόμενου/προηγούμενου’²⁷ (lead/lag) που υπάρχει μεταξύ των τριών χωρών. Για παράδειγμα στον πίνακα μας (πίνακας 4) φαίνεται ότι οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών στην Ελλάδα είναι συσχετισμένες με προηγούμενες αποδόσεις τραπεζικών μετοχών στην Γαλλία (-0.1274) και στην Γερμανία (0.2810). Επίσης φαίνεται ότι οι αποδόσεις στην Γαλλία είναι συσχετισμένες με προηγούμενες αποδόσεις στην Ελλάδα (-0.0092). Ενώ για την Γερμανία δεν φαίνεται να υπάρχει καμία διασύνδεση με προηγούμενες αποδόσεις ούτε στην Γαλλία ούτε στην Ελλάδα. Άρα τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μια αλληλεπίδραση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών μεταξύ Γαλλίας και Ελλάδας και μία μονόπλευρη επίδραση από την Γερμανία προς την Ελλάδα. Ενώ δεν φαίνεται να υπάρχει καμία συσχέτιση μεταξύ των τραπεζικών μετοχών της Γερμανίας και της Γαλλίας (0.0232, 0.0022). Άρα η Ελλάδα είναι η χώρα που οι τιμές των τραπεζικών μετοχών της δέχονται την μεγαλύτερη επίδραση από τις άλλες δύο χώρες, και αυτό σημαίνει ότι η Ελλάδα είναι η χώρα που παίρνει πληροφορίες. Ενώ η Γερμανία μόνο δίνει πληροφορίες προς την Ελλάδα (0.2810) και η Γαλλία δίνει (-0.1274) και παίρνει (-0.0092) κάποιες πληροφορίες από την Ελλάδα. Ακόμα στον πίνακα 4 αναφέρεται το ‘uncentered R-squared’ και για τις τρεις χώρες, τα αποτελέσματα κυμαίνονται από 0.0039 έως 0.0098 που σημαίνει ότι το ποσοστό της απόκλισης των αποδόσεων είναι πολύ μικρό.

Συνεχίζοντας να κοιτάμε τα αποτελέσματα του Πίνακα 4 παρατηρούμε ότι την δεύτερη χρονική στιγμή (second moment) υπάρχει αμοιβαία διάχυση μεταβλητότητας από και προς όλες τις αγορές. Πιο συγκεκριμένα η Γαλλία επηρεάζει την Γερμανία (0.0201) και την Ελλάδα (-0.0306), η Γερμανία επηρεάζει την Γαλλία (0.7036) και την Ελλάδα (0.1196) και η Ελλάδα επηρεάζει την Γερμανία (0.0141) και την Γαλλία (0.6203). Από τον συντελεστή δ_i ²⁸ παρατηρούμε ότι ο μηχανισμός μετάδοσης μεταβλητότητας είναι ασύμμετρος για όλες τις χώρες. Για την Γερμανία (-0.2554) και την Γαλλία (-0.6047) οι αρνητικές καινοτομίες (negative innovations) που πηγάζουν από τις χώρες αυτές έχουν μεγαλύτερη επιρροή στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των χωρών που επηρεάζουν από ότι θετικές καινοτομίες (positive innovations) ενώ στην Ελλάδα (0.3046) συμβαίνει το αντίθετο. Αυτά τα αποτελέσματα ενισχύουν την

²⁷ Στις σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’ εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές.

²⁸ Η ανάλυση μας γίνεται βάση της μεθοδολογίας που αναλύεται στην σελίδα 29.

πεποίθηση ότι το μέγεθος (size) και το πρόσημο (sign) της επιρροής είναι σημαντικά χαρακτηριστικά για την διάχυση της μεταβλητότητας μεταξύ των χωρών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH: 02-01-90 έως 21-12-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΓΑΛΛΙΑ (1)		ΓΕΡΜΑΝΙΑ (2)		ΕΛΛΑΔΑ (3)
$\beta_{1,0}$	0.0537 (0.0073)*	$\beta_{2,0}$	-0.0035 (0.0058)	$\beta_{3,0}$	-0.0668 (0.0140)*
$\beta_{1,1}$	-0.0022 (0.0074)	$\beta_{2,1}$	0.0022 (0.0066)	$\beta_{3,1}$	-0.1274 (0.0123)*
$\beta_{1,2}$	0.0232 (0.0153)	$\beta_{2,2}$	0.0850 (0.0080)*	$\beta_{3,2}$	0.2810 (0.0203)*
$\beta_{1,3}$	-0.0092 (0.0047)***	$\beta_{2,3}$	0.0061 (0.0037)	$\beta_{3,3}$	0.2580 (0.0110)*
$\alpha_{1,0}$	-0.5610 (0.0178)*	$\alpha_{2,0}$	-1.0939 (0.0138)*	$\alpha_{3,0}$	0.0778 (0.0041)*
$\alpha_{1,1}$	0.5643 (0.0135)*	$\alpha_{2,1}$	0.0201 (0.0018)*	$\alpha_{3,1}$	-0.0306 (0.0040)*
$\alpha_{1,2}$	0.7036 (0.0173)*	$\alpha_{2,2}$	0.1093 (0.0027)*	$\alpha_{3,2}$	0.1196 (0.0078)*
$\alpha_{1,3}$	0.6203 (0.0151)*	$\alpha_{2,3}$	0.0141 (0.0019)*	$\alpha_{3,3}$	0.2496 (0.0082)*
δ_1	-0.6047 (0.0160)*	δ_2	-0.2554 (0.0062)*	δ_3	0.3046 (0.0154)*
γ_1	-0.1197 (0.0077)*	γ_2	-0.9416 (0.0021)*	γ_3	0.9456 (0.0031)*
R^2	0.0098		0.0039		0.0043

Πίνακας Συσχετίσεων

	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
ΓΑΛΛΙΑ	1	0.08900 (0.0171)*	0.0606 (0.0174)*
ΓΕΡΜΑΝΙΑ		1	0.0830 (0.0154)*
ΕΛΛΑΔΑ			1

Διαγνωστικά τεστ

	ΓΑΛΛΙΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
$E(z_{i,t})$	0.0000	0.0032	0.0000
$E(z_{i,t}^2)$	0.9997	1.0001	0.9998
LB(12); $z_{i,t}$	4.4070e-03	24521.5090*	9890.3446*
LB(12); $z_{i,t}^2$	2.9348e-03	5156.7504*	1432.4214*
D	0.500*	0.097*	0.254*

LB(12) για το γινόμενο ανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων

LB($z_{1,2}$)= 5.6630e-03, LB($z_{1,3}$)=4.3037e-03, LB($z_{2,3}$)=2714.5300*

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: Ιανουάριος 2, 1990 μέχρι Δεκέμβριος 21, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (καταναμημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*)(**)(***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%)(5%)(10%). z_{ij} είναι το γινόμενο διανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων.

4.6. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΩΝ ΔΥΟ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Συγκρίνοντας τις εκτιμήσεις του AR(1)-EGARCH μοντέλου και του full VAR-EGARCH μοντέλου, παρατηρούμε ότι η επιμονή της μεταβλητότητας (volatility persistence, συντελεστής γ_1) είναι και στις τρεις περιπτώσεις υψηλότερη για το πρώτο μοντέλο. Για τον έλεγχο joint significance (κοινή σημαντικότητα) των διασυνδέσεων κατά την πρώτη και την δεύτερη χρονική στιγμή μεταξύ των τριών χωρών χρησιμοποιούμε ένα στατιστικό μέτρο πιθανότητας που έχει την μορφή : $LR = 2*[L(\Theta_1)-L(\Theta_2)]$, όπου $L(\Theta_1)$ και $L(\Theta_2)$ είναι οι μέγιστες εκτιμώμενες πιθανότητες που παίρνουμε από το full VAR-EGARCH μοντέλο και το απλό AR(1)-EGARCH μοντέλο. Η εκτιμώμενη τιμή για τα δεδομένα μας είναι $2*[-5344.7671-(-5369.9998)]= 2*25.2327=50.4654$ που σημαίνει ότι η κατανομή μας είναι χ^2 κατανομή (ασυμπτωτικά ‘chi- squared’) με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τις παραμέτρους που χρησιμοποιήσαμε στο AR(1)-EGARCH μοντέλο, δηλαδή 18 βαθμούς ελευθερίας που σημαίνει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε το AR(1)-EGARCH μοντέλο.

Τα διαγνωστικά τεστ των καταλοίπων δείχνουν ότι το VAR-EGARCH μοντέλο εξηγεί αρκετά ικανοποιητικά τους μηχανισμούς μετάδοσης στις τραπεζικές αγορές των τριών χωρών. Η Ljung-Box στατιστική δίνει ενδείξεις για γραμμική και μη γραμμική συσχέτιση στα κατάλοιπα των αποδόσεων. Η υπόθεση για σταθερή συσχέτιση μπορεί να αποτιμηθεί από τον έλεγχο για περιοδική συσχέτιση στο γινόμενο του διανύσματος των καταλοίπων. Η Ljung-Box (12) στατιστική, που αναφέρεται στον πίνακα 4, δίνει ενδείξεις για περιοδική συσχέτιση έτσι ώστε η σταθερή συσχέτιση να μην είναι ‘λογική’ παράμετρος για την ερμηνεία της διακύμανσης-συνδιακύμανσης των τριών χωρών. Και τέλος η Kolmogorov-Smirnov στατιστική μας δείχνει ότι η υπόθεση της κανονικής κατανομής για τα κατάλοιπα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών απορρίπτεται και για τις τρεις χώρες και μάλιστα σε όλες τις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο σημαντικότητας 1% και για αυτό τα τυπικά σφάλματα που εμφανίζονται μπορούν να κατανοηθούν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ-ΠΟΛΩΝΙΑ-ΣΛΟΒΑΚΙΑ

5.1. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Και σε αυτήν την μελέτη τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούνται από καθημερινές τιμές των μετοχών των τραπεζών που συναλλάσσονταν στο χρηματιστήριο της κάθε χώρας. Για κάθε χώρα έχουμε πάρει ως δεδομένα τις καθημερινές τιμές κλεισίματος των μετοχών των τραπεζών. Για κάθε ημέρα φτιάξαμε ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από όλες τις τιμές των μετοχών των τραπεζών την ώρα κλεισίματος και τις διαιρέσαμε με το σύνολο τους. Χρησιμοποιούμε δηλαδή τον τύπο:

$$(P_1+P_2+\dots+P_v)/ N$$

όπου P_i η τιμή της μετοχής της κάθε τράπεζας

και N το σύνολο των τραπεζών που συναλλάσσονται στην χρηματιστηριακή αγορά της κάθε χώρας.

Η περίοδος που εξετάζουμε είναι από 20-12-1997 μέχρι 21-12-05. Τα στοιχεία τα έχουμε λάβει από το σύστημα ταυτόχρονης ηλεκτρονικής μετάδοσης της ροής των χρηματιστηριακών συναλλαγών (DataStream). Το χαρτοφυλάκιο για την κάθε χώρα είναι βασισμένο σε καθημερινές τιμές κλεισίματος, εκφρασμένες σε Ευρώ και δεν περιέχει μερίσματα. Στην συνέχεια υπολογίσαμε για την κάθε χώρα τις αποδόσεις, που χρησιμοποιήσαμε τελικά στην μελέτη μας, για κάθε ημέρα συναλλαγής χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

όπου P_t είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή t ,

P_{t-1} είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή $t-1$

και R_t είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων των τιμών του δείκτη στη χρονική στιγμή t .

Παίρνοντας δηλαδή τον λογάριθμο της διαφοράς της κάθε ημέρας με την προηγούμενη. Για την Ελλάδα χρησιμοποιήσαμε δεδομένα από έντεκα τράπεζες της χώρας που, για την Πολωνία επίσης από έντεκα και για την Σλοβακία από δύο τράπεζες.

5.2. ΠΡΟΚΑΤΑΡΚΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Στον πίνακα 5 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών της κάθε χώρας και τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων για κανονικότητα, ασυμμετρία, κύρτωση, αλληλεπίδραση και ARCH (Autoregressive conditional Heteroscedasticity) επιρροή. Ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων κυμαίνεται από 0,037949 για την Σλοβακία έως 0,07008 για την Πολωνία. Ενώ η τυπική απόκλιση παίρνει τιμές από 0,034107 για την Πολωνία έως 0,0777 για την Σλοβακία. Το μέγεθος της ασυμμετρίας και της κύρτωσης για την κάθε χώρα δείχνει ότι οι αποδόσεις και των τριών χωρών είναι θετικά ασύμμετρες εκτός της Σλοβακίας και λεπτοκυρτωτικές σε σχέση με την κανονική κατανομή. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) για τις αποδόσεις και τις αποδόσεις στο τετράγωνο ελέγχουν για ύπαρξη γραμμικών και μη γραμμικών αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των αποδόσεων αντίστοιχα. Παρατηρούμε ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1% τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων είναι στατιστικά σημαντικά για όλες τις χώρες. Ο διαγνωστικός έλεγχος για ARCH επιρροή μας δείχνει ότι επίσης για όλες τις χώρες τα δεδομένα των αποδόσεων μπορούν να αναλυθούν αρκετά καλά από ένα μοντέλο ARCH τύπου. Άρα και για τις τρεις χώρες οι ARCH επιρροές μπορούν να εξηγούν τις μη γραμμικές αλληλεξαρτήσεις όπως είχαν πει οι Nelson (1991) και Booth et al. (1992). Οι μη εξαρτημένοι συντελεστές συσχέτισης κυμαίνονται από 0.048 μεταξύ Ελλάδας και Σλοβακίας έως 0.180 για Ελλάδα και Πολωνία.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5. Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά Τεστ.

Στατιστικά	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΛΩΝΙΑ	ΣΛΟΒΑΚΙΑ
μ	0,068222	0,070088	0,037949
σ	0,04081	0,034107	0,077777
S	0,069504	0,412302	-4,50506
K	3,454331	6,045211	104,1242
D	0.077	0.081	0.277
LB(12) for R_t	85.8443*	22.0817**	42.1447*
LB(12) for R_t^2	566.3252*	1056.9124*	20.3597***
ARCH(4)	61.0798*	89.2285*	5.1014*
	ΕΛΛΑΔΑ	Πίνακας συσχέτισης ΠΟΛΩΝΙΑ	
ΕΛΛΑΔΑ	1		ΣΛΟΒΑΚΙΑ
ΠΟΛΩΝΙΑ	0.180*	1	
ΣΛΟΒΑΚΙΑ	0.048**	0.064*	1

Σημείωση: (*) Δηλώνει την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όπου μ είναι ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων, σ είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων, S είναι η ασυμμετρία, K είναι η κύρτωση και D το αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ. LB (12) είναι η Ljung-Box στατιστική για 12 υστερήσεις.

5.3. ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Για τις χώρες που μελετάμε τα μη συμμετρικά τεστ δείχνουν ότι ένα μη συμμετρικό μοντέλο (όπως αυτό που χρησιμοποιούμε) μπορεί να αναλύσει τα δεδομένα μας επιτυχώς και να προσδιορίσει επαρκώς την διακύμανση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της κάθε χώρας. Μόνο τα sign bias test για όλες τις χώρες αποτυγχάνουν την μη συμμετρική ανάπτυξη των δεδομένων μας για επίπεδο σημαντικότητας 10% και το positive sign bias test για την Σλοβακία. Άρα τα αποτελέσματα του μοντέλου μας μπορούν να θεωρηθούν αξιόπιστα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6. Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων

Χώρες	Sign bias(t-test)	Negative size bias (t-test)	Positive size bias test (t-test)	Joint test (F-test)
ΕΛΛΑΔΑ	-1.2848	-8.6241*	4.1068*	49.2876*
ΠΟΛΩΝΙΑ	0.3760	-9.3505*	5.3895*	56.7203*
ΣΛΟΒΑΚΙΑ	0.8260	-4.4087*	0.0923	6.5641*
Sign bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- + e_t$	(i)		
Negative size bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- E_{t-1} + e_t$	(ii)		
Positive size bias test:	$z_t^2 = a + b(1 - S_t^-)E_{t-1} + e_t$	(iii)		
Joint test:	$z_t^2 = a + b_1S_t^- + b_2S_t^- E_{t-1} + b_3(1 - S_t^-)E_{t-1} + e_t$	(iv)		

Σημείωση: (*) (**) (***) Παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%) (10%). Z_t είναι τα

κατάλοιπα από ένα AR (p) φίλτρο χρησιμοποιώντας σταθερή διακύμανση. S_t^- είναι μονάδα εάν E_{t-1} είναι αρνητικό και μηδέν αν όχι. Η t-στατιστική για sign bias, negative size bias και positive size bias τεστ είναι των συντελεστών b των παλινδρομήσεων (i), (ii) και (iii), αντίστοιχα. Η F-στατιστική βασίζεται στη παλινδρόμηση (iv).

5.4 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ AR(1)-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Στον πίνακα 7 παρατηρούμε ότι ο βαθμός της ασυμμετρίας των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών (συντελεστής δ_i) είναι υψηλότερος για την Σλοβακία (-1.0543) και μικρότερος για την Ελλάδα (-0.1071). Ενώ η επιμονή της μεταβλητότητας (συντελεστής γ_i) είναι σε όλες τις περιπτώσεις πολύ υψηλή και μάλιστα πολύ κοντά στην μονάδα εκτός της περίπτωσης της Σλοβακίας που είναι πολύ υψηλή αλλά όχι τόσο κοντά στην μονάδα. Οι εκτιμήσεις για τους εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης είναι για τις δύο από τις τρεις περιπτώσεις χαμηλότερες από ότι οι εκτιμήσεις για τους μη εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης που αναφέρονται στον πίνακα 5 ενώ μεταξύ Σλοβακίας και Πολωνίας η εκτίμηση για τους εξαρτημένους και μη εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης παραμένει σταθερή. Συγκεκριμένα η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της Ελλάδας με την Πολωνία μειώνεται από 0.180 σε 0.1598, η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Ελλάδας και Σλοβακίας από 0.048 σε 0.043 και η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Πολωνίας και Σλοβακίας παραμένει η ίδια, 0.064. Τα διαγνωστικά τεστ βασίζονται στα κατάλοιπα των αποδόσεων και δείχνουν ότι ο μέσος όρος των καταλοίπων των αποδόσεων είναι μηδέν και η διακύμανση των καταλοίπων πολύ κοντά στο 1. Οι στατιστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) δείχνουν ότι υπάρχει κάποιου βαθμού αλληλεπίδραση στα κατάλοιπα των

αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών και των τριών χωρών. Η Kolmogorov-Smirnov στατιστική (D) δείχνει ότι απορρίπτεται ισχυρά η υπόθεση η κατανομή των αποδόσεων να είναι κανονική και για τις τρεις χώρες.

ΠΙΝΑΚΑΣ 7. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH: 23-12-97 έως 21-12-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,i}R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \alpha_{i,i}f_i(z_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j}\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΕΛΛΑΔΑ (1)	ΠΟΛΩΝΙΑ (2)	ΣΛΟΒΑΚΙΑ (3)		
$\beta_{1,0}$	-0.0383 (0.0367)	$\beta_{2,0}$	0.0566 (0.0304)***	$\beta_{3,0}$	0.0958 (0.1070)
$\beta_{1,1}$	0.1637 (0.0237)*	$\beta_{2,2}$	0.0642 (0.0230)*	$\beta_{3,3}$	-0.0313 (0.0364)
$\alpha_{1,0}$	0.0515 (0.0077)*	$\alpha_{2,0}$	0.0156 (0.0033)*	$\alpha_{3,0}$	0.9166 (0.0870)*
$\alpha_{1,1}$	0.2659 (0.0172)*	$\alpha_{2,2}$	0.1257 (0.0134)*	$\alpha_{3,3}$	0.0974 (0.0125)*
δ_1	-0.1071 (0.0361)*	δ_2	-0.2303 (0.0689)*	δ_3	-1.0543 (0.2513)*
γ_1	0.9603 (0.0059)*	γ_2	0.9856 (0.0033)*	γ_3	0.6553 (0.0328)*
Πίνακας Συσχετίσεων					
	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΛΩΝΙΑ	ΣΛΟΒΑΚΙΑ		
ΕΛΛΑΔΑ	1	0.1598 (0.0214)*	0.0432 (0.0257)***		
ΠΟΛΩΝΙΑ		1	0.0648 (0.0261)**		
ΣΛΟΒΑΚΙΑ			1		
Διαγνωστικά τεστ					
	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΛΩΝΙΑ	ΣΛΟΒΑΚΙΑ		
$E(z_{i,t})$	0.0000	0.0000	0.0000		
$E(z_{i,t}^2)$	0.9995	0.9995	0.9995		
LB(12); $z_{i,t}$	12824.2979 *	20555.3344*	156.8862 *		
LB(12); $z_{i,t}^2$	4922.4971 *	17194.1201 *	5.4271		
D	0.169*	0.252*	0.440*		

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: 23 Δεκεμβρίου, 1997 έως 21 Δεκεμβρίου, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (καταναμημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $Z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*) (**) (***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%)(10%).

5.5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ VAR-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Οι παράμετροι $\beta_{i,j}$ του μοντέλου δείχνουν την σχέση ‘επόμενου/προηγούμενου’²⁹ (lead/lag) που υπάρχει μεταξύ των τριών χωρών. Στον πίνακα μας φαίνεται ότι οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών στην Ελλάδα είναι συσχετισμένες με προηγούμενες αποδόσεις τραπεζικών μετοχών στην Πολωνία (0.0933), όμως η σχέση αυτή φαίνεται να είναι μονόπλευρη (δεν φαίνεται να υπάρχει συσχέτιση των αποδόσεων στην Πολωνία με προηγούμενες αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών στην Ελλάδα (0.0156)). Ενώ δεν παρατηρείται καμία άλλη αλληλεπίδραση μεταξύ των υπολοίπων χωρών. Δεν φαίνεται να υπάρχει κανενός είδους επίδραση μεταξύ των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της Ελλάδας με την Σλοβακία (-0.0124, 0.0364) και της Σλοβακίας με την Πολωνία (-0.0134, 0.0776). Ακόμα στον πίνακα 8 αναφέρεται το ‘uncentered R-squared’ και για τις τρεις χώρες, τα αποτελέσματα κυμαίνονται από 0.0060 έως 0.0344 που σημαίνει ότι το ποσοστό της απόκλισης των αποδόσεων είναι πολύ μικρό.

Συνεχίζοντας να κοιτάμε τα αποτελέσματα του Πίνακα 8 παρατηρούμε ότι την δεύτερη χρονική στιγμή υπάρχει αμοιβαία διάχυση μεταβλητότητας από και προς όλες τις αγορές. Πιο συγκεκριμένα η Ελλάδα επηρεάζει την Πολωνία (-0.0201) και την Σλοβακία (-0.0591), η Πολωνία επηρεάζει την Σλοβακία (0.2626) και την Ελλάδα (0.0257) και η Σλοβακία επηρεάζει την Πολωνία (0.1017) και την Ελλάδα (-0.0235). Από τον συντελεστή δ_i παρατηρούμε ότι ο μηχανισμός μετάδοσης μεταβλητότητας είναι ασύμμετρος για όλες τις χώρες. Και για τις τρεις χώρες οι θετικές καινοτομίες που πηγάζουν σε αυτές έχουν μικρότερη επιρροή στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των χωρών που επηρεάζουν από ότι οι θετικές καινοτομίες. Και αυτά τα αποτελέσματα ενισχύουν την πεποίθηση ότι το μέγεθος και το πρόσημο της επιρροής είναι σημαντικά χαρακτηριστικά για την διάχυση της μεταβλητότητας μεταξύ των χωρών.

²⁹ Στις σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’ εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές.

ΠΙΝΑΚΑΣ 8. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH: 23-12-98 έως 21-12-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΕΛΛΑΔΑ (1)	ΠΟΛΩΝΙΑ (2)	ΣΛΟΒΑΚΙΑ (3)
$\beta_{1,0}$	-0.0519 (0.0366)	$\beta_{2,0}$ 0.1522 (0.0244)*	$\beta_{3,0}$ 0.2042 (0.0359)
$\beta_{1,1}$	0.1611 (0.0242)*	$\beta_{2,1}$ 0.0156 (0.0122)	$\beta_{3,1}$ 0.0364 (0.0262)
$\beta_{1,2}$	0.0933 (0.0209)*	$\beta_{2,2}$ 0.0247 (0.0200)	$\beta_{3,2}$ 0.0776 (0.0481)
$\beta_{1,3}$	-0.0124 (0.0086)	$\beta_{2,3}$ -0.0134 (0.0096)	$\beta_{3,3}$ -0.0997 (0.0187)*
$\alpha_{1,0}$	0.0500 (0.0082)*	$\alpha_{2,0}$ 0.0419 (0.0028)*	$\alpha_{3,0}$ 0.0650 (0.0034)*
$\alpha_{1,1}$	0.2729 (0.0184)*	$\alpha_{2,1}$ -0.0201 (0.0093)**	$\alpha_{3,1}$ -0.0591 (0.0110)*
$\alpha_{1,2}$	0.0257 (0.0168)	$\alpha_{2,2}$ 0.1561 (0.0072)*	$\alpha_{3,2}$ 0.2626 (0.0084)*
$\alpha_{1,3}$	-0.0235 (0.0102)**	$\alpha_{2,3}$ 0.1017 (0.0040)*	$\alpha_{3,3}$ 0.0707 (0.0038)*
δ_1	-0.0935 (0.0364)**	δ_2 -0.1706 (0.0365)*	δ_3 -0.4341 (0.0444)*
γ_1	0.9655 (0.0062)*	γ_2 0.9889 (0.0006)*	γ_3 0.9822 (0.0006)*
R^2	0.0344	0.0060	0.0091

	Πίνακας Συσχετίσεων		
	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΛΩΝΙΑ	ΣΛΟΒΑΚΙΑ
ΕΛΛΑΔΑ	1	0.1650 (0.0225)*	0.0215 (0.0286)
ΠΟΛΩΝΙΑ		1	0.0489 (0.0261)***
ΣΛΟΒΑΚΙΑ			1

	Διαγνωστικά τεστ		
	ΕΛΛΑΔΑ	ΠΟΛΩΝΙΑ	ΣΛΟΒΑΚΙΑ
$E(z_{i,t})$	0.00002	0.00001	0.00005
$E(z_{i,t}^2)$	0.9994	0.9994	0.9995
LB(12); $z_{i,t}$	10383.8683 *	12635.5157 *	8252.5354 *
LB(12); $z_{i,t}^2$	3685.4505 *	3576.3643 *	1344.4146 *
D	0.153*	0.279*	0.268*

LB(12) για το γινόμενο ανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων

LB($z_{1,2}$)= 9549.1553*, LB($z_{1,3}$)= 8169.9724* , LB($z_{2,3}$)= 1932.3887*

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: 23 Δεκεμβρίου, 1997 έως 21 Δεκεμβρίου, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (κατανομημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*)(**)(***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%)(5%)(10%). z_{ij} είναι το γινόμενο διανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων.

5.6. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΩΝ ΔΥΟ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Συγκρίνοντας τις εκτιμήσεις του AR(1)-EGARCH μοντέλου και του full VAR-EGARCH μοντέλου για αυτές τις χώρες, παρατηρούμε ότι η επιμονή της μεταβλητότητας (συντελεστής γ_i) είναι και στις τρεις περιπτώσεις υψηλότερη για το δεύτερο μοντέλο. Για τον έλεγχο joint significance (κοινή σημαντικότητα) των διασυνδέσεων κατά την πρώτη και την δεύτερη χρονική στιγμή μεταξύ των τριών χωρών όπως και πριν χρησιμοποιούμε τον τύπο: $LR = 2*[L(\Theta_1)-L(\Theta_2)]$, όπου $L(\Theta_1)$ και $L(\Theta_2)$ είναι οι μέγιστες εκτιμώμενες πιθανότητες που παίρνουμε από το full VAR-EGARCH μοντέλο και το απλό AR(1)-EGARCH μοντέλο. Η εκτιμώμενη τιμή για τα δεδομένα μας είναι $2*[-6551.4754-(-6239.5686)]= 2*311.9068=623.8136$ που σημαίνει ότι η κατανομή μας είναι χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τις παραμέτρους που χρησιμοποιήσαμε στο AR(1)-EGARCH μοντέλο, δηλαδή 18 βαθμούς ελευθερίας που σημαίνει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε το AR(1)-EGARCH μοντέλο.

Τα διαγνωστικά τεστ των καταλοίπων δείχνουν ότι το VAR-EGARCH μοντέλο εξηγεί αρκετά ικανοποιητικά τους μηχανισμούς μετάδοσης στις τραπεζικές αγορές των τριών χωρών. Η Ljung-Box στατιστική δίνει ενδείξεις για γραμμική και μη γραμμική συσχέτιση στα κατάλοιπα των αποδόσεων. Η υπόθεση για σταθερή συσχέτιση μπορεί να αποτιμηθεί από τον έλεγχο για περιοδική συσχέτιση στο γινόμενο του διανύσματος των καταλοίπων. Η Ljung-Box (12) στατιστική, που αναφέρεται στον πίνακα 8, δίνει ενδείξεις για περιοδική συσχέτιση έτσι ώστε η σταθερή συσχέτιση να μην είναι 'λογική' παράμετρος για την ερμηνεία της διακύμανσης-συνδιακύμανσης των τριών χωρών. Και τέλος η Kolmogorov-Smirnov στατιστική μας δείχνει ότι η υπόθεση της κανονικής κατανομής για τα κατάλοιπα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών απορρίπτεται και για τις τρεις χώρες και μάλιστα σε όλες τις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο σημαντικότητας 1% και για αυτό τα τυπικά σφάλματα που εμφανίζονται μπορούν να κατανοηθούν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΚΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ-ΟΥΓΓΑΡΙΑ-ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ

6.1. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Και για αυτές τις χώρες τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούνται από καθημερινές τιμές των μετοχών των τραπεζών που συναλλάσσονται στο χρηματιστήριο της κάθε χώρας. Για κάθε χώρα έχουμε πάρει ως δεδομένα τις καθημερινές τιμές κλεισίματος των μετοχών των τραπεζών. Για κάθε ημέρα φτιάξαμε ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από όλες τις τιμές των μετοχών των τραπεζών την ώρα κλεισίματος και τις διαιρέσαμε με το σύνολο τους. Χρησιμοποιούμε δηλαδή τον τύπο:

$$(P_1+P_2+\dots+P_n)/ N$$

όπου P_i η τιμή της μετοχής της κάθε τράπεζας

και N το σύνολο των τραπεζών που συναλλάσσονταν στην χρηματιστηριακή αγορά της κάθε χώρας.

Η περίοδος που εξετάζουμε είναι από 07-01-1998 μέχρι 26-09-05. Τα στοιχεία τα έχουμε λάβει από το σύστημα ταυτόχρονης ηλεκτρονικής μετάδοσης της ροής των χρηματιστηριακών συναλλαγών (DataStream). Το χαρτοφυλάκιο για την κάθε χώρα είναι βασισμένο σε καθημερινές τιμές κλεισίματος, εκφρασμένες σε Ευρώ και δεν περιέχει μερίσματα. Στην συνέχεια υπολογίσαμε για την κάθε χώρα τις αποδόσεις, που χρησιμοποιήσαμε τελικά στην μελέτη μας, για κάθε ημέρα συναλλαγής χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

όπου P_t είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή t ,

P_{t-1} είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική στιγμή $t-1$

και R_t είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων των τιμών του δείκτη στη χρονική στιγμή t .

Παίρνοντας δηλαδή τον λογάριθμο της διαφοράς της κάθε ημέρας με την προηγούμενη. Για την Ελλάδα χρησιμοποιήσαμε δεδομένα από έντεκα τράπεζες της χώρας, για την Ουγγαρία από τρεις και για την Λιθουανία από τέσσερις τράπεζες.

6.2. ΠΡΟΚΑΤΑΡΚΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Στον πίνακα 9 παρουσιάζονται περιγραφικά τα στατιστικά για τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών της κάθε χώρας και τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων για κανονικότητα, ασυμμετρία, κύρτωση, αλληλεπίδραση και ARCH (Autoregressive conditional Heteroscedasticity) επιρροή. Ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων κυμαίνεται από 0,0255 για την Ουγγαρία έως 0,2067 για την Λιθουανία. Ενώ η τυπική απόκλιση παίρνει τιμές από 0,0413 για την Ελλάδα έως 0,1114 για την Λιθουανία. Το μέγεθος της ασυμμετρίας και της κύρτωσης για την κάθε χώρα δείχνει ότι οι αποδόσεις των χωρών είναι θετικά ασύμμετρες για την Ελλάδα και την Λιθουανία και λεπτοκυρτωτικές για όλες τις χώρες σε σχέση με την κανονική κατανομή. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) για τις αποδόσεις και τις αποδόσεις στο τετράγωνο ελέγχουν για ύπαρξη γραμμικών και μη γραμμικών αλληλεξαρτήσεων μεταξύ των αποδόσεων αντίστοιχα. Παρατηρούμε ότι για επίπεδο σημαντικότητας 1% τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων είναι στατιστικά σημαντικά για την Ελλάδα μόνο. Ο διαγνωστικός έλεγχος για ARCH επιρροή μας δείχνει ότι για Ελλάδα τα δεδομένα των αποδόσεων μπορούν να αναλυθούν αρκετά καλά από ένα μοντέλο ARCH τύπου, ενώ για τις Λιθουανία και Ουγγαρία λιγότερο. Άρα για την Ελλάδα οι ARCH επιρροές μπορούν να εξηγούν τις μη γραμμικές αλληλεξαρτήσεις όπως είχαν πει οι Nelson (1991) και Booth et al. (1992). Οι μη εξαρτημένοι συντελεστές συσχέτισης κυμαίνονται από 0.112 μεταξύ Ελλάδας και Ουγγαρίας έως 0.012 για Ουγγαρία και Λιθουανία.

ΠΙΝΑΚΑΣ 9. Περιγραφικά στατιστικά και διαγνωστικά Τεστ.

Στατιστικά	ΕΛΛΑΔΑ	ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ
μ	0,060180108	0,025537227	0,206749865
σ	0,041392981	0,049681728	0,111420846
S	0,030537251	-17,9805393	26,33352781
K	3,501179554	596,840688	798,2655568
D	0.077*	0.136*	0.389*
LB(12) for R_t	75.5452*	16.2963	4.5152
LB(12) for R_t^2	572.1279*	0.3253	0.0651
ARCH(4)	60.2617*	0.0028	0.0111
	Πίνακας συσχέτισης		
	ΕΛΛΑΔΑ	ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ
ΕΛΛΑΔΑ	1		
ΟΥΓΓΑΡΙΑ	0.112*	1	
ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ	0.040***	0.012	1

Σημείωση: (*) Δηλώνει την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όπου μ είναι ο μέσος όρος των τιμών των αποδόσεων, σ είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων, S είναι η ασυμμετρία, K είναι η κύρτωση και D το αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov test. LB (12) είναι η Ljung-Box στατιστική για 12 υστερήσεις.

6.3. ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Για τις χώρες αυτές τα μη συμμετρικά τεστ δείχνουν ότι ένα μη συμμετρικό μοντέλο δεν μπορεί να αναλύσει τα δεδομένα επιτυχώς και να προσδιορίσει επαρκώς την διακύμανση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της κάθε χώρας. Μόνο για την Ελλάδα τα τεστ είναι στατιστικά σημαντικά, άρα μόνο για την Ελλάδα το μοντέλο μας είναι σωστά ορισμένο. Τα αποτελέσματα Ουγγαρίας και Λιθουανίας δείχνουν ότι η διακύμανση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών των χωρών αυτών δεν αναλύεται επαρκώς οπότε θα αναφερθούμε στα αποτελέσματα του μοντέλου με επιφύλαξη.

ΠΙΝΑΚΑΣ 10. Τεστ καθορισμού της μεταβλητότητας των αποδόσεων

Χώρες	Sign bias(t-test)	Negative size bias (t-test)	Positive size bias test (t-test)	Joint test (F-test)
ΕΛΛΑΔΑ	-1.2461	-8.9019*	4.1464*	52.0077*
ΟΥΓΓΑΡΙΑ	0.9522	-0.5160	0.1537	0.3702
ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ	-1.5141	-0.3838	-0.0204	0.9374
Sign bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- + e_t$	(i)		
Negative size bias test:	$z_t^2 = a + bS_t^- E_{t-1} + e_t$	(ii)		
Positive size bias test:	$z_t^2 = a + b(1 - S_t^-)E_{t-1} + e_t$	(iii)		
Joint test:	$z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- E_{t-1} + b_3 (1 - S_t^-) E_{t-1} + e_t$	(iv)		

Σημείωση: (*) (**) (***) Παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%) (10%). Z_t είναι τα κατάλοιπα από ένα AR (p) φίλτρο χρησιμοποιώντας σταθερή διακύμανση. S_t^- είναι μονάδα εάν E_{t-1} είναι αρνητικό και μηδέν αν όχι. Η t-στατιστική για sign bias, negative size bias και positive size bias τεστ είναι των συντελεστών b των παλινδρομήσεων (i), (ii) και (iii), αντίστοιχα. Η F-στατιστική βασίζεται στη παλινδρόμηση (iv).

6.4. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ AR(1)-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Στον πίνακα 11 παρατηρούμε ότι ο βαθμός της ασυμμετρίας των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών (συντελεστής δ_i) είναι υψηλότερος για την Ουγγαρία (0.1237) και μικρότερος για την Λιθουανία (-0.8227). Ενώ η επιμονή της μεταβλητότητας είναι σε όλες τις περιπτώσεις πολύ υψηλή και μάλιστα πολύ κοντά στην μονάδα. Οι εκτιμήσεις για τους εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης είναι και στις τρεις περιπτώσεις υψηλότερες από ότι οι εκτιμήσεις για τους μη εξαρτημένους συντελεστές συσχέτισης που αναφέρονται στον πίνακα 9. Συγκεκριμένα η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της Ελλάδας με την Ουγγαρία αυξάνεται από 0.112 σε 0.1346, η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Ελλάδας και Λιθουανίας από 0.040 σε 0.0517 και η συσχέτιση των αποδόσεων μεταξύ Ουγγαρίας και Λιθουανίας αυξάνεται από 0.012 σε 0.069. Τα διαγνωστικά τεστ βασίζονται στα κατάλοιπα των αποδόσεων και δείχνουν ότι ο μέσος όρος των καταλοίπων των αποδόσεων είναι μηδέν και η διακύμανση των καταλοίπων πολύ κοντά στο 1. Οι στατιστικοί έλεγχοι Ljung-Box (12) δείχνουν ότι υπάρχει κάποιου βαθμού αλληλεπίδραση στα κατάλοιπα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών της Ελλάδας και της Λιθουανίας αλλά όχι της Ουγγαρίας. Η Kolmogorov-Smirnov στατιστική (D) δείχνει ότι απορρίπτεται ισχυρά η υπόθεση η κατανομή των αποδόσεων να είναι κανονική.

ΠΙΝΑΚΑΣ 11. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου αναφοράς AR(1)-EGARCH: 5-1-98 έως 26-9-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,i}R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \alpha_{i,i}f_i(z_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j}\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΕΛΛΑΔΑ (1)	ΟΥΓΓΑΡΙΑ (2)	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ (3)		
$\beta_{1,0}$	0.0223 (0.0310)	$\beta_{2,0}$	0.1236 (0.0495)**	$\beta_{3,0}$	0.2307 (0.0126)*
$\beta_{1,1}$	0.1642 (0.0218)*	$\beta_{2,2}$	-0.0764 (0.0311)**	$\beta_{3,3}$	0.0724 (0.0228)*
$\alpha_{1,0}$	0.0296 (0.0053)*	$\alpha_{2,0}$	0.3804 (0.0304)*	$\alpha_{3,0}$	0.0574 (0.0021)*
$\alpha_{1,1}$	0.2496 (0.0158)*	$\alpha_{2,2}$	0.2326 (0.0257)*	$\alpha_{3,3}$	0.1195 (0.0026)*
δ_1	-0.1238 (0.0336)*	δ_2	-0.8221 (0.1089)*	δ_3	0.1237 (0.0135)*
γ_1	0.9812 (0.0042)*	γ_2	0.6958 (0.0234)*	γ_3	0.9941 (0.0003)*
Πίνακας Συσχετίσεων					
	ΕΛΛΑΔΑ	ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ		
ΕΛΛΑΔΑ	1	0.1346 (0.0265)*	0.0517 (0.0297)**		
ΟΥΓΓΑΡΙΑ		1	0.0069 (0.0340)		
ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ			1		
	ΕΛΛΑΔΑ	Διαγνωστικά τεστ		ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ	
		ΟΥΓΓΑΡΙΑ			
$E(z_{i,t})$	0.0000	0.0000		0.0000	
$E(z_{i,t}^2)$	0.9995	0.9995		0.9995	
LB(12); $z_{i,t}$	13470.3519*	0.0394		12084.8994*	
LB(12); $z_{i,t}^2$	5576.5939*	5.9902e-03		6341.6422*	
D	0.168*	0.507*		0.412*	

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: 6 Ιανουαρίου, 1998 έως 26 Σεπτεμβρίου, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (καταναμημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $Z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*) (**) (***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%) (5%)(10%).

6.5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ VAR-EGARCH ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Οι παράμετροι $\beta_{i,j}$ του μοντέλου δείχνουν την σχέση ‘επόμενου/προηγούμενου’³⁰ (lead/lag) που υπάρχει μεταξύ των τριών χωρών. Στον πίνακα μας φαίνεται ότι οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών στην Ελλάδα είναι συσχετισμένες με προηγούμενες αποδόσεις τραπεζικών μετοχών στην Λιθουανία (0.0373). Επίσης φαίνεται ότι οι αποδόσεις στην Λιθουανία είναι συσχετισμένες με προηγούμενες αποδόσεις στην Ελλάδα (-0.0554) και στην Ουγγαρία (0.0015) και για την Ουγγαρία φαίνεται να υπάρχει σχέση με προηγούμενες αποδόσεις στην Λιθουανία (-0.083) και στην Ελλάδα (0.0525). Άρα τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μια αλληλεπίδραση των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών μεταξύ Λιθουανίας και Ελλάδας και μεταξύ Ουγγαρίας και Λιθουανίας, και μία μονόπλευρη επίδραση από την Ελλάδα προς την Ουγγαρία. Άρα και οι τρεις χώρες μπορούν να θεωρηθούν και δέκτες και λήπτες πληροφοριών. Ακόμα στον πίνακα 12 αναφέρεται το ‘uncentered R-squared’ και για τις τρεις χώρες, τα αποτελέσματα κυμαίνονται από 0.0005 έως 0.0314 που σημαίνει ότι το ποσοστό της απόκλισης των αποδόσεων είναι πολύ μικρό.

Συνεχίζοντας να κοιτάμε τα αποτελέσματα του Πίνακα 12 παρατηρούμε ότι την δεύτερη χρονική στιγμή υπάρχει αμοιβαία διάχυση μεταβλητότητας σχεδόν από και προς όλες τις αγορές εκτός από την Ουγγαρία προς την Ελλάδα. Πιο συγκεκριμένα η Ελλάδα επηρεάζει την Ουγγαρία (0.0898) και την Λιθουανία (-0.0772), η Ουγγαρία επηρεάζει την Λιθουανία (-0.1628) αλλά όχι και την Ελλάδα (-0.0226) και η Λιθουανία επηρεάζει τις Ουγγαρία (-0.1644) και Ελλάδα (-0.0294). Από τον συντελεστή δ_i παρατηρούμε ότι ο μηχανισμός μετάδοσης μεταβλητότητας είναι ασύμμετρος για όλες τις χώρες. Για την Ελλάδα (-0.0699) και την Ουγγαρία (-0.2528) οι θετικές καινοτομίες έχουν μικρότερη επιρροή στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των χωρών που επηρεάζουν από ότι οι αρνητικές καινοτομίες, ενώ για την Λιθουανία (0.3667) συμβαίνει το αντίθετο. Και αυτά τα αποτελέσματα ενισχύουν την πεποίθηση ότι το μέγεθος και το πρόσημο της επιρροής είναι σημαντικά χαρακτηριστικά για την διάχυση της μεταβλητότητας μεταξύ των χωρών.

³⁰ Στις σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’ εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές.

ΠΙΝΑΚΑΣ 12. Μέγιστες εκτιμημένες πιθανότητες του μοντέλου VAR-EGARCH: από 01-06-98 έως 26-09-05

Μέσος όρος τιμών των αποδόσεων: $R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Διακύμανση: $\sigma_{i,t}^2 = \exp\{\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^3 \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2)\}$ για $i, j = 1, 2, 3$

Συνδιακύμανση: $\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$.

	ΕΛΛΑΔΑ (1)		ΟΥΓΓΑΡΙΑ (2)		ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ (3)
$\beta_{1,0}$	0.0066 (0.0306)	$\beta_{2,0}$	0.0806 (0.0224)*	$\beta_{3,0}$	0.0120 (0.0117)
$\beta_{1,1}$	0.2064 (0.0222)*	$\beta_{2,1}$	0.0525 (0.0077)*	$\beta_{3,1}$	-0.0554 (0.0025)*
$\beta_{1,2}$	-0.0258 (0.0172)	$\beta_{2,2}$	-0.1056 (0.0134)*	$\beta_{3,2}$	0.0015 (0.0004)*
$\beta_{1,3}$	0.0373 (0.0040)*	$\beta_{2,3}$	-0.0083 (0.0003)*	$\beta_{3,3}$	0.0953 (0.0223)*
$\alpha_{1,0}$	0.0586 (0.0090)*	$\alpha_{2,0}$	0.1181 (0.0125)*	$\alpha_{3,0}$	0.0113 (0.0026)*
$\alpha_{1,1}$	0.3277 (0.0187)*	$\alpha_{2,1}$	0.0898 (0.0182)*	$\alpha_{3,1}$	-0.0772 (0.0060)*
$\alpha_{1,2}$	-0.0226 (0.0140)	$\alpha_{2,2}$	0.1215 (0.0150)*	$\alpha_{3,2}$	-0.1628 (0.0057)*
$\alpha_{1,3}$	-0.0294 (0.0036)*	$\alpha_{2,3}$	-0.1644 (0.0107)*	$\alpha_{3,3}$	0.0716 (0.0037)*
δ_1	-0.0699 (0.0293)**	δ_2	-0.2528 (0.0184)*	δ_3	0.3667 (0.0557)*
γ_1	0.9347 (0.0071)*	γ_2	0.8485 (0.0109)*	γ_3	0.9878 (0.0001)*
R^2	0.0314		0.0005		0.0068

Πίνακας Συσχετίσεων			
	ΕΛΛΑΔΑ	ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ
ΕΛΛΑΔΑ	1	0.1249 (0.0257)*	0.0491 (0.0317)
ΟΥΓΓΑΡΙΑ		1	0.0009 (0.0323)
ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ			1

	Διαγνωστικά τεστ		
	ΕΛΛΑΔΑ	ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΛΙΘΟΥΑΝΙΑ
$E(z_{i,t})$	0.0000	0.0000	0.0000
$E(z_{i,t}^2)$	0.9995	0.9995	0.9995
LB(12); $z_{i,t}$	8874.1365*	292.0042*	6964.4989*
LB(12); $z_{i,t}^2$	2758.4110*	28.8296*	856.5909*
D	0.175*	0.461*	0.375*

LB(12) για το γινόμενο ανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων

LB($z_{1,2}$)= 2758.4110*, LB($z_{1,3}$)=3344.2077* , LB($z_{2,3}$)=474.8661*

Σημειώσεις: Νούμερα στις παρενθέσεις είναι τα ασυμπτωτικά λάθη. Αποδόσεις των μετοχών είναι σε λογαριθμικές αποδόσεις. Περίοδος: 6 Ιανουαρίου, 1998 έως 26 Σεπτεμβρίου, 2005. D=Αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov τεστ που ελέγχει για κανονικότητα (5% κριτική τιμή είναι $1.36/\sqrt{T}$ όπου, T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων); LB(n) είναι η Ljung-Box στατιστική για πάνω από n υστερήσεις (καταναμημένο σαν χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας). $z_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα για την αγορά i. (*)(**)(***) δηλώνουν την στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας (1%)(5%)(10%). z_{ij} είναι το γινόμενο διανυσμάτων των τυπικών σφαλμάτων.

6.6. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΩΝ ΔΥΟ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Συγκρίνοντας τις εκτιμήσεις του AR(1)-EGARCH μοντέλου και του full VAR-EGARCH μοντέλου για αυτές τις χώρες, παρατηρούμε ότι η επιμονή της μεταβλητότητας (volatility persistence, συντελεστής γ_i) είναι υψηλότερη για το πρώτο μοντέλο για τις Ελλάδα και Λιθουανία, ενώ για την Ουγγαρία είναι υψηλότερη για το δεύτερο μοντέλο. Για τον έλεγχο joint significance (κοινή σημαντικότητα) των διασυνδέσεων κατά την πρώτη και την δεύτερη χρονική στιγμή μεταξύ των τριών χωρών χρησιμοποιούμε πάλι τον τύπο: $LR = 2*[L(\Theta_1)-L(\Theta_2)]$, όπου $L(\Theta_1)$ και $L(\Theta_2)$ είναι οι μέγιστες εκτιμώμενες πιθανότητες που παίρνουμε από το full VAR-EGARCH μοντέλο και το απλό AR(1)-EGARCH μοντέλο. Η εκτιμώμενη τιμή για τα δεδομένα μας τώρα είναι $2*[-7177.2860-(-7229.111)]= 2*-51.825= -102.65$ που σημαίνει ότι η κατανομή μας είναι χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τις παραμέτρους που χρησιμοποιήσαμε στο AR(1)-EGARCH μοντέλο, δηλαδή 18 βαθμούς ελευθερίας που σημαίνει ότι για επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτουμε³¹ το AR(1)-EGARCH μοντέλο.

Τα διαγνωστικά τεστ των καταλοίπων δείχνουν ότι το VAR-EGARCH μοντέλο εξηγεί αρκετά ικανοποιητικά τους μηχανισμούς μετάδοσης στις τραπεζικές αγορές των τριών χωρών. Η Ljung-Box στατιστική δίνει ενδείξεις για γραμμική και μη γραμμική συσχέτιση στα κατάλοιπα των αποδόσεων σε Ελλάδα και Λιθουανία αλλά όχι για Ουγγαρία. Η υπόθεση για σταθερή συσχέτιση μπορεί να αποτιμηθεί από τον έλεγχο για περιοδική συσχέτιση στο γινόμενο του διανύσματος των καταλοίπων. Η Ljung-Box (12) στατιστική, που αναφέρεται στον πίνακα 12, δίνει ενδείξεις για περιοδική συσχέτιση σε Ελλάδα και Λιθουανία έτσι ώστε η σταθερή συσχέτιση να μην είναι 'λογική' παράμετρος για την ερμηνεία της διακύμανσης-συνδιακύμανσης των τριών χωρών. Και τέλος η Kolmogorov-Smirnov στατιστική μας δείχνει ότι η υπόθεση της κανονικής κατανομής για τα κατάλοιπα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών απορρίπτεται και για τις τρεις χώρες και μάλιστα σε όλες τις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο σημαντικότητας 1% και για αυτό τα τυπικά σφάλματα που εμφανίζονται μπορούν να κατανοηθούν.

³¹ Αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι αλγόριθμος μας δεν έκανε converge (σύγκλιση αποτελεσμάτων) κατά την διάρκεια της διαδικασίας του προγράμματος

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΕΒΔΟΜΟ

7.1. ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σε αυτήν την εργασία, εξετάζουμε την αλληλεπίδραση της Ελληνικής τραπεζικής αγοράς σε σχέση με άλλες Ευρωπαϊκές τραπεζικές αγορές (εστιάζοντας στις χρηματαγορές των υπό μελέτη χωρών). Τις Ευρωπαϊκές τραπεζικές αγορές τις χωρίζουμε σε δύο κατηγορίες, αυτές που χρησιμοποιούν το Ευρώ ως εθνικό τους νόμισμα και αυτές που δεν ανήκουν στην ζώνη του Ευρώ αλλά ανήκουν στην Ευρωπαϊκή Ένωση για να δούμε κατά πόσο άγουν του ίδιου βαθμού μεταφοράς πληροφορίας μεταξύ τους. Για την πρώτη περίπτωση εξετάζουμε την αλληλεπίδραση μεταξύ Ελληνικής τραπεζικής αγοράς, Γαλλικής και Γερμανικής³² και για την δεύτερη περίπτωση μελετάμε δύο ξεχωριστές περιπτώσεις, την Ελληνική τραπεζική αγορά με την Πολωνική και την Σλοβακική και την Ελληνική τραπεζική αγορά με τη Λιθουανική και την Ουγγρική τραπεζική αγορά³³. Όπως η μελέτη του Koutmos (1996) και των Koulakiotis και Tolikas (2007), ενδιαφερόμαστε για ασύμμετρες επιρροές των καινοτομιών στην διακύμανση των αποδόσεων των αγορών αυτών³⁴. Συγκεκριμένα ενδιαφερόμαστε για την πιθανότητα τα κακά νέα σε μια τραπεζική αγορά να έχουν μεγαλύτερη επιρροή στην διακύμανση των αποδόσεων της τραπεζικής αγοράς μίας άλλης χώρας. Στην πρώτη περίπτωση βρίσκουμε ενδείξεις για σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’³⁵ (lead/lag) μεταξύ Ελλάδας και Γαλλίας και μεταξύ Ελλάδας και Γερμανίας. Για Γαλλία και Ελλάδα η σχέση αυτή είναι αμοιβαία ενώ για Ελλάδα και Γερμανία η σχέση τους είναι μονόπλευρη με την Γερμανία να έχει τον ρόλο του προηγούμενου και την Ελλάδα του επόμενου. Αυτό δείχνει ότι η μεταφορά πληροφοριών μεταξύ των χρηματαγορών για Γερμανία και Ελλάδα είναι ένα μονόπλευρο παιχνίδι, ενώ για Ελλάδα και Γαλλία ένα δίπλευρο παιχνίδι αλλά με διαφορετικού μεγέθους επιρροές για τις δύο χώρες. Η Γαλλία επηρεάζει σε μεγαλύτερο βαθμό την Ελλάδα από ότι η Ελλάδα την Γαλλία. Άρα οι τρεις αγορές

³² Για τους λόγους που ειπώθηκαν στην Εισαγωγή του παρόντος εγγράφου.

³³ Οι λόγοι χρησιμοποίησης αυτών των δύο κατηγοριών έχουν σχολιαστεί στα Εισαγωγικά σχόλια του παρόντος κειμένου.

³⁴ Για να δούμε σε τι βαθμό η συν-ολοκλήρωση των χρηματαγορών ξεφεύγει από τα κανονικά πλαίσια μελέτης με βάση προηγούμενες μελέτες που αναφέρονται στη βιβλιογραφία του εγγράφου αυτού.

³⁵ Στις σχέσεις ‘επόμενου/προηγούμενου’ εννοούμε ότι ο προηγούμενος επηρεάζει τον επόμενο στις χρηματαγορές.

δεν ακολουθούν η μία την άλλη (Ο βαθμός συν-ολοκλήρωσης τους είναι μικρός³⁶). Άρα, οι αγορές αυτές δεν είναι κατά κύριο λόγο αποδοτικές (Efficient markets)³⁷. Στην δεύτερη περίπτωση βρίσκουμε ενδείξεις για σχέση 'επόμενου/προηγούμενου' (lead/lag) μεταξύ Ελλάδας και Πολωνίας με την Πολωνία να έχει τον ρόλο του προηγούμενου. Και εδώ ο βαθμός μεταφοράς πληροφοριών των δύο αγορών που δεν χρησιμοποιούν το Ευρώ σε σχέση με την Ελλάδα είναι ίδιος όπως και με τις Γερμανία και Γαλλία. Και τέλος στην τελευταία περίπτωση βρίσκουμε αμοιβαίες αλληλεπιδράσεις μεταξύ Ελλάδας και Λιθουανίας και μεταξύ Λιθουανίας και Ουγγαρίας και μια μονόπλευρη σχέση 'επόμενου/προηγούμενου' (lead/lag) μεταξύ Ουγγαρίας και Ελλάδας, με την Ελλάδα να έχει τον ρόλο του προηγούμενου. Παρόμοια συμπεράσματα εξάγονται και για αυτή την τελευταία περίπτωση. Αυτό σημαίνει ότι και οι τρεις περιπτώσεις που εξετάζονται δείχνουν σημεία μικρού βαθμού αλληλεξάρτησης και για αυτό θα ήταν καλό να προχωρούσαμε τη μελέτη και να εξετάζαμε τις περιπτώσεις κάτω από τις οποίες η μια σχέση είναι ασύμμετρη σε σχέση με την άλλη. Δηλαδή κατά πόσο τα αρνητικά και θετικά γεγονότα επηρεάζουν τη μεταφορά πληροφοριών από μια χρηματαγορά σε μια άλλη μιας και η σχέση αλληλεξάρτησης είναι μικρή και στις τρεις περιπτώσεις.

Επίσης βρίσκουμε αξιοσημείωτη επίδραση μεταβλητότητας (second moment interaction) από και προς όλες τις αγορές και στις τρεις περιπτώσεις. Όσον αφορά το κατά πόσο η επίδραση στην μεταβλητότητα μίας χώρας από μια άλλη είναι ασύμμετρη φαίνεται ότι η επίδραση στην μεταβλητότητα των διακυμάνσεων των τραπεζικών μετοχών της Γαλλίας και της Ελλάδας από την Γερμανία είναι ασύμμετρη, με την έννοια ότι οι αρνητικές καινοτομίες στην Γερμανία επηρεάζουν πολύ περισσότερο την μεταβλητότητα των αποδόσεων των χωρών αυτών από ότι οι θετικές καινοτομίες. Επίσης η επίδραση της Ελλάδας στην Γαλλία δείχνει ότι οι θετικές καινοτομίες στην Ελλάδα επηρεάζουν περισσότερο την διακύμανση στην Γαλλία από ότι οι αρνητικές³⁸. Αυτό φυσικά δείχνει ότι ο βαθμός αλληλεξάρτησης αυτών των χρηματαγορών είναι μικρός και κύριο ρόλο παίζει η ασύμμετρη μεταφορά πληροφοριών από τη μια χρηματαγορά στην άλλη. Για τις χώρες που δεν ανήκουν

³⁶ Αν κάποιος θέλει να μετρήσει το βαθμό συν-ολοκλήρωσης θα μπορούσε να κάνει ένα τεστ του Johansen (1988) αλλά σκοπός αυτής της εργασίας ήταν να εξετάσει κατά πόσο οι δύο αγορές ακολουθούν η μία την άλλη και κατά πόσο αυτή η σχέση είναι ασύμμετρη.

³⁷ Οι αγορές που συν-ολοκληρώνονται πολλές φορές έχει ειπωθεί στη βιβλιογραφία από τη Fama (1991) κυρίως ότι είναι αποδοτικές αγορές.

³⁸ Πάλι, ο βαθμός συν-ολοκλήρωσης των υπό εξέταση αγορών ήταν μικρός. Τα ασύμμετρα νέα έχουν μεγαλύτερη επιρροή στις χρηματαγορές από ότι η παράλληλη κίνηση των χρηματαγορών αυτών.

στην ζώνη του Ευρώ παρατηρούμε ότι η Ελλάδα επηρεάζει ασύμμετρα τις Πολωνία και Λιθουανία με την έννοια ότι οι θετικές καινοτομίες επηρεάζουν περισσότερο την διακύμανση από ότι οι αρνητικές και με τον ίδιο τρόπο επηρεάζει η Ουγγαρία τις Ελλάδα και Λιθουανία, ενώ οι αρνητικές καινοτομίες στην Λιθουανία επηρεάζουν περισσότερο από τις θετικές τις Ελλάδα και Ουγγαρία³⁹. Και εδώ αυτό που φαίνεται είναι ότι ο βαθμός αλληλεξάρτησης αυτών των χρηματαγορών είναι μικρός και κύριο ρόλο παίζει η ασύμμετρη μεταφορά πληροφοριών από τη μια χρηματαγορά στην άλλη. Η μόνη έννοια που θα μπορούσαμε να πούμε ότι αυτές οι αγορές είναι καλά εξαρτημένες η μια από την άλλη είναι στο ότι αντιδρούν και σε νέα που παράγονται σε άλλες αγορές και όχι μόνο σε τοπικά νέα αλλά και αυτό το συμπέρασμα δεν φαίνεται να ισχύει για όλες τις αγορές. Επιπλέον, κάποιος θα μπορούσε να εξετάσει στο μέλλον κατά πόσο οι αλληλοσυσχετίσεις της πρώτης περίπτωσης αυτής της μελέτης (Γαλλία, Γερμανία και Ελλάδα) που έχουν κοινό νόμισμα το Ευρώ είναι μεγαλύτερου βαθμού από τις αλληλοσυσχετίσεις των τριών χωρών που δεν χρησιμοποιούν το Ευρώ ως κοινό νόμισμα τους (Ελλάδα, Πολωνία, Σλοβακία).

³⁹ Εδώ, όπως και προηγουμένως παρατηρούμε ότι υπάρχει μικρός βαθμός συν-ολοκλήρωσης των αγορών.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Antoniou, A., and P. Holmes, 1995, Futures trading, information and 'spot' price volatility: Evidence for the FTSE-100 stock index futures contract using GARCH, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 19:117-129.
- Antoniou, A., P. Holmes and R. Priestley, 1998, The effects of stock index futures trading on stock index volatility: An analysis of the asymmetric response of volatility to news, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 18, No. 2, 151-166.
- Arokiasamy, F., and S. C. Sharma, 1996, International Intertemporal Transmission of Interest Rates, *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 6(2/3), 95-107.
- Baele, L., 2002, Volatility Spillover Effects in European Equity Markets: Evidence from a regime Switching Model, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-73.
- Becker, K. G., J. E. Finnerty and M. Gupta, 1990, The intertemporal Relation Between the US and Japanese Stock Markets, *Journal of Finance*, Vol. 45, 1297-1306.
- Black, F., 1976, Studies of stock market volatility changes, *Proceeding of the American Statistical Association, Business and Economics section*, 177- 181.
- Bollerslev, T., 1990, modeling the coherence in short run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach, *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.
- Bollerslev, T., Chou, R. and Kroner, K., 1992, ARCH modeling in Finance. *Journal of Econometrics* 52: 5-59.
- Booth, G., T. Martikainen, and Y. Tse, 1997, Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, 811-823.
- Booth, C. G., J. Hatem, I. Vitranen and P. Yli-Olli, 1992, Stochastic modeling of security returns: Evidence from the Helsinki stock exchange, *European Journal of Operational Research* 56, 98-106
- Braun, P. A., Nelson, D. B., and A. M. Sunier, 1995, Good News, Bad News, Volatility, and Betas, *Journal of Finance*, Vol. 50, 1575-1603.
- Burns, P., Engle, R., and Mezrich, J., 1998, Correlations and Volatilities of Asynchronous Data, *Journal of Derivatives*, 7-18.

- Campbell, J., and L. Hentschel, 1992, No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, 281-318.
- Cheung, Y. L., and S. C. Mak, 1992, The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets, Vol. 2, 43-47.
- Cheung, Y. W., and L. K. Ng, 1992, Stock price dynamics and stock variances: Values, leverage and interest rate affects, *Journal of Financial Economics* 10, 15-36.
- Chou, R., 1988, Volatility and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, 279-294.
- Christie, A. A., 1982, The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage, and interest rate effects, *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, 407-432.
- Duffee, R. G., 1995, Stock returns and volatility: A firm level analysis, *Journal of Financial Economics*, Vol. 37, 399-420.
- Engle, R. F., 1990, Discussion, *The review of Financial studies*, Vol. 3, 103-106.
- Engle, R. F., and V. K. Ng, 1993, Measuring and testing the impact of news on volatility, *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
- Eun, C., and S. Shim, 1989, International transmission of stock markets movements, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, 241-256.
- Fama, E. F., 1991, Efficient capital markets: II, *Journal of Finance*, Vol. 46, 1575-1617
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. E. Stambaugh, 1987, Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3-29.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, 1990, Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 2, 281-307.
- Harris, R. D. F., and Pisedtasalasai, 2006, Return and volatility spillovers between Large and Small stocks in the UK, *Journal of Business, Finance and Accounting* 33 (9) & (10), 1556-1571.
- Hertog, R. G. J., 1994, Pricing of permanent and transitory volatility for U.S. stock returns, *Economics Letters*, Vol. 44, 421-426.

- Jochum, C., 1999, Volatility spillovers and the price of risk: Evidence from the Swiss stock market, *Business and Economics*, Vol. 24(2), 303-322.
- Johansen, S., 1988, Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.
- Kanas, A., 1998, Volatility spillovers across equity markets: European Evidence, *Applied Financial Economics*, Vol. 8:245-256.
- Kanas, A., 2000, Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27(3 and 4), 447-467.
- Kanas, A., 2005, Regime linkages in the US/UK real exchange rate-real interest differential relation, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24(2), 257-274.
- Karolyi, G. A., and R. M. Stulz, 1996, Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock returns comovements, *The Journal of Finance*, Vol. 3, 951-986.
- King, M. A., and S. Wadhvani, 1990, Transmission of volatility between stock markets, *The Review of Financial Studies*, Vol. 3: 5-33.
- Koch, P. D., and T. W. Koch, 1991, Evolution in dynamic linkage across daily national stock indexes, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10: 231-251.
- Koulakiotis A., and K. Tolikas, 2007, Price and Volatility spillovers between Small (FTSE 80), Medium (FTSE 40) and Large (FTSE 20) portfolios of equities in the Athens stock exchange, Working Paper, University of Aegean.
- Koutmos, G., 1992, Asymmetric volatility and risk return trade off in foreign stock markets, *Journal of Multinational Financial Management* 2, 27-43.
- Koutmos, Gregory, 1996, Modeling the dynamic interdependence of major European stock markets, *Journal of Business and Accounting* 23 (7), 975-988.
- Koutmos, G., and G. G. Booth, 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 6, 747-762.
- Lamoureux, C. G., and Lastrapes, W. D., 1994, Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility, *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 12, 253- 260.

- Longin, F., and B. Solnik, 1995, Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 3-23.
- Nelson, D. B., 1991, Conditional Heteroscedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica* 59, 347-370.
- Ng, A., 2000, Volatility Spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 207-233.
- Ng, V. K., Rosita P. Chang, and Ray Y. Chou, 1991, An Examination of the Behavior of Pacific-Basin Stock Market Volatility, in *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Vol. II, Edited by S. Ghon Rhee and Rosita Chang, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B. V.
- Poon, S. H. and S. J. Taylor, 1992, Stock returns and volatility: an empirical study of the U.K. stock market, *Journal of Banking and Finance* 16, 37-59.
- Solnik, B., C. Boucrelle, and Y. Le Fur, 1996, International market correlation and volatility, *Financial Analysts Journal*, 17-34.
- Steely, P. L. C., and J. M. Steely, 1996, Volatility transmission in the UK equity market, *The European Journal of Finance*, Vol. 2, 145-160.
- Susmel, R., and R. F. Engle, 1994, Hourly volatility spillovers between international equity markets, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, 3-25.
- Theodossiou, P., E. Kahya, G. Koutmos, and A. Christofi, 1997, Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets, *The Financial Review*, Vol. 32(2), 205-224.
- Theodossiou, P., and U. Lee, 1993, Mean and Volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence, *The Journal of Financial Research*, Vol. XVI, No. 4, 337-350.
- Theodossiou, P., and U. Lee, 1995, Relationship Between Volatility and Expected Returns Across International Stock Markets, *Journal of Business, Finance and accounting*, 289-300.

ΛΕΞΙΚΟ

- Χρυσοβιτσιώτης, Ι., και Ι. Σταυρακόπουλος., 2001, Αγγλοελληνικό και Ελληνοαγγλικό Εμπορικών – Τραπεζών και Χρηματο – Οικονομικών Όρων, Έκδοση 5^η, Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήνα.

ΜΗΧΑΝΕΣ ΑΝΑΖΗΤΗΣΕΙΣ

- <http://finance.yahoo.com>
- <http://finance.google.com>
- www.ase.gr
- www.Bloomberg.com
- www.google.com