

Causality-in-variance tests: Does past
volatility in the developed Markets affect the
current volatility in the Greek Stock
Exchange?

(ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΣΧΕΣΗ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ
ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ
ΑΝΤΙΣΤΟΙΧΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ)

ΚΩΦΙΔΗΣ ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ
ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: κ.Ν.ΠΙΤΤΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2000



00140274

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡΙΘ.	40974
ΟΔΑ	21428
ΤΑΞΗ	332 3 κε
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ

Causality-in-variance tests: Does past
volatility in the developed Markets affect the
current volatility in the Greek Stock
Exchange?

(ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΣΧΕΣΗ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ
 ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ
 ΑΝΤΙΣΤΟΙΧΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ)

ΚΩΦΙΔΗΣ ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ
 ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: κ.Ν.ΠΙΤΤΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2000



00140274

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	40974
ΟΟΜΠ.	21428 ή 22615
ΤΑΞΙΝ.	332 3 κε
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ

	ΣΕΛΙΔΑ
1. ΣΚΟΠΟΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ	1
1.1. Η θεωρία των Ορθολογικών Πεποιθήσεων για την ερμηνεία της αιτιότητας στη διακύμανση	2
2. ΕΡΕΥΝΑ-ΣΥΝΟΨΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ	10
3. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ/ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΜΕΘΟΔΟΥ & ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ	13
3.1. Μη παραμετρική Μέθοδο (Cheung-Ng)	14
3.2. Παραμετρική Μέθοδο (Engle-Kroner)	16
4. ΕΝΤΟΠΙΣΜΟΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ- ΜΗ ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟ	20
4.1. Υποδειγματοποίηση του ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα	20
4.2 ΓΔΧΑΑ και S&P-500	22
4.3 ΓΔΧΑΑ και Dow Jones Industrial Average	29
4.4. ΓΔΧΑΑ και Brussels All Share-Price Index (BAS)	35
4.5. ΓΔΧΑΑ και DAX	41
4.6. ΓΔΧΑΑ και Hang-Seng	48
4.7. ΓΔΧΑΑ και CAC-40	54
4.8. ΓΔΧΑΑ και FTSE-100	61
4.9. ΓΔΧΑΑ και Nikkei-225	68
5. ΕΝΤΟΠΙΣΜΟΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ- ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟ	74
5.1 ΓΔΧΑΑ και S&P-500	78
5.2 ΓΔΧΑΑ και Dow Jones Industrial Average	84
5.3 ΓΔΧΑΑ και Brussels All Share-Price Index (BAS)	89
5.4 ΓΔΧΑΑ και DAX	94
5.5 ΓΔΧΑΑ και Hang-Seng	101
5.6 ΓΔΧΑΑ και CAC-40	108
5.7. ΓΔΧΑΑ και FTSE-100	114
5.8. ΓΔΧΑΑ και Nikkei-225	120
6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	127
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ-ΑΝΑΦΟΡΕΣ	131
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	132

1. ΣΚΟΠΟΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ

Ο σκοπός της παρούσας διπλωματικής είναι η αποκάλυψη της σχέσης αιτιότητας (αν υπάρχει) μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων των αναπτυσσόμενων χρηματιστηριακών αγορών του εξωτερικού και της διακύμανσης της εγχώριας αντίστοιχης αγοράς. Με άλλα λόγια, αν η διακύμανση που έχουν παρουσιάζει στο παρελθόν οι αναπτυσσόμενες αγορές του εξωτερικού προκαλεί, επηρεάζει και «οδηγεί» τη διακύμανση των αποδόσεων του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Ο έλεγχος της ύπαρξης μιας τέτοιας σχέσης μπορεί να θεωρηθεί ως επέκταση του αντίστοιχου ελέγχου Granger-causality, όχι, όμως, για τους μέσους δύο σειρών αλλά για τις διακυμάνσεις τους. Αλλαγές στη διακύμανση μπορούν να θεωρηθούν ως άφιξη νέας πληροφορίας και αλλαγή της επενδυτικής συμπεριφοράς ενώ επίσης δίνουν ενδείξεις για τη ταχύτητα με την οποία η αγορά ερμηνεύει τα νέα δεδομένα και δρα βάσει αυτών. Επίσης, η αποκάλυψη causality-in-variance μεταξύ δύο σειρών μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την κατασκευή πληρέστερων υποδειγμάτων.

Όπως, ήδη αναφέρθηκε παραπάνω, η σύνδεση, μέσω της δεύτερης ροπής των αποδόσεων δύο αγορών δείχνει τον τρόπο και την ταχύτητα με την οποία η νέα πληροφορία και οι αλλαγές στην επενδυτική συμπεριφορά «περνάνε» από την μία αγορά στην άλλη, καθώς και το συγκριτικό βαθμό αποτελεσματικότητας της κάθε μιας. Το γεγονός ότι κάποιες αγορές επηρεάζουν ή/και προκαλούν τη διακύμανση άλλων αγορών, μπορεί να χρησιμοποιηθεί άμεσα για να παρθούν επενδυτικές αποφάσεις και στρατηγικές. Για παράδειγμα, αν έχει βρεθεί ότι η διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς των Η.Π.Α. προκαλεί, με συγκεκριμένη/υποδειγματοποιημένη χρονική υστέρηση, τη διακύμανση της ελληνικής αγοράς, αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως «εργαλείο» (παράλληλα με άλλες ποσοτικές και ποιοτικές μεταβλητές) για το επενδυτικό «προφίλ» (βέλτιστη σχέση/στόχος απόδοσης-κινδύνου) που πρέπει να ακολουθηθεί σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Μία αύξηση του επενδυτικού κινδύνου στις Η.Π.Α. θα «σημάνει» την έναρξη μιας περιόδου αυξημένου κινδύνου και στην Ελλάδα. Εφ'όσον αυτή η σχέση έχει γίνει παραδεκτή, θα οδηγήσει σε «αμυντικές» επενδυτικές στρατηγικές.

Επίσης, το ενδεχόμενο η διακύμανση κάποιων αναπτυσσόμενων αγορών να επηρεάζει και να «οδηγεί» τη διακύμανση της εγχώριας αγοράς μπορεί να

χρησιμοποιηθεί για την κατασκευή καλύτερων και πληρέστερων οικονομετρικών μοντέλων υποδειματοποίησης και πρόβλεψης των εγχώριων αποδόσεων. Για παράδειγμα, αν έστω ο δεσμευμένος μέσος και η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής υποδειματοποιείται με ένα GARCH-M μοντέλο, η ακριβής «γνώση» των μεταβλητών (π.χ. οι διακυμάνσεις του S&P-500, του FTSE-100, κάποιος κλαδικός χρηματιστηριακός δείκτης του εξωτερικού που συμπίπτει με τον κλάδο στον οποίο ανήκει η εταιρεία που μας ενδιαφέρει, κ.α.) που επηρεάζουν τη δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων της θα μας οδηγήσει σε ένα καλύτερα καθορισμένο μοντέλο και κατ'επέκταση σε «καλύτερες» αποφάσεις και προβλέψεις.

Τέλος, πολλά έχουν ειπωθεί για τη δυνατότητα «παγκόσμιας» διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου. Υπό αυτήν την έννοια, η παράλληλη τοποθέτηση κεφαλαίων ενός χαρτοφυλακίου σε περισσότερες, εκτός της εγχώριας, αγορές δίνει τη δυνατότητα περαιτέρω διαφοροποίησης και αποτελεσματικότητας του χαρτοφυλακίου (μας μετακινεί σε ένα «υψηλότερο» επίπεδο απόδοσης-κινδύνου). Το ενδεχόμενο οι διακυμάνσεις των αποδόσεων των αναπτυσσόμενων αγορών να κατευθύνουν και να οδηγούν τη διακύμανση αντίστοιχων αναπτυσσόμενων αγορών περιορίζει αυτή τη δυνατότητα και τη σκοπιμότητα κατασκευής ενός «παγκόσμιου» χαρτοφυλακίου. Αυτό συμβαίνει επειδή η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ των αναπτυσσόμενων και αναπτυσσόμενων αγορών, καθώς και οι δεσμευμένες διακυμάνσεις των τελευταίων θα είναι συνάρτηση της δεσμευμένης διακύμανσης των αναπτυσσόμενων. Αν αυτή η σχέση είναι θετική, τότε αυτό θα περιορίζει τα πλεονεκτήματα, λόγω αυξημένης διαφοροποίησης, που μπορεί να προσφέρει ένα «παγκόσμιο» χαρτοφυλάκιο.

1.1. Η θεωρία των Ορθολογικών Πεποιθήσεων για την ερμηνεία της αιτιότητας στη διακύμανση

Όπως είναι γνωστό, η διακύμανση στα πλαίσια της Χρηματοοικονομικής επιστήμης αντιπροσωπεύει την αβεβαιότητα και τον κίνδυνο που συνδέεται με τις μελλοντικές αποδόσεις των χρηματοοικονομικών τίτλων. Σε πολλές εμπειρικές έρευνες έχει παρατηρηθεί ότι οι περισσότερες χρηματοοικονομικές σειρές παρουσιάζουν δεσμευμένη διακύμανση η οποία είναι συνάρτηση του χρόνου (time-variant conditional variance). Η θεωρία των Λογικών Προσδοκιών (Rational Expectations), η οποία είναι η βασική

θεωρία συμπεριφοράς των επενδυτών, δεν είναι σε θέση να εξηγήσει τη GARCH ιδιότητα που πράγματι παρουσιάζουν οι περισσότερες χρηματοοικονομικές χρονοσειρές (τη δέχεται ως «παράδοξο»). Μια εναλλακτική θεωρία, η θεωρία των Λογικών Πεποιθήσεων (Rational Belief) δίνει τη δυνατότητα επεξήγησης αυτού του φαινομένου, ενώ παράλληλα-έμμεσα δημιουργεί τις «βάσεις» της λογικής του causality-in-variance.

Στο παρόν σημείο κρίνεται σκόπιμο να αναπτύξουμε τα κύρια σημεία και τις διαφορές των δύο παραπάνω θεωριών προκειμένου να καταστήσουμε σαφές το θεωρητικό «κενό» που υπάρχει αναφορικά με την εμπειρική συμπεριφορά της διακύμανσης των χρημ/κών τίτλων, καθώς και τις σχετικές εξηγήσεις που προσφέρει η θεωρία των Λογικών Πεποιθήσεων.

Η θεωρία των Ορθολογικών Προσδοκιών βασίζεται σε διάφορες υποθέσεις, από τις οποίες τρεις μπορούν να θεωρηθούν ως βασικές για την εξήγηση της επενδυτικής συμπεριφοράς:

1. Ο πραγματικός πιθανοτικός νομός (true propability law) της οικονομίας είναι στάσιμος. Σε μία στάσιμη οικονομία όλες οι από κοινού πιθανότητες των οικονομικών μεταβλητών παραμένουν οι ίδιες όπως «κινούμαστε» μέσα στο χρόνο.
2. Οι επενδυτές (θεσμικοί και μη) γνωρίζουν τον πραγματικό πιθανοτικό νόμο πάνω στον οποίο βασίζεται η ισορροπία των μεταβλητών μέσα σε μία οικονομία.
3. Οι παραπάνω επενδυτές γνωρίζουν τις συναρτήσεις προσφοράς και ζήτησης των άλλων επενδυτών. Με αυτόν τον τρόπο μπορούν να υπολογίσουν τις τιμές ισορροπίας των προϊόντων και των αξιογράφων, τόσο στο παρόν όσο και στο μέλλον, δεδομένης κάθε εξωτερικής πληροφόρησης για το μέλλον.

Η συνέπεια των παραπάνω υποθέσεων είναι ότι η διακύμανση όλων των οικονομικών μεταβλητών προέρχεται μόνο από «γεγονότα» και «νέα» που είναι εξωγενή στην αγορά. Επίσης, οδηγούν στο συμπέρασμα ότι, όλοι οι επενδυτές συμφωνούν στη σημασία και στην εξήγηση των παραπάνω «γεγονότων» και «νέων». Επομένως, σε μια τέτοια οικονομία, όλοι οι χρηματοοικονομικοί κίνδυνοι και η παρατηρούμενη διακύμανση προέρχονται από αιτίες που δημιουργούνται εκτός της αγοράς (π.χ. νέα για την πορεία του πληθωρισμού, δημοσιοποίηση των λογιστικών καταστάσεων μιας επιχείρησης, κ.α.). Το τελευταίο οδηγεί στο συμπέρασμα ότι κανένας κίνδυνος δε μπορεί να προκληθεί από

το ίδιο το οικονομικό σύστημα μέσω των ανθρώπινων-επενδυτικών πεποιθήσεων ή πράξεων, με αποτέλεσμα η διακύμανση που παρουσιάζουν οι μεταβλητές να είναι αυτή που δικαιολογείται από τη μεταβλητότητα των εξωγενών συνθηκών (νέες πληροφορίες για τις μεταβλητές). Από την παραπάνω ανάλυση μπορούμε να καταλήξουμε στα παρακάτω συμπεράσματα για τη θεωρία των Ορθολογικών Προσδοκιών:

1. Για κάθε «νέο» που αφορά εξωγενείς μεταβλητές, υπάρχει μια «σωστή» τιμή ισοροπίας για κάθε αξιόγραφο στην αγορά.
2. Αν έχουμε όλες τις εξωγενείς πληροφορίες είμαστε σε θέση να υπολογίσουμε τις «σωστές» τιμές των αξιογράφων και έτσι όλη η αβεβαιότητα για την τιμές θα εξαλειφθεί.

Προκειμένου να εξηγήσουμε με τη χρήση της θεωρίας των Ορθολογικών Προσδοκιών τα διάφορα «παράδοξα», όπως το GARCH φαινόμενο των χρημ/κών σειρών, θα πρέπει να στηριχθούμε σε σκέψεις όπως ότι οι επενδυτές κατανοούν τις πιθανότητες λανθασμένα ή ότι οι επενδυτές κάποιες φορές μπορεί να μη συμπεριφέρονται ορθολογικά. Αυτές, βέβαια οι ιδέες έρχονται σε αντίθεση με την πεποίθηση ότι υπάρχει λογική και τάξη στις αγορές.

Αυτό που ενδιαφέρει στην παρούσα είναι η εξήγηση του GARCH φαινομένου που παρουσιάζουν οι περισσότερες χρηματοοικονομικές σειρές με απώτερο σκοπό την δημιουργία ενός πλαισίου κατανόησης και εξήγησης της ύπαρξης σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση. Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, η θεωρία που δίνει εξήγηση στο GARCH φαινόμενο και θα χρησιμοποιηθεί για την κατασκευή του παραπάνω πλαισίου είναι αυτή των Ορθολογικών Πεποιθήσεων (Kurz, 1997).

Οι βασικές υποθέσεις της θεωρίας των Ορθολογικών Πεποιθήσεων είναι:

1. Η οικονομία είναι σταθερή και όχι στάσιμη. Αυτό σημαίνει ότι, ενώ η οικονομία μπορεί να διέρχεται από διάφορες οργανικές αλλαγές που την οδηγούν σε μη στασιμότητα, παρουσιάζει σταθερότητα, υπό την έννοια ότι όταν επέρχεται αυτή η οργανική αλλαγή η οικονομία παραμένει σταθερή έως την επόμενη αλλαγή, με αποτέλεσμα η χρήση στατιστικής ανάλυσης να οδηγήσει σε επιτυχία.
2. Οι επενδυτές δεν γνωρίζουν τον «πραγματικό» πιθανοτικό νόμο που «δημιουργεί» τις οικονομικές μεταβλητές.

3. Οι επενδυτές δεν γνωρίζουν ακριβώς τη σχέση μεταξύ των νέων πληροφοριών και των τιμών ισορροπίας. Έχουν, πάντως πρόσβαση σε μεγάλο όγκο πληροφοριών για τις τιμές του παρελθόντος. Με αυτό τον τρόπο οι επενδυτές είναι σε θέση να μάθουν κάποια πράγματα για την δομή και τις οργανικές σχέσεις που επικρατούν στην οικονομία.

Αναφορικά με την πρώτη υπόθεση, ως σταθερή οικονομία μπορεί να χαρακτηριστεί αυτή όπου μια τεχνολογική ή κοινωνική αλλαγή οδηγεί σε μια νέα δομή της οικονομίας, η οποία θα μείνει ίδια έως τη νέα αλλαγή. Κατά αυτό τον τρόπο οδηγούμαστε κάθε φορά σε διαφορετικά διαδοχικά οικονομικά «καθεστώτα» (regimes), όπου η δομή σε κάθε «καθεστώς» παραμένει ίδια. Το αποτέλεσμα της θεώρησης της οικονομίας ως ακολουθία διαφορετικών «καθεστώτων» είναι ότι κανένας δε γνωρίζει ex-ante ακριβώς την τιμή των παραμέτρων που επικρατούν στο τρέχον «καθεστώς» ή την αρχή και το τέλος του. Το γεγονός ότι μπορούμε ex-post να βρούμε τις τιμές και τη σχέση μεταξύ των παραμέτρων του προηγούμενου «καθεστώτος» δε σημαίνει ότι έχουμε μάθει τον πιθανοτικό νόμο ολόκληρης της μελλοντικής ανάπτυξης αυτών ή ότι μπορούμε ακριβώς να προβλέψουμε τη δομή του επόμενου «καθεστώτος». Αρα φθάνουμε στο συμπέρασμα ότι κανένας επενδυτής δεν είναι σε θέση να γνωρίζει τις πραγματικές πιθανότητες που επικρατούν στην τρέχουσα κατάσταση του συστήματος.

Από τα παραπάνω παράγεται το συμπέρασμα ότι οι επενδυτές, αφού δε μπορούν να γνωρίζουν ακριβώς τις «σωστές» παραμέτρους, θα διαφωνούν μεταξύ τους τόσο στις προβλέψεις τους για το μέλλον όσο και στην ερμηνεία που δίνουν στα νέα της αγοράς. Αυτό που πραγματικά γνωρίζουν οι επενδυτές είναι η εμπειρική κατανομή των παρελθοντικών δεδομένων και με βάση αυτά τα δεδομένα δημιουργούν ορθολογικές πεποιθήσεις για το μέλλον. Με τον όρο πεποίθηση νοείται μια υποκειμενική θεωρία ή υπόδειγμα για την αγορά, που παίρνει τη μορφή ενός συστήματος με από κοινού πιθανότητες για όλες τις σχετικές οικονομικές μεταβλητές. Μια τέτοια πεποίθηση θεωρείται ορθολογική όταν δεν έρχεται σε αντίθεση με τα γνωστά παρελθοντικά στατιστικά δεδομένα. Μια ορθολογική πεποίθηση δεν πρέπει να οδηγεί σε συμπεράσματα που διαφέρουν από τις τιμές που έχουν πάρει οι παράμετροι σε μακροχρόνια βάση, καθώς και από τις μακροχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών. Αρα ένας

επενδυτής που υιοθετεί ως πεποιθήση του τις γνωστές εμπειρικές συχνότητες και πιθανότητες χαρακτηρίζεται ορθολογικός.

Σε ένα σύστημα όμως που είναι μη στάσιμο το παρελθόν δεν είναι πολύ καλός εκτιμητής του μέλλοντος και έτσι πολλοί επενδυτές θεωρούν ότι η αγορά μπορεί να είναι στο μέλλον, σε ορισμένα σημεία, ίδια με το παρελθόν αλλά σε ορισμένα άλλα διαφορετική. Το αποτέλεσμα είναι ότι ένας επενδυτής που δημιουργεί μια πρόβλεψη η οποία είναι εν μέρει διαφορετική από τους ιστορικούς στατιστικούς μέσους, υιοθετεί μια πιο «επιθετική» θεώρηση για το μέλλον, η οποία, όμως, μπορεί να στηριχθεί από τα στατιστικά του παρελθόντος. Μια τέτοια θεωρία δεν θα έρχεται σε αντίθεση με τα παρελθοντικά δεδομένα αλλά αυτά δεν είναι αναγκαία για να την υποστηρίξουν διότι η πεποιθήση του επενδυτή θα βασίζεται στην υποκειμενική ιδέα ότι το μέλλον θα είναι εν μέρει διαφορετικό από το παρελθόν. Αν φαντασθούμε πολλούς επενδυτές με πολλές τέτοιες πεποιθήσεις είναι σίγουρο ότι αυτοί οι επενδυτές θα διαφωνούν μεταξύ τους για τη μελλοντική πορεία της αγοράς. Η κύρια διαφωνία των επενδυτών θα αφορά τη φύση και την ένταση των μελλοντικών αλλαγών στην οικονομία καθώς και τη χρονική στιγμή που αυτές θα συμβούν. Σαν αποτέλεσμα, οι επενδυτές δύναται να διαμορφώνουν διαφορετικές απόψεις για το μέλλον όταν μαθαίνουν κοινές νέες πληροφορίες.

Κατά αυτό τον τρόπο, αν οι επενδυτές διαφωνούν συνέχεια για τις μελλοντικές εξελίξεις τουλάχιστον ένας από αυτούς θα πιστεύει ότι η οικονομία δεν είναι στάσιμη και έτσι δεν θα υιοθετεί επακριβώς τα παρελθοντικά στατιστικά στοιχεία. Οι πεποιθήσεις τους όμως πρέπει να είναι συμβατές με αυτά, γιατί το άθροισμα των αποκλίσεων αυτών των πεποιθήσεων από τα παρελθοντικά στοιχεία για το σύνολο των περιόδων πρέπει να είναι ίσο με το μηδέν (διότι αλλιώς δεν θα σύγκλιναν ποτέ οι ιστορικές τιμές των παραμέτρων). Αυτό σημαίνει ότι όταν η πλειοψηφία των επενδυτών είναι απαισιόδοξοι τη μια περίοδο σχετικά με τις μελλοντικές εξελίξεις, πρέπει να είναι αισιόδοξοι κάποια άλλη περίοδο.

Το γεγονός ότι υπάρχει διαφωνία μεταξύ των πεποιθήσεων των επενδυτών επιτρέπει σε δύο ορθολογικά σκεπτόμενους επενδυτές, οι οποίοι παρατηρούν τις ίδιες πληροφορίες, να διαφωνούν αναφορικά με τις προβλέψεις που κάνουν. Στο βαθμό όμως που υπάρχει ένας «πραγματικός» και άγνωστος πιθανοτικός νόμος που επικρατεί στην οικονομία, η διαφωνία μεταξύ των πεποιθήσεων των επενδυτών σημαίνει ότι οι

περισσότερες των πεποιθήσεων είναι λανθασμένες. Αυτό οδηγεί τους επενδυτές να κάνουν λανθασμένες προβλέψεις.

Το συμπέρασμα ότι οι παραπάνω πεποιθήσεις είναι λανθασμένες δε σημαίνει ότι δεν είναι ορθολογικές. Το λανθασμένο της πεποίθησης βρίσκεται ex-post, αφήνοντας τις ex-ante προβλέψεις και πεποιθήσεις εντελώς ορθολογικές. Δεν είναι ένα λάθος που μπορεί ο επενδυτής να αποφύγει πριν πραγματοποιήσει την «κίνηση» του. Αυτό είναι λογικό από τη στιγμή που δεν υπάρχει κάποιος τρόπος, στατιστικός ή μη, με τον οποίο ένας επενδυτής να είναι σίγουρος ότι δεν θα κάνει σφάλμα πρόβλεψης. Στην ισοροπία, οι τιμές θα περιέχουν αυτά τα λάθη.

Σαν συμπέρασμα των παραπάνω προκύπτει ότι αν οι επενδυτές κάνουν λάθη στην εκτίμηση των τιμών, τότε και οι αγορές ως σύνολο εκτιμούν τις τιμές λανθασμένα. Οι τιμές ισοροπίας μπορεί να είναι χαμηλότερες όταν οι «πραγματικές» τιμές πέφτουν (undershooting) και υψηλότερες όταν οι «πραγματικές» τιμές ανεβαίνουν (overshooting). Αυτό σημαίνει ότι ένα σημαντικό κομμάτι της διακύμανσης που παρουσιάζουν οι οικονομικές μεταβλητές δημιουργείται από τα λάθη των επενδυτών, τα οποία έχουν πραγματική επίδραση στη διαμόρφωση των τιμών. Αυτό το κομμάτι της διακύμανσης μέσα στην αγορά, πέρα από αυτή που δικαιολογείται από τη νέα πληροφόρηση σχετικά με τις οικονομικές μεταβλητές, είναι εσωτερικά παραγόμενη και ονομάζεται Ενδογενής Αβεβαιότητα.

Αναφορικά με το GARCH «παράδοξο», η θεωρία των Ορθολογικών Πεποιθήσεων το ερμηνεύει ως αποτέλεσμα της συνεχούς επανεκτίμησης και αλληλεπίδρασης των διαφορετικών πεποιθήσεων των επενδυτών. Αν σε μια αγορά υπάρχουν πάντα επενδυτές που διαφωνούν τότε η διαφωνία τους θα είναι μια συνεχόμενη διαδικασία αλληλεπίδρασης και επανεκτίμησης. Οι επενδυτές επικοινωνούν μεταξύ τους με διάφορους τρόπους και αυτό έχει ως αποτέλεσμα να επηρεάζουν ο ένας τον άλλο. Έτσι, οι πεποιθήσεις αυτών των επενδυτών, τόσο σε ατομικό όσο και σε ομαδικό επίπεδο, θα αλλάζουν διαχρονικά. Αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα οι απόψεις τους να οδηγούνται προς συμφωνία ή διαφωνία. Το γεγονός όμως, ότι υπάρχει συνεχής ανατροφοδότηση μεταξύ των απόψεων των επενδυτών οδηγεί την κατανομή των πεποιθήσεων τους σε συνεχή αλλαγή, τόσο ως προς το μέσο της όσο και προς τη θέση της. Κάθε περίοδος σταθερότητας της κατανομής των πεποιθήσεων μπορεί να χαρακτηριστεί ως ένα

«καθεστώς» συνολικής πεποιθήσης που κυμαίνεται από ολική διαφωνία ή ολική συμφωνία. Το GARCH φαινόμενο είναι αποτέλεσμα της επιμονής κάθε τέτοιου «καθεστώτος» συμφωνίας ή διαφωνίας.

Ένα «καθεστώς» συμφωνίας δημιουργείται όταν η πλειοψηφία των υποκειμενικών πεποιθήσεων παράγει ίδιες προβλέψεις και όταν ένα τέτοιο «καθεστώς» επιμένει οι επενδυτές κινούνται μαζί σε στάδια απαισιοδοξίας ή αισιοδοξίας. Σε ένα τέτοιο καθεστώς, και με την υπόθεση ότι υπάρχει ένας «πραγματικός» πιθανοτικός νόμος, η κίνηση της πλειοψηφίας των επενδυτών προς μια κατεύθυνση θα δημιουργεί μεγαλύτερη διακύμανση από αυτή που δικαιολογείται. Αντίθετα, σε ένα «καθεστώς» διαφωνίας η κατανομή των πεποιθήσεων θα «πλαταίνει», με αποτέλεσμα όταν αυτό το «καθεστώς» επιμένει οι απόψεις των επενδυτών θα διαφέρουν σε μεγάλο βαθμό. Αυτές οι ακραίες πεποιθήσεις θα αλληλοεξουδετερώνονται, με αποτέλεσμα η διακύμανση σε αυτές τις περιόδους να είναι μικρότερη. Το τελικό αποτέλεσμα θα είναι μια διακύμανση που θα αλλάζει μέσα στο χρόνο (time-variant) αναλόγως με τη φύση του «καθεστώτος» που επικρατεί (συμφωνίας ή διαφωνίας) καθώς και από την επιμονή του κάθε «καθεστώτος».

Τα παραπάνω είναι σε θέση να εξηγήσουν ως ένα βαθμό το φαινόμενο της «διάχυσης» της διακύμανσης από τη μία αγορά στην άλλη. Αν θεωρήσουμε την κάθε ξεχωριστή αγορά ως μια οντότητα όπου ο μέσος της κατανομής των πεποιθήσεων των επενδυτών της ορίζει τη πεποίθηση της αγοράς, ενώ το χρονικό διάστημα που παραμένει αυτή η κατανομή ίδια ορίζει την επιμονή αυτή της πεποίθησης, μπορούμε να περάσουμε από το ατομικό στο συνολικό επίπεδο.

Είναι δυνατό, η πλειοψηφία των συμμετεχόντων σε μία επιμέρους αγορά (αναπτυσσόμενη) να έχει αναπτύξει την ίδια πεποίθηση με την αντίστοιχη πλειοψηφία σε μία άλλη αγορά (αναπτυγμένη). Αυτό μπορεί να συμβεί διότι τα μέρη του συστήματος της αναπτυσσόμενης αγοράς (οι επενδυτές της) «κοιτούν» και ψάχνουν για ανατροφοδότηση πληροφοριών σχετικά με το μέλλον από την πεποίθηση που επικρατεί στην αναπτυγμένη αγορά. Το αποτέλεσμα θα είναι η «μετακίνηση» της διακύμανσης από την αναπτυγμένη στην αναπτυσσόμενη αγορά μέσω των υπάρχοντων «καναλιών» πληροφόρησης, με αποτέλεσμα να εντοπίζεται σχέση αιτιότητας. Αυτό το επιπλέον επίπεδο διακύμανσης δεν θα δικαιολογείται από τα «νέα» στην αναπτυσσόμενη αγορά αλλά θα προέρχεται από τον επηρεασμό της πεποίθησης των μερών του συστήματος της

(επενδυτών της) από τη μέση πεποίθηση που ισχύει στην αναπτυγμένη αγορά. Αυτό έχει παρατηρηθεί σε περιόδους κρίσεων όπου δραματικές μεταβολές στη διακύμανση των τιμών σε μια ανεπτυγμένη αγορά έχουν οδηγήσει σε, μερικώς αδικαιολόγητη, μεταβολή στη διακύμανση των τιμών των αναπτυσσόμενων αγορών.

Αντίθετα, σε άλλες στιγμές είναι δυνατόν οι απόψεις σε επίπεδο διαφορετικών αγορών να διαστέλλονται. Αυτό μπορεί να συμβαίνει λόγω σοβαρών εσωτερικών γεγονότων στις αναπτυσσόμενες αγορές, τα οποία επικεντρώνουν το ενδιαφέρον των επενδυτών της σε πληροφορίες που αφορούν μόνο την εγχώρια αγορά. Τότε, η αναπτυσσόμενη αγορά θα «κπακούει» στην εσωτερική κατανομή των πεποιθήσεων σχετικά με την Ενδογενή της Αβεβαιότητα και θα εμφανίζεται αποκομμένη, όσον αφορά τη διακύμανση, από την αναπτυγμένη αγορά.

2. ΕΡΕΥΝΑ-ΣΥΝΟΨΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Η μοναδική προσπάθεια που έχει γίνει για εντοπισμό μιας σχέσης causality-in-variance μεταξύ δύο χρηματοοικονομικών χρονοσειρών εντοπίζεται στο άρθρο των Cheung και Ng “A causality-in-variance test and its applications to financial market prices” (1996). Στο συγκεκριμένο άρθρο περιγράφεται μια μη παραμετρική μέθοδο εντοπισμού της σχέσης causality-in-variance μεταξύ δύο χρονοσειρών. Η μέθοδος αυτή μπορεί να περιγραφθεί συνοπτικά όπως παρακάτω¹:

- Υποδειματοποίηση του δεσμευμένου μέσου και της δεσμευμένης διακύμανσης και των δύο σειρών με μοντέλα από την «οικογένεια» των ARMA και των GARCH-M αντίστοιχα.
- Τυποποίηση του τετραγώνου των παραγόμενων καταλοίπων με τη δεσμευμένη διακύμανση και υπολογισμός της cross correlation function (CCF) αυτών των τυποποιημένων καταλοίπων. Η άνω διαδικασία επαναλαμβάνεται και για τους μέσους των σειρών χρησιμοποιώντας τα τυποποιημένα κατάλοιπα (όχι το τετράγωνο τους).
- Εντοπισμός των στατιστικά σημαντικών cross correlations μεταξύ των δύο σειρών τόσο για τη δεσμευμένη διακύμανση όσο και για το δεσμευμένο μέσο.
- Επαναυποδειματοποίηση του δεσμευμένου μέσου και διακύμανσης βάσει των πληροφοριών που ελήφθησαν από την παραπάνω ανάλυση.

Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δυο ζευγάρια χρονοσειρών: i) Τις καθημερινές αποδόσεις του S&P 500 και του Nikkei 225 και ii) τις 15-λεπτες αποδόσεις του S&P 500 και του Future με υποκείμενο τίτλο τον αντίστοιχο δείκτη.

Επιπλέον, στο συγκεκριμένο άρθρο αναφέρονται τα αποτελέσματα μιας σειράς προσομοιώσεων για τις ιδιότητες του συγκεκριμένου ελέγχου, ενώ δίνονται και συγκεκριμένοι στατιστικοί έλεγχοι. Τέλος, γίνεται αναφορά στα προβλήματα που μπορεί να δημιουργήσει η ταυτόχρονη ύπαρξη causality-in-mean και causality-in-variance.

Το άρθρο των Kortian και O'Regan “Australian Financial Market Volatility: an exploration of cross-country and cross-market linkages” εξετάζει την επίδραση των ημερήσιων μεταβολών των μεγάλων διεθνών αγορών πάνω στις ημερήσιες μεταβολές

¹ Περιληπτική ανάλυση της συγκεκριμένης μεθόδου γίνεται στην επόμενη ενότητα.

των τιμών των Αυστραλιανών ομολόγων, μετοχών και νομίσματος. Το συγκεκριμένο άρθρο περιορίζεται σε απλές μη παραμετρικές μεθόδους καθορισμού της συσχέτισης μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών (rolling correlations), καθώς και στον προσδιορισμό της παραπάνω σχέσης με τη χρήση βοηθητικών παλινδρομήσεων (προσθαφαίρεση μεταβλητών) και εξαγωγή συμπερασμάτων με τη χρήση αποκλειστικά του συντελεστή προσδιορισμού (R^2). Σύμφωνα με το άρθρο, οι μεταβολές των ομολόγων και των χρηματιστηριακών τίτλων της αγοράς των Η.Π.Α., κυρίως, επεξηγούν σε μεγάλο βαθμό τις μεταβολές στις αντίστοιχες αγορές της Αυστραλίας.

Το άρθρο των Karolyi και Stulz, “Why do Markets Move Together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements using ADRS”, ελέγχει για αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αποδόσεων και των διακυμάνσεων συγκεκριμένων μετοχικών τίτλων των Η.Π.Α. και της Ιαπωνίας, με στόχο, μεταξύ άλλων, να προσδιορίσει τους παράγοντες που οδηγούν σε αλλαγή της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων των δύο σειρών. Διακρίνουν τρία είδη «εκπλήξεων» (shocks), ένα παγκόσμιο, ένα ανταγωνιστικό και ένα μη-συστηματικό (country-specific) και μοντελοποιούν τη διακύμανση των αποδόσεων (Multivariate GARCH Models), με σκοπό να βρουν τους παράγοντες που οδηγούν διαχρονικά-δυναμικά σε μεταβολή της συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων των δύο αγορών. Τα συμπεράσματα τους μπορούν να συνοψισθούν στα εξής:

- Οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ των δύο αγορών (Η.Π.Α. και Ιαπωνίας) δεν παραμένουν στάθερες διαχρονικά.
- Η δεσμευμένη συνδιακύμανση των δύο αγορών είναι μεγαλύτερη όταν αυξάνονται οι διακυμάνσεις των επιμέρους αγορών.

Το δεύτερο συμπέρασμα, ενδέχεται να είναι αποτέλεσμα causality-in-variance μεταξύ των δύο συγκεκριμένων αγορών. Για παράδειγμα, όταν η διακύμανση της αγοράς των Η.Π.Α. αυξάνεται, αυτό οδηγεί σε αύξηση της διακύμανσης της Ιαπωνικής χρηματιστηριακής αγοράς, με αποτέλεσμα η συνδιακύμανση μεταξύ των δύο να εμφανίζεται μεγαλύτερη. Αντίθετα, σε περιόδους σταθερότητας και μικρών διακυμάνσεων, το «κανάλι» σύνδεσης στενεύει, με αποτέλεσμα η διακύμανση των επιμέρους αγορών να «υπακούει» περισσότερο σε εσωτερικά-εγχώρια οικονομικά «σήματα»

Το άρθρο “Volatility and links between national stock markets” των King, Sentana και Wadhvani αναπτύσσει ένα πολυμετάβλητο μοντέλο, χρησιμοποιώντας ορατούς-μακροοικονομικούς παράγοντες και μη ορατούς παράγοντες για να ερμηνεύσει τις επιπλέον (excess) αποδόσεις των μετοχών 16 χρηματιστηριακών αγορών. Η υποδειματοποίηση του κινδύνου γίνεται χρησιμοποιώντας δεσμευμένες διακυμάνσεις (Multivariate GARCH Models) ενώ οι ορατοί-μακροοικονομικοί παράγοντες χωρίζονται σε country-specific και κοινούς. Ανώτερος στόχος του άρθρου είναι η απόδειξη/απόρριψη της ολοκλήρωσης των διεθνών κεφαλαιαγορών, αλλά ένα από τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει είναι ακριβώς ίδιο με το δεύτερο των Karolyi και Stulz, το οποίο μας οδηγεί σε παράλληλες με τις παραπάνω σκέψεις. Επίσης, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι κύριοι παράγοντες που εξηγούν τις αλλαγές στις συσχετίσεις μεταξύ των διαφόρων αγορών είναι οι μεταβολές στους μη ορατούς παράγοντες. Είναι πιθανό, αυτοί οι παράγοντες να εντοπίζονται από έναν έλεγχο causality-in-variance και να μπορούν να υποδειματοποιηθούν αποτελεσματικότερα.

Αξίζει, επίσης, να σημειωθούν τα αποτελέσματα της εργασίας των Hamao, Masulis και Ng στο άρθρο τους “Correlation in price changes and volatility across International Stock Markets”. Οι παραπάνω συγγραφείς εξέτασαν ενδείξεις για «διαχύσεις» (spillovers) της διακύμανσης από τη Νέα Υόρκη στο Τόκιο, από το Λονδίνο στο Τόκιο και από τη Νέα Υόρκη στο Λονδίνο. Βρήκαν ότι πράγματι υπάρχει μετακίνηση της διακύμανσης από τη μία αγορά στην άλλη, με τις Η.Π.Α. να ασκούν τη μεγαλύτερη επιρροή από οποιαδήποτε άλλη αγορά.

3. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ/ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΜΕΘΟΔΟΥ & ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Προκειμένου να ελέγξουμε αν η διακύμανση των αναπτυσσόμενων αγορών επηρεάζει την αντίστοιχη της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς, θα χρησιμοποιήσουμε δεδομένα που αφορούν αντιπροσωπευτικούς δείκτες για τις αγορές που μας ενδιαφέρουν. Έτσι, τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν θα είναι τα εξής:

- Ημερήσιες τιμές του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΓΔΧΑΑ) από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του S&P500 από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του DAX από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του CAC-40 από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του Nikkei-225 από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του Brussels All Share-Price Index από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του FTSE-100 από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του Dow Jones Industrial Average από 1/1/1990 έως 31/12/1999
- Ημερήσιες τιμές του Hang-Seng από 1/1/1990 έως 31/12/1999

Λόγω του γεγονότος ότι, οι αργίες διαφέρουν από χώρα σε χώρα, όταν για κάποια χώρα είναι αργία ενώ για τις υπόλοιπες δεν είναι, θα χρησιμοποιήσουμε γραμμική παρεμβολή για να βρούμε την τιμή του δείκτη της χώρας που είχε αργία για τη συγκεκριμένη ημερομηνία.

Ο έλεγχος για causality-in-variance, όπως έχει ήδη αναφερθεί, μπορεί να θεωρηθεί ως μια επέκταση του ελέγχου Granger-causality για τους μέσους. Ο τελευταίος έλεγχος συνοψίζεται παρακάτω:

Εστω το παρακάτω διμετάβλητο VAR, με μεταβλητές Y και X .

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Αν οι πίνακες των συντελεστών Φ_j είναι κάτω τριγωνικοί τότε το Y does not Granger-cause το X , δηλαδή όταν οι συντελεστές $\phi_{12}^{(1)}, \phi_{12}^{(2)}, \dots, \phi_{12}^{(p)}$ είναι ίσοι με το μηδέν.

Σε επίπεδο διακύμανσης, αυτό που πρέπει να ελέγξουμε προκειμένου να εντοπίσουμε ότι η Y does cause-in-variance τη X είναι:

$$E\{(X_t - \mu_{x,t})^2 | I_{t-j}\} \neq E\{(X_t - \mu_{x,t})^2 | J_{t-j}\}$$

όπου I και J είναι σετ πληροφοριών, $I_{t-j} = \{X_{t-j}\}$, $J_{t-j} = \{X_{t-j}, Y_{t-j}\}$, μ_{xt} είναι ο δεσμευμένος μέσος του X δεδομένου του I_{t-j} , και $j > 0$

Όπως είναι φανερό, μια τέτοια σχέση είναι πολύ γενική για να ελεγχθεί εμπειρικά. Οι δύο μέθοδοι που θα χρησιμοποιηθούν στην παρούσα για την ανεύρεση σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση είναι η μη παραμετρική μέθοδο των Cheung-Ng, που αναφέρθηκε στην προηγούμενη ενότητα και η παραμετρική μέθοδο των Engle-Kroner.

3.1. Μη παραμετρική Μέθοδο (Cheung-Ng)

Η συγκεκριμένη μη παραμετρική μέθοδο χρησιμοποιήθηκε για τον εντοπισμό σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ δύο χρονοσειρών. Αποτελείται στην ουσία από δύο στάδια:

1^ο Στάδιο: Στο πρώτο στάδιο επιχειρείται η υποδειγματοποίηση των αποδόσεων της κάθε σειράς σε μονομετάβλητο επίπεδο με σκοπό την εξάλειψη της ύπαρξης αυτοσυσχέτισης στο επίπεδο και στο τετράγωνο των παραγόμενων καταλοίπων. Οι σειρές δύναται να θεωρηθούν εξ'αρχής ως «λευκός θόρυβος». Στην παρούσα θα προχωρήσουμε σε υποδειγματοποίηση του μέσου αναλόγως τις ανάγκες της κάθε σειράς, προκειμένου να αποφύγουμε τα προβλήματα που μπορεί να δημιουργήσει η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Βέβαια, σε οποιαδήποτε στιγμή η υπόθεση του «λευκού θορύβου» δεν απορρίπτεται τότε υιοθετείται². Ετσι, έστω ότι ε_{yt} και ε_{xt} είναι τα κατάλοιπα που παράγονται από την υποδειγματοποίηση της κάθε σειράς με μοντέλα από την οικογένεια ARMA-GARCH, όπου Y αναφέρεται στο ΓΔΧΑΑ και X στον ξένο δείκτη. Από τα κατάλοιπα που παράγονται από την παραπάνω υποδειγματοποίηση κατασκευάζονται τα τυποποιημένα κατάλοιπα καθώς και το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων. Τα τυποποιημένα κατάλοιπα $(\sqrt{V_t}, \sqrt{U_t})$ υπολογίζονται ως εξής:

² Για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα και στο τετράγωνο τους θα γίνεται έλεγχος μέχρι την 5^η υστέρηση τους.

$$\sqrt{V_t} = (Y_t - \mu_{y,t}) / \sqrt{h_{y,t}}$$

$$\sqrt{U_t} = (X_t - \mu_{x,t}) / \sqrt{h_{x,t}}$$

όπου Y_t είναι οι αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ, $\mu_{x,t}$ είναι ο μέσος των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, $h_{x,t}$ είναι η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, X_t είναι οι αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη της αναπτυγμένης αγοράς, $\mu_{y,t}$ είναι ο μέσος των αποδόσεων του δείκτη της ξένης αναπτυγμένης αγοράς και $h_{y,t}$ είναι η δεσμευμένη διακύμανση του δείκτη της αναπτυγμένης χρηματιστηριακής αγοράς.

2^ο Στάδιο: Στο δεύτερο στάδιο υπολογίζεται η cross-correlation function για τα παραπάνω τυποποιημένα κατάλοιπα καθώς και για το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων. Ο συντελεστής cross-correlation για το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων και για υστέρηση k υπολογίζεται ως εξής:

$$r_{uv}(k) = c_{uv}(k) * (c_{uu}(0)c_{vv}(0))^{-1/2}$$

όπου $c_{uv}(k)$ είναι η δειγματική συνδιακύμανση για την k υστέρηση μεταξύ του V και του U , $c_{uu}(0)$ και $c_{vv}(0)$ είναι οι δειγματικές διακυμάνσεις των U και V αντίστοιχα. Η δειγματική συνδιακύμανση για την k υστέρηση ορίζεται ως:

$$c_{uv}(k) = T^{-1} * \sum (V_t - \bar{V}) \cdot (U_{t-k} - \bar{U}) \text{ για } k=0, \pm 1, \pm 2, \dots, \text{ και } T \text{ το μέγεθος του δείγματος.}$$

Χρησιμοποιώντας το cross-correlation των τυποποιημένων καταλοίπων μπορούμε να εξετάσουμε για σχέση αιτιότητας στο μέσο, ενώ χρησιμοποιώντας το cross-correlation του τετραγώνου των τυποποιημένων καταλοίπων μπορούμε να εξετάσουμε για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση. Οι υστερήσεις που εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές δίνουν ένδειξη για σχέση αιτιότητας (για το μέσο ή τη διακύμανση, ανάλογως αν αφορούν την cross correlation function των τυποποιημένων καταλοίπων ή του τετραγώνου τους, αντίστοιχα) από το X προς το Y . Οι προηγήσεις που εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές δίνουν ένδειξη για σχέση αιτιότητας (για το μέσο ή τη διακύμανση, όπως παραπάνω), από το Y προς το X . Στην παρούσα, η cross correlation function θα υπολογίζεται για 5 υστερήσεις και 5 προηγήσεις.

Η εξέταση του αν οι υστερήσεις ή οι προηγήσεις είναι στατιστικά σημαντικές διευκολύνεται από τον τρόπο με τον οποίο δημιουργήθηκαν αυτά τα κατάλοιπα. Αφού τα κατάλοιπα έχουν κατασκευαστεί με τέτοιο τρόπο ώστε να μην παρουσιάζουν

αυτοσυσχέτιση στο επίπεδο ή στο τετράγωνο τους, το V_t και το U_t δεν θα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Η ύπαρξη των δεύτερων ροών τους υπονοεί ότι:

$$\begin{pmatrix} \sqrt{T}r_{uv}(k) \\ \sqrt{T}r_{uv}(k') \end{pmatrix} \rightarrow AN\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}\right), \text{για } k \neq k'$$

Δεδομένης της ασυμπτωτικής συμπεριφοράς του $r_{uv}(k)$ μπορούμε με ένα τεστ που χρησιμοποιεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή να βρούμε εάν η συσχέτιση σε κάποια συγκεκριμένη υστέρηση ή προήγηση είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, για να εξετάσουμε για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση για μία συγκεκριμένη υστέρηση ή προήγηση k μπορούμε να συγκρίνουμε το $\sqrt{T} \cdot r_{uv}(k)$ (όπου $r_{uv}(k)$ είναι ο συντελεστής cross correlation του τετραγώνου των τυποποιημένων καταλοίπων για υστέρηση ή προήγηση k) με την τυποποιημένη κανονική κατανομή όπου, η μηδενική υπόθεση θα είναι η μη ύπαρξη σχέσης αιτιότητας. Για σχέση αιτιότητας στο μέσο χρησιμοποιούμε αναλόγως την cross correlation function των τυποποιημένων καταλοίπων. Τέλος, βάσει των πληροφοριών που θα λαμβάνουμε για σχέση αιτιότητας στο μέσο και στη διακύμανση, θα επαναυποδειματοποιούμαι τις σχετικές σειρές.

Σημειώνουμε ότι, ο παράλληλος εντοπισμός για σχέση αιτιότητας στο μέσο είναι σημαντικός, διότι η ταυτόχρονη ύπαρξη causality-in-mean μπορεί να επηρεάσει τα αποτελέσματα του ελέγχου για causality-in-variance. Έτσι, εντοπίζοντας και υποδειματοποιώντας τη σχέση αιτιότητας στο μέσο περιορίζουμε τις πιθανότητες να κάνουμε λάθος Τύπου I για την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση.

3.2 Παραμετρική Μέθοδο (Engle-Kroner)

Οι Engle και Kroner στο άρθρο τους “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH” κατασκεύασαν έναν εναλλακτικό τρόπο παρουσίασης και εκτίμησης ενός πολυμετάβλητου GARCH μοντέλου. Στη συγκεκριμένη μεθοδολογία δε χρειάζεται η εισαγωγή περιορισμών για τις παραμέτρους ενδιαφέροντος προκειμένου να εξασφαλισθεί η θετικότητα των εκτιμημένων διακυμάνσεων. Η παρουσίαση του μοντέλου που προτείνουν για n μεταβλητές και i υστερήσεις είναι η παρακάτω:

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^K C_{1k}' X_t X_t' C_{1k} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ik}' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G_{ik}' H_{t-i} G_{ik}$$

όπου H_t είναι ο $n \times n$ πίνακας των δεσμευμένων διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων, C_0 είναι ένας $n \times n$ διαγώνιος πίνακας με σταθερές, X_t είναι ένας $j \times 1$ πίνακας j ερμηνευτικών μεταβλητών, ε_{t-i} είναι ο $n \times 1$ πίνακας των καταλοίπων, C_{1k} είναι ένας $j \times n$ πίνακας συντελεστών και A_{ik} , G_{ik} είναι οι $n \times n$ πίνακες των ARCH και GARCH συντελεστών, αντίστοιχα. Το K ορίζει τη γενικότητα της διαδικασίας και ο σωστός ορισμός του περιορίζει την πιθανότητα περριτών περιορισμών. Την παραπάνω παρουσίαση του πολυμετάβλητου GARCH την ονομάζουν "BEKK". Για να έχει το BEKK ολική γενικότητα (full generality) θα πρέπει το K να είναι αρκετά μεγάλο έτσι ώστε να υπάρχουν $(n \times (n+1))/2$ παράμετροι στους A και G πίνακες, αντίστοιχα και να υπάρχουν όλοι οι δυνατοί συνδυασμοί των παραμέτρων. Όπως είναι φανερό, για $n=2$ και $K=1$ οι παραπάνω προϋποθέσεις καλύπτονται.

Στην παρούσα το παραπάνω μοντέλο θα είναι διμετάβλητο ($n=2$) χωρίς άλλες ερμηνευτικές μεταβλητές, για GARCH(1,1) και $K=1$. Επίσης, θεωρώντας ότι οι αποδόσεις των σειρών ακολουθούν ένα VAR(1), το συνολικό μοντέλο γίνεται :

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= Z_t - C_1 - B_1 * Z_{t-1} \\ \varepsilon_t | I_{t-1} &\rightarrow N(0, H_t) \\ H_t &= C_0' C_0 + A_{11}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11} + G_{11}' H_{t-1} G_{11} \end{aligned}$$

όπου ε_t , H_t , C_0 , A_{11} και G_{11} ορίζονται όπως παραπάνω, Z_t είναι ένας 2×1 πίνακας που περιέχει τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη, C_1 είναι ένας 2×1 πίνακας σταθερών, B_1 είναι ένας 2×2 πίνακας συντελεστών και Z_{t-1} είναι ένας 2×1 πίνακας που περιέχει τις πρώτες υστερήσεις των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη.

Κρίνεται σκόπιμο, για την κατανόηση του εντοπισμού σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση μέσω του παραπάνω μοντέλου να αναλύσουμε την εξίσωση του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων. Έτσι έχουμε:

$$\begin{aligned} h_1 &= c_{11} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21} \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + g_{11}^2 h_{1t-1} + 2g_{11}g_{21} h_{12t-1} + g_{21}^2 h_{2t-1} \\ h_{12} &= \alpha_{11}\alpha_{12} \varepsilon_{1t-1}^2 + (\alpha_{21}\alpha_{12} + \alpha_{11}\alpha_{22}) \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-1} + \alpha_{21}\alpha_{22} \varepsilon_{2t-1}^2 + g_{11}g_{12} h_{1t-1} + (g_{21}g_{12} + g_{11}g_{22}) h_{12t-1} + \\ &g_{21}g_{22} h_{2t-1} \\ h_2 &= c_{22} + \alpha_{12}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22} \varepsilon_{1t-1} \varepsilon_{2t-1} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + g_{12}^2 h_{1t-1} + 2g_{12}g_{22} h_{12t-1} + g_{22}^2 h_{2t-1} \end{aligned}$$

όπου h_1 είναι η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, ε_1 είναι το κατάλοιπο από την εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, h_2 είναι η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του ξένου δείκτη, ε_2 είναι το κατάλοιπο από την εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ξένου δείκτη και h_{12} είναι η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη. Η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με κατεύθυνση από τον δείκτη της αναπτυσσόμενης αγοράς προς το ΓΔΧΑΑ στα πλαίσια του παραπάνω μοντέλου δύναται να εντοπιστεί στους συντελεστές a_{21} και g_{21} , ενώ προς την αντίθετη κατεύθυνση από τους συντελεστές a_{12} και g_{12} . Έτσι, αν a_{21} ή g_{21} εμφανίζονται στατιστικά σημαντικά τότε υπάρχει ένδειξη ότι η διακύμανση της αναπτυσσόμενης αγοράς επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Αν a_{12} ή g_{12} εμφανίζονται στατιστικά σημαντικά, τότε υπάρχει ένδειξη ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει τη διακύμανση του δείκτη της αναπτυσσόμενης αγοράς.

Στην παρούσα θα εκτιμηθεί το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο καθώς και δύο παραλλαγές του. Η πρώτη παραλλαγή θα είναι το παραπάνω μοντέλο με περιορισμούς $a_{12}=g_{12}=0$. Με αυτόν τον τρόπο «πιέζουμε» τη σχέση αιτιότητας στη διακύμανση να έχει κατεύθυνση από το δείκτη της αναπτυσσόμενης αγοράς προς το ΓΔΧΑΑ, και όχι αντίστροφα. Η δεύτερη παραλλαγή θα είναι το παραπάνω μοντέλο με περιορισμούς $a_{21}=g_{21}=0$. Με αυτόν τον τρόπο «πιέζουμε» τη σχέση αιτιότητας να έχει κατεύθυνση από το ΓΔΧΑΑ προς τον ξένο δείκτη, και όχι αντίστροφα. Ο έλεγχος αν οι περιορισμοί είναι σημαντικοί θα πραγματοποιείται μέσω του λόγου πιθανοφάνειας (likelihood ratio), ενώ η υπόθεση μηδέν που θα εξετάζεται θα είναι ότι ισχύουν οι περιορισμοί.

Αν το πρώτο σετ περιορισμών ($a_{12}=g_{12}=0$) είναι σημαντικό (δεν απορρίπτεται η υπόθεση μηδέν) ενώ το δεύτερο σετ περιορισμών ($a_{21}=g_{21}=0$) δεν είναι σημαντικό (απορρίπτεται η υπόθεση μηδέν) και αναλόγως με τη στατιστική σημαντικότητα που παρουσιάζουν οι συντελεστές ενδιαφέροντος (a_{12} , g_{12} , a_{21} και g_{21}), αυτό θα οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση είναι μονής κατεύθυνσης και συγκεκριμένα από τον δείκτη της αναπτυσσόμενης αγοράς προς τον ΓΔΧΑΑ.

Αν και τα δύο σετ περιορισμών εμφανίζονται σημαντικά (δηλαδή δεν μπορούν να απορριφθούν οι αντίστοιχες υποθέσεις μηδέν) αυτό θα σημαίνει ότι δεν υπάρχει ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των δύο σειρών. Σε αυτήν την περίπτωση, το υπόδειγμα θα επανεκτιμάται με περιορισμούς $a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$. Αν αυτοί οι

περιορισμοί δεν μπορούν να απορριφθούν μέσω του likelihood ratio, αυτό θα είναι επιβεβαίωση του τελευταίου συμπεράσματος, δηλαδή ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση των δύο σειρών.

Τέλος, σημειώνουμε ότι, οι συντελεστές του VAR(1), με το οποίο υποδειγματοποιούνται οι αποδόσεις, μας δίνουν ενδείξεις για Granger causality μεταξύ των δύο σειρών, δηλαδή για σχέση αιτιότητας στο μέσο.

Κατά την εφαρμογή της μη παραμετρικής μεθόδου των Cheung και Ng θα εκτιμηθεί η σχέση αιτιότητας για όλο το δείγμα και έπειτα για κάθε έτος ξεχωριστά. Αυτό θα μας επιτρέψει να διακρίνουμε αν η εντοπισθείσα σχέση αιτιότητας στη διακύμανση παραμένει σταθερή διαχρονικά. Αντίστοιχα, κατά την εφαρμογή της παραμετρικής μεθόδου των Engle και Kroner θα υπολογισθεί το μοντέλο για όλο το δείγμα και έπειτα θα επαναυπολογισθεί recursively, ξεκινώντας από τα τρία πρώτα έτη και προσθέτοντας κάθε φορά τις παρατηρήσεις του επόμενου έτους. Κατά αυτόν τον τρόπο θα εκτιμηθεί διαχρονικά η συμπεριφορά των παραμέτρων που ορίζουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση.

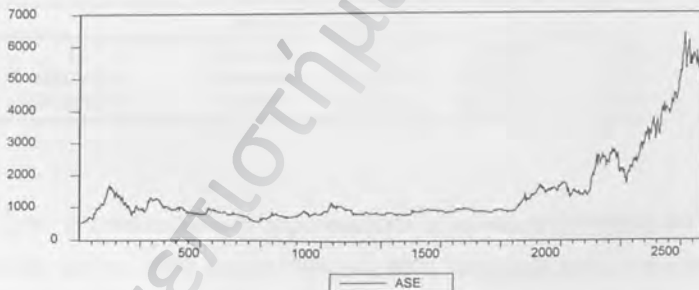
4. ΕΝΤΟΠΙΣΜΟΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ-ΜΗ ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟ

Σε αυτή την ενότητα θα πραγματοποιηθεί ο έλεγχος για την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση από τους δείκτες των αναπτυσσόμενων αγορών προς το ΓΔΧΑΑ. Θα χρησιμοποιηθεί η μη παραμετρική μέθοδο των Cheung και Ng που παρουσιάστηκε στην προηγούμενη ενότητα. Στην αρχή της παρούσας ενότητας θα παρουσιαστεί η υποδειματοποίηση του ΓΔΧΑΑ ενώ θα επακολουθήσει η εφαρμογή της μεθοδολογίας των Cheung και Ng για τον εντοπισμό σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ κάθε, προαναφερόμενου στην προηγούμενη παράγραφο, ξένου δείκτη και του ΓΔΧΑΑ.

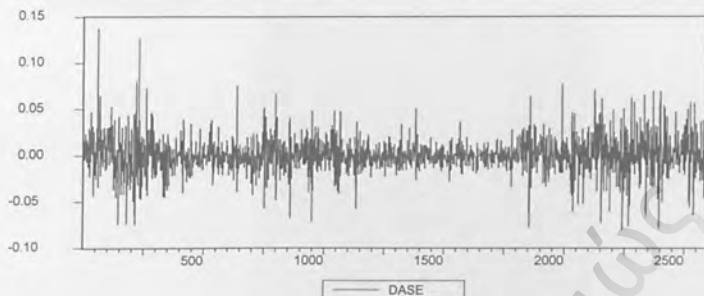
4.1. Υποδειματοποίηση του ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα

Στα διαγράμματα 1 και 2 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

Διάγραμμα 1 Τιμές ΓΔΧΑΑ (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (Augmented Dickey-Fuller: $-21,69$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$) ενώ η στασιμότητα της σειράς φαίνεται και από το διάγραμμα της. Το μοντέλο που επιλέχθηκε για το ΓΔΧΑΑ, με κριτήριο πάντα τη δημιουργία καταλοίπων που δεν θα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση, είναι το MA(1)-GARCH(1,1)

Διάγραμμα 2 Αποδόσεις ΓΔΧΑΑ (1990-1999)

Οι παράμετροι του υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα (1990-1999) παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 1 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000239	0.000305	0.784672	0.4326
MA(1)	0.239505	0.019733	12.13732	0.0000
Variance Equation				
C	5.93E-06	7.61E-07	7.798015	0.0000
ARCH(1)	0.195964	0.012470	15.71521	0.0000
GARCH(1)	0.809747	0.009034	89.63131	0.0000

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ από το 1990 έως το 1999, για κάθε έτος ξεχωριστά. Παρά το γεγονός ότι σε πολλά έτη η σειρά υποδειματοποιείται με διάφορα μοντέλα, σημαντικό είναι ότι σε 5 από τα 10 έτη συνεχίζει να υποδειματοποιείται με μοντέλα MA(1)-GARCH(1,1). Σημειώνεται ότι στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν πληροφορίες για τα εκτιμημένα υποδείγματα του παρακάτω πίνακα

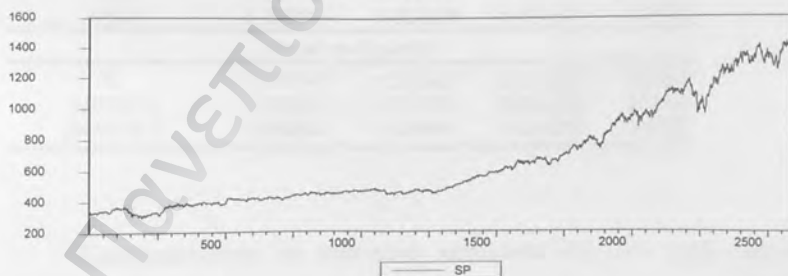
Πίνακας 2
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	ΓΔΧΑΑ
ΕΤΗ	
1990	MA(1)-GARCH(1,1)
1991	MA(1)-GARCH(1,1)
1992	MA(1)-GARCH(1,1)
1993	C-GARCH(1,1)
1994	MA(1)-GARCH(1,1)
1995	MA(1)-GARCH(1,1)
1996	AR(2)-ARCH(1)
1997	AR(2)-ARCH(1)
1998	AR(1)-ARCH(1)
1999	AR(1)-GARCH(1,1)

4.2 ΓΔΧΑΑ και S&P-500

Ο δείκτης S&P-500 θεωρείται ο πιο αντιπροσωπευτικός δείκτης της αμερικάνικης αγοράς. Δεν είναι από τους πιο γνωστούς δείκτες της χρηματιστηριακής αγοράς των Η.Π.Α., αλλά η αντιπροσωπευτικότητα του ήταν ο λόγος της συμπερίληψης του στην ανάλυση. Στα διαγράμματα 3 και 4 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του S&P-500 για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

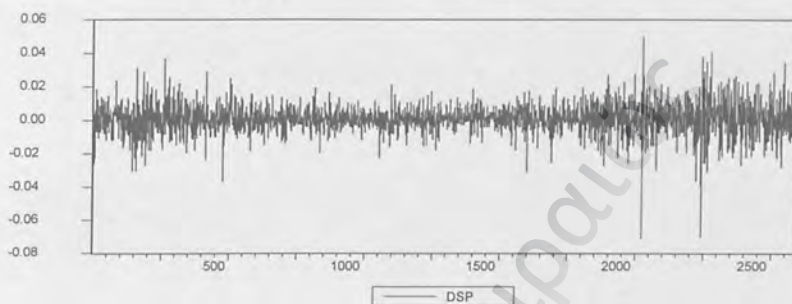
Διάγραμμα 3 Τιμές S&P-500 (1990-1999)



Οι αποδόσεις του S&P-500 δεν παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα (Augmented Dickey-Fuller: $-24,18$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$) ενώ η στασιμότητα της σειράς των αποδόσεων μπορεί να στηριχθεί και από το διάγραμμα της. Το μοντέλο

που επιλέχθηκε για το S&P-500, με κριτήριο την κατασκευή καταλοίπων που δεν θα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση, είναι το AR(3)-GARCH(1,1).³

Διάγραμμα 4 Αποδόσεις S&P-500 (1990-1999)



Στον πίνακα 3 παρουσιάζονται οι παράμετροι του μοντέλου AR(3)-GARCH(1,1) για τον S&P-500 για το συνολικό δείγμα.

Πίνακας 3 Μοντέλο Αποδόσεων S&P-500 για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000611	0.000144	4.235852	0.0000
AR(1)	0.059190	0.021210	2.790632	0.0053
AR(2)	0.031827	0.019474	1.634319	0.1022
AR(3)	-0.069894	0.020078	-3.481204	0.0005
Variance Equation				
C	5.78E-07	1.37E-07	4.211891	0.0000
ARCH(1)	0.059374	0.005971	9.943896	0.0000
GARCH(1)	0.933937	0.006647	140.5085	0.0000

Χρησιμοποιώντας τα παραπάνω κατάλοιπα από την υποδειματοποίηση των αποδόσεων του S&P-500 και του ΓΔΧΑΑ κατασκευάσαμε τα τυποποιημένα κατάλοιπα καθώς και το τετράγωνο αυτών για κάθε σειρά. Έτσι, δημιουργήσαμε τη cross-correlation function έως πέντε υστερήσεις, τόσο για τα τυποποιημένα κατάλοιπα όσο και για το

³ Η τρίτη υστέρηση είναι απαραίτητη για την εξαφάνιση της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα

τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 4

Πίνακας 4 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και των τετραγώνων τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 3

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
-0,26092	-5	-0,00513	-0,56319	-5	-0,01108
0,41016	-4	0,00807	1,66964	-4	0,03283
0,32956	-3	0,00648	1,46298	-3	0,02876
-0,98457	-2	-0,01935	0,64770	-2	0,01273
2,19951	-1	0,0432*	7,02104	-1	0,1379*
2,01998	0	0,0396*	2,55009	0	0,0501*
-0,42041	1	-0,00826	0,47350	1	0,00931
1,48604	2	0,02921	1,01159	2	0,01988
-1,74049	3	-0,03422	0,05585	3	0,00110
-1,21496	4	-0,02389	-0,14788	4	-0,00291
-0,93947	5	-0,01848	0,04551	5	0,00090
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του S&P-500 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του S&P-500 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Όπως φαίνεται από τον πίνακα, στο συνολικό δείγμα, οι αποδόσεις και η διακύμανση των αποδόσεων του S&P-500 εμφανίζονται να επηρεάζουν τις αποδόσεις και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ με μία υστέρηση. Βέβαια, στον πίνακα εμφανίζεται ότι το cross-correlation είναι στατιστικά σημαντικό και στο χρονικό σημείο 0. Λόγω του γεγονότος ότι η αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά ξεκινάει να λειτουργεί όταν η ελληνική κλείνει αυτό θα σήμαινε ότι ο ΓΔΧΑΑ προκαλεί το S&P-500 κατά την ίδια ημέρα.

Στην μεθοδολογία που ακολουθούμε στην παρούσα ενότητα, όταν εντοπίζεται μια τέτοια σχέση (ο ΓΔΧΑΑ επηρεάζει τον ξένο δείκτη) δε θα τη λαμβάνουμε αρχικά υπόψη. Θα επαναυποδειματοποιούμε την απόδοση του ΓΔΧΑΑ με τις στατιστικά σημαντικές υστερήσεις του ξένου δείκτη και θα εξετάζουμε αν το νέο cross correlation των προηγήσεων παραμένει στατιστικά σημαντικό.

Προκειμένου να «πιάσουμε» στο μοντέλο των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ την επίδραση του S&P-500 θα υποδειγματοποιήσουμε εκ νέου τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ και θα επανεξετάσουμε τη cross-correlation function μεταξύ των νέων καταλοίπων που θα προκύψουν για το ΓΔΧΑΑ και αυτών του S&P-500. Το νέο υπόδειγμα για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ είναι MA(1)-GARCH(1,1) με επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές την πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του S&P-500 στην εξίσωση του μέσου και το τετράγωνο της πρώτης υστέρησης του S&P-500 στη εξίσωση της διακύμανσης. Δηλαδή το μοντέλο προς εκτίμηση είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{S\&P-500,t-1}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + a_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{S\&P-500,t-1}^2$$

όπου R εκφράζει τις αποδόσεις των σειρών.

Το εκτιμημένο μοντέλο παρουσιάζεται στον πίνακα 5, ενώ στον πίνακα 6 παρουσιάζεται η νέα cross-correlation function των καταλοίπων του νέου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ και το S&P-500.

Πίνακας 5 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του S&P-500

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000166	0.000302	0.548798	0.5831
S&P-500(-1)	0.186501	0.030185	6.178576	0.0000
MA(1)	0.238844	0.019952	11.97119	0.0000
Variance Equation				
C	4.54E-06	7.94E-07	5.715798	0.0000
ARCH(1)	0.187453	0.012641	14.82940	0.0000
GARCH(1)	0.806819	0.009174	87.94962	0.0000
S&P-500(-1)^2	0.053735	0.015506	3.465346	0.0005

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι η πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του S&P-500 καθώς και το τετράγωνο αυτής είναι στατιστικά σημαντικά στην εξήγηση του μέσου και της διακύμανσης, αντίστοιχα των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ (z-statistic: 6,17 και 3,46 αντίστοιχα).

Πίνακας 6 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και των τετραγώνων τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 5 και 3

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation
-0,26092	-5	-0,00897	-0,48809	-5	-0,00960
0,41016	-4	0,00589	2,12564	-4	0,0418*
0,32956	-3	-0,00320	1,12406	-3	0,02210
-0,98457	-2	-0,01073	1,73475	-2	0,03410
1,31225	-1	0,02579	1,81141	-1	0,03560
1,86621	0	0,03667	1,61328	0	0,03170
-0,42041	1	-0,00764	0,26968	1	0,00530
1,48604	2	0,02893	1,29725	2	0,02550
-1,74049	3	-0,03368	0,15259	3	0,00300
-1,21496	4	-0,02286	0,11188	4	0,00220
-0,93947	5	-0,01926	0,07626	5	0,00150

ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του S&P-500 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του S&P-500 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 6 φαίνεται ότι κάθε στατιστικά σημαντικό cross-correlation που παρατηρήθηκε στον πίνακα 5 εξαλείφεται. Αντίθετα, παρουσιάζεται η τέταρτη υστέρηση των τυποποιημένων καταλοίπων στατιστικά σημαντική. Αυτό ίσως είναι λάθος τύπου I, αφού η εκτίμηση του συγκεκριμένου cross correlation δεν ήταν στατιστικά σημαντική στην ανάλυση που προηγήθηκε. Γι'αυτό θα θεωρήσουμε ότι απαλείφθηκε κάθε στατιστικά σημαντικό cross-correlation μεταξύ των καταλοίπων των δύο σειρών. Αξιοσημείωτο είναι ότι το cross correlation στο σημείο 0 'επαγγε να εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό.

Στον πίνακα 7 παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του S&P-500 από το 1990 έως το 1999 για κάθε έτος ξεχωριστά. Η σειρά των αποδόσεων του S&P-500 στα περισσότερα έτη (4 από τα 10) παρουσιάζεται ως «λευκός θόρυβος», αφού ο μέσος της σειράς υποδειματοποιείται μόνο με μία σταθερά⁴, ενώ αυτοσυσχέτιση παρατηρείται μόνο στο τετράγωνο των καταλοίπων. Σημειώνεται ότι στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν πληροφορίες για τα εκτιμημένα υποδείγματα του παρακάτω πίνακα

Πίνακας 7
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του S&P-500 για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	S&P-500
1990	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)
1991	ARMA(1,1)-ARCH(1)
1992	C-GARCH(1,1)
1993	MA(2)-GARCH(2,1)
1994	C-ARCH(1)
1995	ARMA(1,1)-ARCH(1)
1996	AR(1)-ARCH(1)
1997	C-GARCH(1,1)
1998	C-GARCH(2,2)
1999	AR(3)-ARCH(1)

Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα από τα παραπάνω υποδείγματα καθώς και από τα αντίστοιχα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος ξεχωριστά. Οπως έχει αναφερθεί, με αυτόν τον τρόπο θέλουμε να εξετάσουμε τη διαχρονική σταθερότητα της ύπαρξης σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα, στον οποίο εμφανίζεται η cross-correlation function μόνο για το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων.

Πίνακας 8 Cross-Correlation του τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 7

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	-0,066	0,0271	-0,037	-0,05	-6E-04	-0,058	-0,053	0,0633	0,0113	-0,002
-4	0,075	-0,029	-0,031	-0,05	0,0497	-0,003	-0,009	0,0138	-0,03	0,0227
-3	0,0364	-0,017	-0,045	-0,029	0,0388	0,004	0,0188	0,0216	0,0231	0,0759
-2	0,025	-0,067	-0,052	-0,053	-0,045	-0,083	-0,033	-0,013	0,0226	0,1014
-1	0,1164	0,0763	-0,034	-0,014	0,1695*	-0,028	-0,057	-0,029	0,1656*	0,044
0	-0,055	0,3958*	0,1704*	-0,03	-0,005	-0,066	-0,009	0,0668	0,256*	0,0704
1	-0,034	0,1113	-0,03	0,0563	-0,033	-0,036	-0,061	-0,038	-0,007	0,0064
2	-0,071	0,0359	0,0748	-0,063	0,0052	0,0505	-0,083	0,0436	0,2261*	0,1444*
3	-0,033	-0,032	-0,029	-0,019	0,0481	-0,101	0,0405	-0,074	-0,039	-0,109
4	-0,06	0,0337	-0,073	0,0061	0,0684	-0,042	-0,057	-0,032	-0,038	-0,09
5	-0,048	-0,008	-0,015	0,1589*	-0,052	-0,062	0,0542	-0,008	0,0091	-0,121

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

⁴ Με τον όρο C-GARCH(1,1) εννοούμε ότι ο μέσος της σειράς υποδειματοποιείται μόνο με μία σταθερά, ενώ η δεσμευμένη διακύμανση με GARCH(1,1).

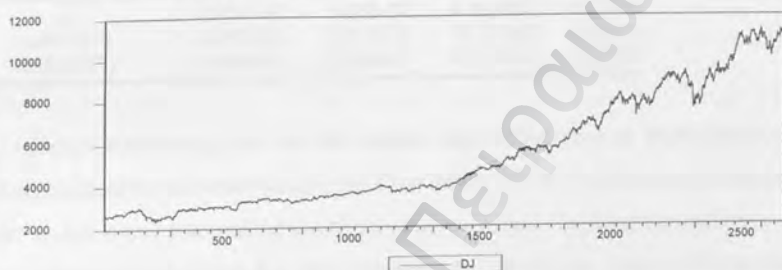
Από τον πίνακα φαίνεται ότι η σχέση αιτιότητας που παρατηρήθηκε στην προηγούμενη ανάλυση δεν επιβεβαιώνεται διαχρονικά. Τουναντίον, σε πολλά έτη, η διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ εμφανίζεται να επηρεάζει αυτή των αποδόσεων του S&O-500, ένα συμπέρασμα το οποίο δε μπορεί να θεωρηθεί εμπειρικά σωστό και δεν προκύπτει από την ανάλυση που προηγήθηκε. Αν δούμε μόνο τα σημεία της cross-correlation function που υπονοούν ότι η διακύμανση των αποδόσεων του S&P-500 προκαλεί αυτή του ΓΔΧΑΑ (υστερήσεις από -1 έως -5), τότε βλέπουμε ότι μόνο το 1994 και το 1998 υπάρχει μια τέτοια σχέση η οποία όμως πρέπει να είναι αρκετά «δυνατή» αφού στο συνολικό δείγμα «υπερισχύει» και οδηγεί στο συμπέρασμα ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το S&P-500 προς το ΓΔΧΑΑ με μία υστέρηση.

Συνοψίζοντας από την παραπάνω ανάλυση, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι, στο συνολικό δείγμα, έχουμε ένδειξη ότι η πρώτη υστέρηση των αποδόσεων και της διακύμανσης του S&P-500 επηρεάζει την απόδοση και τη διακύμανση, αντίστοιχα, του ΓΔΧΑΑ. Αυτή η σχέση όμως για τη διακύμανση δε φαίνεται να ισχύει διαχρονικά.

4.3 ΓΑΧΑΑ και Dow Jones Industrial Average

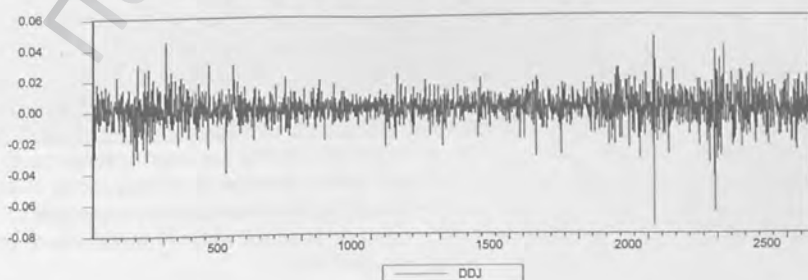
Ο δείκτης Dow Jones είναι από τους πιο γνωστούς δείκτες της αμερικάνικης αγοράς. Δε θεωρείται από τους πιο αντιπροσωπευτικούς, αλλά η φήμη του μας οδηγεί να τον συμπεριλάβουμε στην ανάλυση. Στα διαγράμματα 5 και 6 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του Dow Jones για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

Διάγραμμα 5 Τιμές Dow Jones (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του Dow Jones δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (Augmented Dickey Fuller: $-23,58$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$) ενώ η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς μπορεί να στηριχθεί και από το διάγραμμα της. Το μοντέλο που επιλέχθηκε για τον Dow Jones, με αποκλειστικό κριτήριο την κατασκευή καταλοίπων που δε θα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση, είναι το AR(3)-GARCH(1,1). Είναι σημαντικό εδώ να σημειώσουμε ότι, οι σειρές των αποδόσεων του Dow Jones και του S&P-500 υποδειγματοποιούνται με τον ίδιο ακριβώς τρόπο ενώ και οι δύο σειρές παρουσιάζουν «επιμονή» αυτοσυσχέτισης στην τρίτη υστέρηση.

Διάγραμμα 6 Αποδόσεις Dow Jones (1990-1999)



Στον πίνακα 9 παρουσιάζονται οι εκτιμημένοι παράμετροι του μοντέλου για τον Dow Jones για το συνολικό δείγμα.

Πίνακας 9 Μοντέλο Αποδόσεων Dow Jones για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000646	0.000152	4.248093	0.0000
AR(1)	0.061079	0.021013	2.906694	0.0037
AR(2)	0.016200	0.019919	0.813314	0.4160
AR(3)	-0.051895	0.021003	-2.470822	0.0135
Variance Equation				
C	7.48E-07	1.67E-07	4.464052	0.0000
ARCH(1)	0.050692	0.004723	10.73252	0.0000
GARCH(1)	0.939835	0.005985	157.0305	0.0000

Χρησιμοποιώντας, με τον ίδιο τρόπο, τα κατάλοιπα που παράχθηκαν από την υποδειματοποίηση των αποδόσεων του Dow Jones και του ΓΔΧΑΑ κατασκευάσαμε τα τυποποιημένα κατάλοιπα καθώς και το τετράγωνο αυτών. Κατασκευάσαμε, στη συνέχεια τη cross-correlation function έως πέντε υστερήσεις, που θα μας δώσει ενδείξεις για σχέση αιτιότητας τόσο για το μέσο όσο και για τη διακύμανση μεταξύ των δύο σειρών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 10.

Πίνακας 10 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 9

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation
-0,0195	-5	-0,0004	-0,5182	-5	-0,0102
0,2143	-4	0,0042	1,3764	-4	0,0271
-0,3298	-3	-0,0065	1,7239	-3	0,0339
-0,9292	-2	-0,0183	1,0713	-2	0,0211
2,2560	-1	0,0443*	6,7312	-1	0,1323*
1,9713	0	0,0387*	3,9234	0	0,0771*
-0,6202	1	-0,0122	1,1513	1	0,0226
1,0351	2	0,0203	1,0254	2	0,0202
-1,4407	3	-0,0283	-0,1860	3	-0,0037
-0,8434	4	-0,0166	-0,0218	4	-0,0004
-0,8726	5	-0,0172	0,0960	5	0,0019
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Dow Jones σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Dow Jones σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι η απόδοση και η διακύμανση των αποδόσεων του Dow Jones επηρεάζουν την απόδοση και τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ με μία υστέρηση. Όπως συνέβη στην περίπτωση του S&P-500, το γεγονός ότι το χρονικό σημείο μηδέν (ταυτόχρονη εξάρτηση) εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό σημαίνει ότι ο ΓΔΧΑΑ προκαλεί το Dow Jones κατά την ίδια ημερολογιακή μέρα. Και σε αυτήν την περίπτωση, θα επαναυποδειματοποιήσουμε μόνο τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ λαμβάνοντας υπόψη μόνο την επίδραση του Dow Jones στο ΓΔΧΑΑ, και όχι αυτή του ΓΔΧΑΑ προς τον Dow Jones. Έπειτα θα εξετάσουμε αν το σχετικό cross correlation παραμένει στατιστικά σημαντικό.

Έτσι, το νέο υπόδειγμα που θα κατασκευάσουμε για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ θα είναι MA(1)-GARCH(1,1) με επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές την πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του Dow Jones στο μέσο καθώς και το τετράγωνο της πρώτης υστέρησης των αποδόσεων του Dow Jones στη εξίσωση της διακύμανσης. Το μοντέλο προς εκτίμηση είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{\text{Dow Jones},t-1}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + a_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{\text{Dow Jones},t-1}^2$$

όπου R εκφράζει πάλι τις αποδόσεις των σειρών.

Το νέο εκτιμημένο μοντέλο για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον πίνακα 11 ενώ στον πίνακα 12 παρουσιάζεται η νέα cross-correlation function καταλοίπων του νέου υποδείματος για το ΓΔΧΑΑ και του ήδη εκτιμημένου για τον Dow Jones.

Πίνακας 11 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του Dow Jones

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000167	0.000301	0.553792	0.5797
Dow Jones(-1)	0.165957	0.028659	5.790764	0.0000
MA(1)	0.237595	0.019873	11.95571	0.0000
Variance Equation				
C	4.60E-06	8.07E-07	5.693438	0.0000
ARCH(1)	0.189609	0.012732	14.89245	0.0000
GARCH(1)	0.809055	0.009055	89.34617	0.0000
Dow Jones(-1)^2	0.038827	0.013594	2.856223	0.0043

Από τον πίνακα 11 φαίνεται ότι πράγματι η πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του Dow Jones καθώς και το τετράγωνο αυτής είναι σημαντικά στην εξήγηση του

δεσμευμένου μέσου και διακύμανσης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, αντίστοιχα (z-statistic: 5,79 και 2,86 αντίστοιχα).

Πίνακας 12 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 11 και 9

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ- ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ Cross Correlation	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ- ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ Cross Correlation
	-0,2034	-5		-0,0040	0,6610
0,1220	-4	0,0024	0,0814	-4	0,0016
-0,6510	-3	-0,0128	-0,2340	-3	-0,0046
-0,6563	-2	-0,0129	-0,8750	-2	-0,0172
1,4145	-1	0,0278	-2,3711	-1	-0,0466
1,9237	0	0,0378	-1,2061	0	-0,0237
-0,5444	1	-0,0107	-1,6588	1	-0,0326
1,0683	2	0,0210	-1,5821	2	-0,0311
-1,3987	3	-0,0275	-0,7833	3	-0,0154
-0,8492	4	-0,0167	-0,8645	4	-0,0170
-0,9406	5	-0,0185	-1,2863	5	-0,0253

ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Dow Jones σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Dow Jones σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 12 φαίνεται ότι η πρώτη υστέρηση του μέσου των αποδόσεων του Dow Jones εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντική αλλά πολύ πιο «αδύναμη» από την αρχική ανάλυση. Αντίθετα, από την πλευρά του τετραγώνου των καταλοίπων, που αφορούν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση, παρατηρείται ότι καμμία υστέρηση δεν εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντική. Σημαντικό είναι επίσης να σημειώσουμε ότι το cross correlation στο σημείο 0 έπαψε να εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό.

Στον πίνακα 13 παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του Dow Jones από το 1990 έως το 1999 για κάθε έτος ξεχωριστά. Όπως στην περίπτωση του S&P-500, η σειρά των αποδόσεων του Dow Jones στα περισσότερα έτη (7 από τα 10) παρουσιάζεται ως «λευκός θόρυβος» αφού ο μέσος της σειράς υποδειματοποιείται μόνο με μία σταθερά ενώ αυτοσυσχέτιση παρατηρείται μόνο στο τετράγωνο των καταλοίπων. Πληροφορίες για τα παρακάτω εκτιμημένα υποδείγματα μπορούν να βρεθούν στο παράρτημα.

Πίνακας 13
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του Dow Jones για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	Dow Jones
	1990AR(1)-GARCH(1,1)
	1991ARMA(1,1)-ARCH(1)
	1992C-GARCH(1,1)
	1993C-GARCH(1,1)
	1994C-ARCH(1)
	1995C-ARCH(1)
	1996ARMA(1,2)-ARCH(1)
	1997C-GARCH(1,1)
	1998C-GARCH(2,2)
	1999C-ARCH(1)

Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα από τα παραπάνω υποδείγματα καθώς και από τα αντίστοιχα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος ξεχωριστά. Ο σκοπός είναι να εξεταστεί η διαχρονική σταθερότητα της ύπαρξης σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση που εντοπίστηκε στο συνολικό δείγμα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα, ο οποίος εμφανίζει την cross-correlation function μόνο για το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων.

Πίνακας 13 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 13

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	-0,071	0,043	-0,011	-0,062	2E-06	-0,071	-0,056	0,0528	0,0152	0,074
-4	0,0338	-0,022	0,0014	-0,016	0,0796	-0,002	0,0007	0,002	-0,003	-0,027
-3	0,0105	-0,032	-0,043	0,0292	-0,007	-1E-04	-0,037	-0,018	0,0167	0,0531
-2	0,0136	-0,056	-0,05	-0,022	-0,053	-0,076	-0,044	-0,024	0,0064	0,0981
-1	0,095	0,0878	-0,031	-0,025	0,1451	-0,065	-0,017	-0,025	0,1443	0,078
0	-0,06	0,4864	0,0574	-0,054	-0,005	-0,041	0,0343	0,0299	0,3325	0,1222
1	-0,008	0,0513	-0,039	0,047	-0,043	-0,038	-0,072	-0,011	-0,03	0,1356
2	-0,06	0,0415	0,053	-0,064	-0,039	0,0615	-0,063	0,064	0,1658	0,1074
3	-0,023	-0,019	0,0139	0,0137	0,0283	-0,084	0,0138	-0,092	-0,045	-0,094
4	-0,051	0,015	-0,064	-0,003	0,1222	0,0156	-0,045	-0,048	-0,038	-0,058
5	-0,035	-0,021	-0,033	0,0888	-0,069	-0,1	0,0504	-0,005	0,0465	-0,086

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

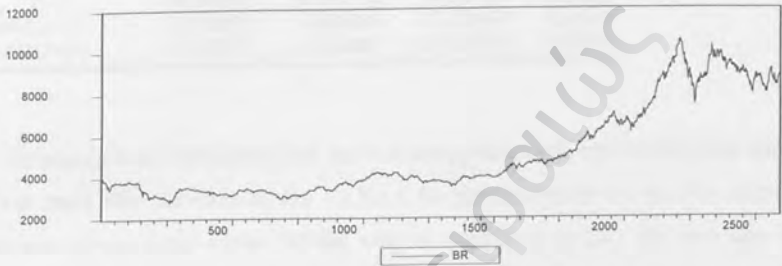
Από τον πίνακα φαίνεται ότι η σχέση αιτιότητας που παρατηρήθηκε στην προηγούμενη ανάλυση δεν επιβεβαιώνεται διαχρονικά. Αξίζει να σημειωθεί ότι σε πολλά έτη, η διακύμανση των αποδόσεων του Dow Jones εμφανίζεται να επηρεάζεται από αυτή των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ (χρονικό σημείο 0), συμπεράσμα το οποίο δε μπορεί να ληφθεί ως εμπειρικά σωστό. Αν εξετάσουμε μόνο τα σημεία της cross-correlation function που δείχνουν ότι η διακύμανση των αποδόσεων του Dow Jones προκαλεί αυτή του ΓΔΧΑΑ τότε βλέπουμε ότι, όπως και στην περίπτωση του S&P-500, μόνο το 1994 και το 1998 υπάρχει μια τέτοια σχέση. Αυτή, όμως, η σχέση στα συγκεκριμένα έτη πρέπει να είναι αρκετά «δυνατή» σε σύγκριση με τα αποτελέσματα στα άλλα επιμέρους ετήσια δείγματα, αφού οδηγεί στο συμπέρασμα ότι σε ολόκληρη τη δεκαετία του '90 (βάσει πάντα της ακολουθούμενης μεθοδολογίας) η διακύμανση των αποδόσεων του Dow Jones does cause με μία υστέρηση την διακύμανση του ΓΔΧΑΑ.

Καταλήγωντας, συμπεραίνουμε ότι, στο συνολικό δείγμα η παρελθούσα διακύμανση του Dow Jones επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Επιπλέον, έχουμε ένδειξη ότι η παρελθούσα απόδοση του Dow Jones επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ. Πάντως, η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση που εντοπίστηκε δεν παραμένει διαχρονικά σταθερή.

4.4. ΓΔΧΑΑ και Brussels All Share-Price Index (BAS)

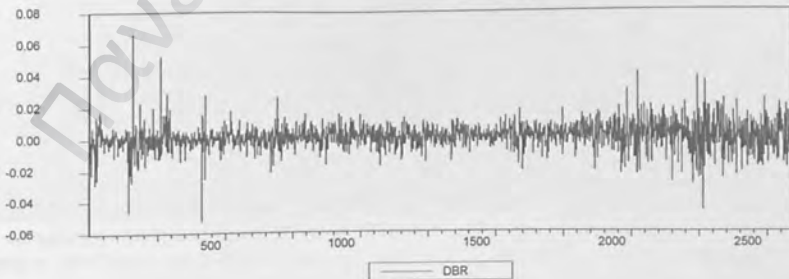
Ο BAS είναι ο πιο αντιπροσωπευτικός δείκτης της Βελγικής χρηματιστηριακής αγοράς. Στα διαγράμματα 7 και 8 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του BAS για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

Διάγραμμα 7 Τιμές BAS (1990-1999)



Σημειώνεται ότι, η σειρά των αποδόσεων του BAS δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (ADF: $-21,50$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$). Παράλληλα, η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς μπορεί να στηριχθεί και από την εξέταση του διαγράμματος της. Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε για να υποδειγματοποιήσουμε τις αποδόσεις του BAS είναι το AR(1)-GARCH(1,1), αφού με αυτόν τον τρόπο αποκτήσαμε κατάλοιπα που δεν παρουσίαζαν αυτοσυσχέτιση στο επίπεδο και στο τετράγωνο τους. Στον πίνακα 15 παρουσιάζονται οι παράμετροι του μοντέλου για τον BAS για το συνολικό δείγμα.

Διάγραμμα 8 Αποδόσεις BAS (1990-1999)



Πίνακας 15 Μοντέλο Αποδόσεων BAS για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000456	0.000146	3.111755	0.0019
AR(1)	0.216160	0.016878	12.80705	0.0000
Variance Equation				
C	8.54E-07	8.24E-08	10.35703	0.0000
ARCH(1)	0.046580	0.002685	17.35094	0.0000
GARCH(1)	0.935797	0.003967	235.8767	0.0000

Τα παραχθέντα κατάλοιπα από την υποδειματοποίηση των αποδόσεων του BAS καθώς και αυτά των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ θα χρησιμοποιηθούν για την κατασκευή των τυποποιημένων καταλοίπων, καθώς και το τετράγωνο αυτών. Με τον ίδιο τρόπο όπως παραπάνω, κατασκευάσαμε τη cross-correlation function έως πέντε υστερήσεις, από την οποία θα εκτιμήσουμε αν υπάρχει σχέση αιτιότητας τόσο για το μέσο όσο και για τη διακύμανση. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 16 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και των τετραγώνων τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 15

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross Correlation
0,0502	-5	0,0010	1,5798	-5	0,0311
-0,1047	-4	-0,0021	2,0884*	-4	0,0411*
0,0570	-3	0,0011	-0,5031	-3	-0,0099
0,3797	-2	0,0075	1,0852	-2	0,0213
2,7313*	-1	0,0537*	4,4627*	-1	0,0877*
5,7198*	0	0,1124*	9,2927*	0	0,1826*
0,0816	1	0,0016	0,6135	1	0,0121
0,4175	2	0,0082	0,7737	2	0,0152
-0,2253	3	-0,0044	-0,8871	3	-0,0174
0,8306	4	0,0163	0,3903	4	0,0077
-0,5982	5	-0,0118	1,2972	5	0,0255
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του BAS σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ. Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του BAS σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ.

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση του παραπάνω πίνακα θα πρέπει να σημειώσουμε ότι, επειδή η αγορά του Βελγίου ξεκινάει να λειτουργεί κάθε εργάσιμη μέρα 2 ώρες περίπου μετά την έναρξη της συνεδρίασης του ΧΑΑ θα θεωρήσουμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη στο χρονικό σημείο 0 θα σημαίνει ότι οι αποδόσεις του δείκτη ΒΑΣ επηρεάζουν τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ. Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι η διακύμανση των αποδόσεων του ΒΑΣ προκαλεί την αντίστοιχη παράμετρο των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στην πρώτη υστέρηση καθώς και κατά την ίδια ημέρα (σημείο 0). Παράλληλα, επηρεάζει την απόδοση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα, καθώς και με μία και τέσσερις υστερήσεις. Με αυτή την πληροφόρηση θα κατασκευάσουμε ένα νέο υπόδειγμα για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ, που θα είναι MA(1)-GARCH(1,1) με επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση της διακύμανσης το τετράγωνο της απόδοσης του ΒΑΣ την ίδια χρονική στιγμή καθώς και με μία υστέρηση, ενώ στην εξίσωση του μέσου θα προσθέσουμε την απόδοση του ΒΑΣ την ίδια χρονική στιγμή καθώς και την πρώτη και τέταρτη υστέρηση της. Έτσι, το νέο μοντέλο προς εκτίμηση για το ΓΔΧΑΑ είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{\text{BAS},t} + \beta_3 * R_{\text{BAS},t-1} + \beta_4 * R_{\text{BAS},t-4}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{\text{BAS},t}^2 + c_2 * R_{\text{BAS},t-1}^2$$

όπου R εκφράζει πάλι τις αποδόσεις των σειρών.

Το νέο εκτιμημένο υπόδειγμα για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον πίνακα 17 ενώ στον πίνακα 18 παρουσιάζεται η νέα cross-correlation function των καταλοίπων του νέου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ και του ήδη εκτιμημένου για τον ΒΑΣ.

Πίνακας 17 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του ΒΑΣ

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.33E-05	0.000294	0.215159	0.8296
BAS	0.338788	0.039729	8.527376	0.0000
BAS(-1)	0.149151	0.040494	3.683296	0.0002
BAS(-4)	0.046281	0.038363	1.206416	0.2277
MA(1)	0.222386	0.020813	10.68470	0.0000
Variance Equation				
C	4.59E-06	9.28E-07	4.943073	0.0000
ARCH(1)	0.207491	0.017303	11.99188	0.0000
GARCH(1)	0.768257	0.013864	55.41462	0.0000
BAS^2	0.257443	0.064206	4.009652	0.0001
BAS(-1)^2	-0.083831	0.058410	-1.435217	0.1512

Από τον πίνακα 17 φαίνεται ότι η απόδοση την ίδια ημέρα καθώς και η πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του BAS είναι στατιστικά σημαντικές (z-statistic: 8,52 και 3,68 αντίστοιχα) ενώ δε συμβαίνει το ίδιο με την τέταρτη υστέρηση, αφού το z-statistic είναι 1,20. Αναφορικά με την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΧΑ, φαίνεται ότι υπάρχει ταυτόχρονη εξάρτηση από το τετράγωνο τη απόδοσης του BAS προς τη διακύμανση του ΓΔΧΧΑ (z-statistic: 4,00) με το συντελεστή να είναι θετικός, που σημαίνει ότι όταν αυξάνεται η διακύμανση στην αγορά του Βελγίου αυτό οδηγεί την ίδια μέρα σε αύξηση της διακύμανσης στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Το ίδιο όμως δε συμβαίνει με την πρώτη υστέρηση του τετραγώνου της απόδοσης του BAS, αφού αυτή δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντική (z-statistic: -1,43).

Πίνακας 18 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 17 και 15

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
0,0458	-5	0,0009	1,4999	-5	0,0295
-0,0559	-4	-0,0011	0,9662	-4	0,0190
-0,2797	-3	-0,0055	-0,7426	-3	-0,0146
0,6206	-2	0,0122	0,8648	-2	0,0170
1,9844	-1	0,0390*	1,3687	-1	0,0269
3,0891	0	0,0607*	1,3334	0	0,0262
-0,2290	1	-0,0045	0,3816	1	0,0075
0,1984	2	0,0039	0,5291	2	0,0104
-0,2594	3	-0,0051	-1,0274	3	-0,0202
0,8136	4	0,0160	0,2543	4	0,0050
-0,6203	5	-0,0122	1,0575	5	0,0208
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του BAS σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ. Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του BAS σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ.
* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 18 φαίνεται ότι το χρονικό σημείο 0 καθώς και η πρώτη υστέρηση της διακύμανσης των αποδόσεων του BAS εξακολουθούν να είναι στατιστικά σημαντικές, αλλά εμφανίζονται αρκετά πιο «αδύναμες» από τα «ευρήματα» της ανάλυσης που

προηγήθηκε. Αντίθετα, από την πλευρά του μέσου παρατηρείται ότι κανένα cross correlation δεν εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντικό.

Στον πίνακα 19 παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του BAS από το 1990 έως το 1999, για κάθε έτος ξεχωριστά. Η σειρά των αποδόσεων του BAS στα περισσότερα έτη (6 από τα 10) υποδειματοποιείται με ένα AR(1)-GARCH(1,1). Αυτή είναι και η αιτία που η συγκεκριμένη σειρά υποδειματοποιείται στο συνολικό δείγμα με ένα αντίστοιχο μοντέλο. Στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν πληροφορίες αναφορικά με την εκτίμηση των παρακάτω μοντέλων.

Πίνακας 19
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του BAS για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	BAS
1990	MA(1)-GARCH(1,1)
1991	C-GARCH(1,1)
1992	MA(1)-GARCH(1,1)
1993	AR(1)-ARCH(1)
1994	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)
1995	AR(1)-ARCH(1)
1996	AR(1)-ARCH(1)
1997	AR(1)-GARCH(1,1)
1998	AR(1)-GARCH(1,1)
1999	AR(1)-ARCH(1)

Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα από τα παραπάνω υποδείγματα καθώς και από τα αντίστοιχα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος ξεχωριστά. Ο απώτερος σκοπός είναι να εξεταστεί αν η ύπαρξη αιτιότητας στη διακύμανση που παρατηρήθηκε παραπάνω παρουσιάζει διαχρονική σταθερότητα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα, στον οποίο εμφανίζεται η cross-correlation function μόνο για το τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων (και όχι για το επίπεδο τους).

Πίνακας 20 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 19

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	0,0054	-0,025	0,0672	0,0945	-0,016	-0,018	0,002	-0,017	0,0798	0,0479
-4	-0,033	-0,017	0,0141	0,0024	-0,014	-0,008	-0,045	0,147	-0,005	-0,035
-3	-0,041	0,0304	-0,018	0,0949	-0,016	0,11	-0,035	-0,069	0,0261	-0,097
-2	0,0344	-0,025	-0,021	0,1071	0,1117	0,0304	-0,024	0,0193	0,0519	-0,047
-1	-0,024	0,1356*	-0,044	0,1496*	-0,031	-0,003	-0,042	-0,051	0,2594*	-0,045
0	-0,032	0,4214*	-0,032	0,1248*	0,0781	0,0198	0,064	0,0054	0,2579*	0,1319*
1	-0,033	0,0008	-0,048	-0,033	0,0542	-0,029	-0,061	-0,045	0,1077	0,0738
2	-0,027	0,0856	-0,038	-0,062	-0,047	-0,046	-0,054	0,0077	-0,072	0,0091
3	-0,011	0,034	-0,039	0,0243	-0,079	0,1551*	-0,079	0,0237	-0,052	0,0585
4	0,137*	0,0133	-0,005	0,0365	0,127*	-0,062	-0,012	-0,024	0,1253*	-0,064
5	-0,046	-0,006	-0,045	-0,017	0,0263	0,0501	0,0133	-0,035	-0,034	-0,041

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

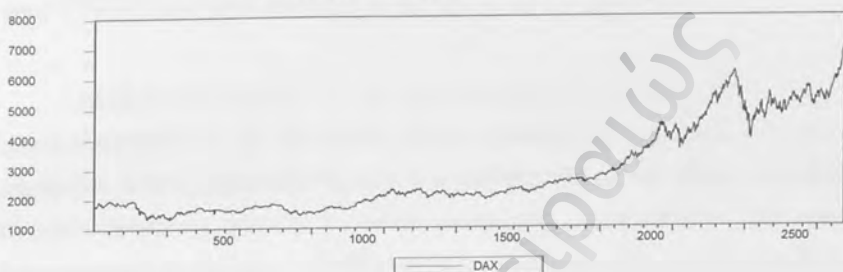
Από τον πίνακα φαίνεται ότι η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση που παρατηρήθηκε στην ανάλυση που προηγήθηκε δεν «επιμένει» διαχρονικά. Αξίζει να σημειωθεί ότι στα έτη 1990, 1994, 1995 και 1998 η διακύμανση των αποδόσεων του BAS εμφανίζεται να επηρεάζεται από αυτή των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ. Αν εξετάσουμε μόνο τα σημεία της cross-correlation function που δείχνουν ότι η διακύμανση των αποδόσεων του BAS προκαλεί αυτή του ΓΔΧΑΑ τότε βλέπουμε ότι μια τέτοια σχέση επιβεβαιώνεται 5 από τα 10 έτη, με την πρώτη υστέρηση και το χρονικό σημείο μηδέν (ταυτόχρονη εξάρτηση) να «επιβάλλονται» στο δείγμα.

Από την παραπάνω ανάλυση αποκτούμε ενδείξεις ότι η διακύμανση του BAS επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια μέρα και με μία υστέρηση. Βέβαια, το γεγονός ότι οι συντελεστές της πρώτης υστέρησης του τετραγώνου των αποδόσεων του BAS στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ είναι μη στατιστικά σημαντικός μας οδηγεί στο να δεχθούμε ότι η διακύμανση του BAS επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ μόνο κατά την ίδια ημέρα. Επίσης, η απόδοση του BAS επηρεάζει την απόδοση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια μέρα καθώς και με μία υστέρηση. Πάντως, η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση που παρουσιάζεται στο συνολικό δείγμα δε φαίνεται να ισχύει διαχρονικά.

4.5. ΓΔΧΑΑ και DAX

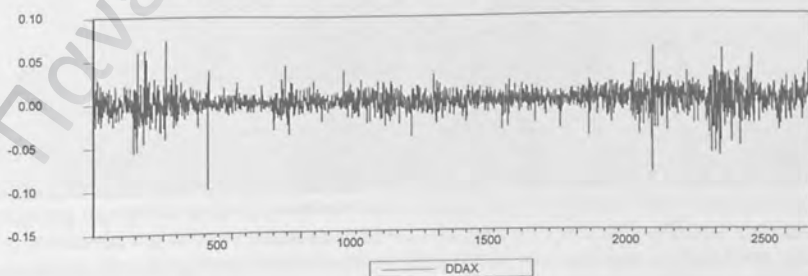
Ο δείκτης DAX είναι ο κυριότερος χρηματιστηριακός δείκτης της γερμανικής αγοράς. Στα διαγράμματα 9 και 10 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του DAX για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

Διάγραμμα 9 Τιμές DAX (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του DAX δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (ADF: $-22,22$ με critical value στο 1% $-3,43$). Ταυτόχρονα, η στασιμότητα της σειράς των αποδόσεων του δείκτη δύναται να στηριχθεί και από το διάγραμμα της. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε για να μοντελοποιήσουμε τις αποδόσεις του DAX ήταν το C(1)-GARCH(1,1). Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται οι εκτιμημένοι παράμετροι του μοντέλου για τις αποδόσεις του DAX, χρησιμοποιώντας το συνολικό δείγμα (1990-1999).

Διάγραμμα 10 Αποδόσεις DAX (1990-1999)



Πίνακας 21 Μοντέλο Αποδόσεων DAX για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000490	0.000224	2.185437	0.0289
Variance Equation				
C	6.88E-06	1.18E-06	5.847961	0.0000
ARCH(1)	0.077081	0.010322	7.467507	0.0000
GARCH(1)	0.875211	0.017089	51.21633	0.0000

Τα παραγόμενα κατάλοιπα από την μοντελοποίηση των αποδόσεων του DAX θα χρησιμοποιηθούν για την κατασκευή των τυποποιημένων καταλοίπων, καθώς και το τετράγωνο αυτών. Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία με παραπάνω κατασκευάσαμε τη cross-correlation function με πέντε υστερήσεις, με τη βοήθεια της οποίας θα διαπιστώσουμε αν υπάρχουν ενδείξεις για σχέση αιτιότητας τόσο για το μέσο όσο και για τη διακύμανση μεταξύ των δύο σειρών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 22 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 21

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Cross-Correlation	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Cross-Correlation
Z-STATISTIC	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ		Z-STATISTIC	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	
1,1226	-5	0,02208	0,9730	-5	0,0191
0,2706	-4	0,00532	1,1666	-4	0,0229
0,0062	-3	0,00012	0,3318	-3	0,0065
-0,2737	-2	-0,00538	1,2984	-2	0,0255
2,4077*	-1	0,04732*	4,4024	-1	0,0865*
4,0367*	0	0,07932*	7,8978	0	0,1552*
-0,1200	1	-0,00236	0,1602	1	0,0031
0,3498	2	0,00688	1,9152	2	0,0376
-0,0766	3	-0,00151	0,2775	3	0,0055
0,4639	4	0,00912	-0,1699	4	-0,0033
-0,5981	5	-0,01176	-1,7953	5	-0,0353
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του DAX σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑ. Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του DAX σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑ.

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Όπως στην περίπτωση του BAS, έτσι και εδώ θα θεωρήσουμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη στο χρονικό σημείο 0 θα σημαίνει ότι οι αποδόσεις του δείκτη DAX επηρεάζουν τη συγκεκριμένη ροπή των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ. Αυτό θεωρείται σωστό αφού η αγορά της Γερμανίας ξεκινάει να λειτουργεί 1 ώρα περίπου μετά από την έναρξη του ΧΑΑ, έτσι ώστε η ροή κάθε είδους «πληροφορίας» να μπορεί να μεταφερθεί από τη Γερμανική αγορά προς την Ελληνική κατά την ίδια ημέρα. Στο συγκεκριμένο πίνακα φαίνεται ότι η διακύμανση των αποδόσεων του DAX επηρεάζει την αντίστοιχη των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα καθώς και με μία υστέρηση. Επίσης, επηρεάζει την απόδοση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα καθώς και με μία υστέρηση. Παίρνοντας αυτή την πληροφόρηση θα υποδειγματοποιήσουμε εκ νέου τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ με ένα μοντέλο MA(1)-GARCH(1,1) που θα έχει επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση της διακύμανσης το τετράγωνο της απόδοσης του DAX την ίδια χρονική στιγμή καθώς και με μία υστέρηση, ενώ στην εξίσωση του μέσου θα προσθέσουμε την απόδοση του DAX στη χρονική στιγμή 0 καθώς και την πρώτη υστέρηση της. Το νέο μοντέλο που θα εκτιμηθεί για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ θα είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{DAX,t} + \beta_3 * R_{DAX,t-1}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + a_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{DAX,t}^2 + c_2 * R_{DAX,t-1}^2$$

όπου R εκφράζει πάλι τις αποδόσεις των σειρών.

Η εκτίμηση του νέου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 23 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΧΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του DAX

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000175	0.000309	0.566843	0.5708
DAX	0.163826	0.024917	6.574915	0.0000
DAX(-1)	0.107610	0.022406	4.802814	0.0000
MA(1)	0.226720	0.020205	11.22125	0.0000
Variance Equation				
C	5.96E-06	8.85E-07	6.732653	0.0000
ARCH(1)	0.205999	0.016757	12.29332	0.0000
GARCH(1)	0.769948	0.013039	59.05168	0.0000
DAX^2	0.121882	0.026270	4.639538	0.0000
DAX(-1)^2	-0.068493	0.024122	-2.839471	0.0045

Από τον πίνακα 23 φαίνεται ότι οι συντελεστές της απόδοσης του DAX την ίδια ημέρα καθώς και της πρώτη υστέρησης της είναι στατιστικά σημαντικές (z-statistic:6,57 και 4,8 αντίστοιχα) Από την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΧΧΑΑ, το υπόδειγμα μας δείχνει ότι υπάρχει ταυτόχρονη καθώς και με μία υστέρηση εξάρτηση από το τετράγωνο τη απόδοσης του DAX προς τη διακύμανση του ΓΧΧΑΑ (οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί αφού z-statistic:4,64 και -2,83, αντίστοιχα). Το γεγονός ότι ο συντελεστής του τετραγώνου του DAX(0) είναι θετικός σημαίνει ότι όταν αυξάνεται η διακύμανση στην αγορά της Γερμανίας αυτό οδηγεί την ίδια μέρα σε αύξηση της διακύμανσης στην εγχώρια αγορά, ενώ αντίθετα, ο αρνητικός συντελεστής στο τετράγωνο του DAX(-1) σημαίνει ότι αύξηση της διακύμανσης του DAX την προηγούμενη μέρα οδηγεί σε μείωση της διακύμανσης του ΓΧΧΑΑ. Το μέγεθος του τετραγώνου του DAX(0) σε σύγκριση με αυτόν του τετραγώνου του DAX(-1) μας κάνει να συμπεράνουμε ότι η συνολική σχέση σε ολόκληρο το δείγμα είναι θετική.

Στον πίνακα 24 παρουσιάζεται η νέα cross-correlation function των καταλοίπων που προέκυψαν από το νέο υπόδειγμα για το ΓΧΧΑΑ και των καταλοίπων του ήδη εκτιμημένου για τον DAX.

Πίνακας 24 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 23 και 21

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
1,0067	-5	0,0198	1,0474	-5	0,0206
0,2543	-4	0,005	1,1340	-4	0,0223
-0,2848	-3	-0,0056	0,2747	-3	0,0054
-0,1882	-2	-0,0037	1,9891*	-2	0,0391*
1,5366	-1	0,0302	1,7249	-1	0,0339
2,1222*	0	0,0417*	1,7151	0	0,0337
-0,1628	1	-0,0032	0,1832	1	0,0036
0,3408	2	0,0067	1,8467	2	0,0363
-0,2289	3	-0,0045	0,2594	3	0,0051
0,3356	4	0,0066	-0,2187	4	-0,0043
-0,5999	5	-0,0118	-1,7490	5	-0,0344
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του DAX σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ. Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του DAX σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ.

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 24 φαίνεται ότι το cross correlation του χρονικού σημείου 0 των τυποποιημένων καταλοίπων εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντικό, αλλά εμφανίζεται αρκετά πιο «αδύναμο» από ότι στην ανάλυση που προηγήθηκε. Αντίθετα, αναφορικά με τα τυποποιημένα κατάλοιπα, παρατηρείται ότι το cross correlation της δεύτερης υστερήσης του DAX εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό. Το γεγονός ότι η συγκεκριμένη υστερήση δεν εμφανίστηκε σημαντική στην αρχική ανάλυση μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι πρόκειται για λάθος Τύπου I.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η υποδειγματοποίηση των αποδόσεων του DAX από το 1990 έως το 1999. Διαχρονικά, η σειρά των αποδόσεων του DAX δεν παρουσιάζει κάποια συγκεκριμένη «τάση» αναφορικά με την υποδειγματοποίηση της. Το γεγονός ότι η σειρά εμφανίζεται «λευκός θόρυβος» στο συνολικό δείγμα δε φαίνεται να στηρίζεται από την υποδειγματοποίηση της σε κάποια συγκεκριμένα έτη.

Πίνακας 25
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του DAX για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	DAX
ΕΤΗ	
1990	C-GARCH(1,1)
1991	AR(3)-ARCH(1)
1992	MA(2)-GARCH(1,1)
1993	AR(2)-ARCH(1)
1994	C-ARCH(1)
1995	ARMA(2,2)-GARCH(1,1)
1996	MA(1)-GARCH(1,1)
1997	ARMA(1,2)-GARCH(1,1)
1998	AR(2)-GARCH(1,1)
1999	C-GARCH(1,1)

Ακολουθώντας την ίδια με παραπάνω μεθοδολογία, χρησιμοποιήσαμε τα κατάλοιπα των παραπάνω υποδειγμάτων, καθώς και τα κατάλοιπα από τα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ κατά τα αντίστοιχα έτη και κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος ξεχωριστά. Τα αποτελέσματα, τα οποία αφορούν μόνο το τετράγωνο των καταλοίπων, παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 26 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 25

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	0,0765	-0,031	-0,011	-0,034	0,1092	0,1521	0,0106	0,0018	0,0783	0,0669
-4	0,027	-0,011	0,0086	-0,076	-0,084	-0,026	0,0036	-0,015	0,3141	-0,076
-3	-0,051	0,0918	-0,035	0,0635	-0,031	-0,017	-0,018	-0,052	-0,032	-0,08
-2	0,0053	-0,052	-0,068	-0,008	0,1075	0,0545	-0,071	0,0072	0,0298	0,0421
-1	0,0849	0,1458	0,0068	0,1748	-0,108	-0,046	0,0069	-0,034	0,0696	0,0142
0	0,0797	0,4221	-0,006	-0,007	0,0915	-0,056	-0,002	0,0419	0,1478	0,1547
1	-0,004	0,0117	-0,043	-0,021	-0,019	-0,028	-0,016	-0,021	-0,018	-7E-04
2	-0,063	0,0886	-0,033	-0,016	-0,086	-0,033	-0,051	-0,043	0,0032	-0,076
3	-0,02	-1E-03	0,0263	-0,051	-0,075	0,058	0,0206	-0,044	-0,046	0,0833
4	0,0169	0,0425	0,0195	-0,037	0,2656	-0,057	0,0337	0,1453	-0,054	-0,095
5	-0,034	0,0024	-0,049	-0,116	-0,015	0,0281	-0,07	-0,051	0,0646	0,0294

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται, για μία ακόμη φορά, ότι η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση που εντοπίστηκε στην ανάλυση που προηγήθηκε δεν «επιμένει» διαχρονικά.

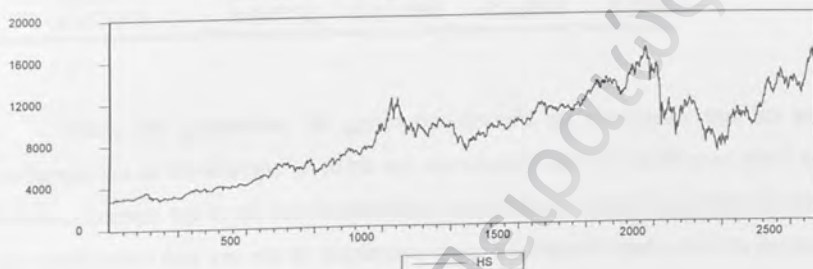
Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι τα σημεία τα οποία εξακολουθούν να δείχνουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το DAX προς το ΓΔΧΑΑ είναι κυρίως το χρονικό σημείο 0 και η πρώτη υστέρηση του DAX. Πάλι, πάντως, βλέπουμε ότι κατά το 1994 και το 1997 εμφανίζεται η τέταρτη υστέρηση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ να επηρεάζει τη διακύμανση του DAX. Κάτι τέτοιο δε στηρίζεται όμως από την προηγούμενη ανάλυση αλλά ούτε και από την «κοινή» λογική.

Επομένως, από την παραπάνω ανάλυση, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η διακύμανση του DAX επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα καθώς και την προηγούμενη. Επίσης, εντοπίστηκε σχέση αιτιότητας στο μέσο των αποδόσεων από τον DAX προς το ΓΔΧΑΑ κατά τις ίδιες χρονικές στιγμές. Σημειώνουμε όμως ότι, η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση που εντοπίστηκε δεν παραμένει σταθερή διαχρονικά.

4.6. ΓΔΧΑΑ και Hang-Seng

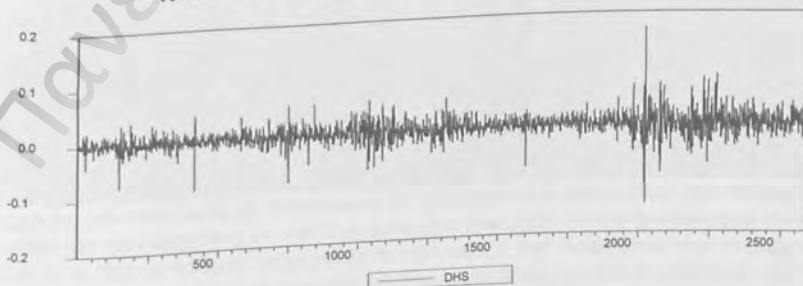
Ο δείκτης Hang-Seng είναι από τους γνωστότερους χρηματιστηριακούς δείκτες των αγορών της Ανατολικής Ασίας. Στα διαγράμματα 11 και 12 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του Hang-Seng για το χρονικό διάστημα 1990-1999.

Διάγραμμα 11 Τιμές Hang-Seng (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του Hang-Seng δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα ($ADF = -22,80$ με critical value στο 1% $-3,43$), ενώ η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς διαπιστώνεται και από το διάγραμμα της. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε για να υποδειγματοποιήσει τις αποδόσεις του Hang-Seng ήταν το $AR(3)$ - $GARCH(1,1)$. Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται οι εκτιμημένοι παράμετροι του μοντέλου για τις αποδόσεις του Hang-Seng για τη περίοδο 1990-1999.

Διάγραμμα 12 Αποδόσεις Hang-Seng (1990-1999)



Πίνακας 27 Μοντέλο Αποδόσεων Hang-Seng για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001186	0.000303	3.909684	0.0001
AR(1)	0.121869	0.021742	5.605184	0.0000
AR(2)	0.007630	0.021259	0.358886	0.7197
AR(3)	0.032757	0.020667	1.584999	0.1130
Variance Equation				
C	8.33E-06	7.82E-07	10.65509	0.0000
ARCH(1)	0.119016	0.009132	13.03282	0.0000
GARCH(1)	0.849733	0.010255	82.86011	0.0000

Όπως και παραπάνω, θα χρησιμοποιήσουμε τα κατάλοιπα από το παραπάνω υπόδειγμα και σε συνδυασμό με αυτά που προκύπτουν από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ θα κατασκευάσουμε την cross-correlation function με πέντε υστερήσεις, τόσο για το επίπεδο των καταλοίπων όσο και για το τετράγωνο τους. Τα αποτελέσματα από τη συγκεκριμένη ανάλυση παρουσιάζονται στον πίνακα 28.

Πίνακας 28 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 27

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
1,3458	-5	0,0265	0,8307	-5	0,0163
-0,6629	-4	-0,0130	1,5316	-4	0,0301
0,0819	-3	0,0016	1,5118	-3	0,0297
0,3026	-2	0,0059	1,2611	-2	0,0248
1,3602	-1	0,0267	0,3213	-1	0,0063
3,4587*	0	0,0680*	6,1330*	0	0,1205*
0,3399	1	0,0067	-1,3763	1	-0,0270
1,0712	2	0,0211	0,7449	2	0,0146
0,4074	3	0,0080	-0,3827	3	-0,0075
-0,1010	4	-0,0020	-1,3228	4	-0,0260
-0,6548	5	-0,0129	-0,5774	5	-0,0114
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Hang-Seng σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Hang-Seng σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Λόγω του γεγονότος ότι η αγορά του Hong-Kong ξεκινάει να λειτουργεί καθημερινά 6 περίπου ώρες προτού ξεκινήσει η συνεδρίαση στο ΧΑΑ, θα θεωρήσουμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη την ίδια χρονική στιγμή (ταυτόχρονη εξάρτηση) θα σημαίνει ότι οι αποδόσεις και η διακύμανση του Hang Seng προκαλούν τις αποδόσεις και τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Από το συγκεκριμένο πίνακα διαπιστώνεται ότι η διακύμανση και η απόδοση του Hang-Seng επηρεάζει τα αντίστοιχα του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα (στο χρονικό σημείο 0).

Δεδομένης της παραπάνω πληροφόρησης θα επαναυποδειγματοποιήσουμε τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ με ένα μοντέλο MA(1)-GARCH(1,1) και με επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου την απόδοση του Hang-Seng στο σημείο 0 (ταυτόχρονη εξάρτηση) και στην εξίσωση της διακύμανσης το τετράγωνο αυτής κατά την ίδια χρονική στιγμή. Το νέο μοντέλο για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{\text{Hang-Seng},t}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{\text{Hang-Seng},t}^2$$

όπου R εκφράζει πάλι τις αποδόσεις των σειρών.

Το νέο εκτιμημένο υπόδειγμα για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον πίνακα 29, ενώ στον αμέσως παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η cross-correlation function των καταλοίπων του τελευταίου υποδείγματος για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ και του αντίστοιχου για τον Hang-Seng.

Πίνακας 29 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του Hang-Seng

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000249	0.000309	0.805842	0.4203
Hang-Seng	0.087390	0.017593	4.967359	0.0000
MA(1)	0.239464	0.020899	11.45792	0.0000
Variance Equation				
C	4.80E-06	8.17E-07	5.877569	0.0000
ARCH(1)	0.195359	0.015677	12.46140	0.0000
GARCH(1)	0.790264	0.012783	61.82252	0.0000
Hang-Seng^2	0.023832	0.003726	6.396436	0.0000

Πίνακας 30 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 29 και 27

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ- ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
0,5135	-5	0,0101	0,5949	-5	0,0117
-1,0476	-4	-0,0206	1,4290	-4	0,0281
-0,8647	-3	-0,017	0,9969	-3	0,0196
-0,2951	-2	-0,0058	0,8954	-2	0,0176
0,3918	-1	0,0077	0,8396	-1	0,0165
1,3181	0	0,0259	1,5675	0	0,0308
1,7911	1	0,0352	-1,3586	1	-0,0267
0,9717	2	0,0191	0,7478	2	0,0147
0,1984	3	0,0039	-0,4476	3	-0,0088
0,0509	4	0,001	-1,2866	4	-0,0253
-0,4169	5	-0,0082	-0,4728	5	-0,0093
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Hang-Seng σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Hang-Seng σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 29 φαίνεται ότι οι συντελεστές της απόδοσης του Hang-Seng την ίδια ημέρα είναι στατιστικά σημαντική (z-statistic:4,96) στην ερμηνεία του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, ενώ το ίδιο συμβαίνει και με το τετράγωνο της απόδοσης του Hang-Seng στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΧΑ (z-statistic:6,39). Το γεγονός ότι ο συντελεστής του Hang-Seng είναι θετικός σημαίνει ότι όταν αυξάνεται η διακύμανση στην αγορά του Hong-Kong αυτό οδηγεί, κατά την ίδια ημέρα, σε αύξηση της διακύμανσης στην εγχώρια αγορά.

Επίσης, από τον πίνακα 30 φαίνεται ότι η παραπέρα υποδειματοποίηση του ΓΔΧΑΑ «εξαφάνισε» οποιοδήποτε είδος εξάρτησης μεταξύ των καταλοίπων και των τετραγώνων των καταλοίπων των δύο σειρών.

Τέλος, στον παρακάτω πίνακα 31 παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του Hang-Seng για κάθε έτος ξεχωριστά, από το 1990 έως το 1999. Όπως και στην περίπτωση του DAX, η σειρά των αποδόσεων του Hang-Seng δεν παρουσιάζει,

μέσα στη συγκεκριμένη δεκαετία, κάποιο συγκεκριμένο pattern αναφορικά με την υποδειματοποίηση της.

Πίνακας 31
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του Hang-Seng για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	Hang-Seng
ΕΤΗ	
	1990MA(1)-ARCH(1)
	1991C-GARCH(1,1)
	1992ARMA(1,1)-GARCH(1,1)
	1993AR(1)-GARCH(1,1)
	1994C-GARCH(1,1)
	1995ARMA(2,1)-GARCH(1,1)
	1996ARMA(2,2)-ARCH(1)
	1997ARMA(2,2)-GARCH(1,1)
	1998AR(3)-GARCH(2,1)
	1999C-ARCH(1)

Ακολουθώντας, για μία ακόμη φορά, την ίδια μεθοδολογία, χρησιμοποιούμε τα κατάλοιπα των παραπάνω υποδειγμάτων, καθώς και τα κατάλοιπα από τα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ για τα αντίστοιχα έτη προκειμένου να κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε μεμονωμένη χρονιά. Τα αποτελέσματα, τα οποία αφορούν μόνο το τετράγωνο των καταλοίπων, παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 32 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 31

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	0,0699	-0,036	0,0293	-0,059	0,178*	0,0085	0,0163	0,1272*	-0,035	0,0354
-4	-0,028	-0,014	0,0138	-0,078	0,0167	-0,012	-0,019	-0,041	-0,042	0,1181
-3	-0,061	-0,003	-0,015	-0,059	0,0452	0,0373	-0,048	0,036	0,083	-0,035
-2	0,0154	-0,009	0,0691	-0,061	-0,003	-0,033	-0,043	-0,008	-0,033	0,0342
-1	0,0406	0,1237*	-0,044	-0,115	-0,03	-0,066	-0,029	0,0372	-0,047	0,0708
0	0,0437	0,2746*	0,038	-0,026	0,0272	-0,069	0,0078	0,041	0,1033	0,1002
1	-0,012	0,0059	0,0138	-0,061	-0,053	-0,008	0,0278	-0,044	0,0941	0,019
2	-0,012	0,0793	-0,059	0,0721	-0,062	0,1495*	-0,046	-0,051	0,0937	-0,041
3	-0,036	0,034	0,0719	-0,01	-0,091	-0,035	-0,054	-0,059	0,0251	5E-06
4	-0,025	0,0412	-0,036	-0,004	-0,043	0,033	0,0343	-0,027	-0,031	-0,015
5	-0,019	0,0201	0,0185	0,0136	-0,003	0,0332	-0,028	-0,061	-0,003	-0,156*

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

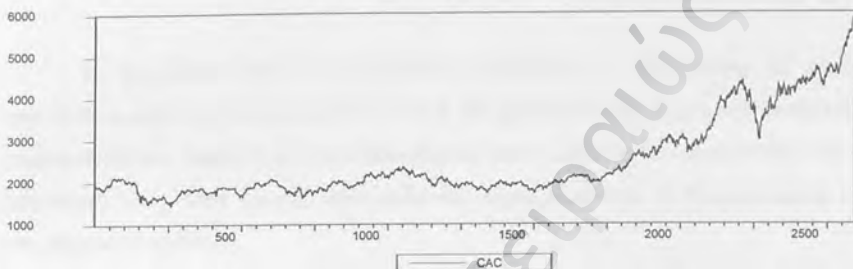
Όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις, η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση από το Hang-Seng προς το ΓΔΧΑΑ που εντοπίστηκε στην ανάλυση που προηγήθηκε δεν δύναται να ισχυρισθεί ότι επιμένει διαχρονικά. Μόνο 3 χρονιές (1991, 1994 και 1997) παρατηρείται μια τέτοια σχέση, η οποία όμως εμφανίζεται σε άσχετες σχεδόν υστερήσεις σε σύγκριση με την εξέταση του συνολικού δείγματος. Επίσης, βλέπουμε ότι κατά το 1995 και το 1999 η δεύτερη και πέμπτη υστέρηση, αντίστοιχα της διακύμανσης, του ΓΔΧΑΑ εμφανίζεται να επηρεάζει την αντίστοιχη του Hang-Seng, γεγονός που δε μπορεί να στηριχθεί ούτε από την ανάλυση που προηγήθηκε αλλά ούτε και από την πεποίθησή μας για την κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση που θα περιμέναμε.

Καταλήγωντας, συμπεραίνουμε ότι η διακύμανση του Hang-Seng επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα. Στο ίδιο αποτέλεσμα καταλήγουμε όσον αφορά την απόδοση. Η σχέση όμως που εντοπίστηκε για τη διακύμανση δε φαίνεται να επιμένει διαχρονικά.

4.7. ΓΔΧΑΑ και CAC-40

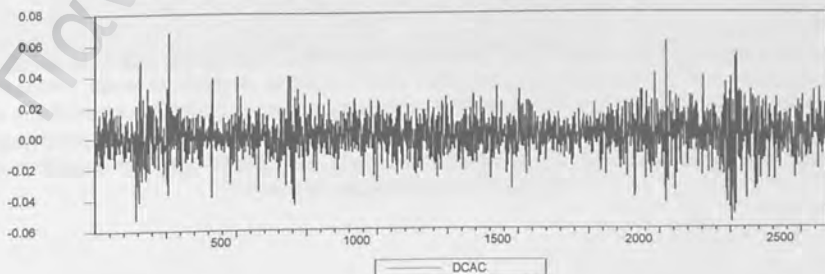
Ο δείκτης CAC-40 είναι ο κυριότερος χρηματιστηριακός δείκτης της Γαλλικής κεφαλαιαγοράς. Στα διαγράμματα 13 και 14 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του CAC-40 για τη δεκαετία του '90.

Διάγραμμα 13 Τιμές CAC-40 (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του CAC-40 δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (Augmented Dickey-Fuller: $-23,26$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$). Η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς διαπιστώνεται, επίσης και από το διάγραμμα της. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε προκειμένου να μοντελοποιήσουμε τις αποδόσεις και τη δεσμευμένη διακύμανση του CAC-40 είναι το MA(1)-GARCH(1,1), με απώτερο σκοπό, όπως πάντα, να παράγουμε κατάλοιπα τα οποία δεν θα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται οι εκτιμημένοι παράμετροι του μοντέλου για τις αποδόσεις και τη διακύμανση του CAC-40, για τη περίοδο 1990-1999.

Διάγραμμα 14 Αποδόσεις CAC-40 (1990-1999)



Πίνακας 33 Μοντέλο Αποδόσεων CAC-40 για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000538	0.000226	2.382429	0.0172
MA(1)	0.069523	0.020586	3.377248	0.0007
Variance Equation				
C	5.45E-06	1.17E-06	4.678020	0.0000
ARCH(1)	0.083161	0.009278	8.962914	0.0000
GARCH(1)	0.876818	0.015046	58.27601	0.0000

Τα κατάλοιπα από το παραπάνω υπόδειγμα, σε συνδυασμό με αυτά που προκύπτουν από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ, θα χρησιμοποιηθούν για την κατασκευή της cross-correlation function με πέντε υστερήσεις, για το επίπεδο των καταλοίπων και για το τετράγωνο τους. Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τη συγκεκριμένη ανάλυση.

Πίνακας 34 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 33

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)			
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation	
1,4967	-5	0,0294	-0,6012	-5	-0,0118	
1,3199	-4	0,0260	2,0288*	-4	0,0399*	
-0,3922	-3	-0,0077	-0,2353	-3	-0,0046	
0,5823	-2	0,0114	2,9259*	-2	0,0575*	
2,5978*	-1	0,0511*	5,8746*	-1	0,1155*	
5,7450*	0	0,1129*	8,0529*	0	0,1582*	
-0,7063	1	-0,0139	-0,4186	1	-0,0082	
0,2688	2	0,0053	1,4653	2	0,0288	
-1,2368	3	-0,0243	-0,6478	3	-0,0127	
-0,9126	4	-0,0179	0,1043	4	0,0021	
-0,6673	5	-0,0131	-0,5984	5	-0,0118	
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΥΝΗΣ 5% : 1,96						

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του CAC-40 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του CAC-40 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Όπως και σε προηγούμενες περιπτώσεις, επειδή στη Γαλλική χρηματιστηριακή αγορά η συνεδρίαση ξεκινάει 1 περίπου ώρα προτού ξεκινήσει η συνεδρίαση στο ΧΑΑ, θα θεωρήσουμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη στην χρονική στιγμή 0 (ταυτόχρονη εξάρτηση) θα σημαίνει ότι οι αποδόσεις του CAC-40 επηρεάζουν το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ. Από τον πίνακα 34 διαπιστώνεται ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζεται από την πρώτη υστέρηση της διακύμανσης του CAC-40 καθώς και από τη διακύμανση του CAC-40 κατά την ίδια ημέρα (χρονικό σημείο 0). Από την άλλη, αναφορικά με το μέσο, η απόδοση του CAC-40 επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ στο σημείο 0 καθώς και με την πρώτη, δεύτερη και τέταρτη υστέρηση της.

Από την πληροφόρηση που λάβαμε από την παραπάνω ανάλυση, θα υποδειματοποιήσουμε εκ νέου τη σειρά των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ με ένα μοντέλο MA(1)-GARCH(1,1) και με επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου την απόδοση του CAC-40 στο σημείο 0 (ταυτόχρονη εξάρτηση), καθώς και την 1^η, 2^η και 4^η υστέρηση της. Στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ θα συμπεριλάβουμε την πρώτη υστέρηση του τετραγώνου της απόδοσης του CAC-40 καθώς και το τετράγωνο αυτής κατά την ίδια χρονική στιγμή. Έτσι, το νέο μοντέλο για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{CAC-40,t} + \beta_3 * R_{CAC-40,t-1} + \beta_4 * R_{CAC-40,t-2} + \beta_5 * R_{CAC-40,t-4}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{CAC-40,t}^2 + c_2 * R_{CAC-40,t-1}^2$$

όπου R εκφράζει, για μία ακόμη φορά, τις αποδόσεις των σειρών.

Η εκτίμηση του νέου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον παρακάτω πίνακα

Πίνακας 35 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του CAC-40

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000301	0.000307	0.978970	0.3276
CAC-40	0.143344	0.023700	6.048363	0.0000
CAC-40(-1)	0.123734	0.022607	5.473153	0.0000
CAC-40(-2)	0.088877	0.022055	4.029789	0.0001
CAC-40(-4)	0.034869	0.021109	1.651873	0.0986
MA(1)	0.228049	0.021122	10.79668	0.0000
Variance Equation				
C	2.66E-06	9.10E-07	2.928086	0.0034
ARCH(1)	0.211367	0.017542	12.04928	0.0000
GARCH(1)	0.768765	0.013969	55.03438	0.0000
CAC-40^2	0.165795	0.023954	6.921373	0.0000
CAC-40(-1)^2	-0.093186	0.022061	-4.223929	0.0000

Από τον πίνακα 35 φαίνεται ότι οι συντελεστές της πρώτης και της δεύτερης υστέρησης των αποδόσεων του CAC-40 καθώς και και της απόδοσης του κατά την ίδια ημέρα είναι στατιστικά σημαντικοί στην εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ (z-statistic: 5,47, 4,02 και 6,04 αντίστοιχα). Αντίθετα, δε μπορεί να αναφερθεί το ίδιο για τον συντελεστή της τέταρτης υστέρησης του CAC-40. (z-statistic: 1,65). Στην εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, τόσο η ταυτόχρονη εξάρτηση όσο και η πρώτη υστέρηση του CAC-40 που εμφανίστηκαν στατιστικά σημαντικές στη cross-correlation function επιβεβαιώνονται, αφού και οι συντελεστές και των δύο είναι στατιστικά σημαντικοί (z-statistic: 6,92 και -4,22, αντίστοιχα). Ο θετικός συντελεστής στο τετράγωνο της απόδοσης του CAC-40(0) υποδηλώνει ότι όσο αυξάνει η διακύμανση του CAC-40, αυξάνει και η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή του τετραγώνου της απόδοσης του CAC-40(-1) σημαίνει το ακριβώς αντίθετο. Όπως και στην περίπτωση του DAX, έτσι και εδώ, το απόλυτο μέγεθος του θετικού συντελεστή σε σχέση με αυτό του αρνητικού, εξασφαλίζει τη θετική σχέση της επιρροής της δεσμευμένης διακύμανσης του CAC-40 προς αυτή του ΓΔΧΑΑ.

Στον αμέσως παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η cross-correlation function των καταλοίπων του τελευταίου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ και του αντίστοιχου για τον CAC-40.

Πίνακας 36 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 35 και 33

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
1,1389	-5	0,0224	0,1068	-5	0,0021
1,1544	-4	0,0227	0,5543	-4	0,0109
-0,3357	-3	-0,0066	0,8392	-3	0,0165
0,4019	-2	0,0079	0,1374	-2	0,0027
1,7046	-1	0,0335	2,3508*	-1	0,0462*
4,3411*	0	0,0853*	2,3461*	0	0,0461*
-0,8294	1	-0,0163	-0,1374	1	-0,0027
0,2849	2	0,0056	1,3990	2	0,0275
-1,2258	3	-0,0241	-0,1780	3	-0,0035
-1,3171	4	-0,0259	0,1475	4	0,0029
-0,7067	5	-0,0139	-0,2695	5	-0,0053
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του CAC-40 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του CAC-40 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι η στατιστική σημαντικότητα του χρονικού σημείου 0 στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων δεν εξαλείφθηκε, παρά την παραμετροποίηση, αλλά μειώθηκε σημαντικά. Επίσης, το cross correlation της πρώτης υστερήσης των τυποποιημένων καταλοίπων εξακολουθεί να παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική, ενώ το ίδιο συμβαίνει και με το χρονικό σημείο 0. Πάντως, και τα δύο εμφανίζονται αισθητά πιο «αδύναμα» σε σχέση με την ανάλυση που προηγήθηκε.

Στον αμέσως παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του CAC-40 από το 1990 έως το 1999, για κάθε έτος ξεχωριστά. Σημαντικό είναι το γεγονός ότι μόνο το 1998 η σειρά των αποδόσεων του CAC-40 υποδειματοποιείται με MA1-GARCH(1,1) (το οποίο χρησιμοποιήθηκε για να μοντελοποιηθεί η σειρά για ολόκληρο το δείγμα). Επίσης, σε 4 συνεχόμενα έτη (1994-1997) η σειρά υποδειματοποιείται ως «λευκός θόρυβος», ενώ την ίδια συμπεριφορά είχε και το 1999.

Πίνακας 37
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του CAC-40 για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	CAC-40
1990	AR(1)-GARCH(1,1)
1991	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)
1992	ARMA(1,1)-GARCH(1,1)
1993	ARMA(2,1)-GARCH(1,1)
1994	C-ARCH(1)
1995	C-ARCH(1)
1996	C-ARCH(1)
1997	C-GARCH(1,1)
1998	MA(1)-GARCH(1,1)
1999	C-ARCH(1)

Ακολουθώντας την ίδια με παραπάνω μεθοδολογία, χρησιμοποιούμε τα τυποποιημένα κατάλοιπα, καθώς και τα τετράγωνα τους, που προκύπτουν από τα παραπάνω εκτιμημένα υποδείγματα μαζί με τα αντίστοιχα κατάλοιπα που έχουν προκύψει από τα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ για τα αντίστοιχα έτη, με σκοπό να κατασκευάσουμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος, ξεχωριστά. Τα αποτελέσματα, τα οποία αναφέρονται μόνο στο τετράγωνο των καταλοίπων, παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 38 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 37

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	0,0479	0,1181	0,0684	-0,017	-0,111	0,0282	-0,08	-0,01	0,0082	0,0639
-4	0,0553	0,0235	-0,029	-0,004	0,0348	0,0251	-0,062	0,1395*	0,0608	-0,027
-3	-0,007	0,0271	-0,044	0,0083	0,0095	0,0173	0,0287	-0,048	-0,009	-0,074
-2	0,0294	-0,028	-0,046	0,0729	-0,098	-0,039	0,0057	-0,026	0,1545*	0,0431
-1	0,2045*	0,0041	-0,005	0,0186	-0,036	-0,038	-0,04	0,0058	0,0574	0,1607*
0	0,1031	0,3784*	0,0024	-0,055	0,1316*	0,0631	-0,001	0,0965	0,165*	0,1906*
1	-0,063	-0,018	-0,041	0,0191	-0,093	0,01	0,001	-0,043	0,012	0,0064
2	-0,032	0,0124	0,0129	-0,065	-0,042	0,0163	-0,011	-0,03	0,0498	0,0121
3	-0,032	-0,025	-0,059	-0,022	-0,121	-0,066	-0,062	0,0436	0,0157	0,0041
4	-0,043	-0,016	-0,035	0,0703	0,0579	-0,018	-0,025	-0,009	5E-07	-0,116
5	-0,048	-0,016	0,0119	-0,046	-0,012	-0,056	-0,046	0,0661	-0,021	-0,058

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

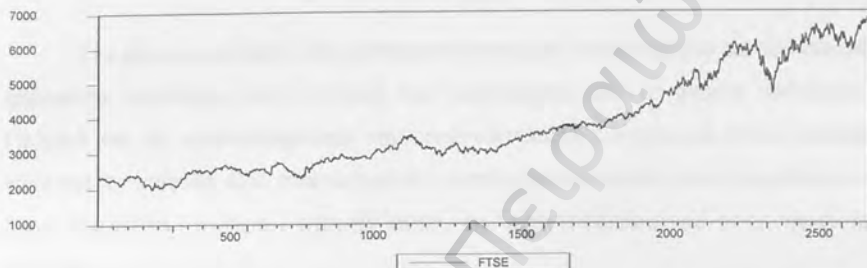
Η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση από το CAC-40 προς το ΓΔΧΑΑ που εντοπίστηκε στην ανάλυση που προηγήθηκε δεν φαίνεται να ισχύει αυστηρά για κάθε χρόνο. Σε αντίθεση, όμως, με τους προηγούμενους δείκτες, η διακύμανση των αποδόσεων του CAC-40 εμφανίζεται σε αρκετές χρονιές να επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ σημαντικό είναι ότι σε καμία χρονιά δεν εμφανίζεται σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με αντίστροφη κατεύθυνση (από το ΓΔΧΑΑ προς τον CAC-40). Επίσης, το cross correlation του χρονικού σημείου 0 (η διακύμανση του CAC-40 κατά την ίδια ημέρα) εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό 4 από τις 10 χρονιές, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι πράγματι υπάρχει διαχρονικά κάποια σχέση αιτιότητας από τον CAC-40 προς το ΓΔΧΑΑ, έστω και αν δεν ισχύει αυστηρά.

Συνοψίζοντας, από την παραπάνω ανάλυση λαμβάνουμε ενδείξεις ότι η παρελθούσα διακύμανση των αποδόσεων του CAC-40 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Έστω και αν αυτή η σχέση δεν ισχύει αυστηρά για κάθε έτος, παρουσιάζει μια σημαντική διαχρονική σταθερότητα. Τέλος, έχουμε ενδείξεις ότι και οι παρελθοντικές αποδόσεις του CAC-40 επηρεάζουν την απόδοση του ΓΔΧΑΑ.

4.8. ΓΛΧΑΑ και FTSE-100

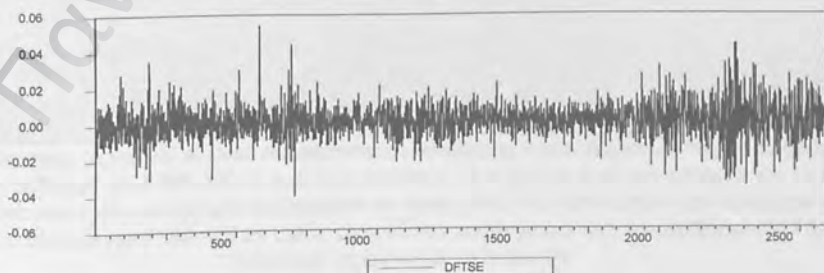
Ο δείκτης FTSE-100 είναι ο κυριότερος χρηματιστηριακός δείκτης της κεφαλαιαγοράς της Αγγλίας και ένας από τους γνωστότερους στην Ευρώπη. Στα διαγράμματα 15 και 16 παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του FTSE-100 για τη δεκαετία 1990-1999.

Διάγραμμα 15 Τιμές FTSE-100 (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του FTSE-100 δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (ADF $-23,70$ με critical value στο 1% $-3,43$), ενώ η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς μπορεί να διαπιστωθεί και από το διάγραμμα της. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε για να μοντελοποιήσουμε τις αποδόσεις και τη δεσμευμένη διακύμανση του FTSE-100 είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Στον πίνακα 39 παρουσιάζονται οι εκτιμημένοι παράμετροι του μοντέλου για τις αποδόσεις και τη διακύμανση των αποδόσεων του FTSE-100, για τη περίοδο 1990-1999.

Διάγραμμα 16 Αποδόσεις FTSE-100 (1990-1999)



Πίνακας 39 Μοντέλο Αποδόσεων FTSE-100 για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000485	0.000160	3.025400	0.0025
AR(1)	-0.272057	0.121612	-2.237094	0.0253
MA(1)	0.334383	0.116785	2.863233	0.0042
Variance Equation				
C	1.40E-06	4.15E-07	3.373451	0.0007
ARCH(1)	0.060626	0.010018	6.051545	0.0000
GARCH(1)	0.919656	0.012977	70.86908	0.0000

Για μία ακόμη φορά, θα χρησιμοποιήσουμε τα τυποποιημένα καταλόγια από το παραπάνω υπόδειγμα μαζί με αυτά που προκύπτουν από το αρχικό υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ και θα κατασκευάσουμε την cross-correlation function με πέντε υστερήσεις, τόσο για το επίπεδο των τυποποιημένων καταλοίπων όσο και για το τετράγωνο τους. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τη συγκεκριμένη ανάλυση.

Πίνακας 40 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 39

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Cross-Correlation	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Cross-Correlation
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ			ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	
2,0797	-5	0,0409*	0,0446	-5	0,0009
-1,1290	-4	-0,0222	0,9226	-4	0,0181
-0,1652	-3	-0,0032	-1,2113	-3	-0,0238
0,2365	-2	0,0046	1,7537	-2	0,0345
2,0533	-1	0,0404*	4,6634	-1	0,0917*
2,5712	0	0,0505*	7,0734	0	0,1390*
-0,9071	1	-0,0178	0,0690	1	0,0014
1,0996	2	0,0216	0,3271	2	0,0064
-0,5984	3	-0,0118	-0,9994	3	-0,0196
0,4590	4	0,0090	0,5045	4	0,0099
-1,4087	5	-0,0277	-0,5103	5	-0,0100
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του FTSE-100 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του FTSE-100 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Επειδή η συνεδρίαση στην Αγγλική χρηματιστηριακή ξεκινάει 3 ώρες περίπου προτού ξεκινήσει η συνεδρίαση στο ΧΑΑ, θα θεωρήσουμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη για ταυτόχρονη εξάρτηση (χρονικό σημείο 0) θα σημαίνει ότι οι αποδόσεις και η διακύμανση του FTSE-100 προκαλούν/επηρεάζουν το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ. Έχοντας υπόψη πάντα την ακολουθούμενη μεθοδολογία, συμπεραίνουμε από τον πίνακα ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζεται από την πρώτη και την πέμπτη υστέρηση της διακύμανσης του FTSE-100 καθώς και από τη διακύμανση που παρουσιάζει ο FTSE-100 κατά την ίδια ημέρα (χρονικό σημείο 0). Αναφορικά με το μέσο, η απόδοση του FTSE-100 επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ στο σημείο 0 καθώς και με την πρώτη υστέρηση της.

Με την πληροφόρηση που λαμβάνουμε από την παραπάνω ανάλυση, θα επαναυποδειματοποιήσουμε τη σειρά των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ με ένα μοντέλο MA(1)-GARCH(1,1), αλλά θα χρησιμοποιήσουμε ως επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου την απόδοση του FTSE-100 στο σημείο 0 καθώς και την πρώτη υστέρηση της. Επίσης, στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ θα συμπεριλάβουμε την πρώτη και την πέμπτη υστέρηση του τετραγώνου της απόδοσης του FTSE-100 καθώς και το τετράγωνο της απόδοσης κατά την ίδια χρονική στιγμή. Έτσι, το νέο μοντέλο που αποκτούμε για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ είναι το παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{FTSE-100,t} + \beta_3 * R_{FTSE-100,t-1}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + a_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{FTSE-100,t}^2 + c_2 * R_{FTSE-100,t-1}^2 + c_3 * R_{FTSE-100,t-5}^2$$

όπου R εκφράζει τις αποδόσεις των σειρών.

Η εκτίμηση του νέου υποδείγματος για το ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στον πίνακα 41.

Πίνακας 41 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του FTSE-100

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000103	0.000307	0.337125	0.7360
FTSE-100	0.168553	0.032093	5.251986	0.0000
FTSE-100(-1)	0.132973	0.029525	4.503698	0.0000
MA(1)	0.224636	0.020075	11.19005	0.0000
Variance Equation				
C	2.95E-06	1.09E-06	2.713068	0.0067
ARCH(1)	0.228539	0.018216	12.54578	0.0000
GARCH(1)	0.748376	0.015302	48.90576	0.0000
FTSE-100 ²	0.224252	0.039360	5.697506	0.0000
FTSE-100(-1) ²	-0.146163	0.037303	-3.918265	0.0001
FTSE-100(-5) ²	0.083012	0.020556	4.038268	0.0001

Από τον πίνακα 41 φαίνεται ότι οι συντελεστές τόσο της πρώτης υστέρησης των αποδόσεων του FTSE-100 όσο της απόδοσης του το χρονικό σημείο 0 εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί στην εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ (z-statistic: 5,25 και 4,50 αντίστοιχα). Επίσης, όλες οι υστερήσεις του FTSE-100 που συμπεριλήφθηκαν στην εξίσωση του ΓΔΧΑΑ είναι στατιστικά σημαντικές (z-statistic: 5,69, -3,91 και 4,03, αντίστοιχα). Ο θετικός συντελεστής στο τετράγωνο της απόδοσης του FTSE-100(0) και του FTSE-100(-5) δηλώνουν ότι όσο αυξάνει η διακύμανση του FTSE-100 τόσο αυξάνει και η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή του τετραγώνου της απόδοσης του FTSE-100(-1) δεν μπορεί να αλλάξει τη «φύση» της σχέσης, κυρίως λόγω του μεγέθους των εκτιμημένων συντελεστών του σημείου 0 και της πέμπτης υστέρησης.

Στον πίνακα 42 παρουσιάζεται η νέα cross-correlation function των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προέρχονται από το τελευταίο υπόδειγμα που εκτιμήσαμε για το ΓΔΧΑΑ και από αυτό που εκτιμήθηκε στην αρχή για τον FTSE-100.

Πίνακας 42 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 41 και 39

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ. ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation
0,7982	-5	0,0157	0,3203	-5	0,0063
-1,2001	-4	-0,0236	0,8798	-4	0,0173
-0,5137	-3	-0,0101	-1,1190	-3	-0,022
-0,3307	-2	-0,0065	2,2536	-2	0,0443*
1,7096	-1	0,0336	1,4756	-1	0,029
-0,4682	0	-0,0092	1,6693	0	0,0328
-0,4732	1	-0,0093	0,0407	1	0,0008
0,8343	2	0,0164	0,4528	2	0,0089
-0,6612	3	-0,013	-0,7426	3	-0,0146
0,5543	4	0,0109	0,6357	4	0,0125
-1,2965	5	-0,0255	-0,3406	5	-0,0067

ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του FTSE-100 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του FTSE-100 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΧΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Στο συγκεκριμένο πίνακα φαίνεται ότι μέσα από τη νέα υποδειματοποίηση του ΓΔΧΧΑ που έλαβε υπόψη την επίδραση του FTSE-100, εξαλειφθηκε κάθε μορφής εξάρτηση που είχε εντοπιστεί στην προηγούμενη ανάλυση. Η στατιστική σημαντικότητα που παρουσιάζει η δεύτερη υστέρηση του FTSE-100 στην ανάλυση των τυποποιημένων καταλοίπων, μπορεί να θεωρηθεί λάθος Τύπου I, αφού στην ανάλυση που προηγήθηκε δεν είχε εντοπισθεί κάτι παρόμοιο

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του FTSE-100 για κάθε έτος από το 1990 έως το 1999 ξεχωριστά. Αξιοσημείωτο είναι ότι 5 από τα 10 έτη, ο μέσος της σειράς των αποδόσεων του FTSE-100 υποδειματοποιείται με μία σταθερά, γεγονός που υποδεικνύει ότι η σειρά τα περισσότερα έτη ήταν «λευκός θόρυβος». Επίσης, αξίζει να σημειωθεί, ότι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) που χρησιμοποιήθηκε για να υποδειματοποιήσει τη σειρά στο συνολικό δείγμα δεν χρησιμοποιήθηκε σε κανένα άλλο έτος.

Πίνακας 43
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του FTSE-100 για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	FTSE-100
1990	ARMA(1,2)-GARCH(1,1)
1991	C-GARCH(1,1)
1992	ARMA(1,2)-GARCH(1,1)
1993	MA(1)-ARCH(1)
1994	C-ARCH(1)
1995	C-GARCH(1,1)
1996	C-ARCH(1)
1997	MA(1)-GARCH(1,1)
1998	AR(2)-GARCH(1,1)
1999	C-GARCH(1,1)

Από τα κατάλοιπα των παραπάνω υποδειγμάτων δημιουργήσαμε τα τυποποιημένα κατάλοιπα, καθώς και τα τετράγωνα τους, και σε συνδυασμό με τα κατάλοιπα που προέκυψαν από τα αντίστοιχα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ, κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος, ξεχωριστά. Στον παρακάτω πίνακα αναφέρονται τα αποτελέσματα μόνο για το τετράγωνο των καταλοίπων.

Πίνακας 44 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 43

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	-0,01	0,0906	0,0027	0,0914	-0,03	0,0125	-0,053	0,0556	0,0165	0,0762
-4	-0,043	-0,041	-0,049	0,0586	-0,024	-0,064	-0,04	-0,01	0,057	-0,072
-3	-0,029	0,0632	-0,002	0,1279*	-0,019	0,0214	0,031	-0,043	-0,016	-0,037
-2	-0,006	-0,078	-0,003	-0,103	-0,123*	0,0136	-0,053	-0,082	0,0995	0,0329
-1	0,044	0,0772	0,0554	0,0482	0,0249	-0,049	0,0425	0,0298	0,0282	0,0406
0	-0,042	0,3114*	-0,03	0,0549	0,0509	0,1225*	-0,041	-0,012	0,1733*	0,0848
1	-0,062	-0,027	-0,046	-0,02	-0,039	0,0555	-0,027	-0,009	0,0954	0,034
2	-0,087	0,0695	0,0088	0,1108	0,0232	-0,019	-0,064	-0,051	0,0462	0,0185
3	-0,029	-0,054	-0,044	-0,073	-0,129*	0,0503	-0,011	0,0149	0,05	0,0569
4	-0,031	-0,008	0,0401	0,097	0,1189	-0,003	-0,015	-0,084	-0,005	-0,042
5	-0,064	-0,037	0,0127	0,0474	-0,042	-0,011	-0,055	0,0062	-0,018	-0,105

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

Όπως και σε προηγούμενες περιπτώσεις, έτσι και εδώ, δεν μπορούμε να πούμε ότι η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση (από το FTSE-100 προς το ΓΔΧΑΑ) που

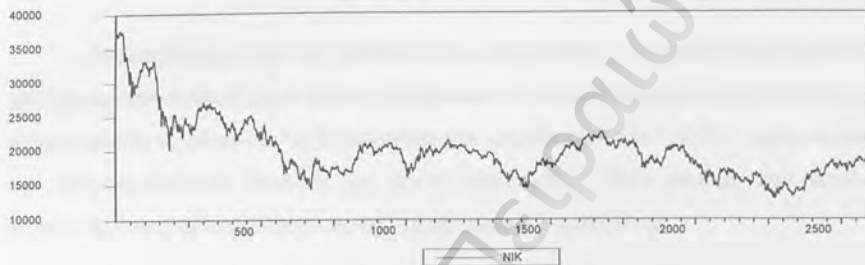
εντοπίστηκε στην προηγούμενη ανάλυση εμφανίζεται σε κάθε έτος ξεχωριστά. Το χρονικό σημείο που εμφανίζεται 3 έτη στατιστικά σημαντικό είναι το σημείο 0, το οποίο βρέθηκε στατιστικά σημαντικό και σε ολόκληρο το δείγμα. Αντίθετα, η πρώτη και η πέμπτη υστέρηση δεν εμφανίζονται σε κανένα έτος στατιστικά σημαντικές. Επίσης, σε ένα έτος (1994) η τρίτη υστέρηση του ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική, πράγμα, που όπως ήδη έχουμε αναφέρει, δε μπορεί να προκύψει από την προηγούμενη ανάλυση αλλά δε μπορεί να στηριχθεί και από την «κοινή» λογική.

Καταλήγοντας, από την παραπάνω ανάλυση συμπεραίνουμε ότι, ο μέσος και η διακύμανση των αποδόσεων του FTSE-100 επηρεάζουν το μέσο και τη διακύμανση, αντίστοιχα του ΓΔΧΑΑ, τόσο ταυτόχρονα όσο και με συγκεκριμένες υστερήσεις. Πάντως, η σχέση αυτή για τη διακύμανση δε φαίνεται να παρουσιάζει διαχρονική σταθερότητα.

4.9. ΓΔΧΑΑ και Nikkei-225

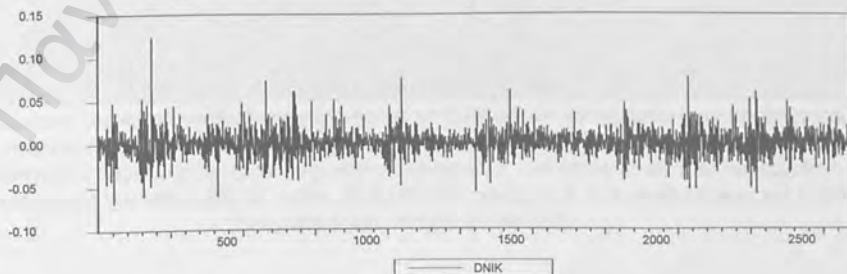
Ο δείκτης Nikkei-225 είναι από τους γνωστότερους και κυριότερους χρηματιστηριακούς δείκτες της Άπω Ανατολής και ο κυριότερος της Ιαπωνικής αγοράς. Στα παρακάτω διαγράμματα παρουσιάζονται οι τιμές και οι αποδόσεις του Nikkei-225 για τη δεκαετία του '90.

Διάγραμμα 17 Τιμές Nikkei-225 (1990-1999)



Η σειρά των αποδόσεων του Nikkei-225 δεν παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα (Augmented Dickey-Fuller: $-23,57$ με critical value για επίπεδο εμπιστοσύνης 1% $-3,43$), και η στασιμότητα της συγκεκριμένης σειράς διαπιστώνεται και από το διάγραμμα της. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε για να μοντελοποιήσουμε τις αποδόσεις και τη δεσμευμένη διακύμανση του Nikkei-225 είναι το AR(2)-GARCH(1,1). Στον παρακάτω πίνακα εμφανίζονται οι εκτιμημένοι συντελεστές του μοντέλου για το μέσο και τη δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του Nikkei-225, για τη περίοδο 1990-1999.

Διάγραμμα 18 Αποδόσεις Nikkei-225 1990-1999



Πίνακας 45 Μοντέλο Αποδόσεων Nikkei-225 για το συνολικό δείγμα (1990-1999)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000188	0.000235	0.796709	0.4256
AR(1)	0.002526	0.020269	0.124616	0.9008
AR(2)	-0.028025	0.020536	-1.364664	0.1724
Variance Equation				
C	6.66E-06	7.91E-07	8.422666	0.0000
ARCH(1)	0.111498	0.009326	11.95603	0.0000
GARCH(1)	0.859620	0.011104	77.41642	0.0000

Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία, «κρατήσαμε» τα τυποποιημένα κατάλοιπα από το παραπάνω υπόδειγμα και σε συνδυασμό με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από το υπόδειγμα για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, κατασκευάσαμε την cross-correlation function με πέντε υστερήσεις. Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τη συγκεκριμένη ανάλυση.

Πίνακας 46 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 1 και 45

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)			
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ		
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation		ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	Cross-Correlation	
1,9996	-5	0,0393*	0,5303	-5	0,0104	
-1,1010	-4	-0,0217	1,1716	-4	0,0230	
-0,1605	-3	-0,0032	0,3236	-3	0,0064	
-0,7205	-2	-0,0142	1,2012	-2	0,0236	
1,1390	-1	0,0224	0,5790	-1	0,0114	
1,6888	0	0,0332	5,7571	0	0,1131*	
0,2008	1	0,0039	0,3852	1	0,0076	
0,5082	2	0,0100	0,7553	2	0,0148	
0,3727	3	0,0073	-0,4273	3	-0,0084	
0,3547	4	0,0070	-0,5414	4	-0,0106	
0,4534	5	0,0089	-0,9313	5	-0,0183	
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96						

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Nikkei-225 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Nikkei-225 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5%

Το γεγονός ότι η το χρηματιστήριο της Ιαπωνίας ξεκινάει να λειτουργεί πολύ νωρίτερα από το αντίστοιχο της Ελλάδας (περίπου 7 ώρες), μας οδηγεί να θεωρούμε ότι στατιστικά σημαντική ένδειξη για ταυτόχρονη εξάρτηση θα σημαίνει ότι η απόδοσης και η διακύμανση των αποδόσεων του Nikkei-225 επηρεάζουν την απόδοση και τη διακύμανση των αποδόσεων, αντίστοιχα του ΓΔΧΑΑ. Από τον πίνακα 46 συμπεραίνουμε ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζεται από την πέμπτη υστέρηση της διακύμανσης του Nikkei-225. ενώ η απόδοση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζεται από την αντίστοιχη του Nikkei-225 στο χρονικό σημείο 0.

Ετσι, με αυτή την πληροφόρηση που λάβαμε, θα υποδειγματοποιήσουμε εκ νέου τη σειρά των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ με το γνωστό μοντέλο MA(1)-GARCH(1,1), ενώ θα χρησιμοποιήσουμε ως επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου την απόδοση του Nikkei-225 στο χρονικό σημείο 0 και στην εξίσωση της διακύμανσης το τετράγωνο της πέμπτης υστέρησης της απόδοσης του Nikkei-225. Κατά αυτόν τον τρόπο, το νέο μοντέλο που αποκτούμε για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ είναι το αμέσως παρακάτω:

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = \beta_0 + \beta_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + \beta_2 * R_{\text{Nikkei-225},t}$$

$$h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = c_0 + a_1 * \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1}^2 + g_1 * h_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} + c_1 * R_{\text{Nikkei-225},t-5}^2$$

όπου R εκφράζει τις αποδόσεις των σειρών.

Στον πίνακα 47 παρουσιάζεται εκτιμημένο το νέο υπόδειγμα για τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ.

Πίνακας 47 Μοντέλο Αποδόσεων ΓΔΧΑΑ για το συνολικό δείγμα λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση του Nikkei-225

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000233	0.000299	0.777041	0.4371
Nikkei-225	0.086915	0.016980	5.118607	0.0000
MA(1)	0.234393	0.019961	11.74253	0.0000
Variance Equation				
C	4.54E-06	9.15E-07	4.964227	0.0000
ARCH(1)	0.211253	0.015283	13.82285	0.0000
GARCH(1)	0.781523	0.011458	68.20643	0.0000
Nikkei-225(-5)^2	0.024549	0.002773	8.853267	0.0000

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι οι συντελεστές των υστερήσεων του Nikkei-225 τόσο στο μέσο όσο και στη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικοί. (z-statistic: 5,11 και 8,85 αντίστοιχα). Ο θετικός συντελεστής στο τετράγωνο της απόδοσης του Nikkei-225(0) υποδηλώνει ότι η υπάρχουσα σχέση είναι θετική, δηλαδή μια αύξηση της διακύμανσης των αποδόσεων του Nikkei-225 οδηγεί σε αύξηση της διακύμανσης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ.

Στον πίνακα 48 παρουσιάζεται η cross-correlation function μεταξύ των τυποποιημένων καταλοίπων που προέκυψαν από το τελευταίο υπόδειγμα που εκτιμήσαμε για το ΓΔΧΑΑ και αυτών που εκτιμήθηκαν από το υπόδειγμα για τον Nikkei-225.

Πίνακας 48 Cross-Correlation των τυποποιημένων καταλοίπων και του τετραγώνου τους που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 47 και 45

ΤΕΤΡΑΓΩΝΟ ΤΥΠ.ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ (ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ)			ΤΥΠΟΠΟΙΗΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (ΜΕΣΟΣ)		
Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Cross-Correlation	Z-STATISTIC	ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ-ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ	Cross-Correlation
	ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ			ΠΡΟΗΓΗΣΕΙΣ	
1,8100	-5	0,0356	0,6965	-5,0000	0,0137
-1,1391	-4	-0,0224	1,1900	-4,0000	0,0234
-0,1678	-3	-0,0033	0,3713	-3,0000	0,0073
-0,9157	-2	-0,0180	0,9411	-2,0000	0,0185
1,0634	-1	0,0209	1,6995	-1,0000	0,0334
1,5726	0	0,0309	1,4708	0,0000	0,0289
0,2086	1	0,0041	0,3969	1,0000	0,0078
0,4680	2	0,0092	0,7020	2,0000	0,0138
0,1780	3	0,0035	-0,4832	3,0000	-0,0095
0,5085	4	0,0100	-0,5645	4,0000	-0,0111
0,5644	5	0,0111	-0,8948	5,0000	-0,0176
ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗΣ 5% : 1,96					

Οι υστερήσεις (αρνητικοί αριθμοί) αναφέρονται σε υστερήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Nikkei-225 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

Οι προηγήσεις (θετικοί αριθμοί) αναφέρονται σε προηγήσεις των καταλοίπων που προέρχονται από το υπόδειγμα του Nikkei-225 σε σχέση με αυτά που προέρχονται από το υπόδειγμα του ΓΔΧΑΑ

*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από το συγκεκριμένο πίνακα φαίνεται ότι λαμβάνοντας υπόψη στην επαναυποδειγματοποίηση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ την επίδραση του Nikkei-225, «εξαφανίσθηκε» κάθε μορφής εξάρτηση που είχε εντοπιστεί στην προηγούμενη ανάλυση, αφού κανένα cross correlation υστέρηση πια, ούτε του επιπέδου ούτε του τετραγώνου των τυποποιημένων καταλοίπων, δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό.

Τέλος, στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η υποδειματοποίηση των αποδόσεων του Nikkei-225 για κάθε έτος ξεχωριστά, για τη δεκαετία 1990-1999. Αξίζει να σημειωθεί ότι σε 5 από τα 10 έτη, ο μέσος της σειράς των αποδόσεων του Nikkei-225 υποδειματοποιείται μόνο με μία σταθερά, γεγονός που δείχνει ότι η σειρά κατά τα περισσότερα έτη συμπεριφερόταν ως «λευκός θόρυβος». Επιπλέον, σημειώνεται ότι σε δύο έτη (1990 και 1997) το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1), που χρησιμοποιήθηκε για να υποδειματοποιήσει τη σειρά στο συνολικό δείγμα, ήταν αρκετό για να μοντελοποιήσει τη σειρά στα συγκεκριμένα έτη.

Πίνακας 49
Υποδειματοποίηση των Αποδόσεων του Nikkei-225 για τα έτη 1990-1999

ΔΕΙΚΤΗΣ	
ΕΤΗ	Nikkei-225
1990	AR(2)-GARCH(1,1)
1991	ARMA(2,1)-ARCH(1)
1992	C-GARCH(1,1)
1993	C-ARCH(1)
1994	MA(1)-GARCH(1,1)
1995	C-ARCH(1)
1996	AR(1)-ARCH(1)
1997	AR(2)-GARCH(1,1)
1998	C-GARCH(1,1)
1999	C-GARCH(1,1)

Από τα παραπάνω υποδείγματα χρησιμοποιήσαμε τα τυποποιημένα κατάλοιπα και τα τετράγωνα τους και σε συνδυασμό με τα κατάλοιπα που προέκυψαν από τα αντίστοιχα υποδείγματα του ΓΔΧΑΑ, κατασκευάσαμε τις cross-correlation functions για κάθε έτος, ξεχωριστά. Στον πίνακα 50 αναφέρονται τα αποτελέσματα μόνο για το τετράγωνο των καταλοίπων.

Πίνακας 50 Cross-Correlation στο τετράγωνο των τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από τα μοντέλα του πίνακα 2 και 49

ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
-5	0,1269*	-0,04	0,0492	-0,049	0,1458*	-0,063	-0,043	0,0304	-0,054	0,0067
-4	-0,031	-0,026	-0,016	-0,069	-0,055	-0,005	0,0177	-0,042	-0,004	-0,005
-3	-0,019	-0,026	-0,035	0,0045	-0,018	0,0938	-0,075	0,0689	0,0018	0,038
-2	-0,024	-0,011	-0,037	-0,11	-0,003	0,0523	-0,073	-0,018	-0,036	-0,029
-1	-0,029	0,1102	-0,018	-0,052	0,0204	-0,078	0,0452	0,0652	0,1755*	0,0215
0	0,0573	0,381*	-0,067	0,0371	0,0417	-0,088	-0,024	-0,057	0,1164	0,0187
1	0,0833	0,0042	-0,039	0,0225	0,2074*	0,0017	-0,03	0,0079	0,0087	0,1157
2	0,0223	0,0751	0,0377	0,0223	-0,019	0,108	-0,085	-0,085	0,0292	-0,041
3	-0,046	-0,013	0,0323	-0,094	-0,027	-0,042	-0,012	0,0475	0,22*	-0,054
4	-0,016	0,0289	-0,06	-0,035	0,0733	-0,007	0,0323	0,0794	0,0948	-0,024
5	0,018	0,0146	-0,013	-0,05	0,1175	-0,005	-0,022	0,0459	-0,107	0,0254

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%

Από τον παραπάνω πίνακα δεν μπορούμε να αναφέρουμε ότι η σχέση αιτιότητας στην διακύμανση η οποία εντοπίστηκε στην προηγούμενη ανάλυση επιμένει διαχρονικά. Τα έτη κατά τα οποία μια τέτοια σχέση επιβεβαιώνεται (έστω και σε διαφορετική υστέρηση) είναι το 1990, 1991, 1994 και 1998. Επίσης, σε δύο έτη (1994 και 1998) η υστέρηση του ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική, γεγονός, που όπως ήδη έχουμε αναφέρει, θα σήμαινε ότι ο ΓΔΧΑΑ επηρεάζει τον Nikkei-225. Αυτό δεν δύναται να προκύψει από την στατιστική ανάλυση που προηγήθηκε, ενώ επίσης δε μπορεί να θεωρηθεί ως ένα αποτέλεσμα που θα περιμέναμε.

Καταλήγοντας, από την παραπάνω ανάλυση συμπεραίνουμε ότι, η απόδοση και η διακύμανση του Nikkei-225 επηρεάζουν την απόδοση και τη διακύμανση, αντίστοιχα του ΓΔΧΑΑ. Η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση, όμως, που εντοπίζεται στο συνολικό δείγμα δεν παρουσιάζεται διαχρονικά σταθερή.

5. ΕΝΤΟΠΙΣΜΟΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ-ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟ

Στη συγκεκριμένη ενότητα, θα γίνει προσπάθεια να εξακριβωθεί αν η υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και της διακύμανσης των χρηματιστηριακών δεικτών των ανεπτυγμένων αγορών του εξωτερικού με τη χρήση ενός διμετάβλητου GARCH μοντέλου. Όπως σημειώθηκε στην τρίτη ενότητα, θα εκτιμηθεί ένα διμετάβλητο VAR(1)-GARCH(1,1) για τις αποδόσεις και τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ και έκαστου δείκτη του εξωτερικού χρησιμοποιώντας την παρουσίαση του πολυμετάβλητου GARCH μοντέλου που ανέπτυξαν οι Engle και Kroner στο άρθρο τους “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH” (1995). Ένα VAR(1)-GARCH(1,1) κρίνεται ικανό να μοντελοποιήσει την αυτοσυσχέτιση που θα παρουσιάσουν τα κατάλοιπα και το τετράγωνο των καταλοίπων των αποδόσεων των δύο σειρών. Το μοντέλο, όπως έχει ήδη παρουσιαστεί σε προηγούμενη ενότητα, είναι το παρακάτω:

$$\varepsilon_t = Z_t - C_1 - B_1 * Z_{t-1}$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \rightarrow N(0, H_t)$$

$$H_t = C_0' C_0 + A_{11}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11} + G_{11}' H_{t-1} G_{11}$$

όπου, Z_t είναι ένας $2*1$ πίνακας που περιέχει τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη, C_1 είναι ένας $2*1$ πίνακας σταθερών, B_1 είναι ένας $2*2$ πίνακας συντελεστών, Z_{t-1} είναι ένας $2*1$ πίνακας που περιέχει τις πρώτες υστερήσεις των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη, ε_t είναι ένας πίνακας $2*1$ που περιέχει τα κατάλοιπα, H_t είναι ο $2*2$ πίνακας των δεσμευμένων διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των σειρών, C_0 είναι ένας διαγώνιος πίνακας $2*2$ που περιέχει τις σταθερές, A_{11} είναι ο $2*2$ πίνακας των συντελεστών ARCH και G_{11} είναι ο $2*2$ πίνακας των συντελεστών GARCH. Σε μορφή εξισώσεων, το παραπάνω μοντέλο γράφεται:

$$\varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} = R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t} - c_1 - \beta_{11} \cdot R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} - \beta_{12} \cdot R_{\Xi\epsilon\eta\omicron\varsigma\Delta\epsilon\iota\kappa\eta\varsigma,t-1}$$

$$\varepsilon_{\Xi\epsilon\eta\omicron\varsigma\Delta\epsilon\iota\kappa\eta\varsigma,t} = R_{\Xi\epsilon\eta\omicron\varsigma\Delta\epsilon\iota\kappa\eta\varsigma,t} - c_2 - \beta_{21} \cdot R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha,t-1} - \beta_{22} \cdot R_{\Xi\epsilon\eta\omicron\varsigma\Delta\epsilon\iota\kappa\eta\varsigma,t-1}$$

$$h_1 = c_{11} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + g_{11}^2 h_{1t-1} + 2g_{11}g_{21}h_{12t-1} + g_{21}^2 h_{2t-1}$$

$$h_{12} = \alpha_{11}\alpha_{12}\varepsilon_{1t-1}^2 + (\alpha_{21}\alpha_{12} + \alpha_{11}\alpha_{22})\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \alpha_{21}\alpha_{22}\varepsilon_{2t-1}^2 + g_{11}g_{12}h_{1t-1} + (g_{21}g_{12} + g_{11}g_{22})h_{12t-1} + g_{21}g_{22}h_{2t-1}$$

$$h_2 = c_{22} + \alpha_{12}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + g_{12}^2 h_{1t-1} + 2g_{12}g_{22}h_{12t-1} + g_{22}^2 h_{2t-1}$$

όπου h_1 είναι η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, $\varepsilon_1 = \varepsilon_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha}$ είναι το κατάλοιπο από την εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, h_2 είναι η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του ξένου δείκτη, $\varepsilon_2 = \varepsilon_{\Xi\epsilon\eta\omicron\varsigma\Delta\epsilon\iota\kappa\eta\varsigma}$ είναι το κατάλοιπο από την εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ξένου δείκτη, h_{12} είναι η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη, ενώ με R συμβολίζονται οι αποδόσεις.

Η εκτίμηση του παραπάνω μοντέλου θα γίνει με τη μέθοδο της Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Full Information Maximum Likelihood) και με τη βοήθεια του αλγόριθμου των Berndt, Hall, Hall και Hausman. Η συνάρτηση πιθανοφάνειας, με τη μεγιστοποίηση της οποίας θα λάβουμε την εκτίμηση των συντελεστών, είναι:

$$L = \sum_{t=1}^T L_t$$

$$L_t = -\frac{T}{2} \cdot \ln(2 \cdot \pi) - \frac{1}{2} \cdot \ln |H_t| - \frac{1}{2} \cdot \varepsilon_t' \cdot H_t^{-1} \cdot \varepsilon_t$$

όπου οι παραπάνω πίνακες ορίζονται όπως παραπάνω, L είναι η από κοινού λογαριθμική πιθανοφάνεια και L_t είναι η λογαριθμική πιθανοφάνεια της παρατήρησης t .

Η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με κατεύθυνση από τον ξένο δείκτη προς το ΓΔΧΑΑ στα πλαίσια του παραπάνω μοντέλου δύνανται να εντοπιστεί στους συντελεστές α_{21} και g_{21} , ενώ σχέση αιτιότητας προς την αντίθετη κατεύθυνση, μπορεί να εντοπισθεί από τους συντελεστές α_{12} και g_{12} . Ο α_{21} δείχνει την επίδραση του τετραγώνου του καταλοίπου των αποδόσεων του δείκτη του εξωτερικού στη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ το g_{21} φανερώσει την επίδραση της διακύμανσης των αποδόσεων του ξένου δείκτη σε αυτή του ΓΔΧΑΑ. Αντιστρόφως, ο α_{12} φανερώσει την επίδραση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στη διακύμανση του ξένου δείκτη, ενώ ο g_{12}

δείχνει την επίδραση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ σε αυτή του δείκτη του εξωτερικού. Επομένως, όταν λαμβάνουμε εκτιμήσεις για τους παραπάνω συντελεστές, με τις οποίες κάποιο από αυτούς τους συντελεστές παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικοί, αυτό θα σημαίνει ότι υπάρχει αντίστοιχη ένδειξη για ύπαρξη σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση.

Σημειώνουμε ότι είτε ο α_{21} είναι στατιστικά σημαντικός είτε ο g_{21} αυτό θα είναι ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση. Δηλαδή, δε χρειάζεται και οι δύο να είναι στατιστικά σημαντικοί, αφού και οι δύο είναι συντελεστές των «συστατικών» στοιχείων της διακύμανσης του ξένου δείκτη.

Στην παρούσα θα εκτιμηθεί το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο καθώς και δύο παραλλαγές του που θα έχουν κάποιους διαφορετικούς περιορισμούς. Η πρώτη παραλλαγή θα έχει ως περιορισμό τον εξής: $\alpha_{12} = g_{12} = 0$. Η υπόθεση μηδέν θα είναι ότι ο περιορισμός ισχύει και εφ' όσον οι συντελεστές α_{21} και g_{21} είναι στατιστικά σημαντικοί αυτό θα σημαίνει ότι η διακύμανση του ξένου δείκτη επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, και όχι το αντίστροφο. Η δεύτερη παραλλαγή θα είναι ότι $\alpha_{21} = g_{21} = 0$, δηλαδή η υπόθεση μηδέν είναι ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει τη διακύμανση των ξένου δείκτη και όχι το αντίστροφο. Στην περίπτωση όπου και τα δύο σετ περιορισμών παρουσιάζονται σημαντικά (δηλαδή, δεν μπορούν να απορριφθούν οι αντίστοιχες υποθέσεις μηδέν) θα επαναεκτιμούμε το μοντέλο με περιορισμό $\alpha_{12} = g_{12} = \alpha_{21} = g_{21} = 0$. Αν και πάλι οι περιορισμοί παρουσιάζονται σημαντικοί τότε θα φθάνουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει ένδειξη για σχέση αιτιότητας μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο σειρών. Τέλος, αν κανένα σετ περιορισμών δεν είναι σημαντικό (δηλαδή απορρίπτονται οι αντίστοιχες υποθέσεις μηδέν) και οι εκτιμητές των συντελεστών των παραμέτρων που ενδιαφέρουν είναι στατιστικά σημαντικοί τότε αυτό θα σημαίνει ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ της διακύμανσης των δύο δεικτών.

Ο έλεγχος αν οι περιορισμοί είναι σημαντικοί θα πραγματοποιηθεί μέσω του λόγου πιθανοφάνειας (likelihood ratio) που ως γνωστό κατανέμεται ως χ^2 με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των περιορισμών.

Αξίζει επίσης να σημειωθεί ότι οι συντελεστές β_{12} και β_{21} των εξισώσεων του μέσου μας δίνουν ενδείξεις για Granger causality. Συγκεκριμένα, όταν ο συντελεστής β_{12} είναι στατιστικά σημαντικός αυτό σημαίνει ότι οι αποδόσεις του ξένου δείκτη does granger cause τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ. Αντίστοιχα, όταν ο συντελεστής β_{21} είναι

στατιστικά σημαντικός αυτό σημαίνει ότι οι αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ does granger cause τις αποδόσεις του δείκτη της αναπτυσσόμενης αγοράς.

Το παραπάνω υπόδειγμα θα εκτιμηθεί και recursively, ξεκινώντας την εκτίμηση για τις παρατηρήσεις των ετών 1990, 1991 και 1992 και κάθε φορά θα προσθέτουμε τις παρατηρήσεις του αμέσως επόμενου έτους. Με αυτό τον τρόπο θα είμαστε σε θέση να εκτιμήσουμε τη σταθερότητα των συντελεστών και κυρίως των συντελεστών που ορίζουν τη ζητούμενη σχέση αιτιότητας (α_{21} , β_{21}).

Year	α_{21}	β_{21}	Adjusted R ²
1990-1992	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1993	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1994	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1995	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1996	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1997	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1998	0.0000	0.0000	0.0000
1990-1999	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2000	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2001	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2002	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2003	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2004	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2005	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2006	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2007	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2008	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2009	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2010	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2011	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2012	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2013	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2014	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2015	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2016	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2017	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2018	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2019	0.0000	0.0000	0.0000
1990-2020	0.0000	0.0000	0.0000

5.1 ΓΔΧΑΑ και S&P-500

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο μοντέλο των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του S&P-500, χωρίς να εισάγουμε κανέναν περιορισμό στις παραμέτρους και χρησιμοποιώντας το συνολικό δείγμα.

Πίνακας 51 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του S&P-500 (1990-1999)

Convergence achieved after 61 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	7.86E-05	0.000240	0.327979	0.7429
B11	0.240845	0.018512	13.01043	0.0000
B12	0.222819	0.027863	7.996943	0.0000
C2	0.000536	0.000142	3.771650	0.0002
B22	0.035830	0.018715	1.914488	0.0556
B21	0.007276	0.008881	0.819320	0.4126
C11	0.002576	0.000163	15.80306	0.0000
A11	0.434215	0.014641	29.65685	0.0000
A21	0.080137	0.023173	3.458145	0.0005
G11	0.900460	0.005028	179.1052	0.0000
G21	0.000439	0.005776	0.075971	0.9394
C22	-0.000327	0.000105	-3.100118	0.0019
A22	0.157322	0.007381	21.31409	0.0000
A12	0.008404	0.006923	1.213976	0.2248
G22	0.987565	0.001332	741.4262	0.0000
G12	-0.004996	0.002409	-2.073588	0.0381
Log likelihood	18467.20	Akaike info criterion	-14.26192	
Avg. log likelihood	7.137145	Schwarz criterion	-14.22569	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-14.24879	

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} είναι στατιστικά σημαντικός (z-statistic: 3,45) ενώ αντίθετα, ο συντελεστής g_{21} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statistic: 0,07). Επομένως, οποιαδήποτε επίδραση από τη διακύμανση του S&P-500 προς το ΓΔΧΑΑ προέρχεται μόνο από ένα εκ των δύο «συστατικών» της. Από την άλλη ο συντελεστής g_{12} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statistic: -2,07) ενώ ο α_{12} δεν είναι στατιστικά σημαντικός αφού το z-statistic γι' αυτόν είναι 1,21. Αναφορικά με το μέσο των σειρών, φαίνεται ότι οι αποδόσεις του S&P-500 επηρεάζουν αυτές του ΓΔΧΑΑ (ο συντελεστής β_{12} είναι στατιστικά σημαντικός) ενώ δε συμβαίνει το αντίστροφο (ο συντελεστής β_{21} είναι μη στατιστικά σημαντικός). Επομένως έχουμε ένδειξη ότι η απόδοση του S&P-500 does granger cause την απόδοση του ΓΔΧΑΑ.

Σημειώνουμε επίσης ότι οι συντελεστές των εξισώσεων των διακυμάνσεων που δεν αφορούν αλληλεξάρτηση (a_{11} , g_{11} , a_{22} και g_{22}) είναι στατιστικά σημαντικοί. Αυτό ήταν αναμενόμενο αφού η δεσμευμένη διακύμανση και των δύο σειρών υποδειγματοποιείται με GARCH(1,1).

Στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του S&P-500 που προέκυψαν από το παραπάνω μοντέλο, καθώς και η δεσμευμένη συνδιακύμανση των δύο σειρών.

Στον πίνακα 52 παρουσιάζεται η επανεκτίμηση του παραπάνω μοντέλου εισάγοντας τον περιορισμό $a_{12}=g_{12}=0$.

Πίνακας 52 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{12}=g_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του S&P-500 (S&P-500 → ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 35 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	7.51E-05	0.000239	0.314604	0.7531
B11	0.240504	0.018463	13.02645	0.0000
B12	0.221633	0.028085	7.891580	0.0000
C2	0.000513	0.000142	3.611747	0.0003
B22	0.035100	0.018751	1.871877	0.0612
B21	0.005148	0.008803	0.584799	0.5587
C11	0.002474	0.000157	15.75165	0.0000
A11	0.426945	0.014037	30.41499	0.0000
A21	0.089038	0.022889	3.889923	0.0001
G11	0.904232	0.004605	196.3694	0.0000
G21	-0.007844	0.004157	-1.886638	0.0592
C22	0.000437	6.47E-05	6.749347	0.0000
A22	0.158146	0.007637	20.70847	0.0000
G22	0.986475	0.001421	694.0166	0.0000
Log likelihood	18466.71	Akaike info criterion	-14.26021	
Avg. log likelihood	7.135515	Schwarz criterion	-14.22852	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.24872	

Από το κριτήριο του Akaike, η τιμή του οποίου είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του αδέσμευτου μοντέλου, φαίνεται ότι κακώς θεωρήσαμε ότι $a_{12}=g_{12}=0$. Από την άλλη το Schwarz κριτήριο μας οδηγεί σε ακριβώς αντίθετο συμπέρασμα, αφού η τιμή του κριτηρίου στο δεσμευμένο είναι μικρότερη από ότι στο αδέσμευτο μοντέλο. Το likelihood ratio είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18467,2 - 18466,71) = 0,98$. Η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για 5% επίπεδο εμπιστοσύνης είναι 5,99. Άρα αφού το likelihood ratio

είναι μικρότερο από την κριτική τιμή δε μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) και καλώς θέσαμε τους περιορισμούς, οι οποίοι είναι σημαντικοί. Σημειώνουμε ότι όταν τα κριτήρια εντροπίας δίνουν διαφορετικό συμπέρασμα από το likelihood ratio, θα δεχόμαστε τα συμπεράσματα του τελευταίου. Καταλήγωντας, δεχόμαστε ότι οι περιορισμοί που θέσαμε στο παραπάνω δεσμευμένο μοντέλο είναι σημαντικοί.

Από τον πίνακα 52 φαίνεται επίσης ότι η επιβολή των περιορισμών στην εξίσωση της διακύμανσης του S&P-500 μας οδηγεί σε εκτίμηση του συντελεστή g_{21} η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 6% (z-statistic: 5,92). Είναι δυνατό να δεχθούμε ότι η συγκεκριμένη παράμετρος είναι σημαντική. Αν το δεχθούμε τότε, όχι μόνο το τετράγωνο των καταλοίπων των αποδόσεων του S&P-500, αλλά και η υστέρηση της διακύμανσης του επηρεάζει τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ. Πάντως, η περίπτωση είναι οριακή και είναι δυνατόν ο g_{21} να μη θεωρηθεί στατιστικά σημαντικός.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του διμετάβλητου GARCH μοντέλου εισάγοντας αυτή τη φορά περιορισμούς αντίθετης κατεύθυνσης από προηγουμένως, δηλαδή $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$ και μόνο η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ υποτίθεται ότι επηρεάζει αυτή του S&P-500.

Πίνακας 53 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του S&P-500 (ΓΔΧΑΑ \rightarrow S&P-500)

Convergence achieved after 38 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	7.24E-05	0.000240	0.301769	0.7628
B11	0.240649	0.018303	13.14769	0.0000
B12	0.210189	0.026565	7.912326	0.0000
C2	0.000517	0.000142	3.633437	0.0003
B22	0.042297	0.019079	2.216965	0.0266
B21	0.006861	0.008891	0.771662	0.4403
C11	0.002546	0.000162	15.69001	0.0000
A11	0.439925	0.013813	31.84765	0.0000
G11	0.900676	0.004734	190.2387	0.0000
C22	0.000456	6.50E-05	7.006475	0.0000
A22	0.159745	0.007609	20.99555	0.0000
A12	-0.000452	0.006861	-0.065860	0.9475
G22	0.985933	0.001476	667.9581	0.0000
G12	0.001354	0.002240	0.604260	0.5457
Log likelihood	18461.18	Akaike info criterion	-14.26144	
Avg. log likelihood	7.136133	Schwarz criterion	-14.22974	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.24995	

Σε σχέση με το αδέσμευτο μοντέλο, το κριτήριο του Akaike μας πληροφορεί ότι κακώς αφαιρέσαμε τις συγκεκριμένες μεταβλητές από την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ, ενώ το Schwarz κριτήριο μας δίνει ακριβώς αντίθετη ένδειξη. Υπολογίζοντας το likelihood ratio βρίσκουμε ότι είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18467,2 - 18461,18) = 12,04$. Όπως ήδη αναφέραμε, η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας είναι 5,99. Άρα αφού το likelihood ratio είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{21} = g_{21} = 0$). Όπως έχουμε αναφέρει στην αρχή αυτής της ενότητας, το παρών αποτέλεσμα, και σε συνδυασμό με την ανάλυση του εναλλακτικού περιορισμού ($\alpha_{12} = g_{12} = 0$) μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση είναι μονής κατεύθυνσης. Αφού $\alpha_{21} = g_{21} = 0$ απορρίπτεται και $\alpha_{12} = g_{12} = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο εκτιμητής του α_{21} είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός τόσο στο αδέσμευτο όσο και στο δεσμευμένο μοντέλο, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι το τετράγωνο του καταλοίπου της απόδοσης του S&P-500 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Συμπληρώνουμε ότι είναι πιθανό και η υστέρηση της διακύμανσης του S&P-500 να επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Θυμίζουμε ότι στο δεσμευμένο μοντέλο με περιορισμούς $\alpha_{12} = g_{12} = 0$ ο συντελεστής g_{21} είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 6%.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται η εκτίμηση των παραμέτρων α_{21} και g_{21} recursively, με σκοπό την εξέταση της σταθερότητας τους, ενώ παράλληλα παρουσιάζεται και το αντίστοιχο διάγραμμα. Οι παρακάτω συντελεστές είναι αυτοί που προέκυψαν από το δεσμευμένο μοντέλο με περιορισμό ($\alpha_{12} = g_{12} = 0$), δηλαδή ότι μόνο η διακύμανση του S&P-500 επηρεάζει αυτή του ΓΔΧΑΑ και όχι το αντίστροφο.

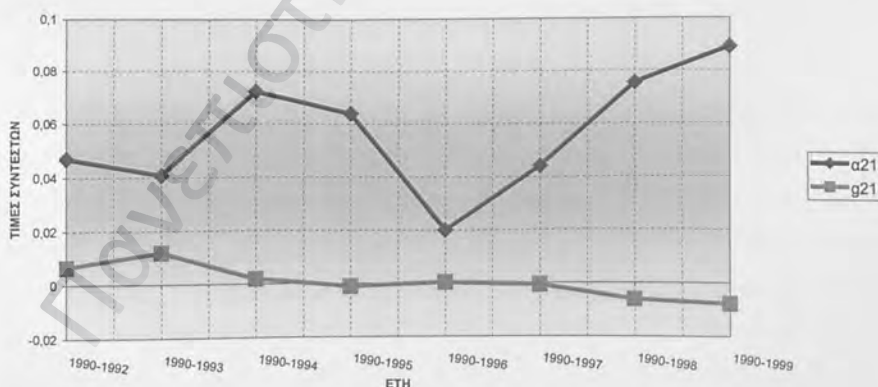
Πίνακας 54 Διαχρονική Σταθερότητα των εκτιμητών που ορίζουν Causality-in-Variance

ETH	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC					
	α_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0469	0,09844	0,476432	0,0066	0,0071	0,929577
1990-1993	0,0406	0,0977	0,415558	0,0118	0,0082	1,439024
1990-1994	0,0723	0,0489	1,478528	0,0019	0,0074	0,256757
1990-1995	0,0641	0,0421	1,522565	-0,0012	0,0061	-0,196721
1990-1996	0,02	0,0343	0,58309	0,0003	0,0054	0,055556
1990-1997	0,0441	0,0255	1,729412	-0,0008	0,0049	-0,163265
1990-1998	0,0754*	0,0229	3,292576	-0,0061	0,0045	-1,355556
1990-1999	0,089*	0,0229	3,886463	-0,0078	0,0042	-1,857143

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από το διάγραμμα και από τον πίνακα φαίνεται ότι μόνο ο συντελεστής g_{21} παρουσιάζει σταθερότητα, αλλά παραμένει πάντα μη στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5%. Από την άλλη ο συντελεστής α_{21} δεν παρουσιάζεται σταθερός καθ'όλη τη δεκαετία. Είναι όμως στατιστικά σημαντικός μετά την πρόσθεση στο δείγμα των παρατηρήσεων των δύο τελευταίων ετών.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ S&P-500



Καταλήγωντας, συμπεραίνουμε ότι στο συνολικό δείγμα, το τετράγωνο των καταλοίπων των αποδόσεων του S&P-500 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Αντίθετα, το ίδιο δε μπορεί να ειπωθεί για την υστέρηση της διακύμανσης του S&P-500.

Βέβαια, αφού το τετράγωνο του καταλοίπου του S&P-500 επηρεάζει τόσο τη δεσμευμένη διακύμανση του όσο και τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, αυτό σημαίνει ότι η παρελθούσα δεσμευμένη διακύμανση του S&P-500 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Εφ'όσον ο εκτιμητής του α_{21} είναι θετικός μπορούμε να πούμε ότι η σχέση αιτιότητας που εντοπίστηκε είναι θετικής φύσεως, δηλαδή όσο αυξάνει η διακύμανση του S&P-500 τόσο αυξάνει η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Επίσης, βρήκαμε ότι δεν ισχύει η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή από το ΓΔΧΑΑ προς το S&P-500, γεγονός που περιμέναμε εξ'αρχής. Τέλος, η παραπάνω σχέση αιτιότητας στη διακύμανση που εντοπίστηκε δε φαίνεται να «επιμένει» διαχρονικά.

5.2 ΓΔΧΑΑ και Dow Jones Industrial Average

Στον αμέσως παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται το εκτιμημένο διμετάβλητο αδέσμευτο μοντέλο των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Dow Jones χρησιμοποιώντας το συνολικό δείγμα (1990-1999).

Πίνακας 55 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Dow Jones (1990-1999)
Convergence achieved after 49 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000119	0.000242	0.492726	0.6222
B11	0.236883	0.018541	12.77597	0.0000
B12	0.189788	0.025911	7.324671	0.0000
C2	0.000560	0.000150	3.721627	0.0002
B22	0.042332	0.018524	2.285246	0.0223
B21	0.013053	0.009314	1.401449	0.1611
C11	0.002632	0.000171	15.38728	0.0000
A11	0.441658	0.015542	28.41725	0.0000
A21	0.043080	0.021471	2.006400	0.0448
G11	0.897363	0.005625	159.5220	0.0000
G21	0.011778	0.005049	2.332897	0.0197
C22	0.000352	0.000102	3.461028	0.0005
A22	0.145697	0.006770	21.52110	0.0000
A12	0.009818	0.007445	1.318828	0.1872
G22	0.989340	0.001174	842.3715	0.0000
G12	-0.006580	0.002574	-2.556671	0.0106
Log likelihood	18394.95	Akaike info criterion	-14.20870	
Avg. log likelihood	7.110534	Schwarz criterion	-14.17247	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-14.19557	

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι τόσο ο συντελεστής a_{21} όσο και ο g_{21} είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5% (z-statisic: 2 και 2,33 αντίστοιχα). Επομένως, έχουμε ένδειξη ότι η παρελθούσα διακύμανση του Dow Jones επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής g_{12} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statisic: -2,55) ενώ ο a_{12} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός αφού το z-statistic γι' αυτόν είναι 1,31. Το γεγονός ότι η διακύμανση των σειρών σε μονομετάβλητο επίπεδο υποδειγματοποιείται με GARCH(1,1) οδηγεί όλους του υπόλοιπους συντελεστές της εξίσωσης του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων να είναι στατιστικά σημαντικοί. Αναφορικά με το μέσο των αποδόσεων, η υστέρηση των αποδόσεων του Dow Jones εμφανίζεται να επηρεάζει την απόδοση του ΓΔΧΑΑ (ο συντελεστής β_{12} είναι στατιστικά σημαντικός), ενώ, όπως θα περιμέναμε από την αρχή,

δε συμβαίνει το αντίστροφο (ο συντελεστής β_2 είναι μη στατιστικά σημαντικός). Άρα, έχουμε ένδειξη ότι ο Dow Jones does granger cause τον ΓΔΧΑΑ.

Στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν τόσο τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Dow Jones, οι οποίες προέκυψαν από το παραπάνω μοντέλο, όσο και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο παραπάνω σειρών.

Στον πίνακα 56 παρουσιάζεται η επανεκτίμηση του παραπάνω μοντέλου με την εισαγωγή του περιορισμού ότι $a_{12}=g_{12}=0$.

Πίνακας 56 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{12}=g_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Dow Jones (Dow Jones \rightarrow ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 34 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000119	0.000241	0.493815	0.6214
B11	0.237564	0.018413	12.90187	0.0000
B12	0.188614	0.026347	7.158814	0.0000
C2	0.000544	0.000150	3.632295	0.0003
B22	0.041062	0.018627	2.204446	0.0275
B21	0.010915	0.009230	1.182589	0.2370
C11	0.002467	0.000162	15.26165	0.0000
A11	0.427925	0.014661	29.18701	0.0000
A21	0.059120	0.021773	2.715338	0.0066
G11	0.904436	0.004994	181.1109	0.0000
G21	-0.000579	0.004114	-0.140852	0.8880
C22	0.000499	6.79E-05	7.343295	0.0000
A22	0.149890	0.007082	21.16583	0.0000
G22	0.987306	0.001306	756.1512	0.0000
Log likelihood	18394.52	Akaike info criterion	-14.20991	
Avg. log likelihood	7.110366	Schwarz criterion	-14.17821	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.19842	

Οι τιμές των κριτηρίων του Akaike και του Schwarz του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες του αδέσμευτου μοντέλου, που σημαίνει ότι η εισαγωγή των υστερήσεων της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του Dow Jones δεν ήταν απαραίτητη και δεν πρόσφερε επιπλέον πληροφορία. Όπως και στην περίπτωση του S&P-500, θα χρησιμοποιήσουμε το likelihood ratio ως βασικό κριτήριο επιλογής μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος. Το likelihood ratio είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18394,95 - 18394,52) = 0,86$. Η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής

για 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% είναι 5,99. Επομένως, εφόσον το likelihood ratio είναι μικρότερο από την κριτική τιμή δε απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) που σημαίνει ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Βλέπουμε, επίσης, ότι ο α_{21} παραμένει στατιστικά σημαντικός ενώ ο β_{21} δεν παραμένει. Επειδή, λόγω της ερμηνείας των κριτηρίων που χρησιμοποιούμε, δεχόμαστε ως πιο «πλήρες» το δεσμευμένο μοντέλο, αυτό σημαίνει ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Dow Jones προς το ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο, αλλά αυτή η σχέση «παράγεται» από την υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του Dow Jones και όχι από την υστέρηση της διακύμανσης του.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του παραπάνω μοντέλου με περιορισμούς, όμως, αντίθετης κατεύθυνσης από προηγουμένως, δηλαδή $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$. Όπως έχουν τεθεί οι περιορισμοί τώρα, αναζητούμε απάντηση στο ερώτημα αν η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του Dow Jones, και όχι το αντίστροφο.

Πίνακας 57 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Dow Jones (ΓΔΧΑΑ → Dow Jones)

Convergence achieved after 33 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000118	0.000242	0.485594	0.6273
B11	0.237837	0.018237	13.04138	0.0000
B12	0.180044	0.025187	7.148141	0.0000
C2	0.000536	0.000150	3.578617	0.0003
B22	0.047064	0.018613	2.528569	0.0115
B21	0.011351	0.009358	1.212975	0.2251
C11	0.002477	0.000164	15.10807	0.0000
A11	0.435851	0.013678	31.86477	0.0000
G11	0.903021	0.004709	191.7485	0.0000
C22	0.000537	7.17E-05	7.490619	0.0000
A22	0.152229	0.007233	21.04789	0.0000
A12	-0.002349	0.006818	-0.344543	0.7304
G22	0.986281	0.001461	675.1687	0.0000
G12	0.002590	0.002125	1.218818	0.2229
Log likelihood	18391.61	Akaike info criterion	-14.20843	
Avg. log likelihood	7.109628	Schwarz criterion	-14.17673	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.19694	

Σε σχέση με το αρχικό αδέσμευτο μοντέλο, το κριτήριο του Akaike μας πληροφορεί ότι κακώς αφαιρέσαμε τις συγκεκριμένες μεταβλητές από το υπόδειγμα (αφού η τιμή είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του αδέσμευτου), ενώ το Schwarz κριτήριο μας δίνει ακριβώς αντίθετη ένδειξη (η τιμή του κριτηρίου είναι μικρότερη από αυτήν του αδέσμευτου). Υπολογίζοντας το likelihood ratio βρίσκουμε ότι είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18394,95 - 18391,61) = 6,68$. Η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% είναι 5,99. Επομένως, αφού το likelihood ratio είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{21}=g_{21}=0$). Όπως έχουμε αναφέρει στην αρχή αυτής της ενότητας, και σε συνδυασμό με την ανάλυση του εναλλακτικού περιορισμού ($a_{12}=g_{12}=0$) το παρόν αποτέλεσμα μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση είναι μονής κατεύθυνσης. Εφ' όσον ο περιορισμός $a_{21}=g_{21}=0$ απορρίπτεται ενώ ο περιορισμός $a_{12}=g_{12}=0$ δεν μπορεί να απορριφθεί και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο εκτιμητής του a_{21} είναι στατιστικά σημαντικός στο δεσμευμένο μοντέλο, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η υστέρηση του τετραγώνων των καταλοίπων των αποδόσεων του Dow Jones επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ.

Προκειμένου να ελέγξουμε τη διαχρονική σταθερότητα του παραπάνω συμπεράσματος εκτιμούμε *recursively* τις παραμέτρους a_{21} και g_{21} . Τα αποτελέσματα προέρχονται από την εκτίμηση του δεσμευμένου μοντέλου.

Πίνακας 58 Διαχρονική Σταθερότητα των εκτιμητών που ορίζουν Causality-in-Variance

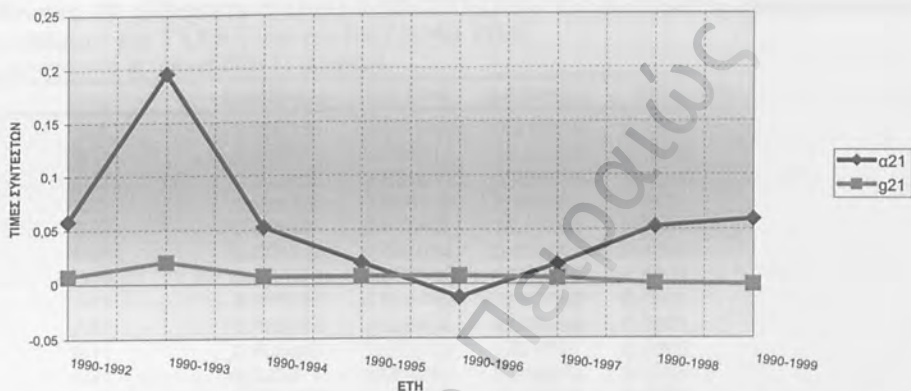
ΕΤΗ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC					
	a_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0576	0,0571	1,014011	0,0072	0,0084	0,857143
1990-1993	0,1991	0,3703	0,529571	0,0203	0,0144	1,409722
1990-1994	0,0523	0,0451	1,159645	0,0072	0,007	1,028571
1990-1995	0,0195	0,0373	0,522788	0,007	0,0057	1,22807
1990-1996	-0,0121	0,0314	-0,38535	0,0073	0,005	1,46
1990-1997	0,0182	0,0236	0,771186	0,0052	0,0047	1,106383
1990-1998	0,0526*	0,0216	2,412844	0,0002	0,0043	0,046512
1990-1999	0,0591*	0,0218	2,711009	-0,0006	0,0041	-0,146341

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Τόσο από το διάγραμμα όσο και από τον πίνακα φαίνεται ότι μόνο ο συντελεστής g_{21} παρουσιάζει σταθερότητα, αλλά παραμένει καθ' όλη τη διάρκεια μη στατιστικά

σημαντικός σε επίπεδο 5%. Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής a_{21} παρουσιάζει σοβαρές διακυμάνσεις μέχρι το 1997 ενώ το 1998 και το 1999, όπου είναι και στατιστικά σημαντικός, αρχίζει να σταθεροποιείται.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: Dow Jones



Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε από την παραπάνω ανάλυση είναι λίγο πολύ κοινά με αυτά που καταλήξαμε στην περίπτωση του S&P-500. Μπορούμε να πούμε ότι στο συνολικό δείγμα, η διακύμανση των αποδόσεων του Dow Jones επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Έχουμε δηλαδή, και σε αυτή την περίπτωση σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον Dow Jones προς το ΓΔΧΑΑ. Η σχέση όμως αυτή δεν παρέμεινε σταθερή καθ'όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Από το 1990 έως το 1997 η παραπάνω σχέση δεν φαίνεται να υπάρχει. Αντίθετα, τα έτη 1998 και 1999 παρουσιάζεται η παραπάνω σχέση αιτιότητας ενώ επίσης στα ίδια έτη δείχνει σταθεροποιητικές τάσεις.

5.3 ΓΔΧΑΑ και Brussels All Share-Price Index (BAS)

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο υπόδειγμα των αποδόσεων του BAS και του ΓΔΧΑΑ για ολόκληρο το εξεταζόμενο διάστημα (1990-1999).

Πίνακας 59 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του BAS (1990-1999)

Convergence achieved after 73 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000151	0.000246	0.614015	0.5392
B11	0.222679	0.018514	12.02781	0.0000
B12	0.172532	0.031631	5.454436	0.0000
C2	0.000322	0.000125	2.572481	0.0101
B22	0.218674	0.018409	11.87892	0.0000
B21	0.006332	0.007634	0.829552	0.4068
C11	0.002629	0.000161	16.30366	0.0000
A11	0.413767	0.014740	28.07168	0.0000
A21	0.102873	0.025400	4.050099	0.0001
G11	0.906841	0.005139	176.4591	0.0000
G21	-0.033977	0.009947	-3.415918	0.0006
C22	0.001306	7.86E-05	16.61895	0.0000
A22	0.248695	0.011074	22.45760	0.0000
A12	-0.000725	0.006149	-0.117902	0.9061
G22	0.948596	0.005153	184.0795	0.0000
G12	0.005951	0.002284	2.605415	0.0092
Log likelihood	18962.11	Akaike info criterion	-14.64432	
Avg. log likelihood	7.328349	Schwarz criterion	-14.60808	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-14.63119	

Από τον πίνακα 59 φαίνεται ότι τόσο ο συντελεστής a_{21} όσο και ο g_{21} είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5% (z-statisic: 4,05 και -3,41 αντίστοιχα). Αυτό σημαίνει ότι η παρελθούσα διακύμανση του BAS επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Από την άλλη πλευρά, ο συντελεστής g_{12} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statisic: 2,60), ενώ ο a_{12} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός αφού το z-statisic γι'αυτόν είναι μόλις -0,11. Για μια ακόμη φορά, οι συντελεστές της εξίσωσης του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν cross-terms εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η δεσμευμένη διακύμανση των σειρών μονομετάβλητα υποδειματοποιείται με GARCH(1,1). Αναφορικά με το μέσο των αποδόσεων, ο συντελεστής της υστέρησης των αποδόσεων του BAS στην εξίσωση του μέσου των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ (β_{12}) εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός ενώ ο

συντελεστής β_{21} , που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στις αποδόσεις του ΒΑΣ είναι μη στατιστικά σημαντικός. Αυτό είναι ένδειξη για σχέση αιτιότητας στο μέσο από τον ΒΑΣ προς το ΓΔΧΑΑ.

Στο παράρτημα στο τέλος της παρούσας μπορούν να βρεθούν τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ΒΑΣ καθώς και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών. Όλες οι σειρές που παρουσιάζονται στο παράρτημα έχουν προκύψει από το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο.

Στον πίνακα 60 παρουσιάζεται η εκ νέου εκτίμηση του παραπάνω μοντέλου με την εισαγωγή του περιορισμού $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$. Δηλαδή, αναζητούμε επιβεβαίωση μονόδρομης σχέσης αιτιότητας από τη διακύμανση του ΒΑΣ προς αυτή του ΓΔΧΑΑ.

Πίνακας 60 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του ΒΑΣ (ΒΑΣ \rightarrow ΓΔΧΑΑ)
Convergence achieved after 65 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000129	0.000239	0.541818	0.5879
B11	0.223833	0.018495	12.10215	0.0000
B12	0.174845	0.031366	5.574290	0.0000
C2	0.000343	0.000121	2.842741	0.0045
B22	0.218819	0.018496	11.83089	0.0000
B21	0.005748	0.007561	0.760131	0.4472
C11	0.002841	0.000168	16.90262	0.0000
A11	0.427822	0.015012	28.49771	0.0000
A21	0.088596	0.025812	3.432360	0.0006
G11	0.897290	0.005761	155.7550	0.0000
G21	-0.004587	0.007547	-0.607782	0.5433
C22	0.001250	6.40E-05	19.52325	0.0000
A22	0.253820	0.010444	24.30404	0.0000
G22	0.951973	0.004278	222.5442	0.0000
Log likelihood	18961.69	Akaike info criterion	-14.64273	
Avg. log likelihood	7.326774	Schwarz criterion	-14.61104	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.63124	

Οι τιμές των κριτηρίων του Akaike και του Schwarz του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου οδηγούν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα. Συγκεκριμένα, η τιμή του Akaike κριτηρίου σε σχέση με το αδέσμευτο μοντέλο εμφανίζεται μεγαλύτερη, που σημαίνει ότι η εισαγωγή του τετραγώνου των καταλοίπων και της δεσμευμένης διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του ΒΑΣ μας έδινε περισσότερη πληροφόρηση. Αντίθετα, το Schwarz κριτήριο, εμφανίζεται μικρότερο και μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι καλώς δε συμπεριλάβαμε στην εξίσωση της διακύμανσης του ΒΑΣ τις εν λόγω

μεταβλητές. Το likelihood ratio είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18962,11 - 18961,69) = 0,84$. Η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για 5% επίπεδο εμπιστοσύνης είναι 5,99. Άρα, αφού το likelihood ratio εμφανίζεται μικρότερο από την κριτική τιμή δεν απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{12}=g_{12}=0$) που σημαίνει ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Αφού, μέσω του likelihood ratio, δεχόμαστε ως πιο αντιπροσωπευτικό το δεσμευμένο μοντέλο, και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο συντελεστής a_{21} είναι στατιστικά σημαντικός, αυτό σημαίνει ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το BAS προς το ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο. Όπως, όμως, και στις προηγούμενες περιπτώσεις, βλέπουμε ότι ο a_{21} παραμένει στατιστικά σημαντικός ενώ ο g_{21} δεν παραμένει. Άρα δεχόμαστε ότι η σχέση αιτιότητας «παράγεται» μόνο από την υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του BAS και όχι από την υστέρηση της διακύμανσης του.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του παραπάνω μοντέλου με περιορισμούς αντίθετης κατεύθυνσης από προηγούμενων, δηλαδή $a_{21}=g_{21}=0$. Οι περιορισμοί αυτοί υπονοούν ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του BAS, και όχι το αντίστροφο.

Πίνακας 61 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του BAS (ΓΔΧΑΑ → BAS)
Convergence achieved after 61 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000151	0.000245	0.615392	0.5383
B11	0.222783	0.018354	12.13836	0.0000
B12	0.169908	0.030215	5.623286	0.0000
C2	0.000334	0.000124	2.685771	0.0072
B22	0.224461	0.018301	12.26498	0.0000
B21	0.006684	0.007653	0.873455	0.3824
C11	0.002658	0.000156	17.06878	0.0000
A11	0.425770	0.013925	30.57525	0.0000
G11	0.904060	0.004937	183.1040	0.0000
C22	0.001248	6.74E-05	18.52635	0.0000
A22	0.242239	0.010645	22.75580	0.0000
A12	-0.000888	0.006058	-0.146630	0.8834
G22	0.952626	0.004546	209.5498	0.0000
G12	0.003924	0.001879	2.088807	0.0367
Log likelihood	18948.32	Akaike info criterion	-14.64371	
Avg. log likelihood	7.327270	Schwarz criterion	-14.61200	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.63222	

Το κριτήριο του Akaike, σε σχέση με το αρχικό αδέσμευτο υπόδειγμα, μας πληροφορεί ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που αφαιρέθηκαν από την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ δίνουν σημαντική πληροφορία, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη τιμή για το αδέσμευτο. Αντίθετα, το Schwarz κριτήριο μας δίνει ακριβώς αντίθετη ένδειξη, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μικρότερη από την αντίστοιχη του αδέσμευτου. Υπολογίζοντας μία ακόμη φορά το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του τελευταίου δεσμευμένου υποδείγματος βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18962,11 - 18948,32) = 27,58$. Όπως έχει αναφερθεί, η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% είναι 5,99. Επομένως, εφόσον το likelihood ratio είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{21} = g_{21} = 0$). Αφού, ο περιορισμός $\alpha_{21} = g_{21} = 0$ απορρίπτεται ενώ ο περιορισμός $\alpha_{12} = g_{12} = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο εκτιμητής του α_{21} στο αδέσμευτο και στο δεσμευμένο μοντέλο είναι στατιστικά σημαντικός, συμπεραίνουμε ότι η υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του ΒΑΣ προκαλεί και επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ δε συμβαίνει το αντίστροφο.

Για να ελέγξουμε τη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών που έχουμε ορίσει ότι δίνουν ενδείξεις causality-in-variance, εκτιμούμε recursively τις παραμέτρους α_{21} και g_{21} . Για να παραχθούν αυτές οι εκτιμήσεις χρησιμοποιήσαμε το δεσμευμένο μοντέλο. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 62, ενώ απεικονίζονται και στο παρακάτω διάγραμμα.

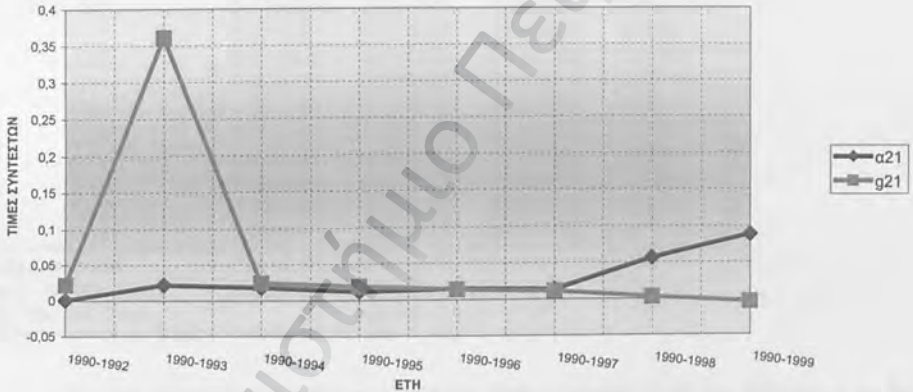
Πίνακας 62 Διαχρονική Σταθερότητα των εκτιμητών που ορίζουν Causality-in-Variance

ETH	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC					
	α_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0005	0,0525	0,009524	0,0216	0,0166	1,301205
1990-1993	0,0218	0,0761	0,286465	0,3611*	0,1119	3,226988
1990-1994	0,0181	0,042	0,430952	0,0246	0,0138	1,782609
1990-1995	0,0123	0,0341	0,360704	0,019	0,0113	1,681416
1990-1996	0,0149	0,0284	0,524648	0,0135	0,0094	1,43617
1990-1997	0,0131	0,0279	0,469534	0,0108	0,009	1,2
1990-1998	0,0563*	0,0267	2,108614	0,0022	0,0082	0,268293
1990-1999	0,0886*	0,0258	3,434109	-0,0046	0,0075	-0,613333

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής a_{21} παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικός μόνο στα δύο τελευταία έτη, ενώ ο συντελεστής g_{21} , ο οποίος δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός καθ'όλη τη διάρκεια, γίνεται σημαντικός το έτος 1993, ενώ παράλληλα το συγκεκριμένο έτος παρουσιάζει σοβαρή μεταβολή από το μέσο μέγεθος του σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Το συγκεκριμένο φαινόμενο ίσως να οφείλεται σε κάποιο γεγονός που μας διαφεύγει ή (πιθανότερο) αφορά λάθος Τύπου I. Πάντως, και στη περίπτωση του BAS, οποιαδήποτε σχέση αιτιότητας και αν εντοπίσαμε στην ανάλυση που προηγήθηκε, αυτή δεν παραμένει σταθερή διαχρονικά και περιορίζεται μόνο στα δύο τελευταία έτη.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: BAS



Συνοψίζοντας, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι στο συνολικό δείγμα, το τετράγωνο των καταλοίπων των αποδόσεων του BAS επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Γενικότερα, μπορούμε να πούμε ότι ένα βασικό «συστατικό» στοιχείο της διακύμανσης του BAS επηρεάζει κατά τα δύο τελευταία εξεταζόμενα έτη (1998 και 1999) τη διακύμανση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Έχουμε, δηλαδή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον BAS προς τον ΓΔΧΑΑ, η οποία μάλιστα είναι θετικής φύσεως λόγω του θετικού προσήμου του συντελεστή a_{21} .

5.4 ΓΔΧΑΑ και DAX

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο μοντέλο για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του DAX και του ΓΔΧΑΑ για ολόκληρο το δείγμα, δηλαδή για τη δεκαετία 1990-1999.

Πίνακας 63 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του DAX (1990-1999)

Convergence achieved after 47 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000225	0.000249	0.904583	0.3657
B11	0.218932	0.018706	11.70363	0.0000
B12	0.078496	0.018022	4.355649	0.0000
C2	0.000580	0.000212	2.729146	0.0063
B22	0.036395	0.020261	1.796316	0.0724
B21	0.019582	0.012432	1.575100	0.1152
C11	0.002436	0.000155	15.73198	0.0000
A11	0.420637	0.014680	28.65401	0.0000
A21	-0.011368	0.014358	-0.791795	0.4285
G11	0.908909	0.004649	195.5013	0.0000
G21	0.002535	0.005039	0.503134	0.6149
C22	0.001721	0.000136	12.63440	0.0000
A22	0.218951	0.011034	19.84391	0.0000
A12	0.007024	0.010277	0.683419	0.4943
G22	0.964428	0.004053	237.9776	0.0000
G12	0.001078	0.003817	0.282319	0.7777
Log likelihood	17614.15	Akaike info criterion	-13.59981	
Avg. log likelihood	6.806085	Schwarz criterion	-13.56359	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-13.58668	

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι τόσο ο συντελεστής a_{21} όσο και ο g_{21} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5% (z-statisic: -0,79 και 0,50 αντίστοιχα). Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει καμμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας από την παρελθούσα διακύμανση των αποδόσεων του DAX προς αυτή του ΓΔΧΑΑ. Παράλληλα, τόσο ο συντελεστής g_{12} όσο και ο a_{12} δεν εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί. (z-statisic: 0,28 και 0,68, αντίστοιχα). Επομένως, οι μέχρι τώρα ενδείξεις μας υποδυκνείουν ότι οι διακυμάνσεις των δύο σειρών είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Βέβαια, θα πρέπει να ακολουθήσουμε όλα τα βήματα της μεθοδολογίας αφού μπορεί η εισαγωγή κάποιων μεταβλητών που δεν θα έπρεπε να εισαχθούν να οδηγήσει σε μη άριστη εκτίμηση των συντελεστών κάποιων άλλων μεταβλητών. Σημειώνεται επίσης ότι οι συντελεστές της εξίσωσης του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν

αλληλεπιδράσεις μεταξύ των σειρών εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί και αυτό συμβαίνει διότι η δεσμευμένη διακύμανση και των δύο σειρών σε μονομετάβλητο επίπεδο υποδειγματοποιείται με GARCH(1,1). Όσον αφορά τις εξισώσεις του μέσου των αποδόσεων, ο συντελεστής β_{12} που αναφέρεται στην υστέρηση των αποδόσεων του DAX στην εξίσωση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός ενώ ο συντελεστής β_{21} , που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στις αποδόσεις του DAX είναι μη στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι οι αποδόσεις DAX does granger-cause τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ.

Στο παράρτημα που ακολουθεί στο τέλος της παρούσας παρουσιάζονται τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του DAX καθώς και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών. Οι τρεις αυτές σειρές έχουν «παραχθεί» από το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται η επανεκτίμηση του παραπάνω μοντέλου με την εισαγωγή του περιορισμού ότι $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$. Θέτοντας αυτόν τον περιορισμό αναζητούμε επιβεβαίωση μονόδρομης σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση από τον DAX προς τον ΓΔΧΑΑ.

Πίνακας 64 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του DAX (DAX \rightarrow ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 51 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000226	0.000247	0.913304	0.3611
B11	0.218780	0.018580	11.77530	0.0000
B12	0.078535	0.017976	4.368911	0.0000
C2	0.000580	0.000212	2.734965	0.0062
B22	0.038379	0.020164	1.903336	0.0570
B21	0.018727	0.012381	1.512520	0.1304
C11	0.002482	0.000152	16.34679	0.0000
A11	0.423264	0.014697	28.79842	0.0000
A21	-0.017254	0.014106	-1.223202	0.2213
G11	0.906811	0.004629	195.8831	0.0000
G21	0.009070	0.003859	2.350177	0.0188
C22	0.001697	0.000120	14.10827	0.0000
A22	0.222661	0.010843	20.53566	0.0000
G22	0.964664	0.003653	264.0875	0.0000
Log likelihood	17613.21	Akaike info criterion	-13.60062	
Avg. log likelihood	6.805721	Schwarz criterion	-13.56893	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.58914	

Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση των κριτηρίων, είναι σημαντικό να σημειώσουμε ότι στο παραπάνω δεσμευμένο μοντέλο, ο συντελεστής g_{21} , που όπως έχει αναφερθεί δείχνει την επίδραση της υστέρησης της διακύμανσης του DAX προς το ΓΔΧΑΑ και ορίζει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση, εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statistic: 2,35). Από την άλλη, ο συντελεστής a_{21} εξακολουθεί να παρουσιάζεται μη στατιστικά σημαντικός. Τα κριτήρια Akaike και Schwarz του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου οδηγούν στα ίδια ακριβώς συμπεράσματα. Συγκεκριμένα, τόσο η τιμή του Akaike όσο και του Schwarz κριτηρίου εμφανίζονται μικρότερες σε σχέση με το αδέσμευτο μοντέλο που σημαίνει ότι η εισαγωγή του τετραγώνου των καταλοίπων και της δεσμευμένης διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του DAX δεν μας παρέχουν επαρκή πληροφόρηση για τους βαθμούς ελευθερίας που «καταναλώνουν» και δεν θα έπρεπε να συμπεριληφθούν στην εκτίμηση.

Το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος, είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17614,15 - 17613,21) = 1,88$. Εφ'όσον η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για 5% επίπεδο εμπιστοσύνης είναι 5,99, το likelihood ratio εμφανίζεται μικρότερο από αυτήν και έτσι δεν απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{12}=g_{12}=0$), το οποίο σημαίνει ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Επομένως, αφού το likelihood ratio, καθώς και τα κριτήρια εντροπίας μας υποδεικνύουν ως πιο αντιπροσωπευτικό το δεσμευμένο μοντέλο και αφού ο συντελεστής g_{21} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε αυτό το μοντέλο, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι υπάρχουν ενδείξεις για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το DAX προς το ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο (αφού έχουμε δεχθεί ότι $a_{12}=g_{12}=0$). Η σχέση αυτή παράγεται μόνο από την υστέρηση της διακύμανσης του DAX και όχι και από το τετράγωνο των καταλοίπων του.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του παραπάνω μοντέλου, θέτοντας όμως περιορισμούς αντίθετης κατεύθυνσης από προηγούμενως, δηλαδή $a_{21}=g_{21}=0$.

Πίνακας 65 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΛΧΑΑ και του DAX (ΓΛΧΑΑ \rightarrow DAX)
Convergence achieved after 50 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000219	0.000247	0.888151	0.3745
B11	0.218338	0.018491	11.80785	0.0000
B12	0.080906	0.018011	4.492119	0.0000
C2	0.000579	0.000212	2.728003	0.0064
B22	0.035313	0.020189	1.749104	0.0803
B21	0.019254	0.012427	1.549323	0.1213
C11	0.002448	0.000146	16.79725	0.0000
A11	0.418926	0.013645	30.70230	0.0000
G11	0.909099	0.004231	214.8668	0.0000
C22	0.001722	0.000128	13.41897	0.0000
A22	0.219067	0.010625	20.61842	0.0000
A12	0.007497	0.010095	0.742658	0.4577
G22	0.964377	0.003823	252.2464	0.0000
G12	0.001127	0.003336	0.337794	0.7355
Log likelihood	17614.07	Akaike info criterion	-13.60129	
Avg. log likelihood	6.806054	Schwarz criterion	-13.56960	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.58980	

Σημαντικό είναι να παρατηρήσουμε ότι οι εκτιμητές των συντελεστών a_{12} και g_{12} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί. Τόσο το κριτήριο του Akaike όσο και αυτό του Schwarz μας υποδεικνύουν ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που αφαιρέθηκαν δε δίνουν σημαντική πληροφόρηση, αφού οι τιμές των κριτηρίων είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες για το αδέσμευτο. Υπολογίζοντας για μία ακόμη φορά το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του τελευταίου δεσμευμένου υποδείγματος, βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17614,15 - 17614,07) = 0,16$. Αφού η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% είναι 5,99 και το likelihood ratio είναι μικρότερο από αυτήν την κριτική τιμή, δεν απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{21}=g_{21}=0$). Επομένως, αφού δε μπορούμε να απορρίψουμε κανένα από τα δύο σετ περιορισμών που θέσαμε συμπεραίνουμε ότι δεν παρουσιάζεται σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των δύο σειρών και δεχόμαστε ότι η στατιστικά σημαντική εκτίμηση του g_{21} στο δεσμευμένο μοντέλο ήταν λάθος Τύπου I.

Προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα θα εκτιμήσουμε εκ νέου το παραπάνω υπόδειγμα εισάγοντας τον περιορισμό $a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$, δηλαδή ότι δεν υπάρχει καμία σχέση εξάρτησης στη διακύμανση των δύο σειρών. Αυτό σημαίνει

ότι οι πίνακες των συντελεστών ARCH και GARCH θα είναι διαγώνιοι. Τα αποτελέσματα αυτής της εκτίμησης παρουσιάζονται στον αμέσως παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 66 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=\alpha_{21}=\beta_{12}=\beta_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του DAX

Convergence achieved after 48 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000216	0.000244	0.886074	0.3756
B11	0.217888	0.018281	11.91866	0.0000
B12	0.081529	0.017798	4.580702	0.0000
C2	0.000581	0.000211	2.758617	0.0058
B22	0.037441	0.020050	1.867367	0.0619
B21	0.018844	0.012264	1.536507	0.1244
C11	0.002421	0.000145	16.66225	0.0000
A11	0.415635	0.013287	31.28167	0.0000
G11	0.910323	0.004240	214.6822	0.0000
C22	0.001742	0.000119	14.58153	0.0000
A22	0.228455	0.010770	21.21186	0.0000
G22	0.962738	0.003763	255.8348	0.0000
Log likelihood	17611.29	Akaike info criterion	-13.60069	
Avg. log likelihood	6.804980	Schwarz criterion	-13.57352	
Number of Coefs.	12	Hannan-Quinn criter.	-13.59084	

Τα κριτήρια του Akaike και του Schwarz μας δείχνουν ότι η εισαγωγή cross-terms στις εξισώσεις των διακυμάνσεων των δύο σειρών δεν δίνει περισσότερη πληροφόρηση έτσι ώστε να δικαιολογεί τους βαθμούς ελευθερίας που «καταναλώνει». Αυτό συμβαίνει διότι οι τιμές των δύο κριτηρίων είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες του αδέσμευτου μοντέλου. Το likelihood ratio μεταξύ του τελευταίου δεσμευμένου υποδείγματος και του αδέσμευτου είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17614,15 - 17611,29) = 5,72$. Η τιμή του likelihood ratio είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 4 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (9,49). Επομένως δεν απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12}=\alpha_{21}=\beta_{12}=\beta_{21}=0$) και το σύνολο των συγκεκριμένων περιορισμών είναι σημαντικό. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του DAX και του ΓΔΧΑΑ.

Παρά το παραπάνω συμπέρασμα, θα επανεκτιμήσουμε το αδέσμευτο μοντέλο recursively για να δούμε τη συμπεριφορά των εκτιμητών του α_{21} και του β_{21} διαχρονικά. Θα χρησιμοποιήσουμε το αδέσμευτο μοντέλο για να μην έχουμε επίδραση στην εκτίμηση μας από λανθασμένο ορισμό του μοντέλου.

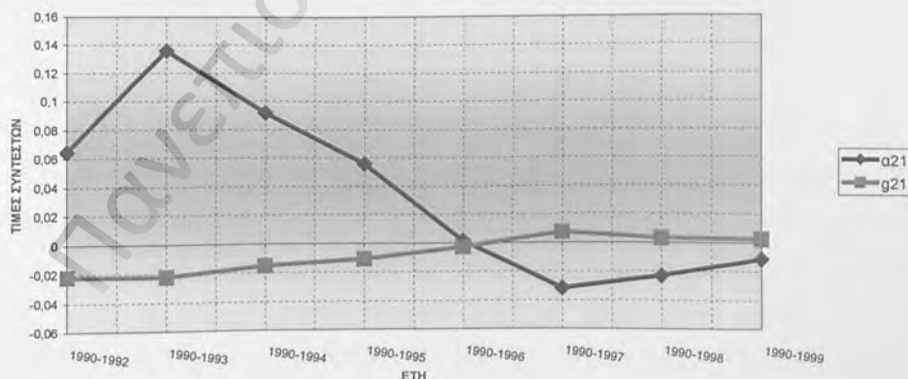
Πίνακας 67 Recursively Εκτίμηση των συντελεστών α_{21} και g_{21}

ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC						
ΕΤΗ	α_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0644	0,035	1,84	-0,022	0,0144	-1,527778
1990-1993	0,1358	0,0342	3,97076*	-0,0224	0,0117	-1,91453
1990-1994	0,0917	0,0283	3,240283*	-0,0152	0,0092	-1,652174
1990-1995	0,0555	0,0243	2,283951*	-0,0107	0,0072	-1,486111
1990-1996	0,0014	0,0224	0,0625	-0,0026	0,0061	-0,42623
1990-1997	-0,0317	0,0153	-2,071895*	0,0071	0,0058	1,224138
1990-1998	-0,0231	0,0151	-1,529801	0,0031	0,0055	0,563636
1990-1999	-0,0114	0,0144	-0,791667	0,0025	0,005	0,5

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικός το 1993, 1994, 1995 και 1997. Αυτό σημαίνει ότι υπήρξε στο παρελθόν κάποια μορφή αιτιότητας στη διακύμανση από τον DAX προς το ΓΔΧΑΑ η οποία έπαψε να υπάρχει τα τελευταία δύο χρόνια. Το συμπέρασμα αυτό συμφωνεί με το γεγονός ότι η ελληνική αγορά παρουσίασε διακύμανση, ειδικά το 1999, το μέγεθος και η φύση της οποίας δε συμφωνούσε με αυτή της γερμανικής αγοράς. Όσον αφορά το συντελεστή g_{21} , αυτός δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε καμία χρονική στιγμή.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: DAX



Το διάγραμμα επιβεβαιώνει τα παραπάνω συμπεράσματα, αφού φαίνεται ότι η τιμή του συντελεστή a_{21} βρίσκεται σε υψηλά επίπεδα μέχρι το 1995 και μετά πέφτει εντυπωσιακά.

Καταλήγωντας, συμπεράνουμε ότι η διακύμανση του DAX επηρέασε τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ μέχρι το 1995, αλλά μια τέτοια σχέση δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί για τα υπόλοιπα 4 έτη. Σε συνδυασμό με το γεγονός ότι όλοι οι συντελεστές που ορίζουν σχέση αιτιότητας (a_{12} , g_{12} , a_{21} και g_{21}) εμφανίζονται μη στατιστικά σημαντικοί, μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει καμμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του DAX και του ΓΔΧΑΑ.

5.5 ΓΔΧΑΑ και Hang-Seng

Στον πίνακα 68 παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο υπόδειγμα των αποδόσεων του Hang-Seng και του ΓΔΧΑΑ για ολόκληρο το δείγμα, (1990-1999).

Πίνακας 68 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Hang-Seng (1990-1999)

Convergence achieved after 37 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000230	0.000241	0.953824	0.3402
B11	0.234757	0.018361	12.78533	0.0000
B12	0.017370	0.009997	1.737523	0.0823
C2	0.001089	0.000257	4.244266	0.0000
B22	0.106699	0.019194	5.559101	0.0000
B21	-0.017024	0.013900	-1.224716	0.2207
C11	0.002670	0.000165	16.17891	0.0000
A11	0.441736	0.015427	28.63432	0.0000
A21	-0.013230	0.008631	-1.532896	0.1253
G11	0.899305	0.005474	164.2814	0.0000
G21	0.006848	0.003851	1.778167	0.0754
C22	0.002438	0.000132	18.50800	0.0000
A22	0.293753	0.010944	26.84188	0.0000
A12	0.008070	0.012563	0.642369	0.5206
G22	0.944834	0.004095	230.7198	0.0000
G12	-0.001175	0.004892	-0.240131	0.8102
Log likelihood	16958.05	Akaike info criterion	-13.09277	
Avg. log likelihood	6.552570	Schwarz criterion	-13.05655	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-13.07965	

Από τον πίνακα 68 φαίνεται ότι τόσο ο συντελεστής a_{21} όσο και ο g_{21} είναι μη στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5% (z-statisic: -1,53 και 1,77 αντίστοιχα). Αυτό σημαίνει (τουλάχιστον με τις ενδείξεις που έχουμε μέχρι τώρα) ότι η παρελθούσα διακύμανση του Hang-Seng δεν επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Παράλληλα, τόσο ο συντελεστής a_{12} όσο και ο g_{12} δεν εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί (z-statisic: 0,64 και -0,24 αντίστοιχα). Άρα, δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ούτε από την αντίθετη κατεύθυνση. Βέβαια, όπως και στην περίπτωση του DAX, θα ολοκληρώσουμε τα βήματα της ανάλυσης μας διότι η είσοδος μεταβλητών στις εξισώσεις των διακυμάνσεων που δεν θα έπρεπε να ληφθούν υπόψη μπορεί να «αλλοιώνει» τα αποτελέσματα της εκτίμησης. Για μια ακόμη φορά, οι συντελεστές της εξίσωσης του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν αλληλεπιδράσεις εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί. Όπως έχουμε επισημάνει, αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η δεσμευμένη

διακύμανση των σειρών μονομετάβλητα μοντελοποιείται με GARCH(1,1). Αναφορικά με το μέσο των αποδόσεων, κανένας από τους συντελεστές που ορίζουν Granger-causality (β_{12} , β_{21}) δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός. Άρα, δεν έχουμε ένδειξη ούτε για σχέση αιτιότητας στο μέσο των δύο σειρών.

Στο παράρτημα μπορούν να βρεθούν τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Hang-Seng καθώς και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών. Οι σειρές που παρουσιάζονται στα διαγράμματα του παραρτήματος έχουν προκύψει από το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται εκτιμημένο το παραπάνω μοντέλο με την εισαγωγή όμως του περιορισμού $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$. Αυτός ο περιορισμός υπονοεί ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη διακύμανση του Hang-Seng προς αυτή του ΓΔΧΑΑ.

Πίνακας 69 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Hang-Seng (Hang-Seng \rightarrow ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 36 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000228	0.000239	0.955448	0.3394
B11	0.234959	0.018298	12.84102	0.0000
B12	0.017229	0.010029	1.717898	0.0858
C2	0.001089	0.000256	4.249673	0.0000
B22	0.106576	0.019186	5.554873	0.0000
B21	-0.017867	0.013802	-1.294529	0.1955
C11	0.002658	0.000163	16.33695	0.0000
A11	0.439246	0.015210	28.87867	0.0000
A21	-0.014839	0.008600	-1.725587	0.0844
G11	0.900071	0.005407	166.4489	0.0000
G21	0.008571	0.003225	2.657494	0.0079
C22	0.002443	0.000115	21.30298	0.0000
A22	0.294908	0.010842	27.20095	0.0000
G22	0.944614	0.003819	247.3438	0.0000
Log likelihood	16957.79	Akaike info criterion	-13.09412	
Avg. log likelihood	6.552467	Schwarz criterion	-13.06242	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.08263	

Όπως και στην περίπτωση του DAX, έτσι και εδώ ο εκτιμητής του g_{21} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός στο δεσμευμένο μοντέλο. Οι τιμές των κριτηρίων του Akaike και του Schwarz του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου οδηγούν σε ίδια. Οι τιμές των κριτηρίων του δεσμευμένου μοντέλου είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες του

αδέσμευτου, γεγονός που σημαίνει ότι η προσθήκη του τετραγώνου των καταλοίπων και της υστέρησης της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του Hang-Seng δεν προσφέρει περαιτέρω πληροφόρηση. Το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος, είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(16958,05 - 16957,79) = 0,52$. Το likelihood ratio είναι μικρότερο από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99). Άρα, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12} = \beta_{12} = 0$) και δεχόμαστε ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Αφού, μέσω του likelihood ratio, δεχόμαστε ως πιο αντιπροσωπευτικό το δεσμευμένο μοντέλο και σε συνδυασμό ότι σε αυτό το υπόδειγμα ο εκτιμητής του β_{21} είναι στατιστικά σημαντικός οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Hang-Seng προς το ΓΔΧΑΑ. Το γεγονός ότι ο συντελεστής α_{21} παραμένει μη στατιστικά σημαντικός μας κάνει να δεχθούμε ότι η σχέση αιτιότητας «παράγεται» μόνο από την υστέρηση της διακύμανσης του Hang-Seng και όχι από την υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του.

Θα συνεχίσουμε την ανάλυση μας με την εκτίμηση του ίδιου υποδείγματος αλλά εισάγοντας περιορισμό ο οποίος κατευθύνει τη σχέση αιτιότητας προς την αντίθετη πλευρά. Δηλαδή θα εισάγουμε τον περιορισμό $\alpha_{21} = \beta_{21} = 0$. Ο περιορισμός αυτός υπονοεί ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του Hang-Seng, και όχι το αντίστροφο.

Πίνακας 70 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Hang-Seng (ΓΔΧΑΑ → Hang-Seng)

Convergence achieved after 35 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000206	0.000239	0.864388	0.3874
B11	0.234826	0.018169	12.92456	0.0000
B12	0.020669	0.009402	2.198378	0.0279
C2	0.001083	0.000256	4.231340	0.0000
B22	0.107698	0.019327	5.572308	0.0000
B21	-0.017612	0.013849	-1.271699	0.2035
C11	0.002639	0.000161	16.35359	0.0000
A11	0.437236	0.014529	30.09495	0.0000
G11	0.901613	0.005076	177.6189	0.0000
C22	0.002531	0.000128	19.75716	0.0000
A22	0.301023	0.010503	28.66143	0.0000
A12	0.007575	0.012546	0.603799	0.5460
G22	0.941388	0.003967	237.2770	0.0000
G12	0.001070	0.004523	0.238565	0.8130
Log likelihood	16957.46	Akaike info criterion	-13.09387	
Avg. log likelihood	6.552343	Schwarz criterion	-13.06217	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.08238	

Πριν συζητήσουμε την ανάλυση των κριτηρίων, πρέπει να παρατηρήσουμε ότι οι εκτιμητές των συντελεστών α_{12} και β_{12} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί και στο δεσμευμένο μοντέλο. Όπως και στην περίπτωση του προηγούμενου δεσμευμένου μοντέλου, τόσο οι τιμές του κριτηρίου του Akaike όσο και αυτές του κριτηρίου του Schwarz είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες τιμές που εμφανίζει το αδέσμευτο μοντέλο, γεγονός που μας υποδεικνύει ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που αφαιρέθηκαν από την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ δε δίνουν σημαντική πληροφόρηση. Εκτιμώντας το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του τελευταίου δεσμευμένου μοντέλου, βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(16958,05 - 16957,46) = 1,18$. Εφ'όσον η τιμή που παίρνει το likelihood ratio είναι μικρότερη της κριτικής τιμής που παίρνουμε για τη χ^2 κατανομή με 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99) δεν είμαστε σε θέση να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{21}=\beta_{21}=0$). Επομένως, αφού δε μπορούμε να απορρίψουμε κανένα από τα δύο σετ περιορισμών που θέσαμε συμπεραίνουμε ότι δεν παρουσιάζεται σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των δύο εξεταζόμενων σειρών και δεχόμαστε ότι η στατιστικά σημαντική εκτίμηση του β_{21} στο δεσμευμένο μοντέλο

ήταν λάθος Τύπου I. Φαίνεται πιθανό ότι ένα μοντέλο που δε θα περιείχε στους πίνακες των συντελεστών τους α_{12} , g_{12} , α_{21} και g_{21} θα ήταν το βέλτιστο.

Έτσι, για να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα θα εκτιμήσουμε εκ νέου το παραπάνω υπόδειγμα εισάγοντας τον περιορισμό $\alpha_{12}=g_{12}=\alpha_{21}=g_{21}=0$, δηλαδή ότι δεν υπάρχει καμμία σχέση εξάρτησης μεταξύ των διακυμάνσεων του Hang-Seng και του ΓΔΧΑΑ και ότι οι πίνακες των συντελεστών ARCH και GARCH είναι διαγώνιοι. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης παρουσιάζονται στον πίνακα 71.

Πίνακας 71 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=g_{12}=\alpha_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Hang-Seng

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000207	0.000237	0.872791	0.3828
B11	0.235284	0.018058	13.02965	0.0000
B12	0.020817	0.009389	2.217163	0.0266
C2	0.001095	0.000255	4.299421	0.0000
B22	0.107663	0.019282	5.583657	0.0000
B21	-0.018244	0.013695	-1.332185	0.1828
C11	0.002612	0.000157	16.67289	0.0000
A11	0.433555	0.013971	31.03231	0.0000
G11	0.902990	0.004850	186.1661	0.0000
C22	0.002510	0.000114	22.09857	0.0000
A22	0.302484	0.010470	28.89076	0.0000
G22	0.941686	0.003789	248.5018	0.0000
Log likelihood	16955.96	Akaike info criterion	-13.09425	
Avg. log likelihood	6.551764	Schwarz criterion	-13.06709	
Number of Coefs.	12	Hannan-Quinn criter.	-13.08441	

Οι τιμές των κριτηρίων τόσο του Akaike όσο και του Schwarz εμφανίζονται στο τελευταίο υπόδειγμα μικρότερες από τις αντίστοιχες του αδέσμευτου μοντέλου. Αυτό σημαίνει ότι η εισαγωγή αλληλεπιδράσεων στις εξισώσεις των διακυμάνσεων των δύο σειρών δεν δίνει περισσότερη πληροφορία και κακώς συμπεριλήφθηκαν. Το likelihood ratio μεταξύ του τελευταίου δεσμευμένου υποδείγματος και του αδέσμευτου είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(16958,05 - 16955,96) = 4,18$. Η τιμή του likelihood ratio είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 4 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (9,49), που σημαίνει ότι δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση $\alpha_{12}=g_{12}=\alpha_{21}=g_{21}=0$ και ο συγκεκριμένος περιορισμός είναι σημαντικός. Τα παραπάνω επιβεβαιώνουν το συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει καμμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του Hang-Seng και του ΓΔΧΑΑ.

Προκειμένου να δούμε ότι δε μπορεί να στηριχθεί μια σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Hang-Seng προς το ΓΔΧΑΑ για κάθε έτος του δείγματος, θα εκτιμήσουμε εκ νέου το αδέσμευτο μοντέλο recursively για να δούμε τη συμπεριφορά των εκτιμητών του α_{21} και του g_{21} διαχρονικά.

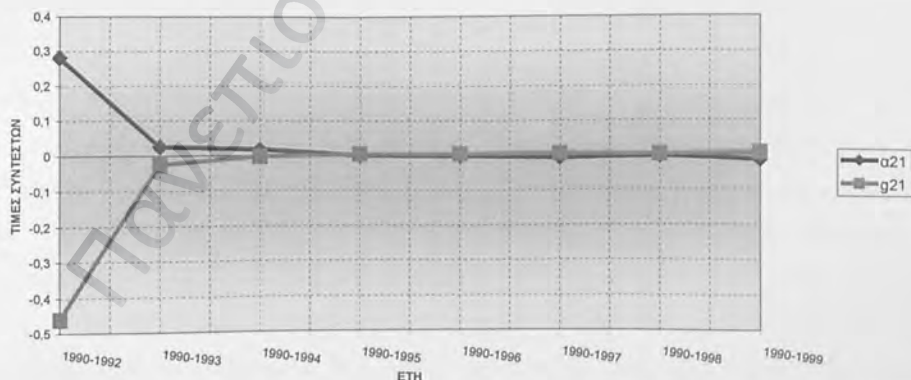
Πίνακας 72 Recursively Εκτίμηση των συντελεστών α_{21} και g_{21}

ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC						
ΕΤΗ	A21	Std.Error	z-statistic	g21	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,2814	8,4813	0,033179	-0,4608	16,2442	-0,028367
1990-1993	0,0259	0,0376	0,68883	-0,0264	0,0269	-0,981413
1990-1994	0,0168	0,0275	0,610909	-0,002	0,0124	-0,16129
1990-1995	0,0006	0,0228	0,026316	0,0036	0,0079	0,455696
1990-1996	-0,0017	0,0201	-0,084577	0,0042	0,0071	0,591549
1990-1997	-0,007	0,0094	-0,744681	0,0064	0,006	1,066667
1990-1998	-0,0027	0,0088	-0,306818	0,0035	0,0044	0,795455
1990-1999	-0,0132	0,0086	-1,534884	0,0068	0,0039	1,74359

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα 72 φαίνεται ότι κανένας από τους δύο συντελεστές δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε κάποιο έτος. Από το διάγραμμα είναι φανερό ότι οι συντελεστές α_{21} και g_{21} υπήρξαν σε όλη την εξεταζόμενη δεκαετία σταθεροί και ίσοι

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: Hang-Seng



με το μηδέν. Επιβεβαιώνεται επομένως το τελικό μας συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει ούτε υπήρξε κατά τη δεκαετία του '90, σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Hang-Seng προς το ΓΔΧΑΑ.

Καταλήγωντας, συμπεραίνουμε ότι η διακύμανση του Hang-Seng δεν επηρέασε τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ σε καμία στιγμή μέσα στην δεκαετία 1990-1999. Σε συνδυασμό με το γεγονός ότι όλοι οι συντελεστές που ορίζουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση εμφανίζονται μη στατιστικά σημαντικοί, μπορούμε να πούμε ότι δεν εμφανίζεται καμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του Hang-Seng και του ΓΔΧΑΑ.

Πίνακας 1. Αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας σε επίπεδο διακύμανσης (1990-1999)

Εξ. μεταβ. (1)	Εξ. μεταβ. (2)	Εξ. μεταβ. (3)
Δ1	0.000000	0.000000
Δ2	0.000000	0.000000
Δ3	0.000000	0.000000
Δ4	0.000000	0.000000
Δ5	0.000000	0.000000
Δ6	0.000000	0.000000
Δ7	0.000000	0.000000
Δ8	0.000000	0.000000
Δ9	0.000000	0.000000
Δ10	0.000000	0.000000
Δ11	0.000000	0.000000
Δ12	0.000000	0.000000
Δ13	0.000000	0.000000
Δ14	0.000000	0.000000
Δ15	0.000000	0.000000
Δ16	0.000000	0.000000
Δ17	0.000000	0.000000
Δ18	0.000000	0.000000
Δ19	0.000000	0.000000
Δ20	0.000000	0.000000
Δ21	0.000000	0.000000
Δ22	0.000000	0.000000
Δ23	0.000000	0.000000
Δ24	0.000000	0.000000
Δ25	0.000000	0.000000
Δ26	0.000000	0.000000
Δ27	0.000000	0.000000
Δ28	0.000000	0.000000
Δ29	0.000000	0.000000
Δ30	0.000000	0.000000
Δ31	0.000000	0.000000
Δ32	0.000000	0.000000
Δ33	0.000000	0.000000
Δ34	0.000000	0.000000
Δ35	0.000000	0.000000
Δ36	0.000000	0.000000
Δ37	0.000000	0.000000
Δ38	0.000000	0.000000
Δ39	0.000000	0.000000
Δ40	0.000000	0.000000
Δ41	0.000000	0.000000
Δ42	0.000000	0.000000
Δ43	0.000000	0.000000
Δ44	0.000000	0.000000
Δ45	0.000000	0.000000
Δ46	0.000000	0.000000
Δ47	0.000000	0.000000
Δ48	0.000000	0.000000
Δ49	0.000000	0.000000
Δ50	0.000000	0.000000
Δ51	0.000000	0.000000
Δ52	0.000000	0.000000
Δ53	0.000000	0.000000
Δ54	0.000000	0.000000
Δ55	0.000000	0.000000
Δ56	0.000000	0.000000
Δ57	0.000000	0.000000
Δ58	0.000000	0.000000
Δ59	0.000000	0.000000
Δ60	0.000000	0.000000
Δ61	0.000000	0.000000
Δ62	0.000000	0.000000
Δ63	0.000000	0.000000
Δ64	0.000000	0.000000
Δ65	0.000000	0.000000
Δ66	0.000000	0.000000
Δ67	0.000000	0.000000
Δ68	0.000000	0.000000
Δ69	0.000000	0.000000
Δ70	0.000000	0.000000
Δ71	0.000000	0.000000
Δ72	0.000000	0.000000
Δ73	0.000000	0.000000
Δ74	0.000000	0.000000
Δ75	0.000000	0.000000
Δ76	0.000000	0.000000
Δ77	0.000000	0.000000
Δ78	0.000000	0.000000
Δ79	0.000000	0.000000
Δ80	0.000000	0.000000
Δ81	0.000000	0.000000
Δ82	0.000000	0.000000
Δ83	0.000000	0.000000
Δ84	0.000000	0.000000
Δ85	0.000000	0.000000
Δ86	0.000000	0.000000
Δ87	0.000000	0.000000
Δ88	0.000000	0.000000
Δ89	0.000000	0.000000
Δ90	0.000000	0.000000
Δ91	0.000000	0.000000
Δ92	0.000000	0.000000
Δ93	0.000000	0.000000
Δ94	0.000000	0.000000
Δ95	0.000000	0.000000
Δ96	0.000000	0.000000
Δ97	0.000000	0.000000
Δ98	0.000000	0.000000
Δ99	0.000000	0.000000
Δ100	0.000000	0.000000

5.6 ΓΔΧΑΑ και CAC-40

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο υπόδειγμα για τις αποδόσεις του CAC-40 και του ΓΔΧΑΑ για ολόκληρο το εξεταζόμενο διάστημα (1990-1999).

Πίνακας 73 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του CAC-40 (1990-1999)

Convergence achieved after 35 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000121	0.000244	0.496677	0.6194
B11	0.229825	0.018644	12.32728	0.0000
B12	0.090382	0.019701	4.587782	0.0000
C2	0.000440	0.000216	2.040992	0.0413
B22	0.045428	0.018264	2.487270	0.0129
B21	0.003423	0.012100	0.282856	0.7773
C11	0.002660	0.000166	16.01776	0.0000
A11	0.433842	0.015894	27.29639	0.0000
A21	0.058208	0.014896	3.907756	0.0001
G11	0.897850	0.005664	158.5268	0.0000
G21	-0.006300	0.005165	-1.219881	0.2225
C22	0.001957	0.000225	8.698651	0.0000
A22	0.191721	0.013037	14.70586	0.0000
A12	-0.001545	0.011164	-0.138400	0.8899
G22	0.965571	0.005540	174.3052	0.0000
G12	0.005202	0.004585	1.134441	0.2566
Log likelihood	17556.63	Akaike info criterion	-13.56584	
Avg. log likelihood	6.789108	Schwarz criterion	-13.52960	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-13.55271	

Από τον πίνακα 73 φαίνεται ότι ο συντελεστής a_{21} είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5% (z-statistic: 3,90) αλλά ο συντελεστής g_{21} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statistic: -1,21). Αυτό σημαίνει ότι η υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων του CAC-40 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ δε συμβαίνει το ίδιο με την υστέρηση της διακύμανσης του. Από την άλλη πλευρά, ούτε ο συντελεστής a_{12} αλλά ούτε και ο g_{12} εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (z-statistic: -0,13 και 1,13, αντίστοιχα). Δηλαδή, δεν παρουσιάζεται καμία ένδειξη ότι η παρελθούσα διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του CAC-40. Για μια ακόμη φορά, οι συντελεστές της εξίσωσης του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο σειρών εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί. Αυτό ήταν αναμενόμενο αφού η δεσμευμένη

διακύμανση της κάθε σειράς μονομετάβλητα υποδειγματοποιείται με μοντέλο GARCH(1,1). Αναφορικά με τις εξισώσεις των μέσων των αποδόσεων των δύο σειρών, ο συντελεστής β_{12} που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του CAC-40 στις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός ενώ ο συντελεστής β_{21} , που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση των αποδόσεων του CAC-40 είναι μη στατιστικά σημαντικός. Αυτό είναι ένδειξη για σχέση αιτιότητας στο μέσο (Granger causality) από τον CAC-40 προς το ΓΔΧΑΑ.

Στο παράρτημα στο τέλος της παρούσας μπορούν να βρεθούν τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, του CAC-40 και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών. Όλες οι σειρές που παρουσιάζονται στο παράρτημα έχουν προκύψει από το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο.

Συνεχίζοντας την ανάλυση μας, θα εκτιμήσουμε εκ νέου το παραπάνω υπόδειγμα εισάγοντας τον περιορισμό $a_{12}=g_{12}=0$. Ο περιορισμός υπονοεί ότι η πιθανή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση έχει κατεύθυνση από τον CAC-40 προς τον ΓΔΧΑΑ και όχι αντίστροφα. Στον πίνακα 74 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 74 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{12}=g_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του CAC-40 (CAC-40 \rightarrow ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 34 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000111	0.000243	0.457447	0.6473
B11	0.229523	0.018481	12.41958	0.0000
B12	0.091974	0.019576	4.698184	0.0000
C2	0.000445	0.000214	2.074204	0.0381
B22	0.047086	0.018353	2.565550	0.0103
B21	0.003930	0.011971	0.328285	0.7427
C11	0.002687	0.000169	15.92970	0.0000
A11	0.433748	0.015925	27.23705	0.0000
A21	0.052681	0.014644	3.597472	0.0003
G11	0.897056	0.005770	155.4633	0.0000
G21	0.000703	0.003867	0.181685	0.8558
C22	0.001857	0.000203	9.169140	0.0000
A22	0.198573	0.011930	16.64416	0.0000
G22	0.967065	0.004698	205.8661	0.0000
Log likelihood	17555.31	Akaike info criterion	-13.56636	
Avg. log likelihood	6.788594	Schwarz criterion	-13.53465	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.55487	

Είναι σημαντικό να παρατηρήσουμε από τον παραπάνω πίνακα ότι ο συντελεστής g_{21} παραμένει μη στατιστικά σημαντικός και στο δεσμευμένο μοντέλο. Αναφορικά με τα κριτήρια εντροπίας, οι τιμές των κριτηρίων του Akaike και του Schwarz του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η εισαγωγή του τετραγώνου του καταλοίπου και της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του CAC-40 δεν οδηγεί σε βελτιστοποίηση της σχέσης αριθμός παραμέτρων/πληροφορία. Το συμπέρασμα αυτό προέρχεται από το γεγονός ότι οι τιμές και των δύο κριτηρίων εμφανίζονται μικρότερες από ότι στο αδέσμευτο μοντέλο.

Συνεχίζοντας, το likelihood ratio, μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος, είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17556,63 - 17555,31) = 2,64$. Η κριτική τιμή της χ^2 κατανομής με 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% είναι 5,99. Εφόσον το likelihood ratio εμφανίζεται μικρότερο από την κριτική τιμή δεν απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12} = g_{12} = 0$), που σημαίνει ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Αφού, η ανάλυση των κριτηρίων μας δείχνει ότι το δεσμευμένο μοντέλο δίνει περισσότερη πληροφόρηση από το αδέσμευτο αυτό σημαίνει ότι οποιαδήποτε σχέση αιτιότητας στη διακύμανση και αν υπάρχει, αυτή θα είναι μονής κατεύθυνσης, δηλαδή από τον CAC-40 προς το ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του παραπάνω μοντέλου με περιορισμούς αντίθετης κατεύθυνσης από προηγούμενας, δηλαδή $\alpha_{21} = g_{21} = 0$. Με τους περιορισμούς αυτούς θα ελέγξουμε την υπόθεση ότι η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του CAC-40, και όχι το αντίστροφο.

Πίνακας 75 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του CAC-40 (ΓΔΧΑΑ \rightarrow CAC-40)

Convergence achieved after 25 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000178	0.000241	0.740464	0.4590
B11	0.233611	0.018242	12.80595	0.0000
B12	0.091741	0.018768	4.888176	0.0000
C2	0.000459	0.000215	2.134175	0.0328
B22	0.049294	0.018446	2.672275	0.0075
B21	0.006471	0.012041	0.537380	0.5910
C11	0.002558	0.000158	16.18111	0.0000
A11	0.431806	0.014527	29.72399	0.0000
G11	0.903195	0.004985	181.1748	0.0000
C22	0.002002	0.000220	9.104129	0.0000
A22	0.199784	0.013101	15.24932	0.0000
A12	-0.000535	0.011053	-0.048444	0.9614
G22	0.963097	0.005596	172.0967	0.0000
G12	0.005523	0.003879	1.423991	0.1544
Log likelihood	17553.59	Akaike info criterion	-13.56581	
Avg. log likelihood	6.788317	Schwarz criterion	-13.53409	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.55431	

Παρατηρούμε από τον παραπάνω πίνακα ότι, οι συντελεστές α_{12} και β_{12} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί και στο δεσμευμένο μοντέλο. Το κριτήριο του Akaike, σε σχέση με το αρχικό αδέσμευτο υπόδειγμα, μας πληροφορεί ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που αφαιρέθηκαν από την εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ δίνουν σημαντική πληροφορία, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μεγαλύτερη (οριακά) από την αντίστοιχη τιμή για το αδέσμευτο μοντέλο. Αντίθετα, το Schwarz κριτήριο μας δίνει ακριβώς αντίθετη ένδειξη, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μικρότερη από την αντίστοιχη του αδέσμευτου. Υπολογίζοντας για μία ακόμη φορά το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του παραπάνω δεσμευμένου μοντέλου, βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17556,63 - 17553,59) = 6,08$. Η τιμή αυτή είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99). Επομένως, εφ'όσον το likelihood ratio είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{21}=\beta_{21}=0$). Αφού, ο περιορισμός $\alpha_{21}=\beta_{21}=0$ απορρίπτεται ενώ ο περιορισμός $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$ δεν μπορεί να απορριφθεί και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο εκτιμητής του α_{21} στο αδέσμευτο και στο δεσμευμένο μοντέλο είναι στατιστικά σημαντικός, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η υστέρηση του τετραγώνου των καταλοίπων των αποδόσεων του

CAC-40 επηρραΐζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, χωρίς να συμβαίνει το αντίστροφο. Δηλαδή υπάρχει σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον CAC-40 προς τον ΓΔΧΑΑ.

Για να ελέγξουμε τη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών που έχουμε ορίσει ότι δίνουν ενδείξεις causality-in-variance, εκτιμούμε recursively τις παραμέτρους α_{21} και g_{21} . Η εκτίμηση των παραμέτρων διαχρονικά έγινε με τη χρήση του δεσμευμένου μοντέλου. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 76, ενώ απεικονίζονται και στο παρακάτω διάγραμμα.

Πίνακας 76 Διαχρονική Σταθερότητα των εκτιμητών που ορίζουν Causality-in-Variance

ΕΤΗ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC					
	α_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,1106*	0,0366	3,021858	-0,027	0,0146	-1,849315
1990-1993	0,0819*	0,0302	2,711921	-0,0111	0,0106	-1,04717
1990-1994	0,076*	0,0251	3,027888	-0,0066	0,0079	-0,835443
1990-1995	0,0496*	0,0199	2,492462	0,0019	0,0057	0,333333
1990-1996	0,0346*	0,0176	1,965909	0,0026	0,0048	0,583333
1990-1997	0,0274	0,0157	1,745223	0,0044	0,0044	1
1990-1998	0,0468*	0,0156	3	0,0003	0,0042	0,071429
1990-1999	0,0527*	0,0146	3,609589	0,0007	0,0039	0,179487

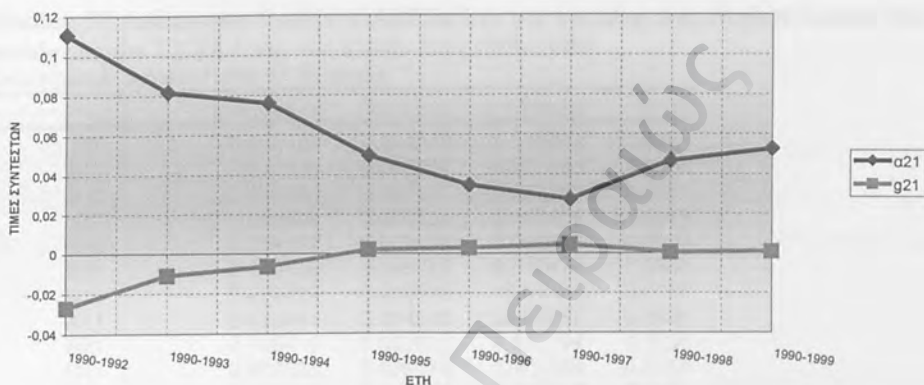
* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικός σχεδόν καθ'όλη την εξεταζόμενη περίοδο (μόνο το 1997 δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός, αλλά και πάλι οριακά). Από την άλλη πλευρά ο συντελεστής g_{21} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε κανένα έτος και παρουσιάζει χαρακτηριστική σταθερότητα αφού πάντα είναι σχεδόν ίσος με το μηδέν.

Παρά την μη στατιστική σημαντικότητα του g_{21} , η εκτίμηση για τον συντελεστή α_{21} , και σε συνδυασμό με όλη την ανάλυση που προηγήθηκε, μας οδηγεί να συμπεράνουμε ότι υπάρχει ισχυρή ένδειξη για σχέση αιτιότητας από τη διακύμανση του CAC-40 προς αυτή του ΓΔΧΑΑ. Επίσης, ο πίνακας 76 μας υποδεικνύει ότι η παραπάνω σχέση αιτιότητας που εντοπίστηκε σε ολόκληρο το δείγμα υφίσταται σε κάθε μεμονωμένη μικρότερη περίοδο. Από το διάγραμμα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} δεν παρέμεινε σταθερός για όλη την περίοδο. Το μέγεθος του συγκεκριμένου συντελεστή παρουσίασε συνεχή μείωση μέχρι το 1997, ενώ από εκεί και πέρα δείχνει ότι σταθεροποιείται στα συγκεκριμένα επίπεδα. Το θετικό πρόσημο του συντελεστή μας δείχνει ότι η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον CAC-40 προς το ΓΔΧΑΑ έχει

θετική μορφή, που σημαίνει ότι όταν αυξάνεται η διακύμανση του CAC-40 αυξάνεται και η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: CAC-40



Συνοψίζοντας, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τόσο στο συνολικό δείγμα όσο και σε κάθε μεμονωμένη μικρότερη περίοδο, το τετράγωνο των καταλοίπων των αποδόσεων του CAC-40 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Γενικότερα, μπορούμε να πούμε ότι ένα από τα δύο βασικά «συστατικά» στοιχεία υποδειματοποίησης της διακύμανσης του CAC-40 επηρεάζει καθ'όλη την εξεταζόμενη περίοδο τη μεταβλητότητα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Έχουμε, δηλαδή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον CAC-40 προς τον ΓΔΧΑΑ, η οποία μάλιστα είναι θετικής φύσεως λόγω του θετικού προσήμου του συντελεστή α_{21} .

5.7. ΓΔΧΑΑ και FTSE-100

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο υπόδειγμα για τις απόδόσεις του FTSE-100 και του ΓΔΧΑΑ για ολόκληρη την εξεταζόμενη περίοδο (1990-1999).

Πίνακας 77 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του FTSE-100 (1990-1999)

Convergence achieved after 31 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000125	0.000242	0.516845	0.6053
B11	0.227319	0.018587	12.23033	0.0000
B12	0.110954	0.027371	4.053689	0.0001
C2	0.000409	0.000154	2.656459	0.0079
B22	0.058427	0.019153	3.050622	0.0023
B21	0.000166	0.009473	0.017474	0.9861
C11	0.002492	0.000165	15.07121	0.0000
A11	0.423941	0.014288	29.67057	0.0000
A21	0.109410	0.023616	4.632794	0.0000
G11	0.902036	0.005176	174.2784	0.0000
G21	-0.010573	0.005604	-1.886687	0.0592
C22	0.000726	0.000108	6.734996	0.0000
A22	0.154478	0.010497	14.71567	0.0000
A12	-0.003756	0.007644	-0.491380	0.6232
G22	0.983315	0.002438	403.3620	0.0000
G12	0.004299	0.002726	1.577391	0.1147
Log likelihood	18323.97	Akaike info criterion	-14.15929	
Avg. log likellhood	7.085834	Schwarz criterion	-14.12305	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-14.14616	

Από τον πίνακα 77 φαίνεται ότι ο συντελεστής a_{21} είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5% (z-statistic: 4,63) αλλά ο συντελεστής g_{21} εμφανίζεται οριακά μη στατιστικά σημαντικός (z-statistic: -1,88). Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν ενδείξεις ότι η παρελθούσα διακύμανση του FTSE-100 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Σημαντικό είναι το γεγονός ότι οι συντελεστές a_{12} και g_{12} , που ορίζουν σχέση αιτιότητας αντίθετης κατεύθυνσης δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. (z-statistic: -0,49 και 1,58, αντίστοιχα). Επομένως, δεν παρουσιάζεται καμμία ένδειξη ότι η παρελθούσα διακύμανση του ΓΔΧΑΑ επηρεάζει αυτή του FTSE-100. Σημειώνουμε ότι οι συντελεστές των εξισώσεων του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο σειρών εμφανίζονται στατιστικά

σημαντικοί, πράγμα που περιμέναμε αφού η δεσμευμένη διακύμανση της κάθε σειράς υποδειγματοποιείται μονομετάβλητα με GARCH(1,1).

Βλέπουμε επίσης ότι, ο συντελεστής β_{12} που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του FTSE-100 στις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός. Το ίδιο δεν συμβαίνει και με το συντελεστή β_{21} , που δείχνει την επίδραση της υστέρησης των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση των αποδόσεων του FTSE-100. Επομένως μπορούμε να πούμε ότι η απόδοση του FTSE-100 does-granger-cause την απόδοση του ΓΔΧΑΑ, χωρίς να συμβαίνει το αντίστροφο.

Όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις, στο παράρτημα παραθέτουμε τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ, του FTSE-100 καθώς και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών, οι οποίες έχουν προκύψει από το παραπάνω αδέσμευτο μοντέλο.

Ακολουθώντας τα ίδια βήματα με προηγουμένως, θα εκτιμήσουμε εκ νέου το παραπάνω υπόδειγμα εισάγωντας τον περιορισμό $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$. Με αυτόν τον τρόπο θα εξετάσουμε αν η πιθανή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση έχει κατεύθυνση από τον FTSE-100 προς τον ΓΔΧΑΑ και όχι αντίστροφα. Στον πίνακα 78 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 78 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $\alpha_{12}=\beta_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του FTSE-100 (FTSE-100 → ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 27 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000107	0.000241	0.445707	0.6558
B11	0.228023	0.018606	12.25547	0.0000
B12	0.111345	0.027106	4.107779	0.0000
C2	0.000417	0.000154	2.715759	0.0066
B22	0.058186	0.019213	3.028492	0.0025
B21	0.000883	0.009368	0.094310	0.9249
C11	0.002605	0.000167	15.63952	0.0000
A11	0.433091	0.014736	29.39042	0.0000
A21	0.106082	0.023811	4.455095	0.0000
G11	0.896843	0.005523	162.3748	0.0000
G21	-0.002216	0.004793	-0.462428	0.6438
C22	0.000678	0.000103	6.565927	0.0000
A22	0.162553	0.010368	15.67906	0.0000
G22	0.983776	0.002254	436.4406	0.0000
Log likelihood	18321.99	Akaike info criterion	-14.15931	
Avg. log likelihood	7.085069	Schwarz criterion	-14.12760	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.14782	

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής g_{21} παραμένει μη στατιστικά σημαντικός και στο παραπάνω δεσμευμένο μοντέλο. Οι τιμές τόσο του κριτηρίου του Akaike όσο και του Schwarz για το παραπάνω δεσμευμένο μοντέλο εμφανίζονται μικρότερες από τις αντίστοιχες του αδέσμευτου. Αυτό σημαίνει ότι η εισαγωγή των «συστατικών» στοιχείων της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του FTSE-100 δεν οδηγεί σε περισσότερη πληροφόρηση σε σύγκριση με τους βαθμούς ελευθερίας που «καταναλώνει».

Υπολογίζοντας το likelihood ratio, μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος, βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18323,97 - 18321,99) = 3,96$. Το likelihood ratio είναι μικρότερο από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής με 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99) και επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($\alpha_{12} = g_{12} = 0$). Επομένως, δεχόμαστε ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι οποιαδήποτε σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ του FTSE-100 και του ΓΔΧΑΑ θα είναι μονής κατεύθυνσης. Δηλαδή η παρελθούσα διακύμανση του FTSE-100 θα επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο.

Για να επιβεβαιώσουμε τα παραπάνω θα επανεκτιμήσουμε το υπόδειγμα εισάγοντας νέο περιορισμό $\alpha_{21} = g_{21} = 0$. Με αυτόν τον τρόπο θα εξετάσουμε αν όντως οι συντελεστές που ορίζουν τη σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το FTSE-100 προς το ΓΔΧΑΑ είναι πράγματι διάφοροι του μηδενός. Ο συγκεκριμένος περιορισμός υπονοεί ότι η κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας είναι από το ΓΔΧΑΑ προς τον FTSE-100 και όχι αντιστρόφως. Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 79 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του FTSE-100 (ΓΔΧΑΑ \rightarrow FTSE-100)

Convergence achieved after 28 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000154	0.000242	0.636189	0.5247
B11	0.227226	0.018579	12.23056	0.0000
B12	0.100916	0.023668	4.263832	0.0000
C2	0.000422	0.000154	2.733327	0.0063
B22	0.058930	0.019151	3.077082	0.0021
B21	0.002565	0.009498	0.270018	0.7871
C11	0.002546	0.000158	16.15072	0.0000
A11	0.437399	0.013925	31.41147	0.0000
G11	0.901117	0.004854	185.6305	0.0000
C22	0.000724	0.000106	6.853273	0.0000
A22	0.154418	0.010577	14.60005	0.0000
A12	-0.002699	0.007655	-0.352542	0.7244
G22	0.983220	0.002475	397.2197	0.0000
G12	0.004657	0.002643	1.761720	0.0781
Log likelihood	18318.57	Akaike info criterion	-14.15667	
Avg. log likelihood	7.083749	Schwarz criterion	-14.12496	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-14.14518	

Από τον παραπάνω πίνακα, παρατηρούμε ότι, οι συντελεστές a_{12} και g_{12} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί και στο δεσμευμένο μοντέλο. Το κριτήριο του Akaike, σε σχέση με το αρχικό αδέσμευτο υπόδειγμα, μας πληροφορεί ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που δε συμπεριλήφθηκαν στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ δίνουν σημαντική πληροφορία και δεν θα έπρεπε να αφαιρεθούν, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη τιμή για το αδέσμευτο μοντέλο. Αντίθετα, το Schwarz κριτήριο μας δίνει αντίθετη ένδειξη, αφού η τιμή του κριτηρίου είναι μικρότερη από την αντίστοιχη του αδέσμευτου. Το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου μοντέλου είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(18323,97 - 18318,57) = 10,8$. Η τιμή του likelihood ratio είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99). Άρα, απορρίπτουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{21}=g_{21}=0$) και ο συγκεκριμένος περιορισμός δεν είναι σημαντικός.

Έτσι, αφού, ο περιορισμός $a_{21}=g_{21}=0$ απορρίπτεται ενώ ο περιορισμός $a_{12}=g_{12}=0$ δεν μπορεί να απορριφθεί και σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο εκτιμητής του a_{21} στο αδέσμευτο και στο δεσμευμένο μοντέλο είναι στατιστικά σημαντικός, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η παρελθούσα διακύμανση των αποδόσεων του FTSE-100 επηρεάζει

τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, χωρίς να συμβαίνει το αντίστροφο. Υπάρχει, επομένως σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από αυτή του FTSE-100 προς την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ.

Προκειμένου να ελέγξουμε τη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών που έχουμε ορίσει ότι δίνουν ενδείξεις για causality-in-variance, εκτιμούμε recursively τις παραμέτρους α_{21} και g_{21} χρησιμοποιώντας το δεσμευμένο μοντέλο. Τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης εκτίμησης παρουσιάζονται στον πίνακα 80, ενώ απεικονίζονται και στο παρακάτω διάγραμμα.

Πίνακας 80 Διαχρονική Σταθερότητα των εκτιμητών που ορίζουν Causality-in-Variance

ΕΤΗ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC					
	α_{21}	Std.Error	z-statistic	g_{21}	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0769	0,0549	1,400729	0,0008	0,0154	0,051948
1990-1993	0,0736	0,048	1,533333	0,007	0,0134	0,522388
1990-1994	0,0928*	0,0408	2,27451	-0,0011	0,0103	-0,106796
1990-1995	0,0804*	0,0335	2,4	0,0017	0,0072	0,236111
1990-1996	0,0759*	0,0287	2,644599	0,0022	0,0058	0,37931
1990-1997	0,0875*	0,0277	3,158845	0,0016	0,0057	0,280702
1990-1998	0,114*	0,0262	4,351145	-0,0041	0,0054	-0,759259
1990-1999	0,1061*	0,024	4,420833	-0,0022	0,0048	-0,458333

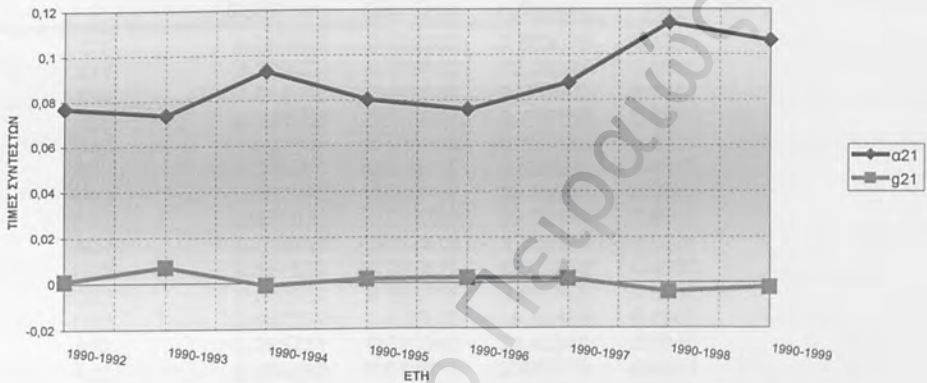
* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικός τα τελευταία 6 συνεχόμενα έτη, ενώ από την άλλη ο συντελεστής g_{21} δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε κανένα έτος. Επίσης, από το διάγραμμα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζει σταθερότητα καθ'όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

Οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή α_{21} σε συνδυασμό με όλη την ανάλυση που προηγήθηκε μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει ένδειξη για σχέση αιτιότητας από τη διακύμανση του FTSE-100 προς αυτή του ΓΔΧΑΑ. Επίσης από τον πίνακα 80 φαίνεται ότι η παραπάνω σχέση αιτιότητας που εντοπίστηκε σε ολόκληρο το δείγμα εμφανίζεται και στην πλειοψηφία των μικρότερων μεμονωμένων περιόδων, ενώ από το διάγραμμα φαίνεται ότι η σχέση αυτή παρέμεινε σχετικά σταθερή για όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Τέλος, το θετικό πρόσημο που διατηρεί ο συντελεστής α_{21} σε όλη την περίοδο μας υποδεικνύει ότι η σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον FTSE-100 προς το ΓΔΧΑΑ είναι θετικής φύσεως, δηλαδή όταν αυξάνεται η διακύμανση του FTSE-

100 παρουσιάζει αύξηση και η διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Πρέπει επίσης να παρατηρήσουμε ότι το 1999, όπου ο ΓΔΧΑΑ παρουσίασε αύξηση στη διακύμανση του χωρίς να συμβαίνει και το ίδιο με τους δείκτες του εξωτερικού, ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζεται μειωμένος σε σχέση με το 1998.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: FTSE-100



Καταλήγοντας, συμπεραίνουμε ότι τόσο στο συνολικό δείγμα όσο και σε κάθε μικρότερη μεμονωμένη περίοδο, η διακύμανση των αποδόσεων του FTSE-100 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Έχουμε, δηλαδή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον FTSE-100 προς τον ΓΔΧΑΑ, με τη σχέση αυτή να έχει θετική μορφή λόγω του θετικού προσήμου του συντελεστή που την ορίζει (α_{21}).

5.8. ΓΔΧΑΑ και Nikkei-225

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται εκτιμημένο το διμετάβλητο αδέσμευτο υπόδειγμα για τις απόδόσεις του Nikkei-225 και του ΓΔΧΑΑ για την περίοδο 1990-1999, δηλαδή για ολόκληρο το δείγμα.

Πίνακας 81 Αδέσμευτο VAR(1)-GARCH(1,1) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Nikkei-225 (1990-1999)

Convergence achieved after 36 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000223	0.000242	0.923010	0.3560
B11	0.229222	0.018682	12.26937	0.0000
B12	0.014458	0.015035	0.961602	0.3362
C2	4.38E-05	0.000244	0.179109	0.8579
B22	-0.001895	0.018346	-0.103282	0.9177
B21	0.010764	0.013112	0.820907	0.4117
C11	0.002796	0.000165	16.91680	0.0000
A11	0.456072	0.015323	29.76474	0.0000
A21	0.015854	0.013410	1.182276	0.2371
G11	0.891508	0.005537	161.0018	0.0000
G21	0.002932	0.005210	0.562805	0.5736
C22	0.002231	0.000142	15.65463	0.0000
A22	0.265731	0.011340	23.43341	0.0000
A12	0.004662	0.011614	0.401378	0.6881
G22	0.952462	0.004197	226.9177	0.0000
G12	-0.002151	0.004467	-0.481563	0.6301
Log likelihood	17077.57	Akaike info criterion	-13.19534	
Avg. log likelihood	6.603857	Schwarz criterion	-13.15910	
Number of Coefs.	16	Hannan-Quinn criter.	-13.18220	

Από τον παραπάνω πίνακα φαίνεται ότι κανένας από τους συντελεστές που ορίζουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με κατεύθυνση από τον Nikkei-225 προς τον ΓΔΧΑΑ (α_{21} και g_{21}) δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός (z-statistic: 1,18 και 0,56, αντίστοιχα). Το ίδιο συμβαίνει και με τους συντελεστές που ορίζουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με αντίστροφη κατεύθυνση (z-statistic για τους α_{12} και g_{12} : 0,40 και -0,48, αντίστοιχα). Επομένως, δεν παρουσιάζεται καμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο σειρών. Παρά το γεγονός αυτό θα ολοκληρώσουμε τα βήματα της ανάλυσης μας διότι είναι πιθανό η είσοδος μεταβλητών στις εξισώσεις του συστήματος χωρίς αυτό να είναι απαραίτητο να οδηγήσει σε λανθασμένες εκτιμήσεις για τους συντελεστές άλλων μεταβλητών. Σημειώνουμε, για μία ακόμη φορά, ότι οι συντελεστές των εξισώσεων του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων που δεν αφορούν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο σειρών εμφανίζονται

στατιστικά σημαντικοί, πράγμα το οποίο περιμέναμε αφού η δεσμευμένη διακύμανση της κάθε σειράς μονομετάβλητα υποδειγματοποιείται με μοντέλο GARCH(1,1). Παρατηρούμε επίσης ότι, τόσο ο συντελεστής β_{12} όσο και ο συντελεστής β_{21} , οι οποίοι, όπως έχει σημειωθεί, δίνουν ενδείξεις για σχέση αιτιότητας στο μέσο, δεν παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικοί (z-statistic: 0,96 και 0,82, αντίστοιχα). Επομένως μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις για Granger causality μεταξύ των δύο σειρών.

Στο παράρτημα παραθέτουμε τα διαγράμματα των εκτιμημένων δεσμευμένων διακυμάνσεων των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Nikkei-225, καθώς και της δεσμευμένης συνδιακύμανσης των δύο σειρών. Οι παραπάνω σειρές έχουν προκύψει από το αδέσμευτο μοντέλο.

Παρά τα ευρήματα της μέχρι τώρα ανάλυσης, θα ακολουθήσουμε τα ίδια βήματα με τις προηγούμενες περιπτώσεις και θα εκτιμήσουμε εκ νέου το παραπάνω υπόδειγμα εισάγοντας τον περιορισμό $a_{12}=g_{12}=0$. Με αυτόν τον τρόπο θα εξετάσουμε αν υπάρχει πιθανή σχέση αιτιότητας στη διακύμανση με κατεύθυνση από τον Nikkei-225 προς τον ΓΔΧΑΑ και όχι αντίστροφα. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 82 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{12}=g_{12}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Nikkei-225 (Nikkei-225 \rightarrow ΓΔΧΑΑ)

Convergence achieved after 34 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000220	0.000241	0.910990	0.3623
B11	0.229158	0.018664	12.27835	0.0000
B12	0.014702	0.015046	0.977135	0.3285
C2	4.12E-05	0.000244	0.169012	0.8658
B22	-0.002094	0.018360	-0.114074	0.9092
B21	0.010257	0.013104	0.782754	0.4338
C11	0.002786	0.000164	16.94449	0.0000
A11	0.454940	0.015192	29.94669	0.0000
A21	0.017035	0.013210	1.289531	0.1972
G11	0.892105	0.005460	163.3934	0.0000
G21	0.002108	0.004241	0.497124	0.6191
C22	0.002256	0.000143	15.80528	0.0000
A22	0.266781	0.011319	23.56839	0.0000
G22	0.951715	0.004228	225.0919	0.0000
Log likelihood	17077.53	Akaike info criterion	-13.19685	
Avg. log likelihood	6.603839	Schwarz criterion	-13.16514	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.18536	

Παρατηρούμε ότι οι συντελεστές a_{21} και g_{21} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί και στο δεσμευμένο μοντέλο. Οι τιμές τόσο του κριτηρίου του Akaike όσο και του Schwarz του δεσμευμένου μοντέλου εμφανίζονται μικρότερες από τις αντίστοιχες του αδέσμευτου. Αυτό σημαίνει ότι η εισαγωγή των στοιχείων της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανσης του Nikkei-225 δεν δίνει περισσότερη πληροφόρηση στο παρόν υπόδειγμα.

Υπολογίζοντας, για μία ακόμη φορά, το likelihood ratio, μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου υποδείγματος, βρίσκουμε ότι αυτό είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17077,57 - 17077,53) = 0,08$. Το likelihood ratio είναι μικρότερο από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής με 2 βαθμούς ελευθερίας και για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99). Επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{12}=g_{12}=0$) που σημαίνει ότι οι περιορισμοί που θέσαμε είναι σημαντικοί.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι αν υπάρχει οποιαδήποτε σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ του Nikkei-225 και του ΓΔΧΑΑ θα είναι μονής κατεύθυνσης. Δηλαδή η παρελθούσα διακύμανση του Nikkei-225 θα επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο.

Λόγω του γεγονότος ότι και οι δύο συντελεστές που ορίζουν σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από τον Nikkei-225 προς τον ΓΔΧΑΑ είναι μη στατιστικά σημαντικοί και στο αδέσμευτο αλλά και στο δεσμευμένο υπόδειγμα, θα επανεκτιμήσουμε το μοντέλο εισάγοντας τον περιορισμό $a_{21}=g_{21}=0$. Με αυτόν τον τρόπο θα εξετάσουμε αν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οι συντελεστές που ορίζουν τη σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Nikkei-225 προς το ΓΔΧΑΑ είναι διάφοροι του μηδενός. Ο συγκεκριμένος περιορισμός υπονοεί ότι η κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας είναι από το ΓΔΧΑΑ προς τον Nikkei-225 και όχι αντίστροφως. Στον πίνακα 83 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης.

Πίνακας 83 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Nikkei-225(ΓΔΧΑΑ → Nikkei-225)

Convergence achieved after 26 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000254	0.000238	1.068701	0.2852
B11	0.228962	0.018583	12.32074	0.0000
B12	0.013621	0.014884	0.915121	0.3601
C2	4.73E-05	0.000244	0.194176	0.8460
B22	-0.003397	0.018309	-0.185548	0.8528
B21	0.012063	0.013164	0.916324	0.3595
C11	0.002714	0.000158	17.20650	0.0000
A11	0.456647	0.013815	33.05419	0.0000
G11	0.893681	0.004985	179.2762	0.0000
C22	0.002294	0.000145	15.77648	0.0000
A22	0.265941	0.011446	23.23389	0.0000
A12	0.002375	0.011888	0.199807	0.8416
G22	0.950920	0.004324	219.9102	0.0000
G12	0.002311	0.004355	0.530777	0.5956
Log likelihood	17076.00	Akaike info criterion	-13.19567	
Avg. log likelihood	6.603247	Schwarz criterion	-13.16395	
Number of Coefs.	14	Hannan-Quinn criter.	-13.18417	

Παρατηρούμε από τον παραπάνω πίνακα ότι, οι συντελεστές a_{12} και g_{12} παραμένουν μη στατιστικά σημαντικοί και στο δεσμευμένο μοντέλο. Τόσο το κριτήριο του Akaike όσο και αυτό του Schwarz μας πληροφορούν ότι οι συγκεκριμένες μεταβλητές που δε συμπεριλήφθηκαν στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στο δεσμευμένο μοντέλο δεν δίνουν σημαντική πληροφόρηση, αφού οι τιμές τους είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες τιμές για το αδέσμευτο μοντέλο. Το likelihood ratio μεταξύ του αδέσμευτου και του δεσμευμένου μοντέλου είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17077,57 - 17076,00) = 3,14$. Η τιμή του likelihood ratio είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 2 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (5,99). Άρα, δεν είμαστε σε θέση να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{21}=g_{21}=0$) και ο συγκεκριμένος περιορισμός είναι σημαντικός.

Έτσι, αφού και τα δύο σετ περιορισμών δεν μπορούν να απορριφθούν, δηλαδή έχουμε ότι $a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$, συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των δύο σειρών.

Προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα, θα επανεκτιμήσουμε το υπόδειγμα εισάγοντας τον περιορισμό $a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$, δηλαδή ότι δεν υπάρχει καμία σχέση εξάρτησης στη διακύμανση των δύο σειρών και ότι οι πίνακες των συντελεστών ARCH και GARCH είναι διαγώνιοι. Τα αποτελέσματα αυτής της εκτίμησης παρουσιάζονται στον αμέσως παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 84 Δεσμευμένο VAR(1)-GARCH(1,1) (περιορισμός: $a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$) για το μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων του ΓΔΧΑΑ και του Nikkei-225
Convergence achieved after 23 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C1	0.000254	0.000237	1.070721	0.2843
B11	0.228863	0.018499	12.37183	0.0000
B12	0.013505	0.014897	0.906538	0.3647
C2	5.74E-05	0.000243	0.236485	0.8131
B22	-0.003008	0.018311	-0.164266	0.8695
B21	0.011828	0.013071	0.904878	0.3655
C11	0.002689	0.000156	17.24667	0.0000
A11	0.453183	0.013489	33.59767	0.0000
G11	0.895060	0.004848	184.6124	0.0000
C22	0.002259	0.000142	15.88140	0.0000
A22	0.267847	0.011244	23.82214	0.0000
G22	0.951304	0.004216	225.6283	0.0000
Log likelihood	17074.99	Akaike info criterion	-13.19644	
Avg. log likelihood	6.602859	Schwarz criterion	-13.16925	
Number of Coefs.	12	Hannan-Quinn criter.	-13.18659	

Τα κριτήρια του Akaike και του Schwarz μας υποδεικνύουν ότι η εισαγωγή αλληλεπιδράσεων στη διακύμανση των δύο σειρών δεν δίνει επαρκή πληροφόρηση για τους βαθμούς ελευθερίας που «καταναλώνει», αφού οι τιμές και των δύο κριτηρίων είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες για το αδέσμευτο μοντέλο. Το likelihood ratio μεταξύ του τελευταίου δεσμευμένου υποδείγματος και του αδέσμευτου είναι ίσο με: $2*(\text{Log likelihood}_{\text{unrestricted}} - \text{Log likelihood}_{\text{restricted}}) = 2*(17077,57 - 17074,99) = 5,16$. Η τιμή του likelihood ratio είναι και πάλι μικρότερη από την κριτική τιμή της χ^2 κατανομής για 4 βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο εμπιστοσύνης 5% (9,49) και επομένως δεν είμαστε σε θέση να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν ($a_{12}=g_{12}=a_{21}=g_{21}=0$) και ο συγκεκριμένος περιορισμός είναι σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει καμία σχέση αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του Nikkei-225 και του ΓΔΧΑΑ.

Προκειμένου να δούμε ότι δε μπορεί να στηριχθεί μια σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το Nikkei-225 προς το ΓΔΧΑΑ για ολόκληρο το δείγμα θα εκτιμήσουμε

εκ νέου το αδέσμευτο μοντέλο recursively με σκοπό να παρατηρήσουμε τη συμπεριφορά των εκτιμητών του α_{21} και του g_{21} διαχρονικά.

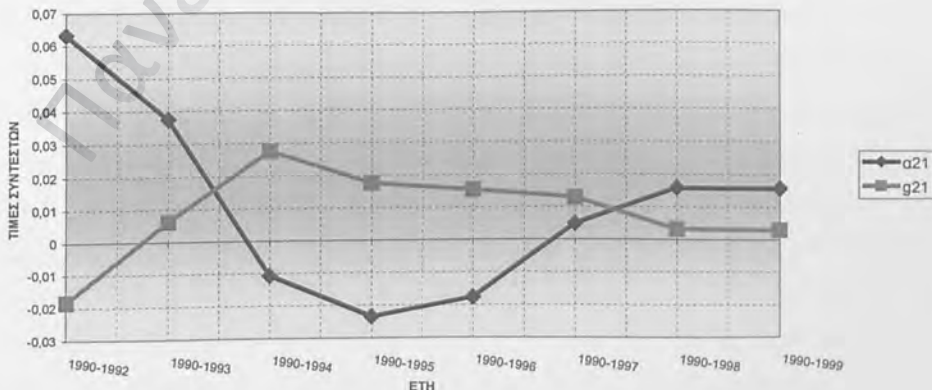
Πίνακας 85 Recursively εκτίμηση των συντελεστών α_{21} και g_{21}

ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ-ΤΥΠΙΚΑ ΣΦΑΛΜΑΤΑ ΚΑΙ Z-STATISTIC						
ΕΤΗ	A21	Std.Error	z-statistic	g21	Std.Error	z-statistic
1990-1992	0,0632*	0,0265	2,384906	-0,0185	0,0119	-1,554622
1990-1993	0,0375	0,0252	1,488095	0,0062	0,0113	0,548673
1990-1994	-0,0107	0,022	-0,486364	0,0275*	0,0075	3,666667
1990-1995	-0,0235	0,0188	-1,25	0,0176*	0,0067	2,626866
1990-1996	-0,0177	0,0158	-1,120253	0,0153*	0,0056	2,732143
1990-1997	0,0048	0,0147	0,326531	0,0128*	0,0057	2,245614
1990-1998	0,0158	0,0137	1,153285	0,0032	0,0054	0,592593
1990-1999	0,0158	0,0134	1,179104	0,0029	0,0052	0,557692

* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5%

Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο συντελεστής α_{21} παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικός μόνο κατά το 1992 ενώ από την άλλη ο συντελεστής g_{21} εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός σε μια ακολουθία 4 ετών (1994, 1995, 1996 και 1997). Ο πίνακας μας δίνει ενδείξεις ότι η διακύμανση του Nikkei-225 επηρέαζε στο παρελθόν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, αλλά αυτή η σχέση, όπως προκύπτει από την παραπάνω ανάλυση, δεν ισχύει όταν προσθέσουμε στο δείγμα τις παρατηρήσεις των ετών 1998 και 1999. Επίσης, η σχέση αυτή δεν παρουσίασε σταθερότητα αφού, όπως φαίνεται από το διάγραμμα, οι εκτιμητές και των δύο συντελεστών παρουσιάζουν σοβαρή διακύμανση.

ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ: Nikkei-225



Καταλήγωντας, συμπεραίνουμε ότι στο συνολικό δείγμα δεν παρουσιάζονται ενδείξεις για ύπαρξη σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση μεταξύ των σειρών των αποδόσεων του Nikkei-225 και του ΓΔΧΑΑ. Τέτοια σχέση δεν φαίνεται να υπάρχει ούτε για το μέσο των σειρών. Διαχρονικά, η διακύμανση των αποδόσεων του Nikkei-225 επηρέαζε μέχρι το 1997 τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, αλλά αυτή η σχέση, όπως έχουμε ήδη αναφέρει, δεν συνεχίζει να υπάρχει τα τελευταία δύο έτη.

Ολοκληρώνοντας την παραμετρική μέθοδο, σημειώνουμε ότι τα κατάλοιπα από όλα τα παραπάνω αδέσμευτα μοντέλα υποδειγματοποιήθηκαν ανά ζευγάρι με ένα διμετάβλητο VAR(1), από την εκτίμηση του οποίου προέκυψε ότι όλοι οι συντελεστές του είναι ίσοι με το μηδέν. Άρα, η υποδειγματοποίηση των σειρών των αποδόσεων των δεικτών με ένα διμετάβλητο VAR(1)-GARCH(1,1) εξάλειψε κάθε είδος αυτοσυσχέτισης.

6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Συνοψίζοντας, τα αποτελέσματα της μεθοδολογίας των Cheung και Ng για εντοπισμό σχέσης αιτιότητας στη διακύμανση, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η διακύμανση όλων των δεικτών του εξωτερικού που περιλαμβάνονται στην ανάλυση μας επηρεάζουν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Συγκεκριμένα, οι διακυμάνσεις των S&P-500 και Dow Jones επηρεάζουν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ με μία υστέρηση. Λόγω του γεγονότος ότι και οι δύο παραπάνω δείκτες αναφέρονται στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α., η σχέση αιτιότητας που εντοπίστηκε από αυτούς τους δείκτες προς τον ΓΔΧΑΑ οδηγεί τελικά στο ίδιο συμπέρασμα. Δηλαδή, ότι η διακύμανση της αμερικάνικης χρηματιστηριακής αγοράς επηρεάζει τη διακύμανση της εγχώριας αγοράς. Επίσης, η διακύμανση που παρουσιάζουν οι δείκτες BAS, DAX, CAC-40 και FTSE-100 κατά την ίδια ημέρα καθώς και με μία υστέρηση επηρεάζει τη τρέχουσα διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Τέλος, βρέθηκε ότι η διακύμανση του Hang-Seng επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια μέρα, ενώ η διακύμανση του Nikkei-225 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ με πέντε υστερήσεις. Πάντως, μόνο η επίδραση της διακύμανσης του CAC-40 σε αυτή του ΓΔΧΑΑ παρουσιάζεται σχετικά σταθερή διαχρονικά. Στις περιπτώσεις των άλλων δεικτών, η σχέση που εντοπίζεται δεν επιμένει διαχρονικά.

Χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Cheung και Ng για σχέση αιτιότητας στο μέσο (μέσω της cross correlation function των τυποποιημένων καταλοίπων) καταλήξαμε σε σχεδόν παρόμοια με τα παραπάνω συμπεράσματα. Συγκεκριμένα, βρήκαμε ότι η πρώτη υστέρηση των αποδόσεων του S&P-500 και του Dow Jones επηρεάζει την αντίστοιχη του ΓΔΧΑΑ. Επομένως, οι αποδόσεις της αμερικάνικης αγοράς επηρεάζουν τις αποδόσεις της ελληνικής. Επίσης, βρήκαμε ότι, οι αποδόσεις των δεικτών BAS, DAX και FTSE-100 επηρεάζουν την απόδοση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα καθώς και με μία υστέρηση, ενώ η απόδοση του CAC-40 επηρεάζει αυτή του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα, καθώς και με την πρώτη και δεύτερη υστέρηση της. Τέλος, τόσο οι αποδόσεις του Hang-Seng όσο και οι αποδόσεις του Nikkei-225 επηρεάζουν την απόδοση του ΓΔΧΑΑ κατά την ίδια ημέρα.

Συνεχίζοντας με την ανάλυση των αποτελεσμάτων της παραμετρικής μεθοδολογίας (χρήση του διμετάβλητου VAR(1)-GARCH(1,1)), βρήκαμε ότι η

διακύμανση κάποιων δεικτών επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Συγκεκριμένα, οι διακυμάνσεις των S&P-500 και Dow Jones επηρεάζουν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Όπως παραπάνω, αυτό σημαίνει ότι η διακύμανση της χρηματιστηριακής αγοράς των Η.Π.Α. επηρεάζει τη διακύμανση της αντίστοιχης ελληνικής. Πάντως, η σχέση αυτή δεν παρουσιάζεται διαχρονικά σταθερή, εκτός από τα έτη 1998 και 1999. Το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει και από τη σχέση της διακύμανσης του ΒΑΣ με αυτή του ΓΔΧΑΑ. Από την άλλη, οι διακυμάνσεις των δεικτών CAC-40 και FTSE-100 επηρεάζουν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, ενώ αυτή η επίδραση παρουσιάζει και διαχρονική σταθερότητα. Δηλαδή, η διακύμανση των παραπάνω δεικτών εμφανίζεται να «οδηγεί» τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ σχεδόν καθ'όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

Αντίθετα με παραπάνω, οι διακυμάνσεις των δεικτών DAX, Hang-Seng και Nikkei-225 δεν εμφανίζονται σημαντικές στην εξήγηση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ όταν χρησιμοποιούμε το συνολικό δείγμα (1990-1999). Συγκεκριμένα, η διακύμανση του DAX φαίνεται ότι επηρέασε στο παρελθόν τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ (μέχρι το 1995) αλλά μια τέτοια σχέση δε συνεχίστηκε κατά τα τελευταία έτη. Την ίδια περίπου συμπεριφορά παρουσίασε και η διακύμανση του Nikkei-225, όπου φαίνεται ότι άσκησε επιρροή στη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ μέχρι το 1997 ενώ η επίδραση του το 1998 και το 1999 έπαψε να υπάρχει. Τέλος, βρήκαμε ότι η διακύμανση του Hang-Seng δεν επηρέασε τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ, καθ'όλη τη δεκαετία του '90.

Αναφορικά με τις αποδόσεις των σειρών, η παραμετρική μέθοδο μας υποδεικνύει ότι οι παρελθούσες αποδόσεις όλων των συμπεριλαμβανομένων στην ανάλυση δεικτών, πλην των αποδόσεων του Hang-Seng και του Nikkei-225, do Granger cause τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ.

Σχετικά με την παραμετρική μέθοδο, είναι επίσης σημαντικό να σημειώσουμε ότι δεν βρέθηκε καμμία ένδειξη για σχέση αιτιότητας στη διακύμανση από το ΓΔΧΑΑ προς κάποιο ξένο δείκτη, κάτι που εντοπίστηκε σε ορισμένα έτη κατά την εφαρμογή της μη παραμετρικής μεθόδου, το οποίο όμως δεν έγινε δεκτό διότι δεν προέκυπτε από τη συνολική ανάλυση που είχε προηγηθεί. Επίσης, τόσο στην παραμετρική όσο και στη μη παραμετρική μέθοδο, όπου εντοπίστηκε σχέση αιτιότητας στη διακύμανση αυτή ήταν θετικής «φύσεως», δηλαδή μια αύξηση της διακύμανσης του ξένου δείκτη οδηγούσε σε αύξηση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ.

Από τα παραπάνω φαίνεται ότι οι δύο μέθοδοι οδηγούν σε αντίθετα συμπεράσματα αναφορικά με την επίδραση της διακύμανση των δεικτών DAX, Hang-Seng και Nikkei-225 στη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ. Σε αυτό το σημείο είναι σημαντικό να σημειώσουμε συνοπτικά κάποιες γενικές διαφορές των μη παραμετρικών μεθόδων από τις παραμετρικές. Οι μη παραμετρικές μέθοδοι απαιτούν λιγότερες υποθέσεις από ότι οι παραμετρικές για τη «φύση» των μη γραμμικών σχέσεων και δεν επηρεάζονται από υποθέσεις για την κατανομή των καταλοίπων. Από την άλλη πλευρά όμως είναι εύκολα επηρεαζόμενες από τη «φύση» του δείγματος (data intensive).

Επομένως, τόσο οι μη παραμετρικές όσο και οι παραμετρικές μέθοδοι εκτίμησης έχουν τα δικά τους πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα. Έτσι, τα παραπάνω μας οδηγούν σε αδυναμία να εκφράσουμε ξεκάθαρα συμπεράσματα για το αν η διακύμανση των δεικτών DAX, Hang-Seng και Nikkei-225 επηρεάζει τη διακύμανση του ΓΔΧΑΑ.

Ολοκληρώνοντας, συμπεραίνουμε ότι οι διακυμάνσεις των χρηματιστηριακών αγορών των Η.Π.Α., του Βελγίου, της Αγγλίας και της Γαλλίας επηρεάζουν τη διακύμανση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Η σχέση αυτή είναι θετική, που σημαίνει ότι όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση που παρουσιάζουν οι παραπάνω ξένες αγορές τόσο μεγαλύτερη θα είναι η διακύμανση της εγχώριας αγοράς. Έτσι, όταν παρατηρείται αύξηση της διακύμανσης στις παραπάνω αγορές θα πρέπει να υιοθετούνται πιο «αμυντικές» στρατηγικές, αφού αυτό θα σημαίνει αύξηση της διακύμανσης και στην εγχώρια αγορά.

Από την άλλη πλευρά, δεν μπορεί να διατυπωθεί ξεκάθαρη άποψη για την επίδραση των διακυμάνσεων των αγορών της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και του Χονγκ-Κονγκ σε αυτή της εγχώριας αγοράς.

Άλλα γενικότερα συμπεράσματα που προκύπτουν από την ανάλυση που προηγήθηκε αφορούν τη συνδιακύμανση των αποδόσεων της ελληνικής αγοράς και εκάστης αναπτυσσόμενης αγοράς. Αφού από την παρούσα μελέτη παράγεται το συμπέρασμα ότι η διακύμανση τουλάχιστον 5 αναπτυσσόμενων αγορών επηρεάζει τη διακύμανση της εγχώριας αγοράς, αυτό σημαίνει ότι η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων της ελληνικής αγοράς και έκαστης αναπτυσσόμενης είναι αποτέλεσμα κυρίως της διακύμανσης της αναπτυσσόμενης αγοράς. Αυτό φαίνεται καθαρά στο διμετάβλητο υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε για να εντοπίσουμε σχέση αιτιότητας στη διακύμανση.

Αν στο διμετάβλητο μοντέλο οι συντελεστές της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ στην εξίσωση της διακύμανση του ξένου δείκτη τεθούν ίσοι με το μηδέν (σε όλες τις περιπτώσεις που εξετάσαμε δεν μπορούσε να απορριφθεί αυτή η υπόθεση), ενώ οι αντίστοιχοι συντελεστές του ξένου δείκτη στην εξίσωση της διακύμανσης του ΓΔΧΑΑ είναι διάφοροι του μηδενός, τότε η δεσμευμένη συνδιακύμανση του ΓΔΧΑΑ και του ξένου δείκτη «παράγεται» από τη διακύμανση του ξένου δείκτη, την παρελθούσα συνδιακύμανση καθώς και από το γινόμενο των καταλοίπων των αποδόσεων των δύο δεικτών. Έτσι φαίνεται ότι, η συμπερίληψη κάποιων χρηματιστηριακών τίτλων της ελληνικής αγοράς σε ένα χαρτοφυλάκιο με σκοπό τη διεθνή διαφοροποίηση του, δεν οδηγεί σε τέτοιο επίπεδο μεγιστοποίησης της σχέσης απόδοσης/κινδύνου που θα περιμέναμε.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ-ΑΝΑΦΟΡΕΣ

- Bollerslev T., "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, 72, 1990
- Campbell J.Y, Lo A.W., MacKinley A.C., "The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press, 1997
- Engle R.F., Kroner K.F., "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, 1995
- Engle R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 1982
- Hamao Y., Masulis R., Ng V., "Correlation in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets" *Review of Financial Studies*, Vol.3, No. 2, 1990
- Hamilton D.J., "Time Series Analysis", Princeton University Press, 1994
- Karolyi G. A., Stulz R.M., "Why do Markets move together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements using ADRS", 1995
- Kennedy P.A., "A Guide to Econometrics", Blackwell Publishers, 1998
- King M., Sentana E., Wadhvani S., "Volatility and Links between National Stock Markets", *Econometrica*, Vol. 62, No. 4, 1994
- Kortian T., O'Regan J., "Australian Financial Market Volatility: An exploration of cross-country and cross-market linkages", Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, 1996
- Koutmos G. "Asymmetric Price and Volatility Adjustments in Emerging Asian Stock Markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(1) & (2), 1999
- Kurz M., "Endogenous Uncertainty: A Unified View of Market Volatility", Stanford University, 1997
- Najand M., "A causality of the October Crash of 1987: Evidence from Asian Stock Markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(3), 1996
- Ng L.K., Cheung Y.-W., "A causality-in-variance test and its application to financial market prices", *Journal of Econometrics*, 72, 1996

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΓΙΑ ΚΑΘΕ ΕΤΟΣ

ΓΔΧΑΑ

1990				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004543	0.001886	2.408886	0.0160
MA(1)	0.297364	0.055951	5.314720	0.0000
Variance Equation				
C	8.46E-06	1.41E-06	5.983259	0.0000
ARCH(1)	-0.004912	0.010998	-0.446633	0.6551
GARCH(1)	0.996081	0.009825	101.3868	0.0000
1991				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	8.90E-05	0.000865	0.102874	0.9181
MA(1)	0.232596	0.050043	4.647969	0.0000
Variance Equation				
C	3.07E-06	1.94E-06	1.580729	0.1139
ARCH(1)	0.134192	0.027816	4.824247	0.0000
GARCH(1)	0.860762	0.022489	38.27516	0.0000
1992				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001766	0.000952	-1.855792	0.0635
MA(1)	0.257821	0.078969	3.264820	0.0011
Variance Equation				
C	4.18E-05	1.38E-05	3.026947	0.0025
ARCH(1)	0.397149	0.142384	2.789284	0.0053
GARCH(1)	0.477197	0.142154	3.356899	0.0008
1993				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001760	0.000885	1.988953	0.0467
Variance Equation				
C	3.75E-05	1.60E-05	2.344957	0.0190
ARCH(1)	0.335331	0.094522	3.547661	0.0004
GARCH(1)	0.537390	0.103860	5.174164	0.0000
1994				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000855	0.000690	-1.237904	0.2158
MA(1)	0.187481	0.064140	2.922996	0.0035
Variance Equation				
C	9.00E-06	3.83E-06	2.349767	0.0188
ARCH(1)	0.236480	0.073218	3.229812	0.0012
GARCH(1)	0.708546	0.062228	11.38622	0.0000

1995				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.31E-05	0.000640	-0.020483	0.9837
MA(1)	0.282846	0.075093	3.766629	0.0002

Variance Equation

C	1.63E-05	6.39E-06	2.546650	0.0109
ARCH(1)	0.200164	0.064361	3.110031	0.0019
GARCH(1)	0.586139	0.128629	4.556808	0.0000

1996				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-6.68E-06	0.000550	-0.012131	0.9903
AR(1)	0.260155	0.074338	3.499639	0.0005
AR(2)	-0.173920	0.059599	-2.918190	0.0035

Variance Equation

C	5.22E-05	3.36E-06	15.56943	0.0000
ARCH(1)	0.128751	0.080104	1.607292	0.1080

1997				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000602	0.001255	0.479691	0.6314
AR(1)	0.323787	0.046111	7.021901	0.0000
AR(2)	-0.099425	0.035346	-2.812921	0.0049

Variance Equation

C	0.000175	1.86E-05	9.399711	0.0000
ARCH(1)	0.530790	0.117536	4.515992	0.0000

1998				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002210	0.001789	1.235356	0.2167
AR(1)	0.197630	0.069068	2.861380	0.0042

Variance Equation

C	0.000431	3.65E-05	11.81626	0.0000
ARCH(1)	0.178299	0.080121	2.225368	0.0261

1999				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003486	0.001001	3.482225	0.0005
AR(1)	0.182695	0.045535	4.012222	0.0001

Variance Equation

C	7.35E-05	2.40E-05	3.061662	0.0022
ARCH(1)	0.152927	0.024044	6.360185	0.0000
GARCH(1)	0.700458	0.027039	25.90500	0.0000

S&P-500

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000331	0.000674	0.490422	0.6238
AR(1)	-0.680761	0.154491	-4.406483	0.0000
AR(2)	0.087933	0.073582	1.195043	0.2321
MA(1)	0.809424	0.140133	5.776116	0.0000
Variance Equation				
C	3.18E-06	2.62E-06	1.211986	0.2255
ARCH(1)	0.074659	0.037990	1.965214	0.0494
GARCH(1)	0.885642	0.057842	15.31128	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001233	0.000567	2.172945	0.0298
AR(1)	0.646888	0.275777	2.345691	0.0190
MA(1)	-0.636796	0.280829	-2.267556	0.0234
Variance Equation				
C	7.74E-05	4.99E-06	15.51251	0.0000
ARCH(1)	-0.028763	0.035625	-0.807368	0.4195

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000260	0.000277	0.937701	0.3484
Variance Equation				
C	3.63E-06	1.09E-06	3.333760	0.0009
ARCH(1)	0.065992	0.019717	3.346904	0.0008
GARCH(1)	0.809875	0.033067	24.49170	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000222	0.000348	0.636692	0.5243
MA(2)	0.005774	0.069153	0.083496	0.9335
MA(1)	0.041255	0.070728	0.583301	0.5597
Variance Equation				
C	1.18E-06	1.24E-06	0.948156	0.3430
ARCH(1)	0.035417	0.031147	1.137073	0.2555
GARCH(1)	1.360689	0.577238	2.357240	0.0184
GARCH(2)	-0.444399	0.550734	-0.806922	0.4197

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.20E-05	0.000383	-0.083386	0.9335
Variance Equation				
C	3.59E-05	2.98E-06	12.07233	0.0000
ARCH(1)	0.016268	0.048344	0.336504	0.7365

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001136	0.000271	4.197032	0.0000
AR(1)	0.874980	0.615878	1.420703	0.1554
MA(1)	-0.884262	0.606716	-1.457455	0.1450
Variance Equation				
C	2.16E-05	1.69E-06	12.73839	0.0000
ARCH(1)	0.023441	0.058041	0.403865	0.6863

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000619	0.000576	1.074623	0.2825
AR(1)	0.186957	0.066351	2.817689	0.0048
Variance Equation				
C	4.82E-05	3.61E-06	13.37415	0.0000
ARCH(1)	0.040208	0.064341	0.624927	0.5320

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001273	0.000722	1.763573	0.0778
Variance Equation				
C	2.79E-05	2.21E-05	1.261437	0.2072
ARCH(1)	0.131767	0.056007	2.352704	0.0186
GARCH(1)	0.645233	0.216096	2.985867	0.0028

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000453	0.000462	0.979118	0.3275
Variance Equation				
C	9.66E-06	6.57E-06	1.471751	0.1411
ARCH(1)	0.068501	0.059054	1.159956	0.2461
ARCH(2)	0.152587	0.042413	3.597663	0.0003
GARCH(1)	0.141038	0.405334	0.347956	0.7279
GARCH(2)	0.567709	0.359622	1.578627	0.1144

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000687	0.000684	1.004737	0.3150
AR(1)	0.009278	0.062498	0.148450	0.8820
AR(2)	0.058858	0.056719	1.037711	0.2994
AR(3)	-0.128004	0.064726	-1.977640	0.0480
Variance Equation				
C	0.000127	1.34E-05	9.426214	0.0000
ARCH(1)	-0.054062	0.047995	-1.126392	0.2600

Dow Jones

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.10E-05	0.000660	-0.016725	0.9867
AR(1)	0.125653	0.070209	1.789681	0.0735
Variance Equation				
C	1.81E-06	1.40E-06	1.290456	0.1969
ARCH(1)	0.070714	0.025723	2.749101	0.0060
GARCH(1)	0.903169	0.033855	26.67756	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001013	0.000612	1.655641	0.0978
AR(1)	0.657926	0.229480	2.867028	0.0041
MA(1)	-0.637661	0.236802	-2.692800	0.0071
Variance Equation				
C	8.11E-05	4.72E-06	17.20520	0.0000
ARCH(1)	-0.022206	0.038854	-0.571520	0.5676

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000223	0.000399	0.559278	0.5760
Variance Equation				
C	3.20E-06	2.48E-06	1.289098	0.1974
ARCH(1)	0.017587	0.023614	0.744770	0.4564
GARCH(1)	0.903585	0.032347	27.93419	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000392	0.000199	1.969150	0.0489
Variance Equation				
C	8.80E-07	6.34E-07	1.389255	0.1648
ARCH(1)	0.050176	0.019545	2.567198	0.0103
GARCH(1)	0.915685	0.018038	50.76425	0.0000

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000256	0.000430	0.595478	0.5515
Variance Equation				
C	4.11E-05	3.59E-06	11.44347	0.0000
ARCH(1)	0.093137	0.056443	1.650096	0.0989

1995				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001109	0.000329	3.367558	0.0008
Variance Equation				
C	2.97E-05	2.17E-06	13.67654	0.0000
ARCH(1)	-0.038458	0.029303	-1.312421	0.1894

1996				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000764	0.000588	1.299020	0.1939
AR(1)	-0.578901	0.333081	-1.738017	0.0822
MA(1)	0.726538	0.318472	2.281325	0.0225
MA(2)	0.182208	0.062884	2.897550	0.0038
Variance Equation				
C	4.90E-05	3.91E-06	12.53129	0.0000
ARCH(1)	0.048330	0.041440	1.166253	0.2435

1997				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000653	0.000479	1.363911	0.1726
Variance Equation				
C	1.56E-05	3.56E-06	4.387420	0.0000
ARCH(1)	0.262431	0.036144	7.260777	0.0000
GARCH(1)	0.686134	0.044102	15.55788	0.0000

1998				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-9.46E-05	0.000282	-0.335786	0.7370
Variance Equation				
C	1.13E-05	8.03E-06	1.410989	0.1582
ARCH(1)	0.084445	0.036836	2.292453	0.0219
ARCH(2)	0.148666	0.025026	5.940593	0.0000
GARCH(1)	-0.013042	0.096430	-0.135250	0.8924
GARCH(2)	0.631248	0.097233	6.492129	0.0000

1999				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000894	0.000626	1.429239	0.1529
Variance Equation				
C	9.66E-05	1.08E-05	8.945584	0.0000
ARCH(1)	0.029648	0.062390	0.475199	0.6346

Brussels All Share-Price Index

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000471	0.000429	-1.097138	0.2726
MA(1)	0.302075	0.066342	4.553327	0.0000
Variance Equation				
C	1.49E-06	6.01E-07	2.486456	0.0129
ARCH(1)	0.291539	0.061099	4.771608	0.0000
GARCH(1)	0.746718	0.040874	18.26869	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000229	0.000355	0.644759	0.5191
Variance Equation				
C	3.04E-06	2.34E-06	1.295691	0.1951
ARCH(1)	0.010066	0.003698	2.722038	0.0065
GARCH(1)	0.917598	0.016672	55.03919	0.0000

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-9.85E-05	0.000443	-0.222390	0.8240
MA(1)	0.337388	0.066269	5.091197	0.0000
Variance Equation				
C	3.15E-06	1.48E-06	2.136352	0.0327
ARCH(1)	0.033431	0.033037	1.011937	0.3116
GARCH(1)	0.844985	0.074931	11.27689	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001025	0.000377	2.718318	0.0066
AR(1)	0.182476	0.060824	3.000074	0.0027
Variance Equation				
C	2.45E-05	2.24E-06	10.93077	0.0000
ARCH(1)	-0.008793	0.067044	-0.131149	0.8957

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000528	0.000386	-1.369040	0.1710
AR(1)	0.688542	0.159191	4.325262	0.0000
MA(1)	-0.641284	0.198436	-3.231686	0.0012
Variance Equation				
C	8.99E-07	1.73E-06	0.520076	0.6030
ARCH(1)	0.081094	0.044689	1.814618	0.0696
GARCH(1)	0.897651	0.034904	25.71782	0.0000

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000575	0.000346	1.662715	0.0964
AR(1)	0.299314	0.064213	4.661273	0.0000
Variance Equation				
C	1.29E-05	1.25E-06	10.31120	0.0000
ARCH(1)	0.197844	0.097830	2.022312	0.0431

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000473	0.000471	1.005103	0.3148
AR(1)	0.231400	0.075451	3.066868	0.0022
Variance Equation				
C	2.30E-05	2.26E-06	10.18446	0.0000
ARCH(1)	0.202424	0.072588	2.788679	0.0053

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001900	0.000571	3.325295	0.0009
AR(1)	0.229307	0.065279	3.512707	0.0004
Variance Equation				
C	2.14E-06	1.66E-06	1.284574	0.1989
ARCH(1)	0.134775	0.036300	3.712857	0.0002
GARCH(1)	0.844663	0.038018	22.21765	0.0000

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002112	0.000758	2.788245	0.0053
AR(1)	0.162559	0.064176	2.533016	0.0113
Variance Equation				
C	8.16E-06	4.63E-06	1.763202	0.0779
ARCH(1)	0.135493	0.057787	2.344678	0.0190
GARCH(1)	0.796232	0.083996	9.479456	0.0000

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000533	0.000704	-0.756575	0.4493
AR(1)	0.209614	0.063064	3.323849	0.0009
Variance Equation				
C	6.87E-05	1.06E-05	6.467318	0.0000
ARCH(1)	0.218791	0.128722	1.699718	0.0892

DAX

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-7.04E-06	0.000863	-0.008159	0.9935
Variance Equation				
C	1.16E-05	4.91E-06	2.358992	0.0183
ARCH(1)	0.135399	0.045319	2.987688	0.0028
GARCH(1)	0.818200	0.056702	14.42990	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000578	0.000645	0.895970	0.3703
AR(1)	-0.013157	0.066365	-0.198257	0.8428
AR(2)	-0.031922	0.045475	-0.701955	0.4827
AR(3)	-0.275846	0.047360	-5.824471	0.0000
Variance Equation				
C	0.000137	4.37E-06	31.23395	0.0000
ARCH(1)	0.004176	0.041344	0.100995	0.9196

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000202	0.000492	0.409727	0.6820
MA(1)	0.058769	0.068918	0.852741	0.3938
MA(2)	0.034913	0.067523	0.517044	0.6051
Variance Equation				
C	1.83E-06	7.63E-07	2.393197	0.0167
ARCH(1)	0.156693	0.040243	3.893632	0.0001
GARCH(1)	0.834935	0.028632	29.16086	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001508	0.000531	2.839388	0.0045
AR(1)	0.123994	0.036466	3.400224	0.0007
AR(2)	-0.060766	0.060259	-1.008411	0.3133
Variance Equation				
C	7.37E-05	6.55E-06	11.25118	0.0000
ARCH(1)	-0.057883	0.045800	-1.263818	0.2063

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000328	0.000652	-0.503282	0.6148
Variance Equation				
C	0.000104	8.90E-06	11.65633	0.0000
ARCH(1)	0.027698	0.059075	0.468868	0.6392

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000333	0.000539	0.617087	0.5372
AR(1)	1.032382	0.018105	57.02197	0.0000
AR(2)	-0.928638	0.024434	-38.00638	0.0000
MA(1)	-1.032578	0.012469	-82.81483	0.0000
MA(2)	0.977995	0.019047	51.34640	0.0000

Variance Equation

C	5.60E-06	6.43E-06	0.870145	0.3842
ARCH(1)	0.027094	0.028621	0.946615	0.3438
GARCH(1)	0.884810	0.120013	7.372610	0.0000

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000558	0.000392	1.423791	0.1545
MA(1)	-0.209821	0.084470	-2.483973	0.0130

Variance Equation

C	1.28E-05	9.97E-06	1.285519	0.1986
ARCH(1)	0.111397	0.046769	2.381855	0.0172
GARCH(1)	0.667176	0.086147	7.744597	0.0000

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002187	0.000717	3.049846	0.0023
AR(1)	-0.662022	0.172797	-3.831202	0.0001
MA(1)	0.688137	0.177389	3.879267	0.0001
MA(2)	-0.096936	0.073523	-1.318436	0.1874

Variance Equation

C	8.74E-06	5.96E-06	1.467930	0.1421
ARCH(1)	0.186556	0.057225	3.260036	0.0011
GARCH(1)	0.784796	0.058187	13.48756	0.0000

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001848	0.000934	1.979455	0.0478
AR(1)	0.083322	0.070737	1.177912	0.2388
AR(2)	-0.122551	0.065843	-1.861251	0.0627

Variance Equation

C	6.73E-06	5.38E-06	1.251079	0.2109
ARCH(1)	0.115102	0.066665	1.726568	0.0842
GARCH(1)	0.861450	0.071915	11.97864	0.0000

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001202	0.000749	1.604377	0.1086

Variance Equation

C	3.39E-06	1.49E-06	2.271877	0.0231
ARCH(1)	0.007645	0.016679	0.458343	0.6467
GARCH(1)	0.965262	0.015403	62.66538	0.0000

Hang-Seng

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000466	0.000715	0.651287	0.5149
MA(1)	0.138899	0.056363	2.464356	0.0137

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	7.67E-05	6.68E-06	11.49275	0.0000
ARCH(1)	0.556449	0.086859	6.406377	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000432	0.000774	0.558207	0.5767

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.99E-06	5.35E-06	1.305846	0.1916
ARCH(1)	0.009201	0.005227	1.760302	0.0784
GARCH(1)	0.931371	0.015935	58.44695	0.0000

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001481	0.000767	1.931613	0.0534
AR(1)	-0.421225	0.373685	-1.127220	0.2596
MA(1)	0.536262	0.355285	1.509386	0.1312

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.09E-05	1.29E-05	3.174399	0.0015
ARCH(1)	0.402290	0.121881	3.300674	0.0010
GARCH(1)	0.394201	0.136615	2.885490	0.0039

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003018	0.000743	4.059991	0.0000
AR(1)	0.153360	0.052392	2.927188	0.0034

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	5.99E-05	1.72E-05	3.484101	0.0005
ARCH(1)	0.121626	0.022779	5.339413	0.0000
GARCH(1)	0.549252	0.037400	14.68588	0.0000

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000929	0.001025	-0.906856	0.3645

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.03E-05	4.58E-06	2.240644	0.0250
ARCH(1)	0.077951	0.031893	2.444103	0.0145
GARCH(1)	0.877600	0.038494	22.79822	0.0000

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001465	0.000347	4.223715	0.0000
AR(1)	-0.222142	0.072981	-3.043833	0.0023
AR(2)	0.084362	0.040602	2.077781	0.0377
MA(1)	0.298514	0.095549	3.124184	0.0018
Variance Equation				
C	1.18E-06	1.68E-06	0.703494	0.4817
ARCH(1)	0.021569	0.037262	0.578858	0.5627
GARCH(1)	0.955744	0.038342	24.92666	0.0000

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001130	0.000652	1.732264	0.0832
AR(2)	-0.510806	0.163653	-3.121268	0.0018
AR(1)	-0.846522	0.225075	-3.761075	0.0002
MA(1)	0.826573	0.216856	3.811617	0.0001
MA(2)	0.615512	0.152476	4.036771	0.0001
Variance Equation				
C	8.65E-05	3.26E-06	26.56491	0.0000
ARCH(1)	0.000101	0.024216	0.004151	0.9967

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000907	0.000944	0.960901	0.3366
AR(1)	-0.137580	0.062502	-2.201195	0.0277
AR(2)	-0.933888	0.054183	-17.23571	0.0000
MA(1)	0.179723	0.075904	2.367769	0.0179
MA(2)	0.893000	0.074963	11.91247	0.0000
Variance Equation				
C	3.30E-05	1.31E-05	2.512107	0.0120
ARCH(1)	0.253398	0.061437	4.124535	0.0000
GARCH(1)	0.653557	0.080823	8.086318	0.0000

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000707	0.001745	-0.405023	0.6855
AR(1)	0.132664	0.079448	1.669831	0.0950
AR(2)	-0.095777	0.066338	-1.443764	0.1488
AR(3)	0.085854	0.066495	1.291130	0.1967
Variance Equation				
C	4.53E-05	2.77E-05	1.637562	0.1015
ARCH(1)	0.145641	0.071497	2.037018	0.0416
GARCH(1)	0.049876	0.209186	0.238426	0.8116
GARCH(2)	0.717328	0.225491	3.181184	0.0015

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002198	0.000969	2.268499	0.0233
Variance Equation				
C	0.000265	2.88E-05	9.208081	0.0000
ARCH(1)	-0.054468	0.051052	-1.066910	0.2860

CAC-40

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000669	0.000764	-0.875610	0.3812
AR(1)	0.101664	0.072638	1.399608	0.1616
Variance Equation				
C	6.98E-06	4.54E-06	1.536828	0.1243
ARCH(1)	0.130374	0.036977	3.525836	0.0004
GARCH(1)	0.822269	0.054826	14.99770	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000816	0.000486	1.680606	0.0928
AR(1)	0.560981	0.400973	1.399050	0.1618
AR(2)	-0.171380	0.072857	-2.352279	0.0187
MA(1)	-0.413690	0.409641	-1.009885	0.3126
Variance Equation				
C	7.53E-06	3.16E-06	2.380920	0.0173
ARCH(1)	0.301247	0.078450	3.840005	0.0001
GARCH(1)	0.658608	0.070556	9.334599	0.0000

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.31E-05	0.000724	-0.045663	0.9636
AR(1)	0.228037	0.510781	0.446447	0.6553
MA(1)	-0.181040	0.515028	-0.351515	0.7252
Variance Equation				
C	3.62E-06	8.15E-06	1.151439	0.2496
ARCH(1)	0.056913	0.026221	2.170487	0.0300
GARCH(1)	0.915100	0.040204	22.76116	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000946	0.000721	1.311189	0.1898
AR(1)	-0.741199	0.078069	-9.494107	0.0000
AR(2)	0.215282	0.061304	3.511740	0.0004
MA(1)	0.924520	0.047360	19.52128	0.0000
Variance Equation				
C	9.93E-06	8.02E-06	1.237759	0.2158
ARCH(1)	-0.046941	0.028732	-1.633743	0.1023
GARCH(1)	0.930263	0.075639	12.29865	0.0000

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000681	0.000657	-1.037599	0.2995
Variance Equation				
C	0.000123	1.63E-05	7.565844	0.0000
ARCH(1)	-0.074662	0.069582	-1.073013	0.2833

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.33E-05	0.000664	-0.065125	0.9481
Variance Equation				
C	0.000115	1.11E-05	10.27623	0.0000
ARCH(1)	-0.022958	0.054474	-0.421455	0.6734

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000786	0.000489	1.607433	0.1080
Variance Equation				
C	5.38E-05	6.42E-06	8.378936	0.0000
ARCH(1)	0.065268	0.094130	0.693381	0.4881

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001537	0.000685	2.242399	0.0249
Variance Equation				
C	4.58E-05	1.63E-05	2.816190	0.0049
ARCH(1)	0.161135	0.045083	3.574216	0.0004
GARCH(1)	0.535399	0.131197	4.080867	0.0000

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001706	0.000968	1.762563	0.0780
MA(1)	0.155438	0.062142	2.501344	0.0124
Variance Equation				
C	9.81E-06	7.30E-06	1.343527	0.1791
ARCH(1)	0.120604	0.055039	2.191251	0.0284
GARCH(1)	0.840133	0.070599	11.90003	0.0000

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001438	0.000734	1.958144	0.0502
Variance Equation				
C	0.000122	1.32E-05	9.249810	0.0000
ARCH(1)	0.080420	0.068889	1.167390	0.2431

FTSE-100

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000429	0.000712	-0.602139	0.5471
AR(1)	0.569470	0.254231	2.239971	0.0251
MA(1)	-0.535093	0.251626	-2.126537	0.0335
MA(2)	0.080958	0.070005	1.156462	0.2475

Variance Equation

C	3.61E-06	4.21E-06	0.857315	0.3913
ARCH(1)	0.126188	0.046908	2.690103	0.0071
GARCH(1)	0.834946	0.070574	11.83077	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000669	0.000568	1.179067	0.2384

Variance Equation

C	3.88E-06	6.23E-06	0.622877	0.5334
ARCH(1)	0.020547	0.026748	0.768173	0.4424
GARCH(1)	0.925288	0.084315	10.97421	0.0000

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	8.39E-05	0.000619	0.135484	0.8922
AR(1)	-0.984433	0.012414	-79.29776	0.0000
MA(1)	1.104409	0.009008	122.6021	0.0000
MA(2)	0.113691	0.001589	71.54191	0.0000

Variance Equation

C	7.42E-06	4.33E-06	1.712802	0.0867
ARCH(1)	0.258893	0.058997	4.388254	0.0000
GARCH(1)	0.714630	0.053148	13.44594	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000614	0.000409	1.500470	0.1335
MA(1)	0.091634	0.056945	1.609149	0.1076

Variance Equation

C	3.87E-05	3.25E-06	11.89180	0.0000
ARCH(1)	-0.057724	0.047796	-1.207729	0.2272

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000308	0.000519	-0.593497	0.5528

Variance Equation

C	7.34E-05	9.40E-06	7.806041	0.0000
ARCH(1)	-0.061525	0.080407	-0.765174	0.4442

1995

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000649	0.000370	1.755435	0.0792
Variance Equation				
C	4.31E-06	2.80E-06	1.536627	0.1244
ARCH(1)	0.132082	0.043335	3.047914	0.0023
GARCH(1)	0.776079	0.076093	10.19911	0.0000

1996

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000417	0.000369	1.128856	0.2590
Variance Equation				
C	3.22E-05	3.03E-06	10.65283	0.0000
ARCH(1)	0.040502	0.074181	0.545993	0.5851

1997

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001128	0.000476	2.368990	0.0178
MA(1)	0.112189	0.058307	1.924095	0.0543
Variance Equation				
C	4.54E-07	1.03E-06	0.440551	0.6595
ARCH(1)	0.084787	0.032918	2.575689	0.0100
GARCH(1)	0.915848	0.032026	28.59695	0.0000

1998

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000854	0.000754	1.132580	0.2574
AR(1)	0.196635	0.065842	2.986463	0.0028
AR(2)	-0.123708	0.069092	-1.790482	0.0734
Variance Equation				
C	2.42E-06	2.52E-06	0.962165	0.3360
ARCH(1)	0.073040	0.042689	1.710972	0.0871
GARCH(1)	0.908310	0.050315	18.05230	0.0000

1999

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000545	0.000654	0.833103	0.4048
Variance Equation				
C	5.06E-06	6.46E-06	0.782912	0.4337
ARCH(1)	0.042588	0.038005	1.120592	0.2625
GARCH(1)	0.910628	0.039979	22.77770	0.0000

Nikkei-225

1990

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.002026	0.000454	-4.458510	0.0000
AR(1)	0.151360	0.049767	3.041342	0.0024
AR(2)	-0.190737	0.050084	-3.808300	0.0001
Variance Equation				
C	4.24E-06	4.04E-06	1.050598	0.2934
ARCH(1)	0.256827	0.043059	5.964541	0.0000
GARCH(1)	0.749287	0.020411	36.70945	0.0000

1991

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.02E-05	0.000603	-0.016880	0.9865
AR(1)	0.587361	0.207211	2.834601	0.0046
AR(2)	-0.166339	0.059089	-2.815054	0.0049
MA(1)	-0.537149	0.207878	-2.583967	0.0098
Variance Equation				
C	0.000152	9.44E-06	16.05403	0.0000
ARCH(1)	-0.024523	0.016268	-1.507461	0.1317

1992

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001292	0.000942	-1.370911	0.1704
Variance Equation				
C	4.03E-05	1.98E-05	2.031950	0.0422
ARCH(1)	0.158545	0.058411	2.714291	0.0066
GARCH(1)	0.715983	0.101895	7.026704	0.0000

1993

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000118	0.000768	-0.154175	0.8775
Variance Equation				
C	0.000133	9.23E-06	14.37625	0.0000
ARCH(1)	0.134396	0.062249	2.158994	0.0309

1994

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.29E-05	0.000287	-0.149865	0.8809
MA(1)	-0.084354	0.043924	-1.920433	0.0548
Variance Equation				
C	1.26E-06	1.24E-06	1.010948	0.3120
ARCH(1)	0.058929	0.012444	4.735394	0.0000
GARCH(1)	0.921401	0.013601	67.74305	0.0000

1995		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C	-3.52E-05	0.000879	-0.040050	0.9681
Variance Equation					
	C	0.000142	1.46E-05	9.722187	0.0000
	ARCH(1)	0.307808	0.081011	3.799583	0.0001

1996		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C	-0.000181	0.000522	-0.346504	0.7290
	AR(1)	-0.115411	0.061870	-1.865392	0.0621
Variance Equation					
	C	8.30E-05	8.42E-06	9.862048	0.0000
	ARCH(1)	0.011383	0.068034	0.167312	0.8671

1997		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C	-0.000481	0.000668	-0.720176	0.4714
	AR(1)	-0.147504	0.071116	-2.074124	0.0381
	AR(2)	-0.138406	0.077183	-1.793211	0.0729
Variance Equation					
	C	7.92E-06	7.43E-06	1.066242	0.2863
	ARCH(1)	0.102588	0.054221	1.892048	0.0585
	GARCH(1)	0.870412	0.066746	13.04070	0.0000

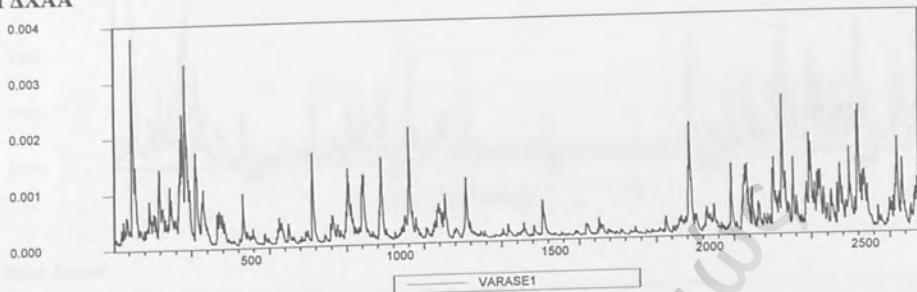
1998		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C	-0.000481	0.000883	-0.544189	0.5863
Variance Equation					
	C	1.58E-05	1.19E-05	1.320106	0.1868
	ARCH(1)	0.092986	0.048282	1.925906	0.0541
	GARCH(1)	0.847651	0.074442	11.38678	0.0000

1999		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C	0.001048	0.000579	1.812276	0.0699
Variance Equation					
	C	1.45E-05	7.59E-06	1.905362	0.0567
	ARCH(1)	0.089444	0.029278	3.055025	0.0023
	GARCH(1)	0.804487	0.042081	19.11761	0.0000

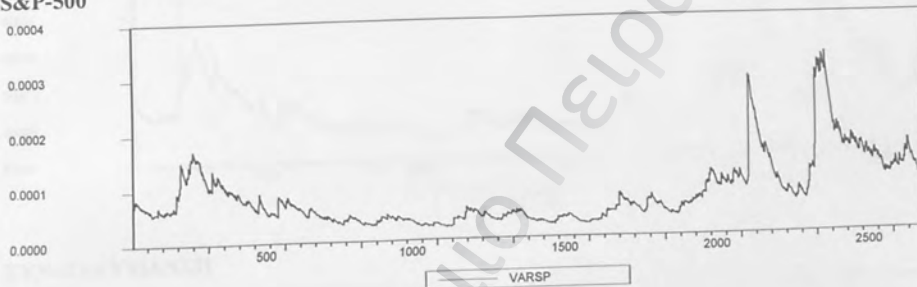
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΔΕΣΜΕΥΜΕΝΩΝ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ-ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ

ΓΔΧΑΑ και S&P-500

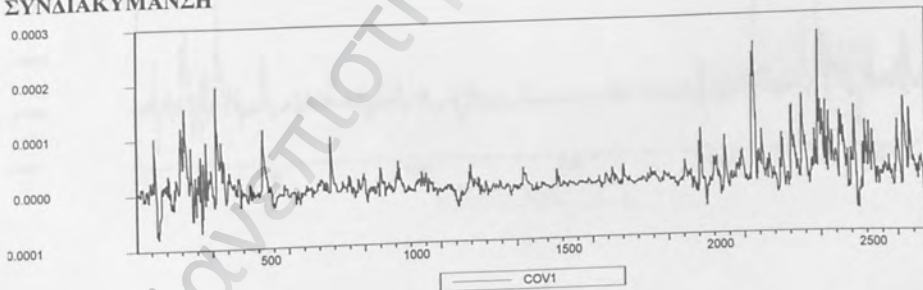
ΓΔΧΑΑ



S&P-500

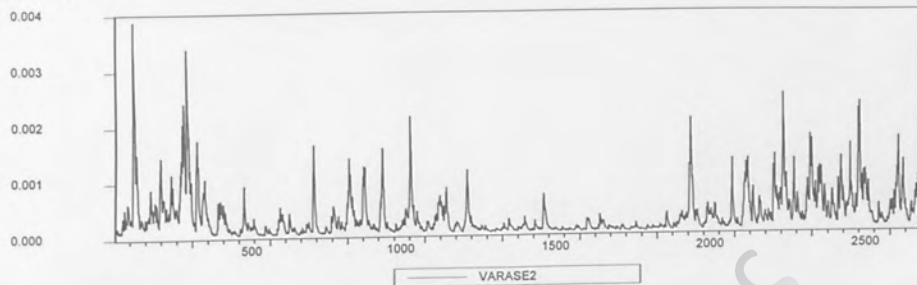


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

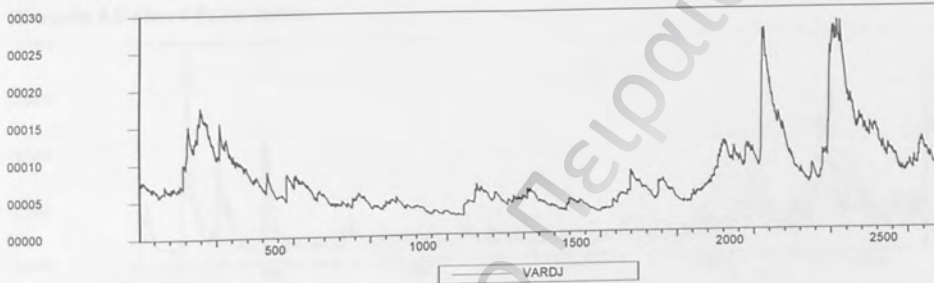


ΓΔΧΑΑ και Dow Jones

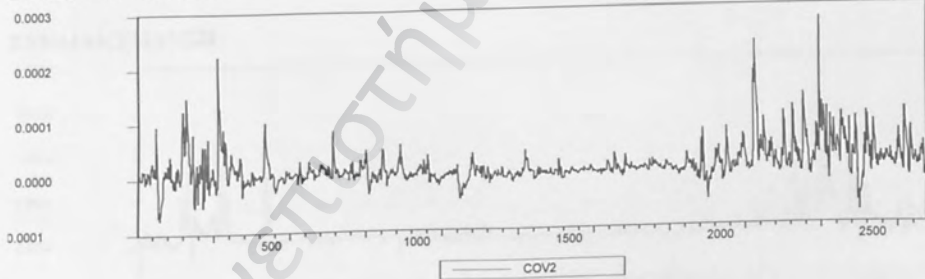
ΓΔΧΑΑ



Dow Jones

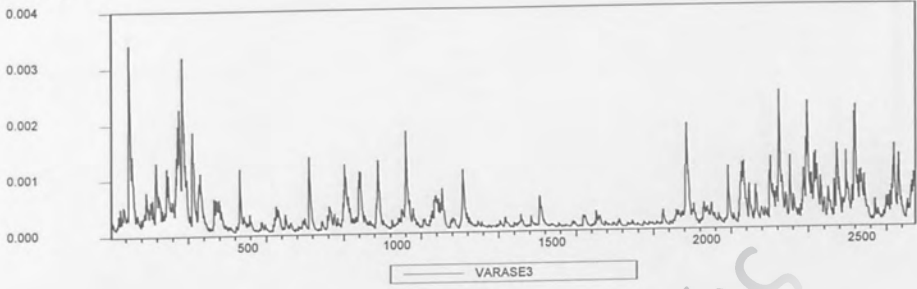


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

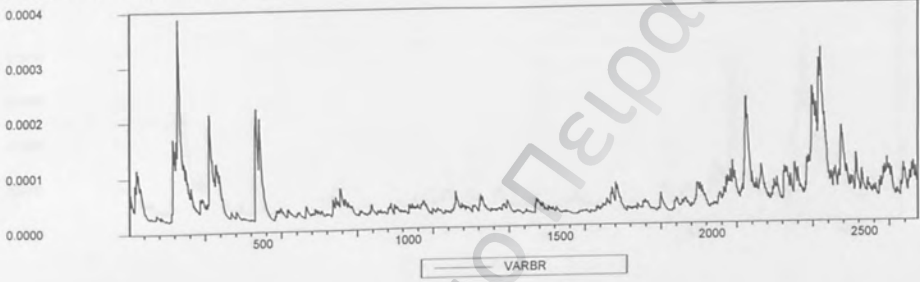


ΓΑΧΑΑ και Brussels All Share-Price Index

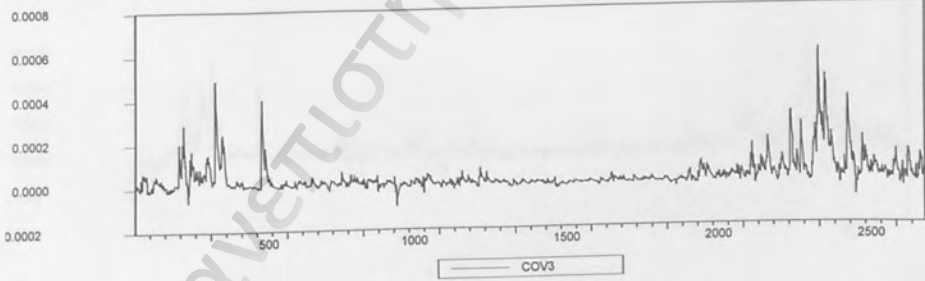
ΓΑΧΑΑ



Brussels All Share-Price Index

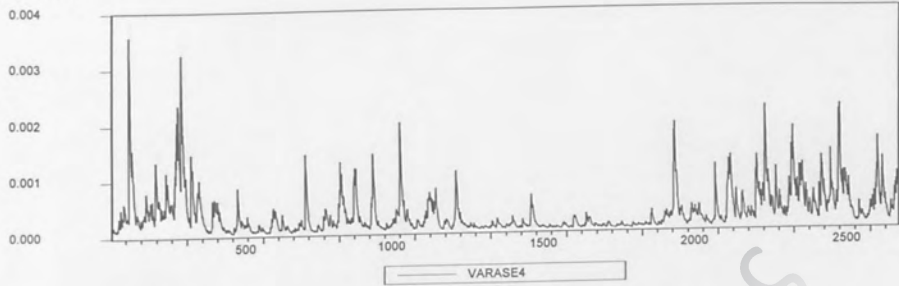


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

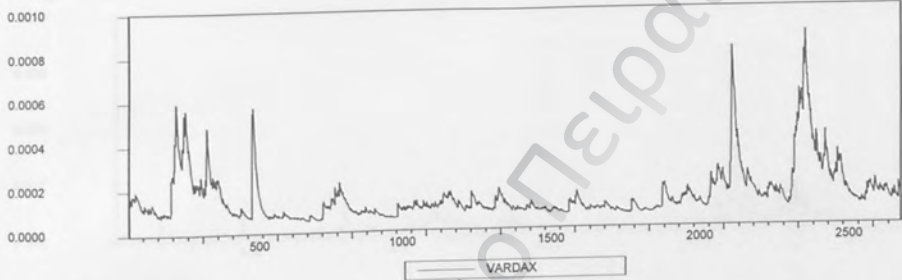


ΓΔΧΑΑ και DAX

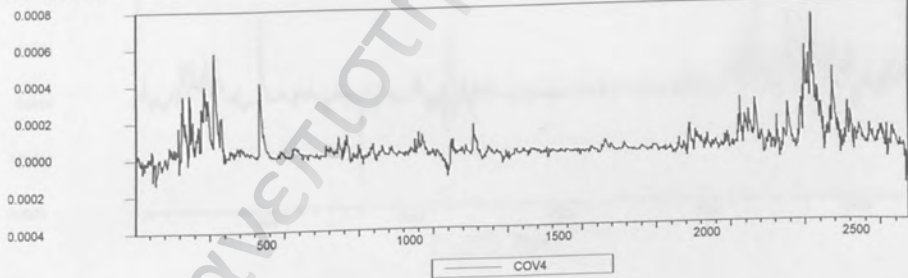
ΓΔΧΑΑ



DAX

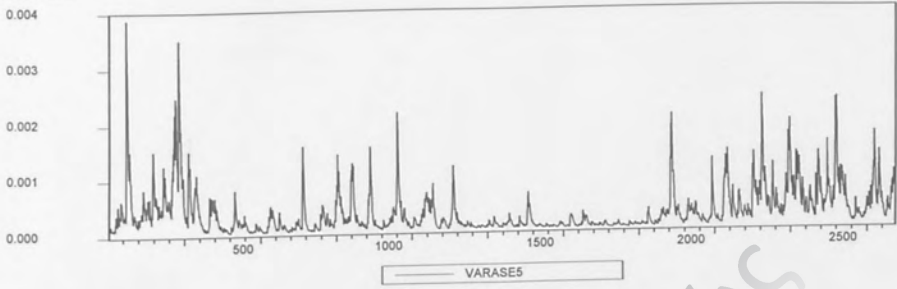


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

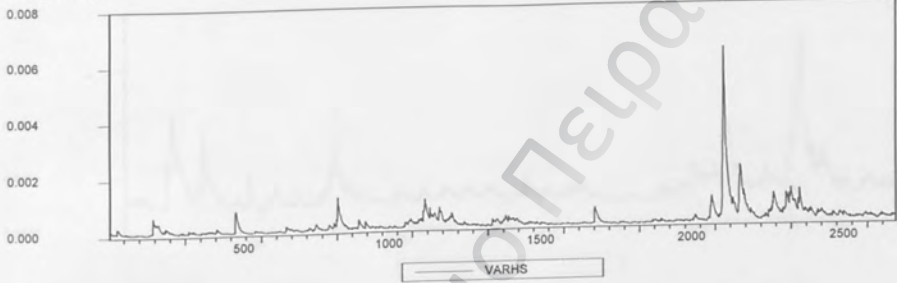


ΓΑΧΑΑ και Hang-Seng

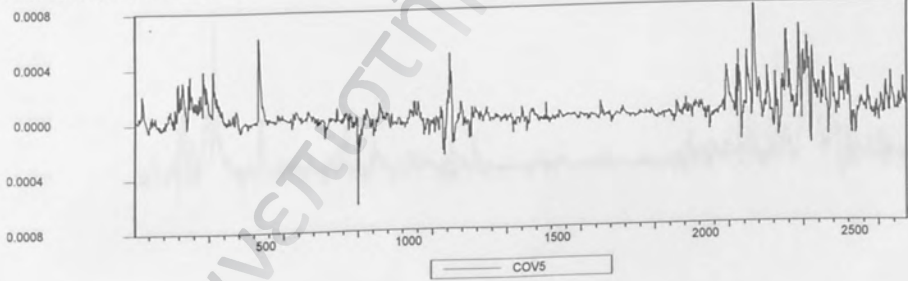
ΓΑΧΑΑ



Hang-Seng

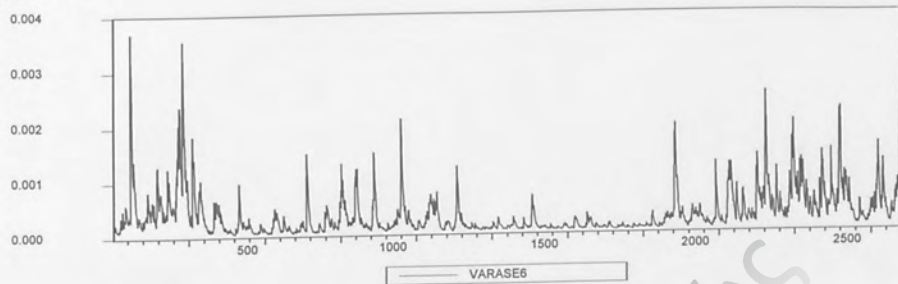


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

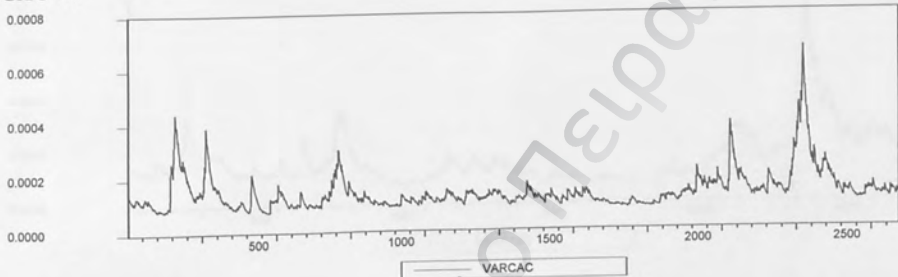


ΓΛΧΑΑ και CAC-40

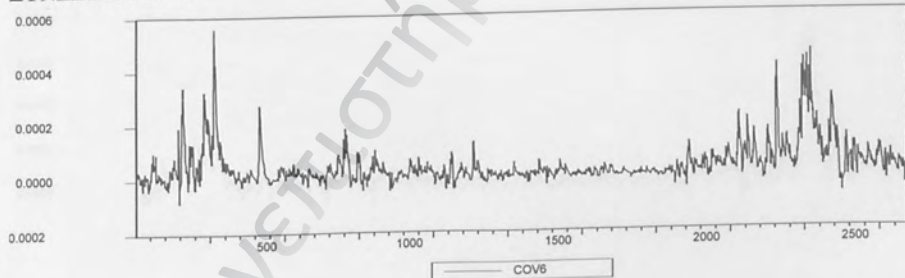
ΓΛΧΑΑ



CAC-40

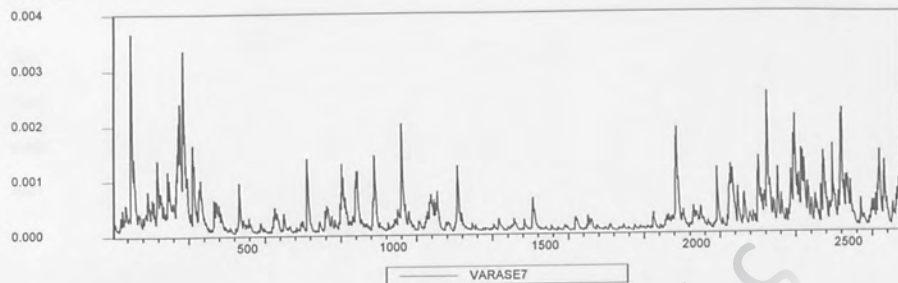


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

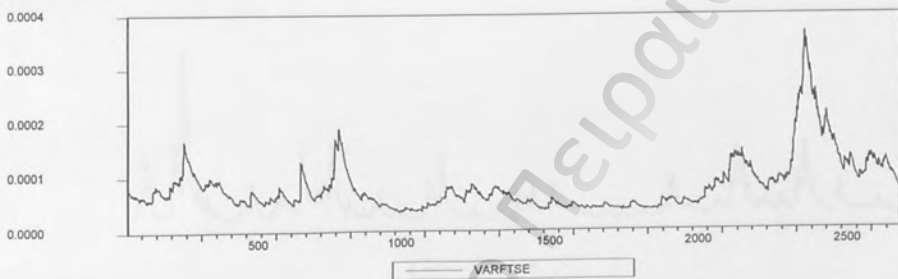


ΓΑΧΑΑ και FTSE-100

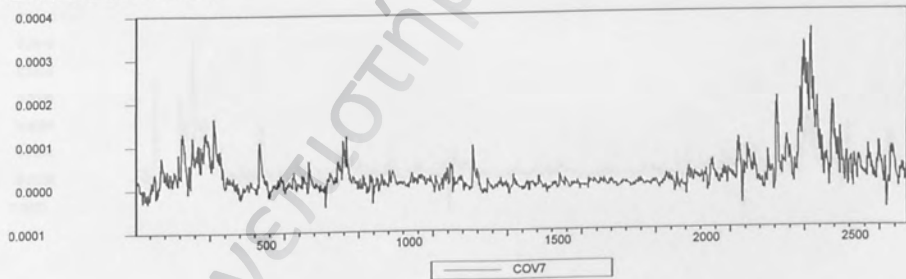
ΓΑΧΑΑ



FTSE-100

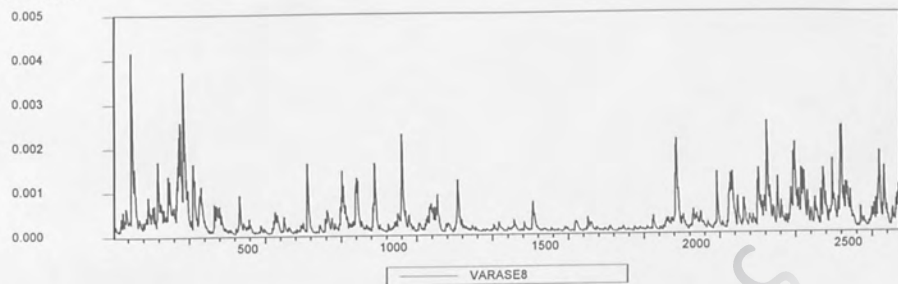


ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

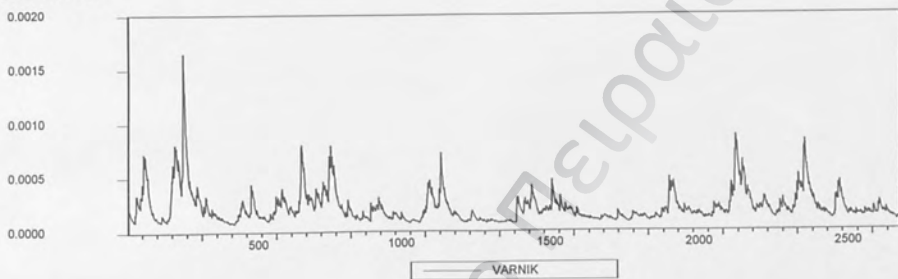


ΓΑΧΑΑ και Nikkei-225

ΓΑΧΑΑ



Nikkei-225



ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

