

Πτυχιακή εργασία
The impact of the volatility of returns on
stock returns

Επιμέλεια: Ιωαννίδη Καλλιόπη



Τριμελής επιτροπή:

Ν. Απέργης (επιβλέπων καθηγητής)

Χ. Στεφανάδης

Π. Σταϊκούρας

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Εισαγωγή.....3

Μέρος Πρώτο

Κεφάλαιο 1^ο

1.1 Ορισμός βασικών εννοιών.....7

1.2 Παλαιότερες Μελέτες και Αναφορές.....9

Μέρος Δεύτερο

Κεφάλαιο 2^ο

2.1 Δεδομένα.....22

2.2 Αποδόσεις.....22

2.3 Υποθέσεις που οφείλουν να πληρούνται από ένα οικονομετρικό

Υπόδειγμα.....22

2.4 Περιπτώσεις παραβίασης των υποθέσεων του τυχαίου σφάλματος.....25

2.5 Στασιμότητα.....29

2.6 Βασικά χαρακτηριστικά της μεταβλητότητας στις χρηματοοικονομικές

χρονοσειρές.....31

2.7 Στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών.....32

2.8 Λευκός θόρυβος.....33

2.9 Βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων.....33

2.10 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....37

2.11 Απλός έλεγχος των Dickey-Fuller.....37

Κεφάλαιο 3^ο

3.1 Ιστορική αναδρομή ARCH/GARCH.....	39
3.2 ARCH / GARCH Υποδείγματα.....	40
3.3 Διατύπωση υποδείγματος ARCH.....	42
3.4 Έλεγχος για ARCH.....	45
3.5 Εκτίμηση υποδείγματος ARCH.....	46
3.6 Το υπόδειγμα GARCH.....	47
3.7 Πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα υποδειγμάτων ARCH.....	48

Κεφάλαιο 4^ο

4.1 Διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα(VAR).....	49
4.2 Διάνυσμα Αυτοπαλινδρομήσεων.....	50
4.3 Συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων.....	52
4.4 Διάσπαση της διακύμανσης.....	53
4.5 Αιτιότητα κατά Granger.....	54

Μέρος Τρίτο

Κεφάλαιο 5^ο

5.1 Εμπειρικά αποτελέσματα.....	58
---------------------------------	----

Συμπεράσματα.....	72
--------------------------	-----------

Βιβλιογραφία.....	87
--------------------------	-----------

Πίνακες

5.1 Πίνακας μοναδιαίας ρίζας.....	58
5.2 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Αργεντινής.....	60
5.3 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Βραζιλίας.....	61
5.4 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Χιλής.....	62
5.5 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Εκουαδόρ.....	63
5.6 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Τζαμάικα.....	64
5.7 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Περού.....	65
5.8 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Μεξικού.....	66
5.9 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Παναμά.....	67
5.10 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Βενεζουέλας.....	68
5.11 Αποτελέσματα αιτιότητας Granger Causality.....	69
5.12 Αποτελέσματα Garch.....	70

Παραρτήματα

Παράρτημα Α : Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	73
Παράρτημα Β : Έλεγχος αιτιότητας Granger Causality.....	79
Παράρτημα Γ : Υπόδειγμα Garch.....	81

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η χρηματοοικονομική ανάλυση ως εργαλείο διεξαγωγής βασικής Μικροοικονομικής και Μακροοικονομικής έρευνας μας δίνει τη δυνατότητα σε πολλές περιπτώσεις να εξαγάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα και μέσα από αυτά να οδηγηθούμε στη λήψη επιχειρηματικών και επενδυτικών αποφάσεων. Βέβαια, η χρηματοοικονομική ανάλυση απαιτεί συγκροτημένη και αναλυτική δουλειά προκειμένου τα συμπεράσματα που θα εξαχθούν να απορρέουν από τον ορθό συνδυασμό χρηματοοικονομικών δεδομένων και συνεπώς να αντανακλούν όσο το δυνατόν περισσότερο την πραγματική κατάσταση. Στο χώρο της χρηματοοικονομικής σημαντική θέση και αντικείμενο πολλών ερευνών καθίσταται η μελέτη των αποδόσεων των μετοχών και των γενικών δεικτών των χρηματιστηρίων πολλών χωρών με στόχο τη προσέγγιση και την εξεύρεση μεθόδων που θα οδηγήσουν σε κερδοφόρες επενδύσεις. Η μεταβλητότητα των αποδόσεων στις χρηματοπιστωτικές αγορές μπορεί να είναι ένα σημαντικό εμπόδιο για την προσέλκυση επενδύσεων σε μικρές και αναπτυσσόμενες οικονομίες.

Σκοπός αυτής της διπλωματικής εργασίας είναι να μελετήσει και να διερευνήσει το αντίκτυπο των αποδόσεων γενικών δεικτών χρηματιστηρίων καθώς και της διακύμανσης των συγκεκριμένων αποδόσεων στους συγκεκριμένους γενικούς δείκτες. Το δείγμα των χρηματιστηρίων που πρόκειται να μελετηθεί είναι ομοιογενή και συμπεριλαμβάνονται εκείνα των οποίων οι αποδόσεις υπήρχαν κατά το χρονικό διάστημα 1/1/2000 έως 31/12/2011. Όπως απορρέει από το θέμα της παρούσας γίνεται εφαρμογή των σύγχρονων θεωρητικών στοιχείων της χρηματοοικονομικής ανάλυσης και ενός διαδεδομένου υποδείγματος δεσμευμένης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH) για να μελετηθούν οι Γενικοί Δείκτες των χρηματιστηρίων της

Κεντρικής και της Λατινικής Αμερικής σε συνδυασμό με τη μεταβλητότητα τους.

Το πρώτο μέρος της εργασίας είναι θεωρητικό αναφέροντας διεθνώς αποδεκτές απόψεις καθώς και παλαιότερες δημοσιευμένες μελέτες με σχετικό αντικείμενο και υποδείγματα που χρησιμοποιούνται μέσω της εφαρμογής του εργαλείου που καλείται χρηματοοικονομική ανάλυση. Επίσης περιέχεται αναλυτική επεξήγηση θεωρητικών όρων και της διαδικασίας που ακολουθείται για να φτάσουμε στο τελικό αποτέλεσμα αλλά και την ανάλυση αυτού.

Στο δεύτερο μέρος ακολουθεί η εμπειρική μελέτη του υποδείγματος όπου αναλύεται λεπτομερώς η διαδικασία που έχει ακολουθηθεί καθώς και οι οικονομετρικοί έλεγχοι (μεθοδολογία) που θα χρησιμοποιήσουμε για τα δεδομένα μας.

Στο τρίτο και τελευταίο μέρος της εργασίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τη παραπάνω ανάλυση του υποδείγματος σε συνδυασμό με τα συμπεράσματα στα οποία οδηγούμαστε.

Μέρος Πρώτο

1.1 Ορισμός βασικών εννοιών

Αρχικά θα ήταν σκόπιμο και κατατοπιστικό να παρουσιαστούν οι κύριες έννοιες με τον ακριβή ορισμό τους, για τη πλήρη κατανόηση και κατατοπισμό του βασικού θέματος.

Όσον αφορά το Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου είναι γενικά αποδεκτό ότι όταν οι αγορές βρίσκονται σε άνοδο τότε ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου είναι σε άνοδο. Επειδή ο γενικός δείκτης αποτελεί έναν στατιστικό μέσο όρο των επιμέρους τιμών των μετοχών είναι λογικό να υποθέσουμε ότι η άνοδος του γενικού δείκτη μεταφράζεται σε άνοδο των επιμέρους μετοχών.

Με βάση αυτό μπορούμε να θεωρήσουμε ότι η απόδοση μίας μετοχής δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$R_i = a_i + \beta_i R_m$$

Όπου:

a_i : είναι τυχαία μεταβλητή και εκφράζει το μέρος της απόδοσης της μετοχής που είναι ανεξάρτητο από τον γενικό δείκτη,

R_m : είναι μια τυχαία μεταβλητή που εκφράζει το ποσοστό απόδοσης του γενικού δείκτη, και

β_i : είναι μία σταθερά που εκφράζει το ρυθμό μεταβολής του δείκτη της μετοχής σε σχέση με το γενικό δείκτη. Για παράδειγμα αν έχουμε $\beta_i = 2$ αυτό ερμηνεύεται ότι αναμένουμε για κάθε ποσοστιαία μονάδα αύξησης (ή μείωσης) του γενικού δείκτη την αύξηση (ή μείωση) κατά 2 ποσοστιαίες μονάδες της τιμής της μετοχής.

Ο ορισμός της διακύμανσης δίνεται με τη βοήθεια του Συντελεστή B που μετράει το βαθμό μεταβλητότητας μιας μετοχής σε σχέση με την διακύμανση του Γενικού Δείκτη του χρηματιστηρίου στο οποίο διαπραγματεύεται. Υπολογίζεται ως ο λόγος της ποσοστιαίας μεταβολής μιας μετοχής σε μια περίοδο προς τη ποσοστιαία μεταβολή του Γενικού Δείκτη κατά την ίδια περίοδο. Για τιμές B μικρότερες της μονάδας οι μετοχές θεωρούνται αμυντικές, ενώ για τιμές B μεγαλύτερες της μονάδας οι μετοχές θεωρούνται επιθετικές. Με τον ίδιο τρόπο ο συντελεστής B μπορεί να μετρήσει το πόσο επιθετική ή το πόσο αμυντική είναι μια οποιαδήποτε άλλη χρηματιστηριακή αξία.

Ο όρος Χρονοσειρά σημαίνει μια σειρά από παρατηρήσεις που λαμβάνονται σε ορισμένες χρονικές στιγμές ή περιόδους και ισαπέχουν μεταξύ τους. Αν με Y συμβολίζεται η μεταβλητή που μελετάται και χρησιμοποιηθεί ο δείκτης t για να δηλώσει την χρονική περίοδο που ελήφθη η τιμή αυτή, τότε η ακολουθία των τιμών αυτών αποτελεί ένα δείγμα N παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς. Βασικό χαρακτηριστικό κάθε χρονολογικής σειράς είναι η εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών τιμών της. Η φύση της αλληλεξάρτησης που υπάρχει μεταξύ των παρατηρήσεων μιας σειράς είναι το αντικείμενο μελέτης και ανάλυσης του κλάδου των χρονολογικών σειρών.

Τα τρία κυριότερα στοιχεία της ανάλυσης χρονοσειρών είναι η περιγραφή, η επεξήγηση και η πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών. Η περιγραφή επιτυγχάνεται με τη βοήθεια διαφόρων γραφημάτων, η επεξήγηση χρησιμοποιώντας κάποιας μορφής μοντέλα για να ερευνηθούν οι μηχανισμοί δημιουργίας της χρονοσειράς και η πρόβλεψη περιλαμβάνει τη χρησιμοποίηση ενός μοντέλου για να προβλεφθούν οι μελλοντικές τιμές της σειράς. Τέλος, η ανάλυση χρονοσειρών χωρίζεται σε τρεις κύριες κατηγορίες όπως φαίνονται παρακάτω:

- ❖ Στις μεθόδους εξομάλυνσης

- ❖ Στις μεθόδους διάσπασης των χρονοσειρών
- ❖ Στην ανάλυση κατά Box-Jenkins ή ανάλυση ARIMA

Οι δύο πρώτες μέθοδοι είναι αιτιοκρατικές σε αντίθεση με την τελευταία η οποία είναι στοχαστική.

1.2 Παλαιότερες Μελέτες και Αναφορές

Παλαιότερες μελέτες στο συνδυασμό των αποδόσεων των μετοχών και της διακύμανσης τους αναφέρουν σημαντικά και ιδιαίτερα αποτελέσματα ανάλογα με το δείγμα και τις ιδιαιτερότητες που χαρακτηρίζουν κάθε φορά τη συγκεκριμένη μελέτη. Χρονολογικά παρατηρούμε μερικές οι οποίες έχουν καταγραφεί ιστορικά και αναφέρονται σε αναπτυσσόμενες χώρες.

Οι Campbell R. Harvey και Tadas E. Viskanta (1996) αναπτύσσουν ένα απλό υπόδειγμα για το κίνδυνο χώρας που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τις επενδύσεις σε αναδυόμενες χώρες. Τα ποσοστά του υποδείγματος είναι κατάλληλα για αγορές με διαφορετικές αναμενόμενες αποδόσεις. Το υπόδειγμα χρησιμοποιεί θεσμικούς επενδυτές αξιολογώντας τη πιστοληπτική ικανότητα της χώρας. Επιπλέον χρησιμοποιεί αντιπροσωπευτικές τιμές για την αναμενόμενη απόδοση σε επενδύσεις μέσου ρίσκου για κάθε μια χώρα ξεχωριστά καθώς και την αναμενόμενη μεταβλητότητα της. Συνδυάζοντας την αναμενόμενη απόδοση με την αναμενόμενη μεταβλητότητα αναπτύσσονται δυο μέτρα που είναι άμεσα συσχετισμένα. Υπολογίζεται ταυτόχρονα η χρονική διάρκεια για να καλυφτεί η επένδυση με πιθανότητα 90% καθώς και ο αριθμός των ετών που είναι απαραίτητα για να διπλασιαστεί η επένδυση με ίδια πιθανότητα.

Υπάρχουν αρκετοί και διαφοροποιημένοι τρόποι για να υπολογιστεί ο κίνδυνος χώρας και οι αναμενόμενες αποδόσεις. Ο κίνδυνος ο οποίος αναλύεται στη συγκεκριμένη ερευνά αφορά το συστηματικό κίνδυνο, ο οποίος

είναι μη διαφοροποιήσιμος. Υψηλός συστηματικός κίνδυνος συνδέεται άμεσα και με υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις.

Ένα απλό και ιδιαίτερα γνωστό μέτρο του συστηματικού κινδύνου είναι ο συντελεστής βήτα με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαίου (CAPM) που χρησιμοποιείται παγκοσμίως. Πολλές είναι όμως οι έρευνες γύρω από το συγκεκριμένο υπόδειγμα που εναντιώνονται σ' αυτό και αποδεικνύουν ότι δεν εφαρμόζεται σε πολλές χώρες και πιο συγκεκριμένα σε αναδυόμενες χώρες.

Η έρευνα του Harvey (1995) σε αποδόσεις αναδυόμενων χωρών υποστηρίζει πως δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και συντελεστή βήτα αναλύοντας ταυτόχρονα πως το μέτρο της διακύμανσης λειτουργεί καλύτερα στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων, δημιουργώντας στη συνέχεια ένα μοντέλο χρησιμοποιώντας εγχώριους και παγκόσμιους παράγοντες. Το συγκεκριμένο πολλά υποσχόμενο υπόδειγμα στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του κόστους άντλησης κεφαλαίου σε αναδυόμενες αγορές.

Ιδιαίτερα σοβαρή και απαραίτητη χαρακτηρίζεται όμως, η συλλογή στοιχείων για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα τα οποία αντλούνται από χώρες με βάσεις δεδομένων και αναπτυγμένες αγορές κεφαλαίου. Συνεπώς ο συγκεκριμένος παράγοντας δυσκολεύει περισσότερο την εφαρμογή αυτού του συντελεστή σε αναπτυσσόμενες χώρες με μη ανεπτυγμένο χρηματοοικονομικό σύστημα. Για τον υπολογισμό οποιουδήποτε μέτρου κινδύνου θα πρέπει να χρησιμοποιηθούν δεδομένα που είναι ήδη υπαρκτά και στις 135 χώρες. Άρα θα εφαρμοστεί ένα υπόδειγμα όπου για σαράντα επτά χώρες θα χρησιμοποιηθούν ήδη υπάρχοντα καταγεγραμμένα οικονομικά στοιχεία και για τις υπόλοιπες ογδόντα οχτώ η πρόβλεψη της αναμενόμενης απόδοσης θα προέρθει από τους βαθμούς της πιστοληπτικής ικανότητας που κατέχει η κάθε χώρα από γνωστούς οίκους αξιολόγησης όπως η Morgan Stanley Capital International.

Τέλος, είναι λογικό να υποθέσουμε ότι οι αναδυόμενες αυτές χώρες θα αναπτυχθούν μελλοντικά, αξιολογώντας με τα προτεινόμενα υποδείγματα αυτού του άρθρου τις αναμενόμενες αποδόσεις σ' αυτές τις νέες αγορές.

Παράλληλα, εξηγείται πως η χρησιμοποίησή του συντελεστή βήτα δεν είναι η κατάλληλη για τις μη αναπτυγμένες χώρες αφού είναι ιδιαίτερα πιθανό να οδηγήσει σε λανθασμένο υπολογισμό του κόστους άντλησης κεφαλαίου. Η απλή πρόβλεψη των αποδόσεων και της μεταβλητότητας τους παρουσιάζονται ιδιαίτερα χρήσιμη τουλάχιστον έως ότου συλλεχτούν αρκετά στοιχεία με τη πάροδο του χρόνου από τους οίκους αξιολόγησης που αποτελούν τις μεγαλύτερες βάσεις δεδομένων.

Ο Hui Guo (2002) αναφέρει πως η μεταβλητότητα στις χρηματιστηριακές αγορές προκαλείται λόγω αβεβαιότητας σχετικά με τις μελλοντικές ταμειακές ροές και τα προεξοφλητικά επιτόκια. Όταν αυξάνεται η μεταβλητότητα αυξάνεται και το ασφάλιστρο συστηματικού κινδύνου καθώς και το κόστος κεφαλαίου. Επιπλέον μέσω της μεταβλητότητας έχουμε τη δυνατότητα πρόβλεψης της αύξησης του πραγματικού ΑΕΠ ενώ ταυτόχρονα οι υψηλές αναμενόμενες θετικές διακυμάνσεις συνεπάγονται και υψηλές αναμενόμενες θετικές αποδόσεις .

Στη συνέχεια διαπιστώνουμε τη σχέση που έχει η υπερβάλλουσα απόδοση και διακύμανση εξηγώντας έτσι τα προβλεπόμενα αποτελέσματα που προκύπτουν από τη μεταβλητότητα του χρηματιστηρίου. Η αύξηση των διακυμάνσεων του χρηματιστηρίου μειώνει τις επενδύσεις ενώ αυξάνει το κόστος κεφαλαίου ενώ γενικότερα η διακύμανση είναι αρνητικά συνδεδεμένη με μελλοντικές επενδύσεις και αποτελέσματα.

Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις αναμένεται να συσχετίζονται θετικά με μελλοντικά αποτελέσματα επειδή οι συγκεκριμένες αποδόσεις σχετίζονται αρνητικά με τη διακύμανση και οι κινήσεις αυτών των αποδόσεων μπορούν να εξηγηθούν από ιστορικά στοιχεία διακύμανσης.

Σε αυτό το άρθρο, παρατηρούμε ότι υπάρχει στενή σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς μετοχών και της μεταβλητότητας. Η μεταβλητότητα συσχετίζεται θετικά με την μεταβλητότητα του παρελθόντος, αλλά σχετίζεται αρνητικά με τη τρέχουσα μεταβλητότητα. Έτσι, η μεταβλητότητα της αγοράς επηρεάζει το κόστος του κεφαλαίου που συνδέεται με την αναμενόμενη

απόδοση της αγοράς μετοχών. Από την ανάλυση κόστους κεφαλαίου , η μεταβλητότητα δεν περιέχει πρόσθετες πληροφορίες πέρα από τις πληροφορίες που εμπεριέχονται στις αποδόσεις. Από την άλλη πλευρά, οι αποδόσεις των μετοχών περιέχουν πληροφορίες σχετικά με τη μελλοντική οικονομική δραστηριότητα πέρα από τη μεταβλητότητα. Ως εκ τούτου, εάν το κόστος του κεφαλαίου είναι ο κύριος παράγοντας που έχει επίδραση στη μελλοντική μεταβλητότητα της παραγωγής-αποτελεσμάτων αποδόσεις του χρηματιστηρίου θα έχουν πιο σημαντικό ρόλο στην πρόβλεψη των οικονομικών δραστηριοτήτων σε σύγκριση με τη μεταβλητότητα.

Σύμφωνα με την έρευνα των Peter Blain Henry και Prakash Kannan (2008) η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μέτοχων και τις οικονομικής ανάπτυξης είναι στατιστικά μη σημαντική και πιο συγκεκριμένα αρνητική αντί θετική. Ο υψηλός ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης δεν σχετίζεται πάντα με υψηλές αποδόσεις. Υποθέτουν λοιπόν δυο αναπτυσσόμενες οικονομίες την Α και τη Β με ίδιο ρυθμό ανάπτυξης. Παρατηρώντας μια αύξηση στο ρυθμός αποταμίευσης στην οικονομία Α έχει ως απόρροια τη ταυτόχρονα αύξηση του ρυθμού ανάπτυξης και μείωση στις αποδόσεις των κεφαλαίων λόγω της μείωσης των επενδύσεων. Συνεπώς το κεφάλαιο λιγοστεύει και το οριακό κέρδος από μια επιπρόσθετη μονάδα πέφτει. Όταν οι φθίνουσες αποδόσεις της χώρας Α σταθεροποιηθούν, η οποία έχει τον ίδιο ρυθμός ανάπτυξης με την χώρα Β, το κατά κεφαλήν ΑΕΠ θα έχει αυξηθεί ενώ οι αποδόσεις του κεφαλαίου θα έχουν μειωθεί. Προκειμένου λοιπόν να αντιληφτούμε εάν μια γρήγορα αναπτυσσόμενη χώρα έχει υψηλότερες αποδόσεις μετοχής σε σχέση με μια αργά αναπτυσσόμενη χώρα θα πρέπει να παρατηρήσουμε τη διάφορα μεταξύ των δύο ρυθμών ανάπτυξης του ΑΕΠ.

Οι συνολικές αποδόσεις της χρηματιστηριακής αγοράς συνδέονται με τις αποδόσεις πραγματικών περιουσιακών στοιχείων μακροπρόθεσμα, οι οποίες βασίζονται στη παραγωγικότητα και αλληλεπιδρούν με το κεφάλαιο, την εργασία και την τεχνολογία. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί ο υψηλός

ρυθμός ανάπτυξης της Ασίας για τρεις δεκαετίες, με αποτέλεσμα την υψηλή συσσώρευση κεφαλαίου λόγω της ανταγωνιστικής παραγωγικότητας.

Αντιμετωπίζοντας μια φθίνουσα απόδοση του επενδυτικού κεφαλαίου και μείωση της παραγωγικότητας, μειώνεται ακολούθως το κατά κεφαλήν ΑΕΠ που τελικά οδηγεί στις μειωμένες αποδόσεις του επενδυμένου κεφαλαίου. Οι αναπτυσσόμενες οικονομίες οι οποίες χαρακτηρίζονται από χαμηλότερους δείκτες ανεργίας αποδόσεων αυτό των Ηνωμένων Πολιτειών θα τείνουν να βελτιώνονται και τα εξελίσσονται ταχύτερα αυξάνοντας ταυτόχρονα και τις αποδόσεις κεφαλαίου. Μελετώντας παρόμοια παραδείγματα όπως της Λατινικής Αμερικής, παρατηρείται στο παρελθόν πως η σταθεροποίηση του πληθωρισμού, η απελευθέρωση των συναλλαγών και η εφαρμογή παραγόντων γενικότερα που οδηγούν στην αύξηση της παραγωγικότητας και στην δημιουργία νέων θέσεων εργασίας βοηθούν στην ανάπτυξη της χώρας και στην άνοδο των ποσοστών των αποδόσεων. Εν κατακλείδι, χρησιμοποιώντας και εφαρμόζοντας υποδείγματα με πραγματικές αποδόσεις, ελέγχοντας ταυτόχρονα την εγκυρότητα τους, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα πως η υψηλή ανάπτυξη συμβαδίζει απόλυτα με υψηλές αποδόσεις σε επενδυμένα κεφάλαια στην συγκεκριμένη αγορά.

Οι Rakesh Kumer and MMohammad Tamimi (2011) αποδεικνύουν πως ο υψηλός ρυθμός ανάπτυξης δημιουργεί σιγουριά στους επενδυτές. Ο χαμηλός ρυθμός ανάπτυξης δημιουργεί υψηλή διακύμανση στις επενδυτικές αποφάσεις. Τα αποτελέσματα αναφέρουν ότι οι επενδυτές δεν είναι ευαίσθητοι σε σχέση με τον οικονομικό ρυθμό ανάπτυξης για βραχυπρόθεσμο ορίζοντα και γίνονται όμως ιδιαίτερα ευαίσθητοι όταν έχουν μακροπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα. Η μοντέρνα επενδυτική θεωρία εκπαιδεύει τους επενδυτές να παίρνουν επενδυτικές αποφάσεις με συνθήκες κινδύνου και αβεβαιότητας. Ένα αποτελεσματικό χρηματιστήριο αντικατοπτρίζει τις διαθέσιμες πληροφορίες σχετικά με τις μετοχές και οι επενδυτές έχουν ομοιογενή προσδοκίες για τις αποδόσεις των μετόχων. Έτσι εκτιμούν τις μετοχές λαμβάνοντας υπόψη το κίνδυνο και τις αναμενόμενες αποδόσεις. Πολλές μελέτες έλεγαν ότι η μεταβατικότητα του χρηματιστηρίου είναι

αποτέλεσμα οικονομικών και χρηματοοικονομικών μεταβλητών και οι επενδυτές είναι πολύ ευαίσθητοι σε αυτές τις μεταβλητές. Άλλες μελέτες όπως του Aggarwal, θεωρούν ότι περίοδοι με υψηλή μεταβλητότητα συνδέονται με ειδικούς παράγοντες όπως εταιρικά κέρδη, πολιτικές ή κυβερνητικές αποφάσεις. Η μακροχρόνια όμως μεταβλητότητα συνδέεται με την οικονομική ανάπτυξη.

Πολλές εμπειρικές έρευνες προτείνουν εποχιακά υποδείγματα που καθορίζονται από την αυτοσυσχέτιση των δεδομένων μιας χρονικής στιγμής t με τα δεδομένα χρονικής στιγμής $t-1$, εμπεριέχοντας και ένα σφάλμα για απρόβλεπτες μεταβολές όπου επηρεάζει τρέχουσες επενδυτικές αποφάσεις. Η χρήση αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων ετεροσκεδαστικότητας (ARCH) είναι απαραίτητα στα νέα υποδείγματα και η ύπαρξη συστηματικών μεταβολών στις αποδόσεις των μετοχών υποδηλώνει αποτελεσματική αγορά, η οποία επιφέρει επιπλέον κερδοφόρες αποδόσεις.

Στην παρούσα μελέτη εξετάζονται οι μηνιαίες αποδόσεις και η αναμενόμενη ή μη προσδοκώμενη μηνιαία μεταβλητότητα. Το αποτέλεσμα έδειξε μια αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων και μη αναμενόμενης μεταβλητότητας καθώς και μια θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και αναμενόμενης μεταβλητότητας .

Τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα ετεροσκεδαστικότητας παρέχουν καλύτερες προβλέψεις για αποδόσεις και μεταβλητότητα. Υπάρχουν ωστόσο ενδείξεις ότι η μεταβλητότητα αυξάνεται δυσανάλογα με την αρνητική κατάσταση των αποδόσεων. Σε άλλη μελέτη που έγινε μεταξύ 2001 – 2005 το υπόδειγμα έδειξε ότι οι μεταβολές στα επιτόκια είχαν σοβαρό αντίκτυπο στη χρηματιστηριακή αγορά.

Η μελέτη χρησιμοποιεί ως υποκείμενο αντικείμενο το δείκτη BSE 100 του χρηματιστηρίου της Βομβάης με χρονική διάρκεια 1996 έως 2007. Ο αριθμός και η ποικιλομορφία του δείκτη είναι μια αποτελεσματική προσέγγιση του χαρτοφυλακίου των μετοχών. Στην πραγματικότητα η απόδοση αποτελείται από την αναμενόμενη απόδοση και την μη αναμενόμενη που

σχετίζεται με τα 'καλά' ή 'κακά' νέα σχετικά με την μετοχή. Χρησιμοποιώντας ακόμα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα με ετεροσκεδαστικότητα μπορούμε να δούμε την μελλοντική αξία του χαρτοφυλακίου μας λαμβάνοντας υπόψη και το σφάλμα της παλινδρόμησης το οποίο μεταβάλλεται με τη πάροδο του χρόνου. Το αποτέλεσμα της έρευνας δείχνει ότι ύστερα από την μελέτη της αυτοσυσχέτισης, αν αποδειχτεί ότι οι αποδόσεις των μετοχών δε σχετίζονται μεταξύ τους, τότε αποδεχόμαστε την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς απορρίπτοντας την εναλλακτική υπόθεση της αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών και της χρηματιστηριακής αγοράς. Σε αντίθετη περίπτωση αν οι αποδόσεις των μέτοχων συσχετίζονται υψηλά θα έχουμε υψηλή μεταβλητότητα, απορρίπτοντας έτσι την υπόθεση αποτελεσματικής αγοράς και οι επενδυτές θα λαμβάνουν ιδιαίτερα υπόψη τους ιστορικά στοιχεία αποδόσεων των μετοχών.

Οι επενδυτές σε περιπτώσεις μη αναμενόμενων αλλαγών στις τιμές των μετοχών αλλάζουν σημαντικά τις επενδυτικές τους αποφάσεις προσαρμόζοντας ταυτόχρονα τα χαρτοφυλάκια τους για την αντιμετώπιση αναμενόμενης μεταβλητότητας που πιθανόν επηρεάζεται από αστάθεια προηγούμενης χρονικής περιόδου. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν για τη μεταβλητότητα στις χρηματιστηριακές αγορές και τον ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης παρουσιάζουν θετική συσχέτιση με τις ημερήσιες αποδόσεις και αρνητική με εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις. Πιο συγκεκριμένα σε περιόδους με υψηλή μεταβλητότητα έχουμε χαμηλό ρυθμό ανάπτυξης ενώ σε περιόδους χαμηλής μεταβλητότητας η ινδική οικονομία αναφέρει υψηλό ρυθμό αύξησης του ΑΕΠ μακροπρόθεσμα. Γενικότερα σε μακροπρόθεσμη βάση η μεταβλητότητα είναι αρνητικά συνδεδεμένη με την οικονομική ανάπτυξη. Ενώ οι επενδυτές με βραχυπρόθεσμο ορίζοντα επηρεάζονται σημαντικά από τα τρέχων βασικά οικονομικά μεγέθη. Ωστόσο οι αποδόσεις συνδέονται θετικά με τις μη αναμενόμενες διακύμανσης λόγω του ασφάλιστρου κινδύνου που υπάρχει σε αυτές τις περιπτώσεις.

Τις τελευταίες δεκαετίες στη χρηματοοικονομική ανάλυση αρχίζει να γίνεται περισσότερο συγκεκριμένη και έντονη η προσπάθεια ανάλυσης και

πρόβλεψης της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών και των Γενικών Δεικτών καθώς και των μελλοντικών κινδύνων. Οι μελέτες που ασχολούνται με το συγκεκριμένο αντικείμενο χρησιμοποιούν Γενικευμένα Αυτοπαλίνδρομα Ετεροσκεδαστικά Υποδείγματα (GARCH) και πραγματοποιούνται για διάφορες χώρες.

Ο Amit Goyal (2000) επικεντρώνεται στην ικανότητα των αυτοπαλίνδρομων ετεροσκεδαστικών υποδειγμάτων να προβλέπουν τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών. Ενδιαφέρον στοιχείο αποτελεί η αρνητική σχέση μεταξύ της μη αναμενόμενης μεταβλητότητας και των αποδόσεων των μετοχών. Η πρόβλεψη της μεταβλητότητας των αποδόσεων μέσω των συγκεκριμένων υποδειγμάτων χρησιμοποιείται όχι μόνο για την μοντελοποίηση ιστορικής μεταβλητότητας αλλά και για αποτιμήσεις υποκείμενων τίτλων ή χαρτοφυλακίων. Η αξιολόγηση των υποδειγμάτων γίνεται ανάλογα με την ικανότητα που παρέχουν για επαρκείς μελλοντικές προβλέψεις. Υπολογίζοντας τη μηνιαία μεταβλητότητα με ημερήσια στοιχεία λόγω της συχνότητας των δεδομένων μας λαμβάνομαι αξιόπιστα και έγκυρα αποτελέσματα. Τις προβλέψεις που παίρνουμε τις συναντάμε σε διάστημα εμπιστοσύνης 50% γεγονός που επιβεβαιώνει τη πραγματική προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος καθώς διαπιστώνουμε ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μη αναμενόμενης μεταβλητότητας και απόδοσης του υποκείμενου τίτλου.

Επιπρόσθετα, προσπαθώντας να συγκρίνουμε τα συγκεκριμένα Γενικευμένα Αυτοπαλίνδρομα Δεσμευμένης Διακύμανσης με άλλα εναλλακτικά υποδείγματα που υπολογίζουν αλλαγές στη μεταβλητότητα χρησιμοποιώντας τον όγκο και το εύρος των τιμών παρατηρούνται πως οι παραδοσιακές μεθόδου υπολογισμού μεταβλητότητας με υστέρηση τετραγώνου στις αποδόσεις οδηγούν σε αναξιόπιστες προβλέψεις. Το τελικό συμπέρασμα που οδηγούμαστε είναι ότι η χρήση δεδομένων υψηλής συχνότητας οδηγεί στην καλύτερη δυνατή εκτίμηση της μεταβλητότητας.

Οι Frank J. Fabozzi, Radu Tunaru και Tony Wu (2004) αναφέρουν πως η μεταβλητότητα είναι μια βασική παράμετρος στην χρηματοοικονομική οικονομετρία και τα Γενικευμένα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα Ετεροσκεδαστικότητας (GARCH) ίσως είναι ο καλύτερος δυνατός τρόπος για την εκτίμηση αυτής, δεδομένου ότι μπορεί να λαμβάνουν υπόψη τους διαφορά χαρακτηριστικά των δεδομένων. Οι δυο κινέζικες χρηματιστηριακές αγορές έχουν αποκτήσει μια σημαντική θέση στον οικονομικό και επενδυτικό τομέα προσελκύοντας όλο και περισσότερο επενδυτές λόγω της διαφοροποίησης που παρατηρείται αλλά και της ισχυρής ανάπτυξης κατά την τελευταία δεκαετία. Η ανάλυση μας αποκαλύπτει την έντονη ύπαρξη ομαδοποιημένης μεταβλητότητας αλλά και συσχέτισης στις χρονοσειρές ερευνώντας τις μια ένα υπόδειγμα Αυτοπαλίνδρομα Δεσμευμένης Διακύμανσης (GARCH). Συλλέγοντας ημερησία δεδομένα από το χρηματιστήριο Shenzhen τα τοποθετούμε σε ένα GARCH υπόδειγμα ενώ ταυτόχρονα επιλέγουμε ένα όμοιο υπόδειγμα για τα ημερήσια δεδομένα του χρηματιστηρίου της Σαγκάης. Τα συγκεκριμένα υποδείγματα παρουσιάζουν αποτελέσματα με έντονη μεταβλητότητα ιδιαίτερα χρήσιμα για σκοπούς ανάλυσης κινδύνου. Δεδομένου ότι τα δυο παραπάνω χρηματιστήρια συνυπάρχουν στην ίδια αγορά οι εκτιμήσεις πρόβλεψης για τον βαθμό μεταβλητότητας είναι διαφορετικές και θα πρέπει να λαμβάνεται υπόψη σε διαφορές αποτιμήσεις χρηματιστηριακών προϊόντων όπου λαμβάνουν χώρα στη συγκεκριμένη αγορά. Συνεπώς δε παρατηρείται κανένα στοιχείο μεταφοράς της μεταβλητότητας του ενός χρηματιστηρίου στο άλλο. Τα παραπάνω στοιχεία είναι ιδιαίτερα χρήσιμα για επενδυτές δίνοντας τους πληροφορίες για την καλύτερη διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων τους αλλά και για την ύπαρξη επενδυτικών κερδοφόρων ευκαιριών.

Ο Floros Christos (2008) ασχολείται με τις πρόσφατες έρευνες στην χρηματοοικονομική οικονομετρία που προσπαθούν να δημιουργήσουν ποιοτικά υποδείγματα που θα έχουν την ικανότητα να εξηγήσουν τη στάση των επενδυτών όχι μόνο μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και του κινδύνου αλλά και της μεταβλητότητας των αποδόσεων. Η αβεβαιότητα στις

αναμενόμενες τιμές και κατ' επέκταση αποδόσεις και η μη σταθερή διακύμανση στις χρηματιστηριακές αγορές οδήγησε τους αναλυτές στην δημιουργία υποδειγμάτων που εξηγούν τη μεταβλητότητα των αποδόσεων χρησιμοποιώντας οικονομετρικά μοντέλα χρονοσειρών. Τέτοια υποδείγματα είναι τα GARCH όπου χαρακτηρίζονται από περιόδους με συνεχόμενη χαμηλή μεταβλητότητα αλλά και περιόδους υψηλή μεταβλητότητα (volatility clustering). Ο σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι διπλός προσπαθώντας αρχικά να εξηγήσει τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των δεικτών με ημερήσια δεδομένα από αναπτυσσόμενες χώρες της μέσης ανατολής καθώς και χρησιμοποιώντας υποδείγματα GARCH που εξηγούν το χρηματοοικονομικό κίνδυνους αγοράς. Η ανάλυση εστιάζει σε δυο δείκτες της μέσης ανατολής της Αιγύπτου (CMA INDEX) και του Ισραήλ (TASE-100 INDEX). Ο κύριος λόγος που χρησιμοποιούνται δείκτες από αναπτυσσόμενες χώρες είναι λόγω του εμπειρικού ενδιαφέροντος που παρουσιάζεται από τους ερευνητές και τους επενδυτές. Η καινοτομία της έρευνας είναι να προστεθούν στοιχεία από χώρες της μέσης ανατολής μοντελοποιώντας χρονοσειρές που στην συνέχεια εξηγούν την ομαδοποιημένη μεταβλητότητα στα συγκεκριμένα χρηματιστήρια. Πέρα από την κατανόηση στις αλλαγές των τιμών των δεικτών, είναι σημαντικό να προσδιοριστεί και η διαδικασία με την οποία λαμβάνονται οι χρηματοοικονομικές αποφάσεις των επενδυτών βάση της συγκεκριμένης μεταβλητότητας. Μετά την χρήση του συγκεκριμένου υποδείγματος για τους δυο δείκτες της μέσης ανατολής διαπιστώθηκε ότι μεγάλες θετικές ή μεγάλες αρνητικές αποδόσεις δίνουν μελλοντική πρόβλεψη για υψηλή μεταβλητότητα. Επιπλέον για το δείκτη του Ισραήλ η υπάρξει υψηλής μόχλευσης της χώρας αυξάνει ιδιαίτερα τη μεταβλητότητα ενώ και για τις δυο υπό μελέτη χώρες η αύξηση του κινδύνου δεν οδηγεί απαραίτητα σε αύξηση των αποδόσεων. Μεγαλύτερη μεταβλητότητα παρουσιάζεται στις χρονοσειρές της Αιγύπτου λόγω μεγαλύτερης μεταβλητότητας στην οικονομία της χώρας κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Ως εκ τούτου μεταβλητότητα των αποδόσεων των δεικτών στις αναδυόμενες αγορές είναι εξίσου σημαντική με τις ήδη αναπτυγμένες χώρες.

Στη Νιγηρία ο Emenike, Kalu (2010) διαπιστώνει ότι πολυάριθμες μελέτες έχουν επιβεβαιώσει την ύπαρξη φαινομένων στις αποδόσεις των μετοχών όπως ομαδοποιημένη μεταβλητότητα, λεπτόκυρτη κατανομή και ασυμμετρία. Η ομαδοποιημένη μεταβλητότητα παρουσιάζεται όταν οι μεταβολές των τιμών ακολουθούν την ίδια τάση ιδιαίτερα έντονη ή ιδιαίτερα ασθενής για συγκεκριμένα χρονικά διαστήματα. Η λεπτόκυρτη κατανομή παρουσιάζει ενδείξεις για ακραίες τιμές και η ασυμμετρία των αποδόσεων εξηγεί πως μια πτώση στις αποδόσεις των μετοχών ακολουθείται από μια αύξηση της μεταβλητότητας μεγαλύτερη από την αύξηση της απόδοσης. Τα παραπάνω χαρακτηριστικά είναι στοιχεία αυξημένου οικονομικού κινδύνου που πιθανόν να επηρεάσουν ιδιαίτερα αρνητικά τους επενδυτές απαιτώντας υψηλότερα ασφάλιστρα κινδύνου λόγω αβεβαιότητας.

Για τους παραπάνω λόγους καθίσταται αναγκαία η διερεύνηση της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών αγορών παρέχοντας έτσι τη δυνατότητα στους επενδυτές για καλύτερες επενδυτικές στρατηγικές και διαχείρισης των χαρτοφυλακίων τους. Στην συγκεκριμένη ανάλυση θα εστιάσουμε στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νιγηρίας (NSE) ερευνώντας την συμπεριφορά της μεταβλητότητας τους χρησιμοποιώντας τα Γενικευμένα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα Ετεροσκεδαστικότητας (GARCH) χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα.

Τα συνολικά αποτελέσματα από την παραπάνω μελέτη παρέχουν στοιχεία έντονης μεταβλητότητας των αποδόσεων και χαρακτηριστικά όπως ομαδοποιημένη μεταβλητότητα, επίδραση μόχλευσης, λεπτόκυρτη κατανομή και άκρα με πλατιές ουρές στην κατανομή. Συνεπώς, όπως και στις περισσότερες αναδυόμενες χώρες η χρηματιστηριακή αγορά είναι υψηλού κινδύνου με όλες τις συνέπειες που έχουν αναφερθεί προηγουμένως.

Οι Ardia David, Lennart Hoogerheide and Nienke (2011), τονίζουν ότι η μοντελοποίηση της μεταβλητότητας έχει απασχολήσει έντονα ιδιαίτερα τη χρηματοοικονομική οικονομετρία για πολλές δεκαετίες φτάνοντας στα γνωστά Γενικευμένα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα Ετεροσκεδαστικότητας (GARCH). Η κοινή διαδικασία υπολογισμού για ένα τέτοιο υπόδειγμα είναι η μεγιστοποίηση

της πιθανότητας (maximum likelihood). Βασιζόμενοι σε ένα πείραμα με μικρό δείγμα διαπιστώνεται, ότι η διαδικασία η οποία εξελίσσεται στα GARCH υποδείγματα από τον Bayesian είναι καλύτερη από άλλες διαδικασίες. Χρησιμοποιώντας δύο ιδιαίτερα γνωστούς Γενικούς Δείκτες τον S&P 500 και το Nikke 225 με ημερήσιες παρατηρήσεις για μικρό χρονικό διάστημα μόλις μεγαλύτερο των δύο ετών παίρνουμε ακριβή αποτελέσματα πρόβλεψης όπου απεικονίζονται στο αριστερό άκρο ("ουρά") της κατανομής των αποδόσεων, λαμβάνοντας υπόψη μας μέσα στο υπόδειγμα παραμέτρους αβεβαιότητας στη παρούσα χρονική στιγμή. Για μεγαλύτερο δείγμα παρατηρήσεων στο συγκεκριμένο υπόδειγμα οι βαθμοί ελευθερίας στη κατανομή επηρεάζονται έντονα από ακραίες παρατηρήσεις. Από τα παραπάνω δεδομένα και το υπόδειγμα οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η χρήση του είναι κατάλληλη σε αναλύσεις κινδύνου από τη διαχείριση, λόγω της μεγάλης ακρίβειας στη πρόβλεψη που παρουσιάζεται στην αριστερή ούρα της κατανομής.

Στη Σαουδική Αραβία οι Abdalla και Suliman Zakaria (2012) ασχολούνται με το γεγονός ότι τα τελευταία χρόνια η ανάλυση της μεταβλητότητας των αποδόσεων στις χρηματιστηριακές αγορές έχει προκαλέσει το ενδιαφέρον επενδυτών, ειδικών και ακαδημαϊκών και όλων εκείνων γενικότερα που ασχολούνται με την συγκεκριμένη αγορά, λόγω της σημαντικότητας της σε επενδύσεις, βελτιστοποίηση χαρτοφυλακίου, ασφαλείς αποτιμήσεις ενεργητικών στοιχείων και κινδύνων διαχείρισης. Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί τα υποδείγματα GARCH για να υπολογίσει τη μεταβλητότητα με δεσμευμένη διακύμανση σε ημερήσιες αποδόσεις των τιμών του γενικού δείκτη (KSE) του Σουδάν για διάστημα 5 συνεχόμενων ετών. Η μεταβλητότητα του γενικού δείκτη του Σουδάν έχει μοντελοποιηθεί χρησιμοποιώντας ένα μονοπαραγοντικό υπόδειγμα GARCH όπου εμπεριέχει στοιχεία μεταβλητότητας ομαδοποιημένης (volatility clustering) και επιδράσεις μόχλευσης. Τα εμπειρικά αποτελέσματα μέσω της δεσμευμένης διακύμανσης παρέχουν στοιχεία για την ύπαρξη ασφάλιστρου κινδύνου στη χρονοσειρά του γενικού δείκτη καθώς και για τη θετική συσχέτιση μεταξύ της μεταβλητότητας

και των αναμενόμενων αποδόσεων των τιμών. Πιο συγκριμένα παρουσιάζονται στοιχεία μη κανονικότητας και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της χρονοσειράς, αστάθεια στις αποδόσεις των τιμών ενώ έντονη επίδραση από θετικές ή αρνητικές διαταραχές στις αποδόσεις έχουν την αντίστοιχη θετική ή αρνητική επίδραση στη μελλοντική μεταβλητότητα. Τέλος, η μεταβλητότητα για το συγκεκριμένο χρονικό διάστημα είναι ιδιαίτερα έντονη, συμπεραίνοντας ταυτόχρονα πως η αύξηση της μεταβλητότητας των αποδόσεων θα οδηγήσει στην αναμενόμενη αύξηση των αποδόσεων.

Μέρος Δεύτερο

2.1 Δεδομένα

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούμε είναι της μορφής χρονοσειρών. Για την επεξεργασία, ανάλυση και την μοντελοποίηση των δεδομένων χρησιμοποιούμε το στατιστικό λογισμικό E-views, το οποίο μας προσφέρει την πολυτέλεια να συλλέγουμε, να υπολογίζουμε και να παρουσιάζουμε γραφικές παραστάσεις χρήσιμες για την επιχειρηματολογία μας γρήγορα και αξιόπιστα.

Οι σειρές, τις οποίες θα μελετήσουμε είναι οι ιστορικές αποδόσεις των Γενικών Δεικτών των χρηματιστηρίων των παρακάτω χωρών : Βραζιλία, Χιλή, Μεξικό, Περού, Αργεντινή, Τζαμάικα, Παναμάς, Βενεζουέλα, Εκουαδόρ για τη χρονική περίοδο από 01-01-2000 έως 31-12-2011. Οι παρατηρήσεις της δειγματοληψίας θα είναι ημερήσιες για τη καλύτερη δυνατή και λεπτομερή προσέγγιση.

2.2 Αποδόσεις

Όπως αναφέρει ο Holton, ορίζουμε για μια μονομεταβλητή χρονολογική σειρά (univariate time series) δύο είδη αποδόσεων, καθένα με τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα του. Στα οικονομικά, ο βαθμός απόδοσης (Rate of Return) ή αλλιώς απόδοση επενδύσεων (Return on Investment – ROI) ή βαθμός κέρδους ή απλά απόδοση είναι ο λόγος του πλούτου που κερδίζεται ή χάνεται (είτε πραγματοποιήσιμος, είτε όχι) σε μια επένδυση, ως προς το ποσό που επενδύθηκε αρχικά. Ο πλούτος που κερδήθηκε ή χάθηκε λέγεται τόκος, είτε κέρδος/ απώλεια, είτε καθαρό κέρδος/ απώλεια και ο πλούτος που επενδύθηκε ονομάζεται κεφάλαιο, περιουσιακό στοιχείο ή το αρχικό κόστος της επένδυσης. Η απόδοση εκφράζεται συνήθως ως ποσοστό

παρά ως κλάσμα. Υπάρχουν πολλοί τρόποι υπολογισμού της απόδοσης. Για μια μεταβλητή p , όπου είναι η τιμή της σειράς για περίοδο $t - 1$ έως t .

- ❖ Η απλή απόδοση (simple return) είναι η

$$r_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \quad (2.1)$$

- ❖ Ενώ, η λογαριθμική απόδοση (log return) η

$$r_t = \log \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (2.2)$$

Για μικρές αποδόσεις, αυτά τα δύο μέτρα που χρησιμοποιούνται ευρέως στον χρηματοοικονομικό κόσμο, συγκλίνουν. Το πρώτο είναι ελκυστικό, γιατί συνδυάζει γραμμικά τις θέσεις σε διάφορες αξίες, ενώ το δεύτερο συνδυάζει γραμμικά τις θέσεις μας διαχρονικά.

2.3 Υποθέσεις που οφείλουν να πληρούνται από ένα οικονομετρικό υπόδειγμα.

Σε ένα οικονομετρικό υπόδειγμα θα πρέπει να πληρούνται ορισμένες υποθέσεις. Κατά πρώτον, η αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος οφείλει να είναι μηδέν για κάθε χρονική στιγμή παρατήρησης. Δηλαδή, θα πρέπει να ισχύει η σχέση:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.3)$$

Επίσης, η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος οφείλει να είναι σταθερή για κάθε χρονική στιγμή παρατήρησης. Δηλαδή, να ισχύει η σχέση:

$$\text{Var} (\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (2.4)$$

Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος, επιπλέον, οφείλουν να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Δηλαδή, πρέπει να ισχύει η σχέση:

$$E (\varepsilon_{t1} \varepsilon_{t2}) = 0 \quad (2.5)$$

T (με το 1 t να είναι διάφορο του 2 t), όπου Tc είναι το σύνολο των χρονικών στιγμών επί των οποίων λαμβάνονται παρατηρήσεις για το υπόδειγμα. Επιπροσθέτως, οι τιμές του τυχαίου σφάλματος οφείλουν να είναι ανεξάρτητες από τις τιμές των ανεξαρτήτων μεταβλητών. Δηλαδή, πρέπει να ισχύει η σχέση:

$$E (\varepsilon_t \chi_{t-k}) = 0 \quad (2.6)$$

για τις επιμέρους τιμές του k φ . Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος, τέλος, οφείλουν να ακολουθούν την κανονική κατανομή. Δηλαδή, πρέπει να ισχύει ότι:

$$\varepsilon_t \sim \text{iid } N (0, \sigma^2) \quad (2.7)$$

Στην περίπτωση κατά την οποία μία ή περισσότερες εκ των ανωτέρω υποθέσεων δεν ισχύουν, τότε ανακύπτουν διάφορα προβλήματα κατά την ανάλυση παλινδρόμησης. Ορισμένα από τα προβλήματα αυτά αναπτύσσονται συνοπτικά παρακάτω.

2.4 Περιπτώσεις παραβίασης των υποθέσεων του τυχαίου σφάλματος.

Κατά γενική παραδοχή, οι περιπτώσεις κατά τις οποίες παραβιάζονται οι υποθέσεις που αναφέρθηκαν στην προηγούμενη παράγραφο δεν είναι ο ρόλος του τυχαίου σφάλματος στην οικονομετρία σπάνιες. Στη μελέτη, ειδικότερα, οικονομικών ζητημάτων, τα φαινόμενα παραβιάσεων των εν λόγω υποθέσεων που συνήθως ανακύπτουν, είναι τα εξής:

α) Το φαινόμενο της παραβίασης της κανονικότητας, το οποίο προκύπτει μετά από παραβίαση της σχέσης (2.7) .

β) Το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity), το οποίο προκύπτει μετά από παραβίαση της σχέσης (2.4).

γ) Το φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation), το οποίο προκύπτει μετά από παραβίαση της σχέσης (2.5) .

δ) Το φαινόμενο της πολυσυγγραμικότητας (multilinearity), το οποίο προκύπτει μετά από παραβίαση της σχέσεως (2.6) .

Ακολουθως, συνοπτική αναφορά γίνεται σε όλα τα φαινόμενα αυτά.

Παραβίαση της κανονικότητας

Η εκπλήρωση της υπόθεσης της κανονικότητας (normality) των τιμών του τυχαίου σφάλματος, μολονότι δε διαδραματίζει κανέναν ιδιαίτερο ρόλο στην εκτίμηση του υποδείγματος, αποτελεί παράγοντα πρωταρχικής σημασίας για την υλοποίηση στατιστικών αναφορών επί των παραμέτρων του. Χωρίς την ισχύ αυτής της υπόθεσης κανένας στατιστικός έλεγχος δεν μπορεί

να πραγματοποιηθεί και τούτο εξ' αιτίας του ότι η στατιστική αξιοπιστία των αποτελεσμάτων του θα είναι αίολη.

Η κανονικότητα των τιμών του τυχαίου σφάλματος ισχύει όταν οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσής του λαμβάνουν τις τιμές μηδέν και τρία αντίστοιχα. Η πλήρωση ή μη των δύο προαναφερθεισών συνθηκών, μάλιστα, ελέγχεται με βάση τη στατιστική συνάρτηση LM. Θα πρέπει να τονισθεί, πάντως, ότι το πρόβλημα της μη κανονικότητας των τιμών του τυχαίου σφάλματος – αντίθετα με ότι συνέβη με τα παρατιθέμενα στις προηγούμενες υποπαραγράφους προβλήματα – δεν είναι δυνατό να αντιμετωπισθεί. Ο μοναδικός τρόπος ενδεχόμενης αντιμετώπισής του είναι η μείωση του πλάτους των τιμών των παρατηρήσεων όλων των μεταβλητών που συναπαρτίζουν το υπόδειγμα (κάτι τέτοιο μπορεί να επιτευχθεί με χρήση λογαριθμικών μετασχηματισμών). Αν, πάραυτα, η προαναφερθείσα μέθοδος δε θεραπεύσει το πρόβλημα της μη κανονικότητας, το μόνο που μπορεί να πράξει ο ερευνητής είναι να αρκεστεί στην εκτίμηση των συντελεστών του υποδείγματος, χωρίς να είναι σε θέση να πραγματοποιήσει οποιανδήποτε μορφή στατιστικής αναφοράς ως προς τις παραμέτρους του τελευταίου.

Πολυσυγγραμμικότητα

Ο όρος “πολυσυγγραμμικότητα” εισήχθη για πρώτη φορά από τον Ragnar Frisch (1934) και εκφράζει την ύπαρξη μίας ή περισσότερων, ταυτοχρόνως, γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ανεξαρτήτων μεταβλητών που συναπαρτίζουν ένα οικονομετρικό υπόδειγμα. Η ταυτόχρονη χρησιμοποίηση, σε ένα πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα, πολλών ανεξαρτήτων μεταβλητών που συσχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους δεν οδηγεί σε βελτίωση της πληροφορίας που εμπερικλείεται στο υπόδειγμα. Ως άμεση συνέπεια του γεγονότος αυτού είναι το να μην επιτυγχάνεται ο βέλτιστος προσδιορισμός των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής.

Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας επηρεάζει το εύρος των τιμών του διαστήματος εμπιστοσύνης των παραμέτρων ενός υποδείγματος καθώς και την αξιοπιστία των στατιστικών ελέγχων που διενεργούνται επί των εν λόγω παραμέτρων. Επηρεάζει, επίσης, την ακρίβεια και τη σταθερότητα των λοιπών εκτιμήσεων που λαμβάνουν χώρα επί του θεωρουμένου υποδείγματος. Επιπροσθέτως, δημιουργεί προβλήματα στην ερμηνεία των προκύπτοντων αποτελεσμάτων καθώς επίσης και στον καθορισμό του υποδείγματος.

Ετεροσκεδαστικότητα

Το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας εμφανίζεται στην ανάλυση της παλινδρόμησης όταν κατά την εκτίμηση ενός γραμμικού υποδείγματος παραβιάζεται η υπόθεση της σταθερής και ίσης διακύμανσης των τιμών του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος. Το γεγονός αυτό έχει ως άμεση συνέπεια την αμφισβήτηση της αξιοπιστίας των αποτελεσμάτων που προέρχονται από την εκτίμηση του υποδείγματος με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η εμφάνιση της ετεροσκεδαστικότητας έχει ως αποτέλεσμα το να μη λαμβάνονται ως εκτιμητές των συντελεστών ενός υποδείγματος εκείνοι με τη μικρότερη διακύμανση. Υπό τις συνθήκες αυτές, οποιασδήποτε μορφής στατιστική αναφορά για τους συντελεστές ενός υποδείγματος είτε με τη μορφή ενός διαστήματος εμπιστοσύνης είτε με τη μορφή ενός στατιστικού ελέγχου, θα είναι προβληματική. Αφενός το εύρος των διαστημάτων εμπιστοσύνης των εν λόγω συντελεστών θα προκύπτει υπέρμετρα μεγάλο και, αφ'εταίρου, η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητάς τους θα απορρίπτεται πολύ συχνότερα, με αποτέλεσμα να συνάγονται ενίοτε λανθασμένα συμπεράσματα.

Οι αιτίες της εμφάνισης του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας ποικίλουν και επικεντρώνονται άλλοτε στο είδος των παρατηρήσεων από τις οποίες αντλούν τιμές οι επιμέρους μεταβλητές και άλλοτε σε διάφορους άλλους παράγοντες. Ο σημαντικότερος από τους παράγοντες αυτούς είναι εκείνος της χρήσης ανεξαρτήτων μεταβλητών των οποίων οι τιμές εμπερικλείουν μεγάλη αβεβαιότητα. Το γεγονός αυτό έχει ως άμεσο επακόλουθο το να διαφέρουν αρκετά μεταξύ τους οι τιμές των διακυμάνσεων του τυχαίου σφάλματος και να παραβιάζεται, κατά τον τρόπο αυτό, η συνθήκη (2.4).

Αυτοσυσχέτιση

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης εμφανίζεται στην ανάλυση της παλινδρόμησης κάθε φορά που παραβιάζεται η υπόθεση της ανεξαρτησίας των τιμών του τυχαίου σφάλματος ενός υποδείγματος. Η εμφάνιση φαινομένου αυτού οφείλεται, κατά πρώτον, στη μη χρησιμοποίηση σημαντικών ανεξαρτήτων μεταβλητών σε ένα υπόδειγμα, στη λανθασμένη αλγεβρική μορφή του υποδείγματος, κατά δεύτερον και, κατά τρίτον, στην ύπαρξη χρονικών υστερήσεων. Χάριν του τελευταίου, το φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης λαμβάνει χώρα σε περιπτώσεις που οι παρατηρήσεις των οικονομικών μεταβλητών του υποδείγματος προέρχονται από χρονοσειρές. Οι τιμές των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμητών των συντελεστών ενός υποδείγματος επηρεάζονται σημαντικά από το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης με συνέπεια όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι που διενεργούνται επ' αυτού να είναι αμφιβόλου αξίας. Οι μορφές με τις οποίες εμφανίζεται η αυτοσυσχέτιση είναι πολυποικίλες με συνηθέστερη εκείνη της αυτοσυσχέτισης πρώτου βαθμού: της συσχέτισης, δηλαδή, των τιμών του τυχαίου σφάλματος οι οποίες απέχουν μεταξύ τους μία χρονική περίοδο. Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης – όπως επίσης και εκείνο της ετεροσκεδαστικότητας – θα πρέπει να λαμβάνεται σοβαρά υπ' όψιν στην ανάλυση της παλινδρόμησης ενός

υποδείγματος, ώστε, τελικά, να μην αμφισβητείται η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της εκτίμησης των παραμέτρων του και να καθίσταται, παράλληλα, δυνατό να διενεργούνται με ακρίβεια οι απαραίτητοι στατιστικοί έλεγχοι.

Ειδικές μορφές παραβιάσεων των υποθέσεων του τυχαίου σφάλματος

Η μελέτη μιας σωρείας ζητημάτων (όπως, π.χ., των συναλλαγματικών ισοτιμιών μεταξύ διαφόρων νομισμάτων, των αποδόσεων των μετοχών, του πληθωρισμού, κ.ά.) που άπτονται των επιστημονικών πεδίων της Χρηματοοικονομικής και της Μακροοικονομίας καταδεικνύει ότι μικρές και μεγάλες τιμές των καταλοίπων τείνουν ενίοτε να εμφανίζονται κατά ομάδες. Το φαινόμενο αυτό αποτελεί εξέχουσα μαρτυρία για την εμφάνιση του προβλήματος της υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας επί των οικονομετρικών υποδειγμάτων. Το εν λόγω πρόβλημα αντιμετωπίζεται με τη χρήση των αυτοπαλίνδρομων υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας υποδειγμάτων (autoregressive conditional heteroscedasticity models) ή υποδειγμάτων ARCH καθώς και, εναλλακτικά, με την εισαγωγή των υποδειγμάτων στοχαστικής αβεβαιότητας (stochastic volatility models) ή υποδειγμάτων SV.

2.5 Στασιμότητα

Οι χρονολογικές σειρές διακρίνονται σε στάσιμες (stationary) και μη στάσιμες (non-stationary) σειρές. Αν τα χαρακτηριστικά της στοχαστικής διαδικασίας μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η διαδικασία αυτή είναι μη στάσιμη και είναι πολύ δύσκολο να παρατηρηθεί η χρονολογική σειρά με

κάποιο αλγεβρικό υπόδειγμα. Αν όμως η στοχαστική διαδικασία παραμένει σε ισορροπία γύρω από ένα σταθερό μέσο επίπεδο, τότε μπορεί η διαδικασία να αναλυθεί μέσω ενός υποδείγματος με σταθερούς συντελεστές που μπορούν να εκτιμηθούν με βάση τα ιστορικά δεδομένα.

Μια στοχαστική διαδικασία είναι αυστηρώς στάσιμη (strictly stationary) όταν οι ιδιότητες της δεν επηρεάζονται από μια αλλαγή στην αρχή μέτρησης του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο t , δηλαδή η $f (y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$ είναι ακριβώς η ίδια με τη συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο $t+k$, την $f (y_{t+k}, y_{t+k+1}, \dots, y_{t+k+T})$. Το k παριστάνει μια αυθαίρετη μετακίνηση κατά μήκος του άξονα του χρόνου είτε προς τα εμπρός είτε προς τα πίσω, δηλαδή μπορεί να είναι είτε θετικό είτε αρνητικό. Οπότε, από τη στιγμή που δεν μεταβάλλεται η συνάρτηση πιθανότητας με το χρόνο, δεν θα μεταβάλλεται ούτε η περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας και το ίδιο θα ισχύει και για όλες τις διμεταβλητές συναρτήσεις πιθανότητας. Όλα αυτά συνεπάγονται ότι ο μέσος και η διακύμανση του δεν μεταβάλλονται με μια αλλαγή του χρόνου, ενώ οι συνδιακυμάνσεις θα είναι συναρτήσεις μόνο της υστέρησης k . Επομένως, θα δίνονται από τους τύπους:

$$E (Y_1) = E (Y_2) = \dots = E(Y_t) \quad (2.8)$$

$$E (Y_t) = \mu \quad \text{Var} (Y_1) = \text{Var} (Y_2) = \dots = \text{Var} (Y_T) = \text{Var} (Y_t) = \sigma^2 \quad (2.9)$$

$$\text{Cov} (Y_1, Y_{1+k}) = \text{Cov} (Y_2, Y_{2+k}) = \text{Cov} (Y_t, Y_{t+k}) = \gamma k \quad (2.10)$$

Ο αυστηρός ορισμός της στασιμότητας αναφέρεται σε όλες τις ιδιότητες μιας στοχαστικής διαδικασίας, γι' αυτό όταν ικανοποιούνται μόνο οι παραπάνω συνθήκες, η στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως ασθενώς στάσιμη (weakly stationary). Για την περαιτέρω ανάλυση, θα είναι αρκετό μια χρονολογική σειρά να είναι ασθενώς στάσιμη. Δηλαδή, αρκεί να ισχύουν τα

εξής:

$$E(Y_t) = \mu, \text{ ανεξάρτητη από το } t \quad (2.11)$$

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma^2, \text{ ανεξάρτητη από το } t \quad (2.12)$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{Cov}(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma k, \text{ ανεξάρτητη από το } t \quad (2.13)$$

Αν μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη, τότε έχει σταθερή κατανομή πυκνότητας πιθανότητας $f(y_t)$ για κάθε t και επομένως μια εκτίμηση του μέσου μ_y και της διακύμανσης σ^2 μπορεί να ληφθεί χρησιμοποιώντας το μέσο και τη διακύμανση αντίστοιχα του δείγματος των παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς .

Τέλος, ο καθορισμός της χρονοσειράς ως στάσιμης ή ως μη-στάσιμης έχει καθοριστικό ρόλο ακόμα και σε προβλήματα που αφορούν την ανάλυση της παλινδρόμησης. Για τις στάσιμες χρονοσειρές, δηλαδή για τις χρονοσειρές που τα χαρακτηριστικά τους παραμένουν αμετάβλητα διαχρονικά, τα πράγματα είναι σχετικά εύκολα ως προς την ανάλυση τους, ενώ αντίθετα για τις μη-στάσιμες χρονοσειρές, οι οποίες δεν συγκλίνουν σε μία σταθερή τιμή, τα πράγματα δυσκολεύουν αρκετά, αφού δεν μπορούν εύκολα να αναλυθούν και να προσδιοριστεί ο τρόπος δημιουργίας των τιμών τους.

2.6 Βασικά χαρακτηριστικά της μεταβλητότητας στις χρηματοοικονομικές χρονοσειρές:

Βαριές Ουρές

Έχει παρατηρηθεί ότι οι κατανομές που ακολουθούν χρηματοοικονομικές χρονοσειρές (όπως για παράδειγμα αποδόσεις μετοχών) έχουν πιο βαριές ουρές από την κανονική κατανομή. Το γεγονός αυτό αναφέρεται ως υπερβολική κύρτωση. Είναι γνωστό ότι για την τυποποιημένη

κανονική κατανομή η τέταρτη ροπή είναι 3, ενώ για πολλές χρηματοοικονομικές χρονοσειρές μεγαλύτερη από 3. Έτσι επιλέγονται κατανομές μεγαλύτερες από την κανονική, όπως η Pareto και η Levy.

Πυκνώματα μεταβλητότητας

Η μεταβλητότητα εμφανίζει πυκνώματα, δηλαδή μεγάλες τιμές της θα ακολουθούνται από επίσης μεγάλες τιμές ή μικρές τιμές από μικρές. Με άλλα λόγια η μεταβλητότητα θα παραμένει υψηλή για κάποιες χρονικές περιόδους και χαμηλή για άλλες.

Leverage Effects

Η μεταβλητότητα αντιδρά διαφορετικά στη μεγάλη αύξηση ή τη μεγάλη μείωση της αξίας του περιουσιακού στοιχείου. Στοιχεία για το Leverage Effect μπορεί να βρει κανείς από τους: Nelson (1991), Gallant, Rossi και Tauchen (1992)

Είναι πεπερασμένη

Οι τιμές της μεταβλητότητας κινούνται μέσα σε ένα καθορισμένο εύρος και δε συγκλίνει στο άπειρο. Αυτό στατιστικώς σημαίνει ότι η μεταβλητότητα είναι συχνά στάσιμη.

Δεν εμφανίζει άλματα

Η μεταβλητότητα εξελίσσεται στο χρόνο συνεχώς κατά κάποιο τρόπο ώστε σπάνια να παρατηρεί κανείς άλματα. Για να έχουμε αξιόπιστες προβλέψεις μελλοντικών τιμών της μεταβλητότητας είναι αναγκαίο τα μοντέλα να λαμβάνουν υπόψη τις παραπάνω ιδιότητες.

2.7 Στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών

Στα στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών ο τυχαίος παράγοντας αποτελεί το μηχανισμό μέσα από τον οποίο δημιουργείται η χρονολογική σειρά. Το απλούστερο δυνατό σχήμα χρονολογικής σειράς είναι αυτό της τυχαίας μεταβλητής ή αλλιώς του ονομαζόμενου λευκού θορύβου (white noise).

2.8 Λευκός θόρυβος

Μια σειρά χαρακτηρίζεται ως λευκός θόρυβος αν στην ουσία δεν έχει κανένα ευκρινές σχήμα ή πρότυπο. Αν μια σειρά, έστω ε_t , λέγεται ότι είναι λευκός θόρυβος αν έχει σταθερό μέσο όρο (συνήθως μηδέν), σταθερή διακύμανση και οι τιμές της δεν αυτοσυσχετίζονται. Πιο συγκεκριμένα, η υπόθεση του λευκού θορύβου συνεπάγεται για όλα τα t τα εξής:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.14)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (2.15)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \quad \text{για } k \neq 0 \quad (2.16)$$

Μια τέτοια σειρά είναι πάντα στάσιμη και επιπλέον έχει μηδενικούς συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης.

2.9 Βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων

Γενικά, υπάρχουν τρεις βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων χρονοσειρών. Αυτές είναι:

- ❖ Τα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα ή Υποδείγματα AR (Autoregressive Models)

- ❖ Τα Υποδείγματα Κινητών Μέσων ή Υποδείγματα MA (Moving Average Models)
- ❖ Τα Μεικτά Υποδείγματα ή Υποδείγματα ARMA (Autoregressive Moving Average Models) που είναι συνδυασμός των δύο προηγούμενων.

Στη συνέχεια, θα εξεταστούν κάθε μία από αυτές τις τρεις κατηγορίες υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών.

Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα

Η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος είναι η εξής:

$$Y_t = \delta + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \mathbf{K} + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

όπου οι παράμετροι δ , a_1, \dots, a_p είναι σταθερές και ε_t μετρά τα τυχαία σφάλματα, τα οποία θεωρούνται λευκός θόρυβος, δηλαδή ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές με μέσο όρο το μηδέν και σταθερή διακύμανση. Πρόκειται για ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, όπου η εξαρτημένη μεταβλητή Y_t δεν παλινδρομεί σε ανεξάρτητες μεταβλητές, αλλά στις προηγούμενες τιμές της ίδιας της μεταβλητής Y_t . Για αυτό και ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Autoregressive model) τάξεως p και συμβολίζεται ως AR(p).

Υποδείγματα Κινητού Μέσου

Η γενική μορφή ενός υποδείγματος κινητών μέσων είναι η εξής:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \mathbf{K} - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.18)$$

όπου τα θ είναι σταθεροί παράμετροι και ε_t είναι ο λευκός θόρυβος. Στο υπόδειγμα αυτό θεωρείται ότι η χρονολογική σειρά Y_t δημιουργείται ως ένας σταθμικός μέσος των τυχαίων σφαλμάτων των q προηγούμενων περιόδων και ονομάζεται υπόδειγμα κινητών μέσων (Moving Average) τάξεως q συμβολισμένο ως $MA(q)$. Κάθε υπόδειγμα MA πεπερασμένης τάξεως q είναι πάντα στάσιμο διότι πληρούνται όλες οι συνθήκες στασιμότητας που αφορούν τον σταθερό μέσο, την διακύμανση και την αυτοσυνδιακύμανση, οι οποίες είναι πεπερασμένες και ανεξάρτητες του t . Συχνά χρειάζεται να εκφραστεί μια MA διαδικασία σε αυτοπαλίνδρομη μορφή. Αυτό όμως δεν είναι πάντα εφικτό εκτός και αν πληρούνται οι αναγκαίες συνθήκες αντίστοιχες με αυτές που απαιτήθηκαν στα AR υποδείγματα προκειμένου να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας. Αν πληρούνται αυτές οι συνθήκες τότε το MA υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο που σημαίνει ότι μπορεί να μετατραπεί σε AR υπόδειγμα άπειρης τάξεως. Αντίστοιχα ισχύει ότι ένα AR υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο αν μπορεί να λάβει τη μορφή ενός MA υποδείγματος άπειρης τάξεως.

Μεικτά Υποδείγματα

Προηγουμένως, έγινε αναφορά σε δύο πολύ σημαντικές κατηγορίες υποδειγμάτων, τα αυτοπαλίνδρομα (AR) και τα υποδείγματα κινητών μέσων (MA). Τα υποδείγματα αυτά έχουν συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τα οποία προσδιορίζονται εξετάζοντας τις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης του στατιστικού δείγματος παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς. Εντούτοις, υπάρχουν πολλές περιπτώσεις που τα χαρακτηριστικά αυτά δεν εμπίπτουν ούτε στην κατηγορία AR υποδειγμάτων αλλά ούτε και στα MA . Έτσι, αν τα δεδομένα μιας χρονολογικής σειράς έχουν συναρτήσεις συσχέτισης ή μερικής αυτοσυσχέτισης που δεν φαίνονται να μηδενίζονται μετά από κάποιο σημείο αλλά φθίνουν και οι δύο με αργό ρυθμό, τότε έχουμε στοιχεία και των δύο μορφών AR και MA . Στις περιπτώσεις αυτές, κατασκευάζονται υποδείγματα που περιέχουν και τα δύο παραπάνω οπότε

προκύπτουν τα μεικτά υποδείγματα ARMA. Η γενική μορφή ενός ARMA (p,q) υποδείγματος ορίζεται ως εξής:

$$Y_t = \delta + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.19)$$

p, q: οι σταθερές που ορίζουν τη τάξη των AR και AM αντίστοιχα

Οι ιδιότητες των ARMA υποδειγμάτων είναι ένας συνδυασμός των ιδιοτήτων των AR και MA υποδειγμάτων.

Υποδείγματα ARIMA

Η ανάλυση που προηγήθηκε για τα AR, MA και ARMA υποδείγματα ήταν βασισμένη στην υπόθεση ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες. Σε πολλές περιπτώσεις όμως ιδίως στα οικονομικά οι σειρές είναι μη στάσιμες. Για τον λόγο αυτό οι Box και Jenkins προτείνουν την μετατροπή των σειρών σε στάσιμες παίρνοντας διαφορές πρώτης, δεύτερης ή και μεγαλύτερης τάξης. Εφόσον εξασφαλιστεί η στασιμότητα με τις διαφορές, τότε ακολουθεί η γνωστή ανάλυση προσαρμογής του κατάλληλου ARMA(p,q) υποδείγματος στην μετασχηματισμένη σειρά.

Έστω Y_1, Y_2, \dots, Y_n είναι οι παρατηρήσεις μιας χρονολογικής σειράς στις αρχικές τις τιμές, τότε παίρνοντας πρώτες διαφορές ισχύει:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1 - L) Y_t \quad (2.20)$$

Αν η μετασχηματισμένη σειρά ΔY_t είναι στάσιμη τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στη μετασχηματισμένη σειρά ΔY_t ονομάζεται ολοκληρωμένο πρώτης τάξεως ARMA(p,q) ή αλλιώς αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο

υπόδειγμα κινητών μέσων (Autoregressive Integrated Moving Average) και συμβολίζεται ως ARIMA(p,1,q). Γενικά αν d είναι ο αριθμός των διαφορών που πρέπει να πάρει ένα ολοκληρωμένο υπόδειγμα προκειμένου να γίνει στάσιμο, τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στην αρχική σειρά Y_t ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο υπόδειγμα κινητών μέσων τάξεως (p,d,q) και συμβολίζεται ως ARIMA(p,d,q).

2.10 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Το πρώτο και σημαντικότερο βήμα πριν την κατασκευή του οικονομετρικού υποδείγματος είναι ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών (unit-root test), δηλαδή να εξεταστεί αν αυτές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Μια χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη όπως ήδη έχει αναφερθεί αν τα στατιστικά χαρακτηριστικά της δεν μεταβάλλονται με τον χρόνο, δηλαδή σε μια στάσιμη σειρά ο μέσος όρος, η διακύμανση και οι αυτοσυνδιακυμάνσεις των τιμών της να είναι σταθερά μεγέθη ανεξάρτητα από τον χρόνο. Αν οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, οι έλεγχοι που εφαρμόζονται πολλές φορές οδηγούν σε εσφαλμένα αποτελέσματα.

Για το λόγο αυτό θα εξεταστούν αν οι χρονολογικές σειρές του υποδείγματος είναι στάσιμες στα επίπεδα τους και σε περίπτωση που δεν είναι θα καθοριστεί το επίπεδο στο οποίο αυτές γίνονται στάσιμες. Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί είναι αυτή των Dickey Fuller {απλός έλεγχος των Dickey Fuller (DF test) και επαυξημένος έλεγχος των Dickey Fuller (ADF test)}.

2.11 Απλός έλεγχος των Dickey-Fuller

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit-root test) εφαρμόστηκαν για πρώτη

φορά στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(1), δηλαδή σε ένα υπόδειγμα όπου η εξαρτημένη του μεταβλητή εξαρτάται από την τιμή που είχε η μεταβλητή αυτή μια χρονική περίοδο πριν. Συγκεκριμένα, οι Dickey και Fuller (1979) χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές εξισώσεις μορφής AR(1) όπως φαίνονται παρακάτω για τη διεξαγωγή των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

$$Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

$$Y_t = \delta + \gamma_t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

όπου τα κατάλοιπα ε_t είναι λευκός θόρυβος (white noise), έχουν δηλαδή μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι τιμές τους είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους. Η εξίσωση (2.21) χρησιμοποιείται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι μηδέν, η εξίσωση (2.22) αναφέρεται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και τέλος η εξίσωση (2.23) είναι για όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και υπάρχει χρονική τάση t στη σειρά.

Και στις τρεις εξισώσεις εξετάζεται αν η τιμή του α είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας). Σαν μηδενική υπόθεση στον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller (DF test) έχουμε ότι η τιμή της παραμέτρου α είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, μη στάσιμη σειρά) και σαν εναλλακτική υπόθεση ότι η τιμή α είναι μικρότερη της μονάδας (στάσιμη σειρά). Επομένως, πρέπει να ελεγχθεί ο ακόλουθος στατιστικός έλεγχος:

$$H_0 : \alpha = 1$$

$$H_1 : \alpha < 1$$

Για να γίνει αυτός ο έλεγχος οι Dickey-Fuller μέσω πειραμάτων Monte-Carlo βρήκαν μια κατάλληλη μη συμμετρική κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με την βοήθεια της κατανομής t-Student, αλλά η σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της μηδενικής υπόθεσης γίνεται με τις κριτικές τιμές του MacKinnon.

Για την εξίσωση (2.21) η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_1 των πινάκων Dickey-Fuller. Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για την εξίσωση (2.22) γίνεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_2 των πινάκων Dickey-Fuller και τέλος, έχοντας την εξίσωση (2.23) απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_3 των πινάκων Dickey-Fuller.

3.1 Ιστορική αναδρομή ARCH/GARCH

Η ιστορία των υποδειγμάτων ARCH είναι πολύ σύντομη, αφού ο Robert Engle τα εισήγαγε στον επιστημονικό κόσμο μόλις μία εικοσαετία πριν. Μέσα στη βραχεία αυτή περίοδο τόσο η αρθρογραφία όσο και η βιβλιογραφία, η οποία πραγματευόταν το φαινόμενο ARCH, αυξάνονταν με ολοένα και πιο θεαματικούς ρυθμούς. Η πληθώρα, μάλιστα, των εφαρμογών στις οποίες απαντόνταν τα υποδείγματα αυτά έμοιαζε να αψηφούσε τις επιστημονικές τάσεις και ανακαλύψεις των καιρών. Μολονότι η εφαρμογή έπεται, κατά κανόνα, της θεωρητικής τεκμηρίωσης, το πρωτογενές ARCH υπόδειγμα του Engle – καθώς και οι διάφορες γενικεύσεις και διαφοροποιήσεις του – εφαρμόστηκε «εν ριπή οφθαλμού» σχεδόν σε πλειάδα οικονομικών και χρηματοοικονομικών συστημάτων διαφόρων χωρών του κόσμου, προτού καν επιτευχθεί η ανάλογη θεωρητική θεμελίωση τόσο του ίδιου όσο και των επιμέρους επεκτάσεών του.

Παρά τη σχετικά πρόσφατη επιστημονική καταγραφή του φαινομένου ARCH, η μελέτη των χρονοσειρών αντλεί τις ρίζες της από το μακρινό παρελθόν. Ο Bachelier (1900), ήταν ο πρώτος που διεξήγαγε στατιστικές μελέτες στον τομέα των επενδύσεων. Κατόπιν, επακολούθησε μακρά περίοδος σιγής έως ότου ο Mandelbrot (1963) εκδηλώσει το επιστημονικό ενδιαφέρον του για την περιοχή της τιμολόγησης αξιών, για να καταλήξει, στη συνέχεια, στη θεωρία ότι «τυχαίες μεταβλητές με μη πεπερασμένη διακύμανση ήταν απαραίτητες για την περιγραφή της μεταβολής των αξιών».

Προ της εισαγωγής των υποδειγμάτων ARCH, μόνον ανεπίσημα χρησιμοποιούνταν επιστημονικές μέθοδοι για την αποτίμηση των μεταβολών της διακύμανσης του τυχαίου σφάλματος. Ο Robert Engle (1982) υπήρξε ο πρώτος που ενσωμάτωσε, στο υπόδειγμα που εκείνος εισήγαγε, τις παρατηρήσεις και τα πορίσματα των προγενεστέρων του. Η χρησιμότητα, όμως, του υποδείγματος ARCH δεν εντοπιζόταν σε αυτόν και μόνο τον παράγοντα αλλά κυρίως στο ότι παρουσίαζε ένα ευρύτερο πεδίο εφαρμογών που απηχούσε σε ολόκληρο το φάσμα της οικονομικής επιστήμης. Η βιβλιογραφία και αρθρογραφία που ασχολήθηκε με την οικογένεια των ARCH υποδειγμάτων υπήρξε ιδιαίτερα ογκώδης. Από τα πολύ σημαντικά άρθρα που πραγματεύθηκαν το εν λόγω φαινόμενο ήταν και εκείνο των Engle και Bollerslev (1986), καθώς και το άρθρο των Bollerslev, Chou και Krouer (1992). Το τελευταίο, μάλιστα, υπήρξε ο προπομπός για εκατοντάδες κατοπινά άρθρα που ανέπτυξαν το φαινόμενο ARCH. Μερικά άλλα πολύ αξιολογα άρθρα που αξίζουν ιδιαίτερης μνείας ήταν και τα άρθρα των Duffee (1992) καθώς και των Bollerslev και Hodrick (1992).

3.2 ARCH / GARCH Υποδείγματα

Η αποτίμηση του κινδύνου αποτελεί την κυριότερη δραστηριότητα σε κάθε χρηματοοικονομική ανάλυση. Τόσον οι επενδυτές όσον και οι διάφοροι Χρηματοοικονομικοί Οργανισμοί επιθυμούν να γνωρίζουν ή καλύτερα να έχουν

μία αίσθηση του μεγέθους του κινδύνου που δύναται να αντιμετωπίσουν σε κάθε επενδυτική δραστηριότητα που αναλαμβάνουν. Ο κίνδυνος, ο οποίος μετριέται σε όρους διακύμανσης, απετέλεσε και αποτελεί το αντικείμενο μελέτης πολλών ερευνητών. Ωστόσο, πολλοί χρηματοοικονομικοί αναλυτές, παρόλο που καταλάβαιναν ότι η μεταβλητότητα σε χρηματιστηριακούς τίτλους δεν μπορεί να θεωρείται σταθερή, εκτιμούσαν γραμμικά υποδείγματα, στα οποία θεωρούσαν ότι η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος παραμένει σταθερή. Πολλές οικονομικές χρονοσειρές παρουσιάζουν περιόδους με ασυνήθιστα υψηλή μεταβλητότητα, ακολουθούμενη από περιόδους ηρεμίας. Σε τέτοιες περιπτώσεις η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης (ομοσκεδαστικότητας) δεν θεωρείται κατάλληλη. Ο Engle βρίσκει ότι σε κάποια δεδομένα, η διακύμανση του διαταρακτικού όρου σε υποδείγματα χρονοσειρών είναι λιγότερο σταθερή από ότι πίστευαν και ανατρέπεται αυτή η υφισταμένη παραδοχή της σταθερής και ίσης διαχρονικά διακύμανσης. Τα αποτελέσματα του Engle δείχνουν ότι σε υποδείγματα με πληθωρισμό, μεγάλα και μικρά κατάλοιπα εμφανίζονται σε ομάδες, κάτι που υποδηλώνει μια μορφή ετεροσκεδαστικότητας, κατά την οποία η διακύμανση των καταλοίπων εξαρτάται από το μέγεθος του προηγούμενου διαταρακτικού όρου. Έτσι ο Engle παρουσιάζει μία νέα κατηγορία υποδειγμάτων, τα ονομαζόμενα Αυτοπαλίνδρομα Υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας υποδείγματα, γνωστά ως ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedastic processes) σαν ένα εναλλακτικό υπόδειγμα. Στα υποδείγματα αυτά η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος εξαρτάται συστηματικά από την διακύμανση των τιμών των προηγούμενων περιόδων. Με βάση αυτή την παραδοχή αναπτύχθηκε η μέθοδο εκτίμησης αυτών των υποδειγμάτων, δηλαδή η ταυτόχρονη εκτίμηση των συντελεστών ενός γραμμικού υποδείγματος, στο οποίο η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος ακολουθεί μία συγκεκριμένη ARCH μορφή, όπως επίσης και τον στατιστικό έλεγχο για να διαπιστωθεί αν η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος ακολουθεί μία συγκεκριμένη ARCH μορφή.

Οι τελευταίες έρευνες των χρηματαγορών δείχνουν ότι το φαινόμενο είναι αρκετά συχνό. Το ARCH υπόδειγμα αποδείχθηκε χρήσιμο στη μελέτη της

διακύμανσης του πληθωρισμού, στη χρονική διάρθρωση των επιτοκίων (term structure of interest rates), στη μεταβλητότητα των αποδόσεων των χρηματιστηρίων και σε πολλά άλλα.

Ο Bollerslev επέκτεινε την αρχική δουλειά του Engle αναπτύσσοντας μία τεχνική που επιτρέπει στην υπό συνθήκη διακύμανση να είναι μια ARMA ανέλιξη. Αυτό το γενικευμένο ARCH(p,q) υπόδειγμα λέγεται GARCH(p,q) και επιτρέπει την ύπαρξη Αυτοπαλίνδρομων και κινητών μέσων συντελεστών στην Ετεροσκεδαστική Διακύμανση. Το πλεονέκτημα ενός GARCH υποδείγματος είναι ότι, ένα μεγάλης τάξης ARCH υπόδειγμα μπορεί να γραφεί σαν ένα GARCH υπόδειγμα μικρότερης τάξης, το οποίο είναι ευκολότερο να ταχτοποιηθεί και να εκτιμηθεί και επιπλέον χρειάζεται λιγότερους περιορισμούς στους συντελεστές.

Τα υποδείγματα δεσμευμένης ετεροσκεδαστικότητας ARCH / GARCH βοηθούν στη εκτίμηση της χρονικά μεταβαλλόμενης διασποράς των χρονολογικών σειρών. Η χρήση τους στοχεύει στη μέτρηση της μεταβλητότητας και της προσέγγισής της, ως προς μια τυπική απόκλιση, η οποία μπορεί να χρησιμοποιηθεί στις χρηματοοικονομικές αποφάσεις που αφορούν ανάλυση κινδύνου, επιλογή χαρτοφυλακίου και τιμολόγηση ορολογιών.

Θα προσαρμόσουμε τη θεωρητική βάση των υποδειγμάτων ARCH/GARCH στην προκειμένη χρηματοοικονομική των αποδόσεων και του κινδύνου των Γενικών Δεικτών μας.

3.3 Διατύπωση υποδείγματος ARCH

Έστω το υπόδειγμα:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (3.1)$$

Έστω επίσης ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι συνάρτηση μίας από τις ερμηνευτικές μεταβλητές του υποδείγματος αλλά ότι μεταβάλλεται διαχρονικά και ότι η μεταβολή αυτή σχετίζεται με το πόσο ευμετάβλητος ήταν ο διαταρακτικός όρος στο πρόσφατο παρελθόν. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει μία ομοιόμορφη ετεροσκεδαστικότητα, με την έννοια, ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου εξαρτάται από το ευμετάβλητο των παρελθουσών τιμών του. Η απλούστερη περίπτωση είναι να υποθέσουμε ότι εξαρτάται μόνο από το πόσο ευμετάβλητος ήταν ο διαταρακτικός όρος την προηγούμενη περίοδο. Η υπόθεση αυτή μπορεί να διατυπωθεί ως εξής :

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 (u_{t-1})^2 \quad (3.2)$$

Δηλαδή, η διακύμανση του σ^2 του διαταρακτικού όρου u_t αποτελείται από δύο μέρη: από τη σταθερά και από το τετράγωνο της τιμής του της προηγούμενης περιόδου u_{t-1}^2 . Αυτό σημαίνει ότι, ο διαταρακτικός όρος είναι ετεροσκεδαστικός δεδομένης της τιμής του στη προηγούμενη περίοδο. Με άλλα λόγια, η ακριβώς προηγούμενη σχέση είναι η υπό συνθήκη διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεδομένης της τιμής του στην προηγούμενη περίοδο. Μία υπό συνθήκη διακύμανση, όπως αυτής της σχέσεως, προκύπτει από ένα διαταρακτικό όρο u_t ο οποίος προσδιορίζεται από την ακόλουθη διαδικασία:

$$u_t = \varepsilon_t [a_0 + a_1 + (u_{t-1})^2]^{1/2} \quad (3.3)$$

Υποθέτουμε ότι ε_t κατανέμεται κανονικά και ανεξάρτητα με μέσο το μηδέν και διακύμανση τη μονάδα. Η υπόθεση ότι η διακύμανση ισούται με τη μονάδα γίνεται χάρη ευκολίας αλλά δεν είναι περιοριστική. Οποιοδήποτε άλλο μέγεθος

θα μπορούσε να μετατραπεί σε μονάδα με κατάλληλη τροποποίηση των υπολοίπων παραμέτρων.

Η παραπάνω σχέση είναι γνωστή ως διαδικασία αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας πρώτης τάξεως (First Order Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ή ARCH(1). Γενικά ,

$$u_t = \varepsilon_t [a_0 + a_1 (u_{t-1})^2 + a_2 (u_{t-2})^2 + \dots + a_p (u_{t-p})^2]^{1/2} \quad (3.4)$$

Είναι μια διαδικασία αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας p τάξεως ή ARCH(p).

Στην γενική περίπτωση μια ARCH (p) διαδικασίας η υπό συνθήκη διακύμανση γίνεται :

$$(\sigma_t)^2 = a_0 + a_1 (u_{t-1})^2 + a_2 (u_{t-2})^2 + \dots + a_p (u_{t-p})^2 \quad (3.5)$$

Από τα προηγούμενα συνεπάγεται ότι σε ένα υπόδειγμα παλινδρομήσεως που ο διαταρακτικός όρος συμπεριφέρεται ως μια ARCH διαδικασία τα κατάλοιπα εμφανίζουν αυτοσυσχέτισης, ενώ στην πραγματικότητα αυτό που υπάρχει είναι το γνωστό ως αποτέλεσμα ARCH, που οφείλεται στο γεγονός ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου είναι συνάρτηση των τιμών του με υστέρηση. Το αποτέλεσμα ARCH παρατηρείται συνήθως στην ανάλυση χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών όπως αποδόσεις μετοχών.

3.4 Έλεγχος για ARCH

Ο έλεγχος για την διαπίστωση αποτελέσματος ARCH σημαίνει έλεγχο της μηδέν υποθέσεως ότι οι συντελεστές a_1, a_2, \dots, a_p στην παραπάνω σχέση είναι ίσοι με το μηδέν, δηλαδή :

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_p = 0 \quad (3.6)$$

Η διαδικασία ελέγχου είναι η ακόλουθη:

- ❖ Αρχικά υπολογίζουμε τα ελαχίστων τετραγώνων κατάλοιπα από το αρχικό υπόδειγμα.
- ❖ Εκτιμάται τους συντελεστές a_1, a_2, \dots, a_p εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων στο υπόδειγμα :

$$(u_t)^2 = a_0 + a_1(u_{t-1})^2 + a_2(u_{t-2})^2 + \dots + a_p(u_{t-p})^2 + v_t \quad (3.7)$$

- ❖ Τέλος ο έλεγχος της μηδενικής υποθέσεως $H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_p = 0$ γίνεται με το κριτήριο F ή με την LM στατιστική η οποία ακολουθεί την κατανομή χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι αυτός που προκύπτει από την ακριβώς παραπάνω βοηθητική παλινδρόμηση.

Εάν η μηδενική υπόθεση, ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH γίνει δεκτή σημαίνει ότι υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Το αντίθετο, δηλαδή υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα εάν η μηδενική υπόθεση υπορραφθεί και γίνει δεκτό ότι υπάρχει αποτέλεσμα ARCH.

3.5 Εκτίμηση υποδείγματος ARCH

Ένας από τους τρόπους αντιμετώπισης του προβλήματος ετεροσκεδαστικότητας είναι να χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση του υποδείγματος οι εκτιμήσεις των διακυμάνσεων του διαταρακτικοί όροι που μπορεί να υπάρχουν για κάθε τιμή του t , δηλαδή για κάθε παρατήρηση του δείγματος. Τέτοιες εκτιμήσεις μπορούν να προέλθουν από την παλινδρόμηση της σχέσεως (3.7). Η προσέγγιση αυτή όμως μπορεί να μην είναι πάντοτε επιτυχής, γιατί από την εκτίμηση είναι δυνατόν να προκύψουν μηδενικές ή αρνητικές διακυμάνσεις.

Σε αυτήν την περίπτωση, θα μπορούσαν να τεθούν ορισμένοι περιορισμοί στο μέγεθος των συντελεστών a_i ώστε να αποφεύγονται τα παραπάνω ανεπιθύμητα αποτελέσματα. Ένας άλλος τρόπος είναι να σταθμίζονται με κατάλληλα σταθμά οι τιμές με χρονική υστέρηση της u^2 στην παλινδρόμηση (3.7).

Συνήθως, το υπόδειγμα εκτιμάται με την μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας. Η εκτίμηση είναι μη γραμμική, αλλά οι εκτιμητές που προκύπτουν είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματική. Για το απλό γραμμικό υπόδειγμα και για το ARCH (1) ο λογάριθμος της συναρτήσεως μεγίστης πιθανοφάνειας δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\text{Log } L = -(T/2) \log 2\pi - (1/2) \quad (3.8)$$

$$(\sigma_t)^2 = a_0 + a_1(u_{t-1})^2 = a_0 + a_1(\gamma_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1})^2 \quad (3.9)$$

Κατά τα γνωστά οι εκτιμητές των παραμέτρων προκύπτουν από την μεγιστοποίηση της παραπάνω συναρτήσεως (3.8) ως προς τις άγνωστες παραμέτρους $a_1, a_0, \beta_1, \beta_0$.

3.6 Το υπόδειγμα GARCH

Η σχέση (3.5) μπορεί να γενικευτεί ώστε η υπό συνθήκη διακύμανση $(\sigma_t)^2$ να είναι επιπλέον και συνάρτηση των τιμών της με χρονική υστέρηση. Συγκεκριμένα :

$$(\sigma_t)^2 = a_0 + a_1(u_{t-1})^2 + \dots + a_p(u_{t-p})^2 + \gamma_1(\sigma_{t-1})^2 + \dots + \gamma_q(\sigma_{t-q})^2 \quad (3.10)$$

Η παραπάνω σχέση είναι γνωστή ως γενικευμένη αυτοπαλίνδρομη υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα ή υπόδειγμα GARCH.

Επειδή για μεγάλες τιμές του p και q η εκτίμηση γίνεται δύσκολη, συνήθως στην πράξη δοκιμάζεται η περίπτωση $p=q=1$. Δηλαδή, το υπόδειγμα GARCH(1,1) :

$$(\sigma_t)^2 = a_0 + a_1(u_{t-1})^2 + \gamma_1(\sigma_{t-1})^2 \quad (3.11)$$

Με διαδοχικές αντικαταστάσεις, για τις τιμές για χρονική υστέρηση η δεξιά πλευρά της παραπάνω σχέσεως, προκύπτει η σχέση:

$$(\sigma_t)^2 = a_0/(1-\gamma_1) [(u_{t-1})^2 + \gamma_1 (u_{t-2})^2 + (\gamma_1)^2(u_{t-3})^2 + \dots + (\gamma_1)^{q-1}(u_{t-q})^2] \quad (3.12)$$

Δηλαδή, η τρέχουσα διακίνηση $(\sigma_t)^2$ είναι συνάρτηση όλων των προηγούμενων τιμών του διαταρακτικού όρου στο τετράγωνο. Αν, επιπλέον, $0 < \gamma_1 < 1$, τότε η σπουδαιότητα στην διαμόρφωση της τιμής της διακυμάνσεως όλων των προηγούμενων όρων του διαταρακτικού όρου βαίνει μειούμενη, αφού οι συντελεστές σταθμίσεως $\gamma_1, (\gamma_1)^2, (\gamma_1)^3 \dots$ μειώνονται γεωμετρικά.

Όπως για το υπόδειγμα ARCH έτσι και για το υπόδειγμα GARCH η εκτίμηση του μπορεί να γίνει με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας, από την οποία προκύπτουν εκτιμητές που είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί.

Ας σημειωθεί ότι η υπό συνθήκη διακύμανση θα μπορούσε να είναι και συνάρτηση μιας ή περισσότερων εξωγενών μεταβλητών. Για παράδειγμα, αν x_2 είναι μια ερμηνευτική μεταβλητή του υποδείγματος, θα μπορούσε να

χρησιμοποιηθεί ως προσθέτως προσδιοριστικός παράγοντας της υπό συνθήκη διακυμάνσεως. Σε αυτήν την περίπτωση GARCH (1,1) θα είναι το εξής:

$$(\sigma_t)^2 = \alpha_0 + \alpha_1(u_{t-1})^2 + \gamma_1(\sigma_{t-1})^2 + \delta_1x_2 \quad (3.13)$$

3.7 Πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα υποδειγμάτων ARCH

Πλεονεκτήματα των μοντέλων ARCH:

- ❖ Η απλότητα στη χρήση τους
- ❖ Η καλή προσαρμογή τους στην ιδιότητα της μεταβλητότητας να παρουσιάζει πυκνότητα.

Μειονεκτήματα των υποδειγμάτων ARCH:

- ❖ Υποθέτουν ότι τα αρνητικά και θετικά σοκ έχουν την ίδια επίδραση στη μεταβλητότητα αφού αυτό είναι συνάρτηση των τετραγώνων των παλιών σοκ. Στην πραγματικότητα όμως αντιδρά διαφορετικά σε αρνητικά και θετικά σοκ.

- ❖ Τα μοντέλα ARCH συνήθως υπερεκτιμούν τη μεταβλητότητα επειδή αργούν να ανταποκριθούν σε μεγάλα μεμονωμένα σοκ στις σειρές αποδόσεων.

- ❖ Απλά παρέχουν ένα μηχανισμό για να περιγράψουν τη συμπεριφορά της δεσμευμένης διασποράς, δεν εξηγούν τι επιφέρει αυτή τη συμπεριφορά.

4.1 Διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα(VAR)

Ο Christopher Sims (1980) παρουσίασε ένα νέο πλαίσιο ανάλυσης μακροοικονομικών μεγεθών όπου ήταν πιο αξιόπιστο από τα ήδη υπάρχοντα υποδείγματα, στο πλαίσιο αυτό αναλύονταν για πρώτη φορά τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregression).

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) αποτελούν επέκταση των μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομικών υποδειγμάτων (AR) και χρησιμοποιούνται σήμερα κυρίως στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων των εξισώσεων. Ένα μονομεταβλητό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (AR) είναι μια εξίσωση που περιέχει μια μόνο μεταβλητή σε ένα γραμμικό μοντέλο, όπου η τρέχουσα τιμή της μεταβλητής αυτής εξηγείται από τιμές που είχε η μεταβλητή αυτή κάποιες υστερήσεις πίσω. Το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα n εξισώσεων που περιέχει n μεταβλητές, κάθε μεταβλητή εξηγείται από τις δικές της υστερήσεις αλλά και από τις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές των υπολοίπων $n-1$ μεταβλητών. Τα VAR υποδείγματα έχουν αποδειχθεί αφενός πιο αποτελεσματικά και επιτυχή για την πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσχετιζόμενων μεταβλητών, αφετέρου πιο εύκολα και γρήγορα στη χρήση τους. Για τους λόγους αυτούς η μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων εφαρμόζεται μέχρι και σήμερα στις εμπειρικές μελέτες.

Παρακάτω θα αναλυθούν τα δυναμικά υποδείγματα μιας ομάδας χρονολογικών σειρών και συγκεκριμένα τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregression) ή συντομότερα τα VAR υποδείγματα. Αρχικά, θα διατυπωθεί η μαθηματική μορφή ενός VAR(1) υποδείγματος, καθώς και οι ιδιότητες του και έπειτα θα παρουσιαστεί η γενική μορφή ενός VAR(p) υποδείγματος, ενός υποδείγματος δηλαδή με p υστερήσεις πίσω για τις ενδογενείς του μεταβλητές. Κατόπιν, θα αναλυθούν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions).

4.2 Διάνυσμα Αυτοπαλινδρομήσεων

Το υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές του είναι ενδογενείς και κάθε μια απ' αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Οι πιο σημαντικές εφαρμογές των VAR υποδειγμάτων είναι οι παρακάτω:

- ❖ Η χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας.
- ❖ Η διάσπαση της διακύμανση τους.
- ❖ Ο υπολογισμός των συναρτήσεων αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του VAR υποδείγματος μετά από μια τυχαία διαταραχή σε κάποια εξίσωση του συστήματος.

Μία χαρακτηριστική ιδιότητα του VAR υποδείγματος είναι ότι όλες οι ενδογενείς του μεταβλητές εκφράζονται μόνον ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές του. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών, δηλαδή ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα. Ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων είναι πρώτης τάξης, όταν η τιμή της μεγαλύτερης υστερήσης των μεταβλητών του ισούται με ένα, οπότε και σημειώνεται ως VAR(1). Γενικά ένα υπόδειγμα αυτοπαλινδρομήσεων είναι p τάξης όταν η μεγαλύτερη υστέρηση των μεταβλητών του ισούται με p χρονικές υστερήσεις, και σημειώνεται ως VAR(p). Παρακάτω παρουσιάζεται το αυτοπαλινδρομο διάνυσμα πρώτης τάξης VAR(1), καθώς και οι ιδιότητες του και έπειτα εξετάζεται η γενική μορφή του αυτοπαλινδρομου διανύσματος p τάξης VAR(p).

Αυτοπαλινδρομο διάνυσμα πρώτης τάξης

Για την καλύτερη κατανόηση του VAR υποδείγματος θεωρείται το παράδειγμα ενός απλού διμεταβλητού VAR υποδείγματος με μεταβλητές την Y

και την Z. Η συμπεριφορά των δυο αυτών μεταβλητών θα διέπεται από το παρακάτω σύστημα:

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (4.1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \quad (4.2)$$

όπου έχει θεωρηθεί μια υστέρηση για κάθε ενδογενή μεταβλητή. Οι υποθέσεις που γίνονται είναι ότι οι y_t και z_t είναι στάσιμες σειρές, ε_{y_t} και ε_{z_t} είναι λευκός θόρυβος (white noise) με σταθερή διακύμανση σ_y και σ_z αντίστοιχα. Οι εξισώσεις (4.1) και (4.2) αποτελούν ένα πρώτης τάξεως αυτοπαλινδρομο υπόδειγμα (VAR) εφόσον έχει θεωρηθεί μια υστέρηση από τον χρόνο t για κάθε μεταβλητή. Οι όροι ε_{y_t} και ε_{z_t} είναι οι διαταρακτικοί όροι (shock) στο y_t και z_t αντίστοιχα, δηλαδή μια μεταβολή στο ε_{y_t} θα προκαλέσει μια μεταβολή στην τιμή y_t της ίδιας περιόδου. Λόγω όμως της δυναμικής φύσης του παραπάνω συστήματος θα αλλάξουν και όλες οι μελλοντικές τιμές τόσο του y_t όσο και του z_t , το αντίστοιχο ισχύει για μια μεταβολή στο ε_{z_t} .

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR(p) υποδείγματος θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι γίνεται η υπόθεση ότι, το διάνυσμα των καταλοίπων ε_t ενός VAR συστήματος έχει μέσο όρο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο της άλλης εξίσωσης. Έτσι τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης ε_{it} ($i = 1, \dots, p$) είναι λευκός θόρυβος, ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο. Επιπλέον μια υπόθεση που γίνεται, είναι ότι το VAR υπόδειγμα είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών x_t ικανοποιεί τις υποθέσεις που αναπτύχθηκαν παραπάνω για την μονομεταβλητή περίπτωση. Δηλαδή το διάνυσμα x_t και x_{t-k} να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k μεταξύ των τιμών του και όχι από τον χρόνο t . Στην πράξη οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα

πρέπει να έχουν τάση, ούτε εποχικότητα, ούτε διακυμάνσεις που να μεταβάλλονται διαχρονικά. Για να επιτευχθούν αυτά, συχνά απαιτούνται μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων όπως πρώτες ή δεύτερες διαφορές, ή λογαριθμικοί μετασχηματισμοί. Εναλλακτικά θα μπορούσε στην εξειδίκευση του VAR συστήματος να συμπεριληφθεί και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών όπως η τάση ή ψευδομεταβλητές και να εκτιμηθεί το VAR σύστημα στις αρχικές τιμές αντίστοιχα μετασχηματισμένες.

Αν πληρούνται οι παραπάνω υποθέσεις, τότε μπορεί να γίνει η εκτίμηση των συντελεστών με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) όπου οι εξισώσεις του VAR συστήματος δίνουν συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος (Sims 1980). Για την εκτίμηση των VAR υποδειγμάτων θα πρέπει να είναι γνωστός ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, δηλαδή η τάξη του VAR υποδείγματος. Στις περιπτώσεις που η τάξη του VAR υποδείγματος είναι μεγάλη υπάρχει σοβαρό πρόβλημα στην ανάλυση του υποδείγματος αυτού. Στις περισσότερες περιπτώσεις η τάξη του VAR υποδείγματος είναι άγνωστη, οπότε αρχικά πρέπει να προσδιοριστεί.

4.3 Συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων

Ένα μειονέκτημα του VAR υποδείγματος είναι ότι οι εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος είναι δύσκολο να ερμηνευθούν από οικονομικής πλευράς. Ωστόσο αυτό λύνεται μετατρέποντας τα VAR συστήματα σε μορφή κινητών μέσων, Vector Moving Average ή πιο σύντομα ως VMA, έτσι ώστε να μπορούν να υπολογιστούν οι επιδράσεις τις οποίες μπορεί να επιφέρει μια τυχαία διαταραχή στα λάθη στις τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα μπορεί να παρουσιαστεί και σαν κινητού μέσου όρου υπόδειγμα, επομένως και ένα διάνυσμα αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) μπορεί να γραφτεί και σαν ένα διάνυσμα κινητού μέσου όρου (VMA). Το

διμεταβλητό υπόδειγμα πρώτης τάξης VAR (1) φαίνεται από το παρακάτω σύστημα εξισώσεων:

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4.3)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4.4)$$

Όπως ήδη έχει αναφερθεί μια μεταβολή στο ε_{1t} θα προκαλέσει μια μεταβολή στο y_t της ίδιας περιόδου. Λόγω όμως της δυναμικής φύσης του συστήματος θα αλλάξουν και όλες οι μελλοντικές τιμές τόσο της y_t όσο και της z_t .

Για να υπολογιστούν οι μεταβολές αυτές χρησιμοποιούνται οι Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Functions). Μια τέτοια συνάρτηση προσδιορίζει τις αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών σε διαταραχές προερχόμενες από συγκεκριμένες μεταβλητές. Έτσι μπορεί να υπολογιστεί η επίδραση από μια απότομη διαταραχή (shock) μιας ή περισσότερων τυπικών αποκλίσεων πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Αν θεωρηθεί ότι τα κατάλοιπα των δύο προηγούμενων εξισώσεων είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους τότε μπορούν εύκολα να ερμηνευθούν τα αποτελέσματα χρησιμοποιώντας τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων. Επομένως αν τα ε_{1t} και ε_{2t} είναι ασυσχέτιστα, τότε το ε_{1t} εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks) της y_t , ενώ το ε_{2t} εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks) της z_t .

4.4 Διάσπαση της διακύμανσης

Η διάσπαση της διακύμανσης (Variance Decomposition) του σφάλματος πρόβλεψης δείχνει την αναλογία που έχει στην διακύμανση ο διαταρακτικός όρος της ίδιας της σειράς σε αντίθεση με την αναλογία που έχουν στην διακύμανση οι διαταρακτικοί όροι των άλλων σειρών. Εάν ο διαταρακτικός

όρος $ε_{t}$ δεν εξηγεί κανένα μέρος της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης του y_t , τότε συμπεραίνεται ότι η σειρά y_t θεωρείται εξωγενής μεταβλητή. Οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων καθώς και η διάσπαση της διακύμανσης τους είναι χρήσιμα εργαλεία για την εξέταση των σχέσεων που υπάρχουν ανάμεσα στις οικονομικές μεταβλητές.

4.5 Αιτιότητα κατά Granger

Ένα από τα βασικά προβλήματα που υπάρχουν στην εξειδίκευση ενός υποδείγματος είναι να προσδιοριστεί η κατεύθυνση που μία μεταβλητή προκαλεί μία άλλη στην εξίσωση παλινδρόμησης. Με άλλα λόγια κατά πόσο μία μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή και είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Στην οικονομική επιστήμη μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να καθορισθεί εκ των προτέρων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρείται εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμοστούν οι κλασικές οικονομετρικές μέθοδοι εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Αν υπάρχουν δύο μεταβλητές Y και Z και σύμφωνα με την Οικονομική θεωρία η μεταβλητή Y προσδιορίζει τη συμπεριφορά της Z , το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που ακολουθείται είναι να γίνει παλινδρόμηση της μεταβλητής Z πάνω στη Y χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που υπάρχουν και να ελεγχθεί η στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή Y . Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετώνται. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της

οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger » (Granger Causality). Γενικά, μία μεταβλητή Y αιτιάζει κατά Granger μία άλλη Z , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Z . Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή Y αιτιάζει την Z αν η πρόβλεψη της Z για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Z που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή Y .

Ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός που προτάθηκε από τον Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Στα υποδείγματα της οικονομετρίας η σχέση αιτίας- αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori). Οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των VAR υποδειγμάτων. Ο έλεγχος για τη διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger είναι ο ακόλουθος: Έστω ότι υπάρχουν δύο χρονικές σειρές Z_t και Y_t και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$Z_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{\mu} (\alpha_i Z_{t-i}) + \sum_{i=1}^{\mu} (\beta_i Y_{t-i}) + u_t \quad (4.5)$$

$$Y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{\mu} (\gamma_i Z_{t-i}) + \sum_{i=1}^{\mu} (\delta_i Y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

όπου m είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

Στο πρώτο υπόδειγμα η υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Z είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής Y . Στο δεύτερο υπόδειγμα η υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Y είναι συνάρτηση των τιμών με τις

προηγούμενες τιμές της μεταβλητής Z και με τις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής. Επίσης, μια άλλη υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και ε_t στα δύο παραπάνω υποδείγματα δεν συσχετίζονται. Με βάση τα δύο παραπάνω υποδείγματα υπάρχουν οι παρακάτω περιπτώσεις:

Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδενός), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδενός), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή Y προς τη μεταβλητή Z . Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Y στην μεταβλητή Z ($Y \rightarrow Z$).

Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις. Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ($Z \leftrightarrow Y$).

Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδέν), τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger. Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, με άλλα λόγια οι μεταβλητές Y και Z είναι ανεξάρτητες.

Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδενός), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή Z προς τη μεταβλητή Y . Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Z στην μεταβλητή Y ($Z \rightarrow Y$).

Για να αιτιάζει μία μεταβλητή Y μία άλλη Z θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της Z να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών

υστερήσεων της Z στην εξίσωση της Y να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός μπορεί να γίνει με το κριτήριο της κατανομής F του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = [(SSE^R - SSE^U) / k] / (SSE^U / f) \quad (4.7)$$

όπου:

SSE^R = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη μεταβλητή Y μόνον πάνω στις υστερήσεις της).

SSE^U = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση).

k = Αριθμός των περιορισμών.

f = Βαθμοί ελευθερίας στην μη περιορισμένη εξίσωση.

Αν η τιμή της κατανομής F είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας τότε η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και σαν συμπέρασμα είναι ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής Y επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Z. Στη συνέχεια για να εξεταστεί ότι η Y αιτιάζει την Z μονόδρομα θα πρέπει να ελεγχθεί η αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της Z πάνω στη μεταβλητή Y συγκεκριμένα ισχύει:

Αν $F <$ κριτικής τιμή δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση H_0 δηλαδή η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Z για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Z δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Y για τη δεύτερη συνάρτηση. Αν $F >$ κριτικής τιμή δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση H_0 , δηλαδή η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Z για τη πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Z προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Y για τη δεύτερη συνάρτηση. Η αξιοπιστία των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος καθώς και από την

στασιμότητα των μεταβλητών. Όταν οι μεταβλητές στο υπόδειγμα, που εξετάζεται, δεν είναι στάσιμες τότε τα αποτελέσματα δεν είναι αξιόπιστα.

Τρίτο Μέρος

5.1 Εμπειρικά αποτελέσματα

Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει μέχρι τώρα για να αποδείξουν την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών ή Γενικών Δεικτών και της μεταβλητότητας αυτών. Εξετάζοντας λοιπόν στη συγκεκριμένη μελέτη την επίδραση των αποδόσεων και της μεταβλητότητας τους επιλέγουμε τις τιμές των Γενικών Δεικτών χωρών της Κεντρικής και Λατινικής Αμερικής, όπου παρατηρούμε αρχικά ότι οι χρονοσειρές των δεδομένων μας δεν είναι στάσιμες. Αφού λογαριθμίσουμε τα μη στάσιμα δεδομένα μας, παίρνουμε πρώτες διαφορές και πραγματοποιώντας ξανά έλεγχο στασιμότητας μοναδιαίας ρίζας (unit root) έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

Έλεγχος Augmented Dickey – Fuller unit root test.

5.1 Πίνακας μοναδιαίας ρίζας

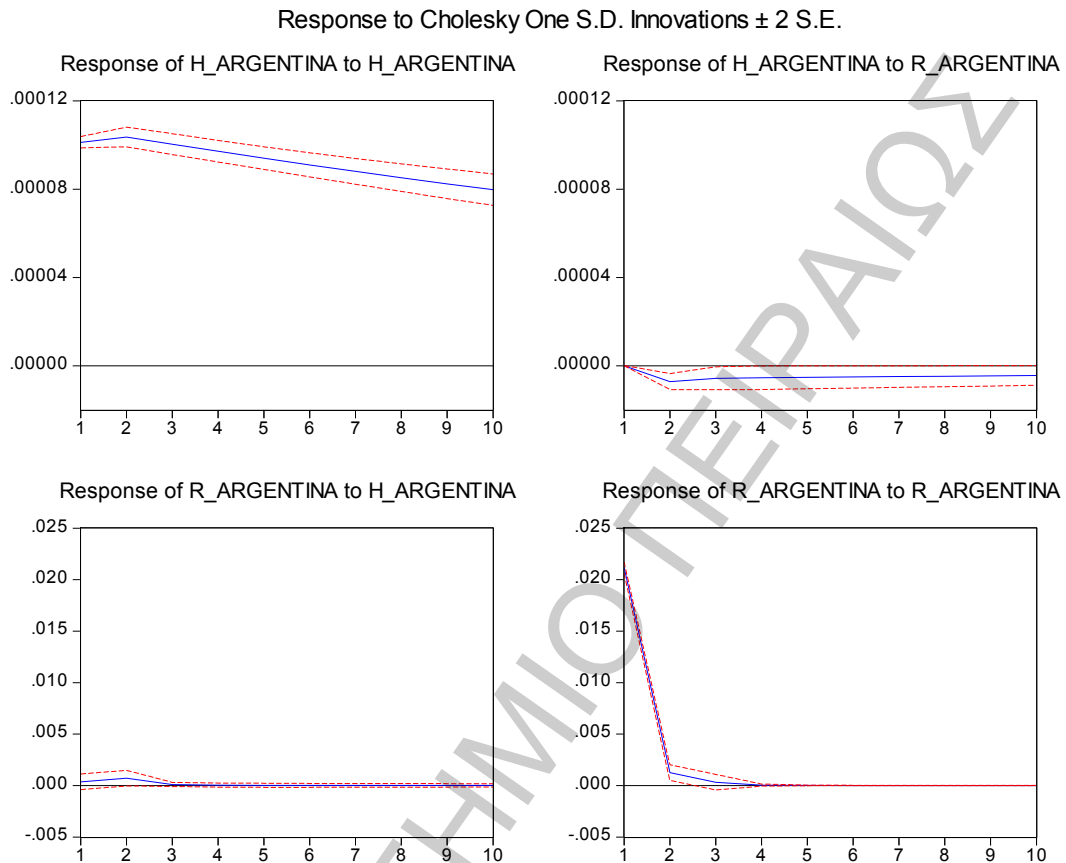
Χώρα	Γεν. Δείκτης	Prob	Αποτέλεσμα έλεγχου
Αργεντινή	ARGERV	0.0001	Στάσιμη
Βραζιλία	BRBOVES	0.0001	Στάσιμη
Χιλή	IGPAGEN	0.0001	Στάσιμη
Εκουαδór	ECUECUI	0.0000	Στάσιμη

Τζαμάικα	JAMSEIN	0.0000	Στάσιμη
Περού	PEGENRL	0.0000	Στάσιμη
Μεξικό	MXIPC35	0.0000	Στάσιμη
Παναμά	PABVPSI	0.0000	Στάσιμη
Βενεζουέλα	VENGENL	0.0001	Στάσιμη

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των αιφνίδιων αντιδράσεων των μεταβλητών για κάθε μία χώρα. Σε κάθε χώρα εμφανίζονται τέσσερα γραφήματα των συναρτήσεων των αιφνίδιων αντιδράσεων που απεικονίζουν τις αντιδράσεις των μεταβλητών σε μία απότομη μεταβολή της άλλης μεταβλητής. Στο δεύτερο γράφημα αποτυπώνεται η αντίδραση στη μεταβλητότητα των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη της χώρας από μία απότομη μεταβολή της απόδοσης του Γενικού Δείκτη. Στο τρίτο γράφημα αποτυπώνεται η επίδραση στην απόδοση του Γενικού Δείκτη της χώρας από μία απότομη μεταβολή στη μεταβλητότητας της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.

Αργεντινή

5.2 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Αργεντινής

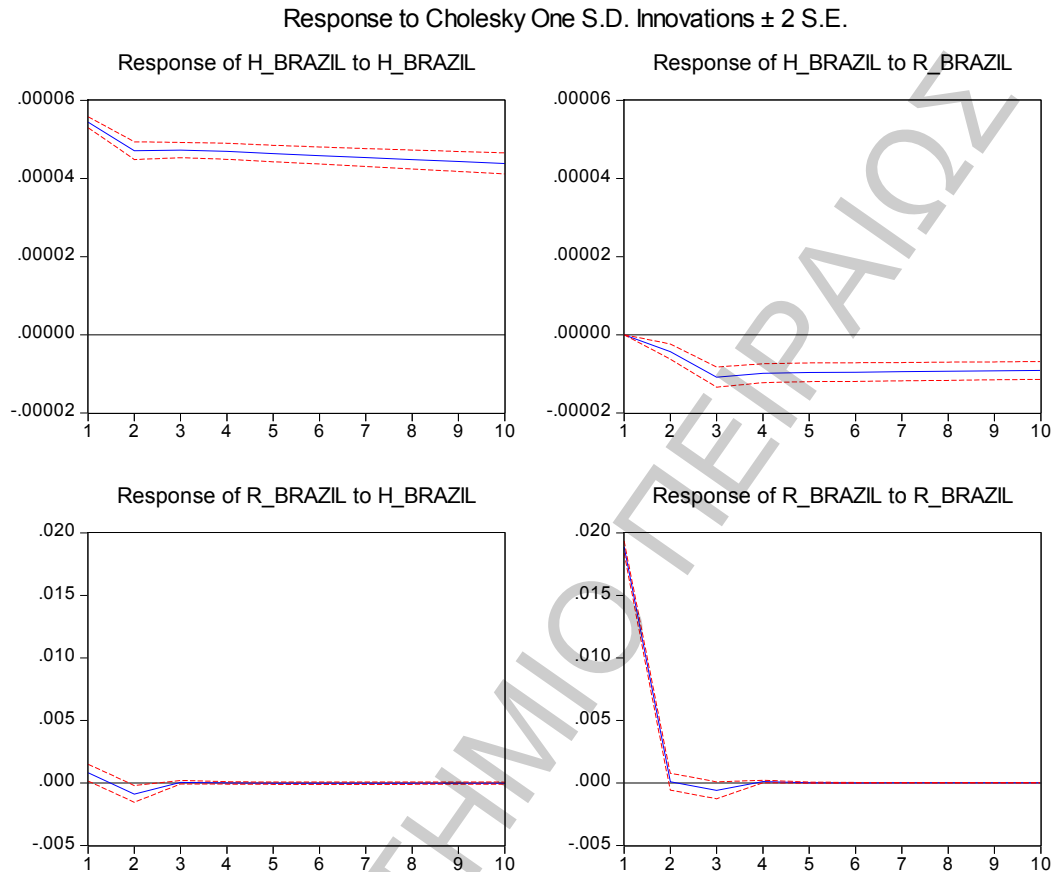


Στο παραπάνω πίνακα, στο δεύτερο γράφημα παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη ($r_{argentina}$) της Αργεντινής η μεταβλητότητα ($h_{argentina}$) ακολουθεί μία πτωτική πορεία μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$ και στη συνέχεια αρχίζει σταδιακά και ανοδικά να επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας της Αργεντινής ($h_{argentina}$), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ελαφρώς αυξάνονται και άμεσα επανέρχονται στην αρχική του κατάσταση.

Βραζιλία

5.3 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Βραζιλίας

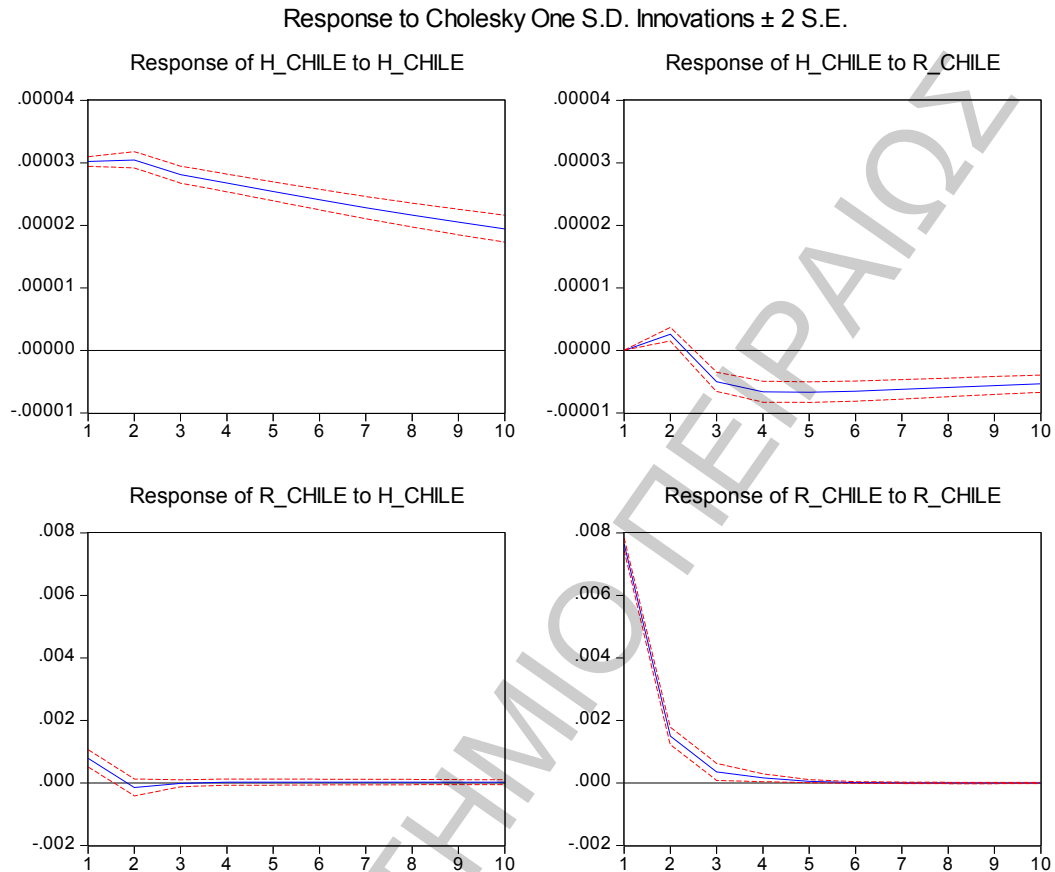


Στο δεύτερο γράφημα της Βραζιλίας παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_BRAZIL) της Βραζιλίας η μεταβλητότητα (H_BRAZIL) ακολουθεί μία πτωτική πορεία μέχρι τη χρονική στιγμή $t=3$ και στη συνέχεια αρχίζει σταδιακά και ανοδικά να επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας της Βραζιλίας (H_BRAZIL) , οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ενώ μειώνονται μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$ στη συνέχεια επανέρχεται σε κατάσταση ηρεμίας.

Χιλή

5.4 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Χιλής

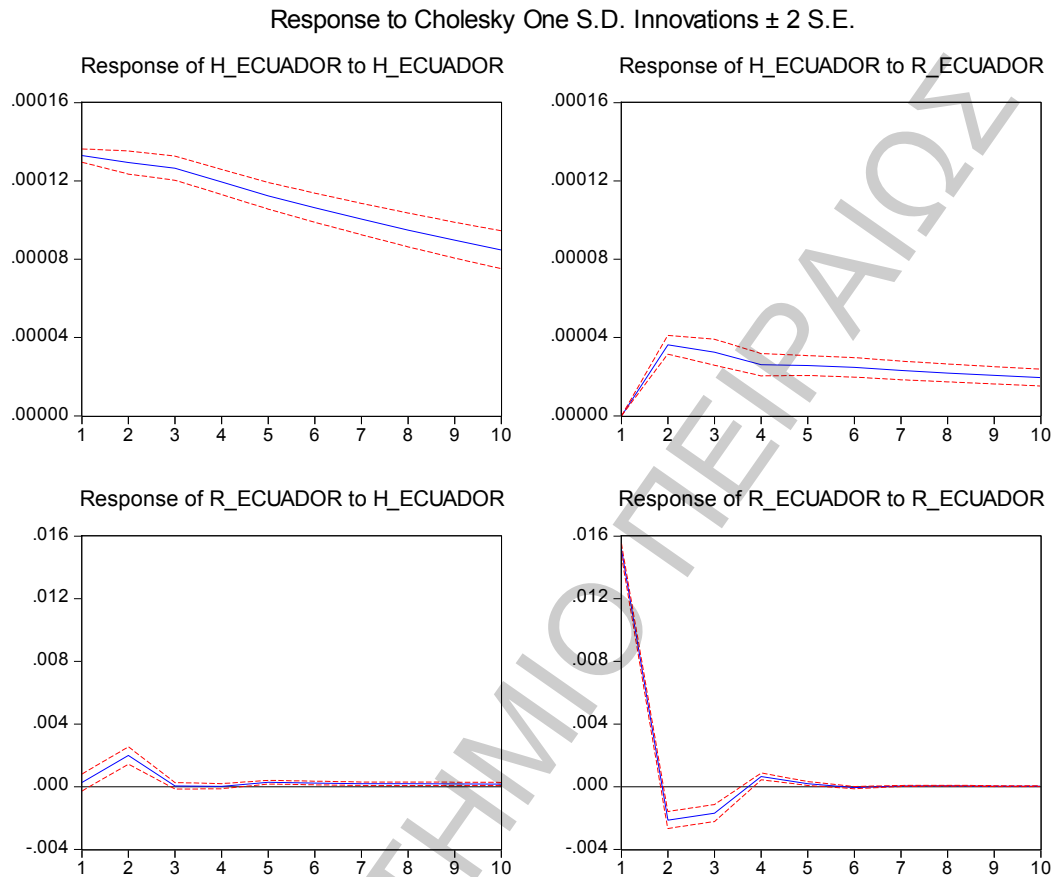


Στο δεύτερο γράφημα της Χιλής παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_CHILE) της Χιλής η μεταβλητότητα (H_CHILE) αυξάνεται ελάχιστα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, στη συνέχεια ακολουθεί μία μεγαλύτερη πτωτική πορεία σχετικά με την άνοδο όπου αρχίζει σταδιακά και αρκετά αργά να επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας της Βραζιλίας (H_BRAZIL) , οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ενώ μειώνονται μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$ στη συνέχεια επανέρχονται σε κατάσταση ηρεμίας.

Εκουαδór

5.5 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Εκουαδór

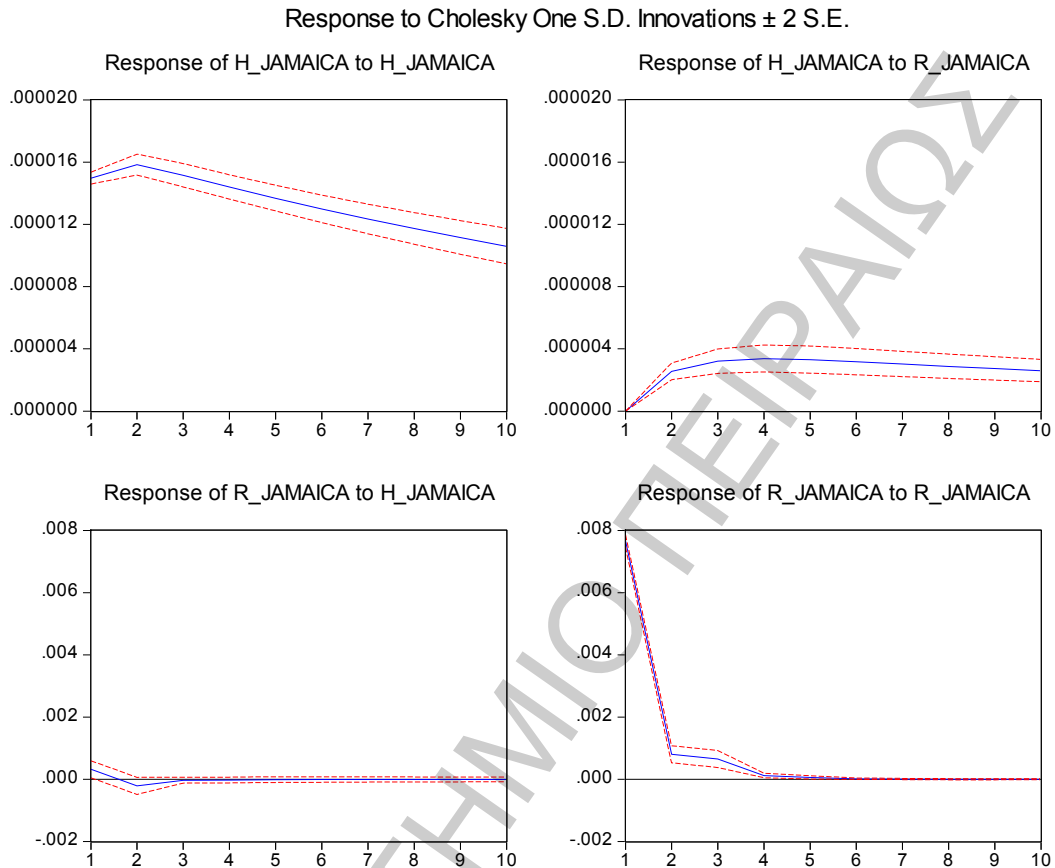


Στο δεύτερο γράφημα του Εκουαδór παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_ECUADOR) του Εκουαδór η μεταβλητότητα (H_ECUADOR) αυξάνεται έντονα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, στη συνέχεια ακολουθεί μία πτωτική πορεία όπου αρχίζει σταδιακά και αρκετά αργά να επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας του Εκουαδór (H_ECUADOR), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη αρχικά αυξάνονται μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, ενώ στη συνέχεια επανέρχονται σε κατάσταση ηρεμίας.

Τζαμάικα

5.6 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Τζαμάικα

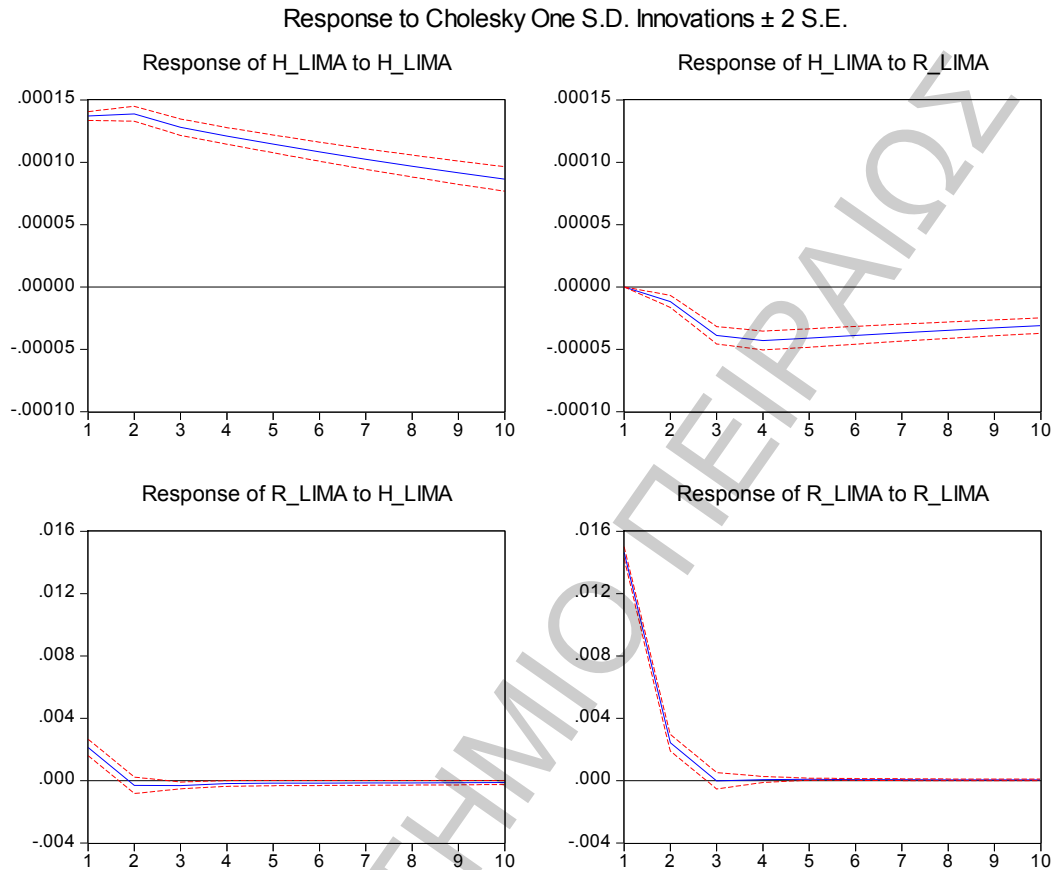


Στο δεύτερο γράφημα της Τζαμάικα παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_JAMAICA) της Τζαμάικα η μεταβλητότητα (H_JAMAICA) αυξάνεται έντονα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=4$, στη συνέχεια ακολουθεί μία σταδιακή πορεία.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας της Τζαμάικα (H_JAMAICA), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη μειώνονται ελάχιστα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, ενώ στη συνέχεια επανέρχονται σε κατάσταση ηρεμίας.

Περού

5.7 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Περού

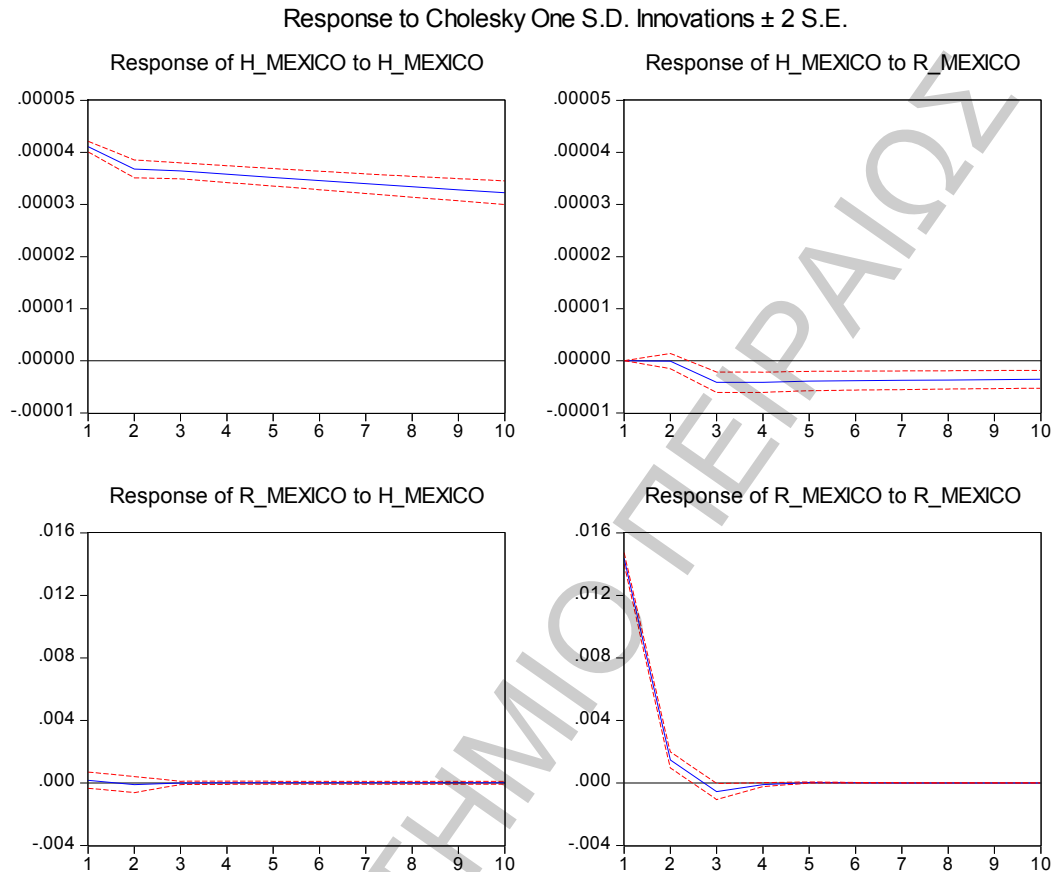


Στο δεύτερο γράφημα του Περού παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_LIMA) του Περού η μεταβλητότητα (H_LIMA) μειώνεται έντονα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=4$, ενώ στη συνέχεια παρουσιάζει μία ανοδική πορεία με μέσο ρυθμό αύξησης.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας του Περού (H_LIMA), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη μειώνονται ελάχιστα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, ενώ στη συνέχεια επανέρχονται σε κατάσταση ηρεμίας.

Μεξικό

5.8 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Μεξικό

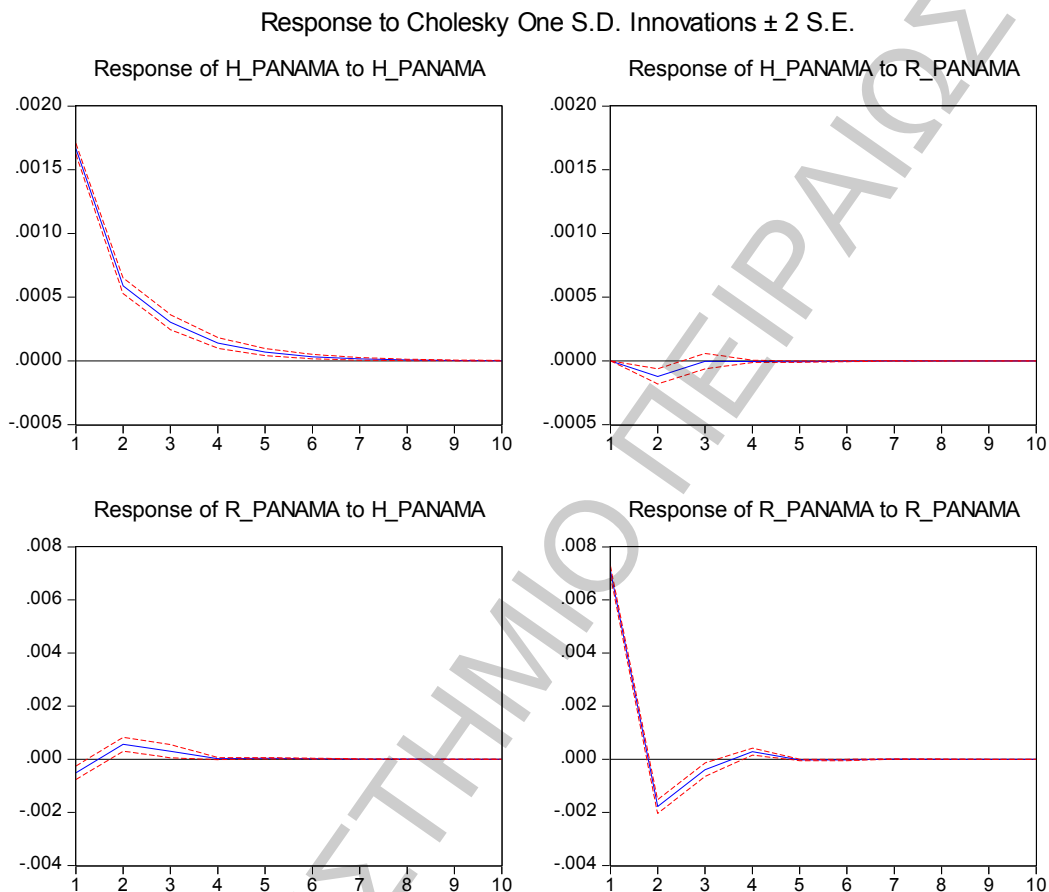


Στο δεύτερο γράφημα του Μεξικό παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_MEXICO) του Μεξικό η μεταβλητότητα (H_MEXICO) μειώνεται ελάχιστα μετά τη χρονική στιγμή $t=2$ μέχρι τη χρονική στιγμή $t=3$, παραμένοντας μειωμένη για μεγάλο χρονικό διάστημα.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας του Μεξικό (H_MEXICO), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη δεν επηρεάζονται σχεδόν καθόλου.

Παναμάς

5.9 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Παναμά

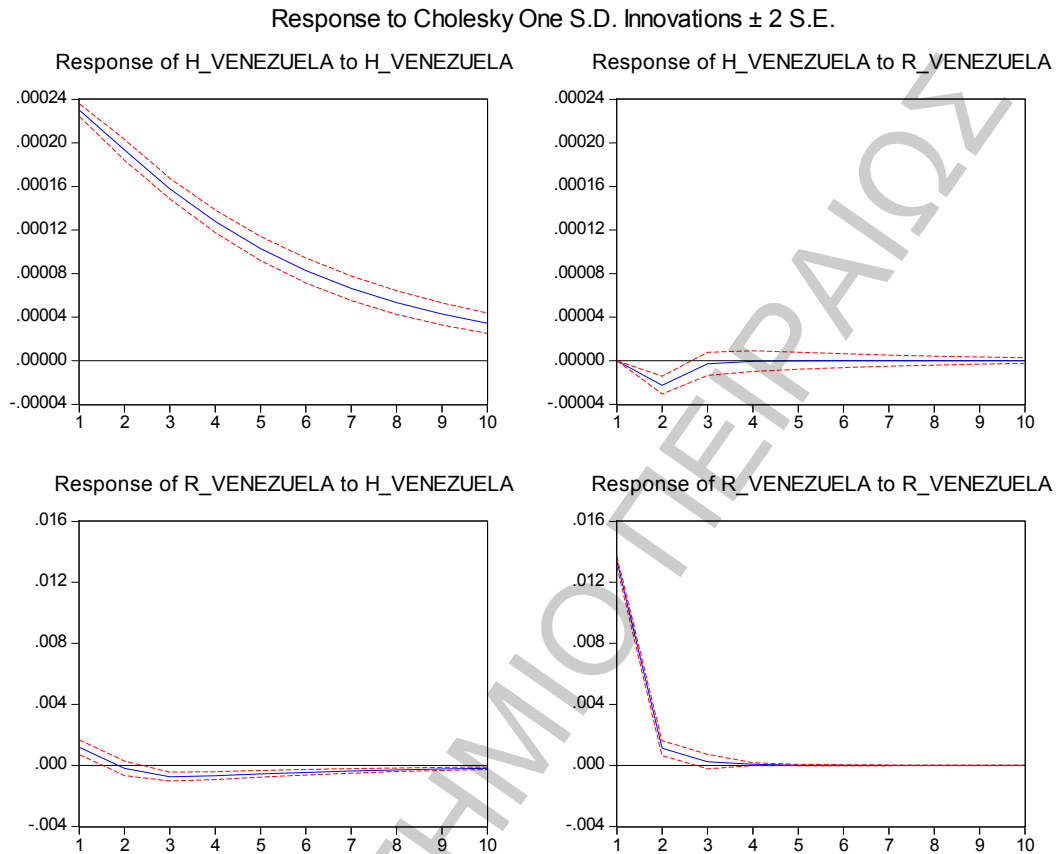


Στο δεύτερο γράφημα του Παναμά παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_ PANAMA) του Παναμά η μεταβλητότητα (H_ PANAMA) μειώνεται ελάχιστα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$ και στη συνέχεια άμεσα επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας του Παναμά (H_ PANAMA) , οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη αρχικά αυξάνονται μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$, ενώ στη συνέχεια μέχρι τη χρονική στιγμή $t=4$ επανέρχονται σε κατάσταση ηρεμίας.

Βενεζουέλα

5.10 Πίνακας διαγραμμάτων αιφνίδιων αντιδράσεων Βενεζουέλας



Στο δεύτερο γράφημα της Βενεζουέλας παρατηρούμε ότι σε μια αιφνίδια μεταβολή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη (R_VENEZUELA) της Βενεζουέλας η μεταβλητότητα (H_VENEZUELA) μειώνεται ελάχιστα μέχρι τη χρονική στιγμή $t=2$ και στη συνέχεια άμεσα επανέρχεται.

Στο τρίτο γράφημα παρατηρώ ότι σε μία αιφνίδια μεταβολή της μεταβλητότητας της Βενεζουέλας (H_VENEZUELA), οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη αρχικά ελαφρώς μειώνονται μέχρι τη χρονική στιγμή $t=3$, ενώ στη συνέχεια μέχρι τη χρονική στιγμή $t=7$ έχουν επανέλθει σε κατάσταση ηρεμίας.

5.11 Αποτελέσματα αιτιότητας Granger Causality

Αιτιότητα Granger Causality	Prob
R_ARGENTINA does not Granger Cause H_ARGENTINA	3.E-18
H_ARGENTINA does not Granger Cause R_ARGENTINA	6.E-11
R_BRAZIL does not Granger Cause H_BRAZIL	1.E-40
H_BRAZIL does not Granger Cause R_BRAZIL	7.E-10
R_CHILE does not Granger Cause H_CHILE	1.E-62
H_CHILE does not Granger Cause R_CHILE	1.E-13
R_ECUADOR does not Granger Cause H_ECUADOR	1.E-65
H_ECUADOR does not Granger Cause R_ECUADOR	2.E-28
R_JAMAICA does not Granger Cause H_JAMAICA	1.E-18
H_JAMAICA does not Granger Cause R_JAMAICA	0.0375
R_LIMA does not Granger Cause H_LIMA	1.E-52
H_LIMA does not Granger Cause R_LIMA	8.E-19
R_MEXICO does not Granger Cause H_MEXICO	4.E-38
H_MEXICO does not Granger Cause R_MEXICO	8.E-05
R_PANAMA does not Granger Cause H_PANAMA	9E-105
H_PANAMA does not Granger Cause R_PANAMA	2.E-48
R_VENEZUELA does not Granger Cause H_VENEZUELA	7.E-16
H_VENEZUELA does not Granger Cause R_VENEZUELA	2.E-35

Από το παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι σε όλες τις χώρες η πιθανότητες είναι κάτω από το επίπεδο σημαντικότητας με αποτέλεσμα σε όλες τις περιπτώσεις να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 . Συνεπώς στην Αργεντινή οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη αιτιάζονται από τη μεταβλητότητα των αποδόσεων και αντιστρόφως η μεταβλητότητα αιτιάζεται από τις αποδόσεις.

Ομοίως το ίδιο φαινόμενο αιτιότητας μεταξύ αποδόσεων του Γενικού Δείκτη και μεταβλητότητας παρατηρείται και στις υπόλοιπες χώρες του δείγματος της Κεντρικής και Λατινικής Αμερικής. Δηλαδή η σχέση της αιτιότητας είναι έντονη και στη Βραζιλία, Χιλή, Εκουαδόρ, Τζαμάικα, Περού, Μεξικό, Παναμά, Βενεζουέλα.

Υπόδειγμα Garch

Προκειμένου να ελέγξουμε την σχέση αιτιότητας που πιθανόν να συνδέει την μεταβλητότητα και τις αποδόσεις των Γενικών Δεικτών χρησιμοποιούμε ένα διμεταβλητό GARCH υπόδειγμα μέσω του οποίου απαλείφεται η ετεροσκεδαστικότητα του υποδείγματος.

Στο Garch υπόδειγμα η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ των δύο μεταβλητών για να είναι θετική, πρέπει το πρόσθετο στην ανεξάρτητη μεταβλητή $(u_{t-1})^2$, η οποία είναι η μήτρα των τετραγώνων των καταλοίπων, να είναι θετικό και να είναι σημαντικό.

Η εκτιμώμενη διακύμανση μπορεί να παριστά αστάθεια ή κίνδυνο για τις μελλοντικές αναμενόμενες αποδόσεις.

5.12 Αποτελέσματα Garch

Αργεντινή	$\text{GARCH} = 0.00001 + 0.08976 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.8865 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_ARGENTINA} = 0.00017 + 0.745 * \text{H_ARGENTINA}$
Βραζιλία	$\text{GARCH} = 0.000007 + 0.06954 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.90875 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_BRAZIL} = 0.00054 - 0.4128 * \text{H_BRAZIL}$

Χιλή	$\text{GARCH} = 0.000001 + 0.13406 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.84936 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_CHILE} = 0.00027 + 2.6491 * \text{H_CHILE}$
Εκουαδόρ	$\text{GARCH} = 0.00001 + 0.07574 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.8927 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_ECUADOR} = - 0.00012 + 2.29827 * \text{H_ECUADOR}$
Τζαμάικα	$\text{GARCH} = 0.000001 + 0.061387 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.92684 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_JAMAICA} = 0.0004 + 1.1209 * \text{H_JAMAICA}$
Περού	$\text{GARCH} = 0.000005 + 0.18945 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.79292 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_LIMA} = 0.00082 - 0.25812 * \text{H_LIMA}$
Μεξικό	$\text{GARCH} = 0.00001 + 0.08284 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.9045 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_MEXICO} = 0.00047 + 0.2897 * \text{H_MEXICO}$
Παναμάς	$\text{GARCH} = 0.000008 + 2.62555 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.083488 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_PANAMA} = 0.00034 + 0.06132 * \text{H_PANAMA}$
Βενεζουέλα	$\text{GARCH} = 0.00002 + 0.22303 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.67399 * \text{GARCH}(-1)$ $\text{R_VENEZUELA} = 0.00117 + 0.96771 * \text{H_VENEZUELA}$

Παρατηρώντας προσεκτικά το παραπάνω πίνακα το πρόσημο στην ανεξάρτητη μεταβλητή παραμένει θετικό στις περισσότερες περιπτώσεις μας όποτε οδηγούμαστε στο συμπέρασμα της αιτιακής και θετικής σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο αυτό, παρουσιάστηκαν τα εμπειρικά αποτελέσματα της αντίδρασης της μεταβλητότητας και των αποδόσεων των Γενικών Δεικτών Χρηματιστηρίων για επιλεγμένες χώρες της Κεντρικής και Λατινικής Αμερικής συγκεκριμένα για την Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Εκουαδόρ, Τζαμάικα, Περού , Μεξικό, Παναμάς, Βενεζουέλα. Στην αρχή, παρουσιάστηκαν τα δεδομένα της εμπειρικής ανάλυσης και έπειτα έγινε ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τις μεταβλητές της κάθε χώρας. Στις περιπτώσεις όπου αποδείχθηκε μέσω του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller (ADF-test), ότι οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες στο επίπεδο, μετατράπηκαν σε στάσιμες λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές τους. Έπειτα, ακολούθησε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης, σύμφωνα με την μεθοδολογία του Johansen και από τα αποτελέσματα του οδηγηθήκαμε στη διαδικασία των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Στη συνέχεια, μέσω των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων υπολογίστηκε, σε κάθε χώρα, η αντίδραση των αποδόσεων σε μια απότομη μεταβολή της μεταβλητότητας τους. Ύστερα, με κατάλληλες διαδικασίες και μέσω του lag length criteria επιλέγοντας το κατάλληλο αριθμό χρονικών υστερήσεων πραγματοποιήθηκε ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger για να αποδειχθεί η κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές. Για όλες τις χώρες αποδείχθηκε ότι η μεταβλητότητα επηρεάζει τις αποδόσεις των Γενικών Δεικτών και το αντίστροφο . Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας ένα διμεταβλητό υπόδειγμα Garch με μεταβλητές τη μεταβλητότητα και τις αποδόσεις των Γενικών Δεικτών επιβεβαιώνεται η θετική αιτίαση που υπάρχει σε όλες τις χώρες του δείγματος για τις συγκεκριμένες μεταβλητές. Το αποτέλεσμα είναι σύμφωνο με το προηγούμενο έλεγχο Granger Causality αλλά και με τη μέχρι τώρα βιβλιογραφία που παρατίθεται αρχικά στη συγκεκριμένη μελέτη.

Παράρτημα Α : Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Αργεντινή

Null Hypothesis: R_ARGENTINA has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-52.71663	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.565702	
5% level	-1.940925	
10% level	-1.616631	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_ARGENTINA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/12 Time: 20:29
 Sample (adjusted): 5/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_ARGENTINA(-1)	-0.940098	0.017833	-52.71663	0.0000
R-squared	0.470542	Mean dependent var		1.69E-05
Adjusted R-squared	0.470542	S.D. dependent var		0.029112
S.E. of regression	0.021183	Akaike info criterion		-4.870933
Sum squared resid	1.403122	Schwarz criterion		-4.868999
Log likelihood	7619.139	Hannan-Quinn criter.		-4.870239
Durbin-Watson stat	1.999546			

Βραζιλία

Null Hypothesis: R_BRAZIL has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-56.00655	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.565702	
5% level	-1.940925	
10% level	-1.616631	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_BRAZIL)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/12 Time: 20:30
 Sample (adjusted): 5/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_BRAZIL(-1)	-0.999625	0.017848	-56.00655	0.0000
R-squared	0.500777	Mean dependent var		2.11E-05
Adjusted R-squared	0.500777	S.D. dependent var		0.026808
S.E. of regression	0.018942	Akaike info criterion		-5.094589
Sum squared resid	1.121923	Schwarz criterion		-5.092655
Log likelihood	7968.937	Hannan-Quinn criter.		-5.093895
Durbin-Watson stat	1.996552			

Χιλή

Null Hypothesis: R_CHILE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.91433	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.432251	
5% level	-2.862266	
10% level	-2.567200	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_CHILE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/12 Time: 20:31
 Sample (adjusted): 5/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_CHILE(-1)	-0.805376	0.017541	-45.91433	0.0000
C	0.000350	0.000138	2.543918	0.0110
R-squared	0.402766	Mean dependent var		2.70E-06
Adjusted R-squared	0.402574	S.D. dependent var		0.009943
S.E. of regression	0.007685	Akaike info criterion		-6.898470
Sum squared resid	0.184616	Schwarz criterion		-6.894602
Log likelihood	10791.21	Hannan-Quinn criter.		-6.897082
F-statistic	2108.125	Durbin-Watson stat		2.003995
Prob(F-statistic)	0.000000			

Εκουαδór

Null Hypothesis: R_ECUADOR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-25.63109	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.565702	
5% level	-1.940925	
10% level	-1.616631	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_ECUADOR)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/12 Time: 20:32
 Sample (adjusted): 11/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_ECUADOR(-1)	-1.226981	0.047871	-25.63109	0.0000
D(R_ECUADOR(-1))	0.087085	0.042086	2.069238	0.0386
D(R_ECUADOR(-2))	-0.039707	0.034811	-1.140649	0.2541
D(R_ECUADOR(-3))	-0.087434	0.026642	-3.281839	0.0010
D(R_ECUADOR(-4))	-0.077208	0.017531	-4.404198	0.0000
R-squared	0.570141	Mean dependent var		1.28E-05
Adjusted R-squared	0.569589	S.D. dependent var		0.023262
S.E. of regression	0.015261	Akaike info criterion		-5.525426
Sum squared resid	0.726414	Schwarz criterion		-5.515748
Log likelihood	8635.716	Hannan-Quinn criter.		-5.521952
Durbin-Watson stat	1.996481			

Τζαμάικα

Null Hypothesis: R_JAMAICA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-34.75287	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.960976	
5% level	-3.411243	
10% level	-3.127458	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_JAMAICA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/12 Time: 20:34
 Sample (adjusted): 6/01/2000 30/12/2011

Included observations: 3127 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_JAMAICA(-1)	-0.828313	0.023834	-34.75287	0.0000
D(R_JAMAICA(-1))	-0.070999	0.017849	-3.977831	0.0001
C	0.001036	0.000276	3.757213	0.0002
@TREND(3/01/2000)	-4.12E-07	1.52E-07	-2.710828	0.0067
R-squared	0.448617	Mean dependent var		6.82E-07
Adjusted R-squared	0.448087	S.D. dependent var		0.010303
S.E. of regression	0.007654	Akaike info criterion		-6.905886
Sum squared resid	0.182959	Schwarz criterion		-6.898150
Log likelihood	10801.35	Hannan-Quinn criter.		-6.903109
F-statistic	846.9784	Durbin-Watson stat		2.004007
Prob(F-statistic)	0.000000			

Περου

Null Hypothesis: R_LIMA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-24.22842	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.432253	
5% level	-2.862266	
10% level	-2.567201	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R_LIMA)

Method: Least Squares

Date: 04/11/12 Time: 20:27

Sample (adjusted): 10/01/2000 30/12/2011

Included observations: 3125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_LIMA(-1)	-0.759958	0.031366	-24.22842	0.0000
D(R_LIMA(-1))	-0.081522	0.028030	-2.908396	0.0037
D(R_LIMA(-2))	-0.116167	0.023279	-4.990208	0.0000
D(R_LIMA(-3))	-0.062070	0.017868	-3.473911	0.0005
C	0.000579	0.000265	2.183981	0.0290
R-squared	0.426692	Mean dependent var		1.90E-07
Adjusted R-squared	0.425957	S.D. dependent var		0.019470
S.E. of regression	0.014751	Akaike info criterion		-5.593383
Sum squared resid	0.678908	Schwarz criterion		-5.583707
Log likelihood	8744.661	Hannan-Quinn criter.		-5.589910
F-statistic	580.5246	Durbin-Watson stat		2.000150
Prob(F-statistic)	0.000000			

Μεξικό

Null Hypothesis: R_MEXICO has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.50628	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.432252	
5% level	-2.862266	
10% level	-2.567201	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R_MEXICO)

Method: Least Squares

Date: 04/11/12 Time: 20:28

Sample (adjusted): 6/01/2000 30/12/2011

Included observations: 3127 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_MEXICO(-1)	-0.947932	0.023994	-39.50628	0.0000
D(R_MEXICO(-1))	0.049782	0.017820	2.793592	0.0052
C	0.000514	0.000258	1.995495	0.0461
R-squared	0.452888	Mean dependent var		-5.17E-06
Adjusted R-squared	0.452538	S.D. dependent var		0.019455
S.E. of regression	0.014395	Akaike info criterion		-5.642958
Sum squared resid	0.647314	Schwarz criterion		-5.637156
Log likelihood	8825.765	Hannan-Quinn criter.		-5.640875
F-statistic	1292.992	Durbin-Watson stat		2.002140
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παναμά

Null Hypothesis: R_PANAMA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-24.62955	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.565702	
5% level	-1.940925	
10% level	-1.616631	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R_PANAMA)

Method: Least Squares

Date: 04/11/12 Time: 20:36

Sample (adjusted): 11/01/2000 30/12/2011
Included observations: 3124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_PANAMA(-1)	-1.253428	0.050891	-24.62955	0.0000
D(R_PANAMA(-1))	0.002031	0.045051	0.045090	0.9640
D(R_PANAMA(-2))	-0.116502	0.037568	-3.101134	0.0019
D(R_PANAMA(-3))	-0.135158	0.028531	-4.737210	0.0000
D(R_PANAMA(-4))	-0.092612	0.017828	-5.194871	0.0000
R-squared	0.619484	Mean dependent var		5.01E-07
Adjusted R-squared	0.618996	S.D. dependent var		0.011526
S.E. of regression	0.007114	Akaike info criterion		-7.051797
Sum squared resid	0.157866	Schwarz criterion		-7.042119
Log likelihood	11019.91	Hannan-Quinn criter.		-7.048323
Durbin-Watson stat	1.996752			

Βενεζουέλα

Null Hypothesis: R_VENEZUELA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-51.00718	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.432251	
5% level	-2.862266	
10% level	-2.567200	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R_VENEZUELA)
Method: Least Squares
Date: 04/11/12 Time: 20:36
Sample (adjusted): 5/01/2000 30/12/2011
Included observations: 3128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_VENEZUELA(-1)	-0.908449	0.017810	-51.00718	0.0000
C	0.000894	0.000242	3.697168	0.0002
R-squared	0.454234	Mean dependent var		2.17E-06
Adjusted R-squared	0.454060	S.D. dependent var		0.018251
S.E. of regression	0.013485	Akaike info criterion		-5.773804
Sum squared resid	0.568468	Schwarz criterion		-5.769937
Log likelihood	9032.229	Hannan-Quinn criter.		-5.772416
F-statistic	2601.732	Durbin-Watson stat		2.002378
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παράρτημα Β : Έλεγχος αιτιότητας Granger Causality

Αργεντινή

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:14

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 30

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_ARGENTINA does not Granger Cause H_ARGENTINA	3095	5.15881	3.E-18
H_ARGENTINA does not Granger Cause R_ARGENTINA		3.69327	6.E-11

Βραζιλία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:15

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 45

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_BRAZIL does not Granger Cause H_BRAZIL	3078	7.13195	1.E-40
H_BRAZIL does not Granger Cause R_BRAZIL		2.88586	7.E-10

Χιλή

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:15

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 23

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_CHILE does not Granger Cause H_CHILE	3101	16.6623	1.E-62
H_CHILE does not Granger Cause R_CHILE		4.92991	1.E-13

Εκουαδór

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:16

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 32

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_ECUADOR does not Granger Cause H_ECUADOR	3091	13.3828	1.E-65
H_ECUADOR does not Granger Cause R_ECUADOR		6.84796	2.E-28

Τζαμάικα

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:17

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_JAMAICA does not Granger Cause H_JAMAICA	3117	18.9909	1.E-18
H_JAMAICA does not Granger Cause R_JAMAICA		2.36467	0.0375

Περου

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:18

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 48

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_LIMA does not Granger Cause H_LIMA	3076	8.30396	1.E-52
H_LIMA does not Granger Cause R_LIMA		4.06197	8.E-19

Μεξικό

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:20

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 51

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_MEXICO does not Granger Cause H_MEXICO	3072	6.27873	4.E-38
H_MEXICO does not Granger Cause R_MEXICO		1.93724	8.E-05

Παναμά

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:21

Sample: 3/01/2000 30/12/2011

Lags: 16

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_PANAMA does not Granger Cause H_PANAMA	3107	36.8445	9E-105
H_PANAMA does not Granger Cause R_PANAMA		17.7150	2.E-48

Βενεζουέλα

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 28/01/13 Time: 23:23

Sample: 3/01/2000 30/12/2011
Lags: 28

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_VENEZUELA does not Granger Cause H_VENEZUELA	3095	4.89727	7.E-16
H_VENEZUELA does not Granger Cause R_VENEZUELA		8.85519	2.E-35

Παράρτημα Γ : Υπόδειγμα Garch

Αργεντινή

Dependent Variable: H_ARGENTINA
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/02/13 Time: 21:50
Sample (adjusted): 10/01/2000 30/12/2011
Included observations: 3125 after adjustments
Convergence achieved after 67 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_ARGENTINA	3.81E-05	1.23E-05	3.097440	0.0020
C	0.000236	7.94E-07	297.5973	0.0000
Variance Equation				
C	1.03E-09	6.50E-11	15.90497	0.0000
RESID(-1)^2	1.178472	0.058890	20.01128	0.0000
GARCH(-1)	-0.054704	0.038012	-1.439137	0.1501
R-squared	-0.242223	Mean dependent var		0.000445
Adjusted R-squared	-0.243816	S.D. dependent var		0.000423
S.E. of regression	0.000472	Akaike info criterion		-15.08578
Sum squared resid	0.000695	Schwarz criterion		-15.07610
Log likelihood	23576.53	Hannan-Quinn criter.		-15.08231
Durbin-Watson stat	0.046956			

Βραζιλία

Dependent Variable: H_BRAZIL
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/02/13 Time: 21:26
Sample (adjusted): 12/01/2000 30/12/2011
Included observations: 3123 after adjustments
Convergence achieved after 76 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_BRAZIL	0.000477	2.08E-05	22.99449	0.0000

C	0.000242	6.94E-07	349.1170	0.0000
Variance Equation				
C	3.33E-10	2.81E-11	11.82574	0.0000
RESID(-1)^2	0.806238	0.050522	15.95826	0.0000
GARCH(-1)	0.253377	0.021319	11.88479	0.0000
R-squared	-0.111288	Mean dependent var		0.000353
Adjusted R-squared	-0.112714	S.D. dependent var		0.000333
S.E. of regression	0.000351	Akaike info criterion		-15.79797
Sum squared resid	0.000384	Schwarz criterion		-15.78829
Log likelihood	24673.53	Hannan-Quinn criter.		-15.79449
Durbin-Watson stat	0.025245			

Χιλή

Dependent Variable: H_CHILE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:54
 Sample (adjusted): 11/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3124 after adjustments
 Convergence achieved after 126 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_CHILE	0.000435	8.29E-06	52.42063	0.0000
C	2.19E-05	1.25E-07	174.9651	0.0000
Variance Equation				
C	6.47E-12	6.60E-13	9.802511	0.0000
RESID(-1)^2	0.863574	0.038842	22.23303	0.0000
GARCH(-1)	0.324808	0.010674	30.43048	0.0000
R-squared	-0.138278	Mean dependent var		5.98E-05
Adjusted R-squared	-0.139738	S.D. dependent var		0.000101
S.E. of regression	0.000108	Akaike info criterion		-18.96953
Sum squared resid	3.63E-05	Schwarz criterion		-18.95986
Log likelihood	29635.41	Hannan-Quinn criter.		-18.96606
Durbin-Watson stat	0.086878			

Εκουαδór

Dependent Variable: H_ECUADOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:29
 Sample (adjusted): 12/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3123 after adjustments
 Convergence achieved after 33 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_ECUADOR	0.000914	7.01E-06	130.5004	0.0000
C	8.79E-05	8.72E-08	1007.083	0.0000
Variance Equation				
C	1.34E-11	1.32E-12	10.14730	0.0000
RESID(-1)^2	1.221574	0.021270	57.43229	0.0000
GARCH(-1)	0.355413	0.004415	80.50190	0.0000
R-squared	-0.110798	Mean dependent var		0.000236
Adjusted R-squared	-0.112223	S.D. dependent var		0.000438
S.E. of regression	0.000462	Akaike info criterion		-16.84410
Sum squared resid	0.000665	Schwarz criterion		-16.83442
Log likelihood	26307.07	Hannan-Quinn criter.		-16.84063
Durbin-Watson stat	0.098852			

Τζαμάικα

Dependent Variable: H_JAMAICA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:30
 Sample (adjusted): 13/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3122 after adjustments
 Convergence achieved after 61 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_JAMAICA	-0.000556	6.75E-06	-82.33895	0.0000
C	3.35E-05	1.29E-07	260.1342	0.0000
Variance Equation				
C	9.05E-12	6.32E-13	14.33346	0.0000
RESID(-1)^2	0.934714	0.029984	31.17354	0.0000
GARCH(-1)	0.263261	0.008497	30.98149	0.0000
R-squared	-0.282161	Mean dependent var		6.19E-05
Adjusted R-squared	-0.283806	S.D. dependent var		5.46E-05
S.E. of regression	6.19E-05	Akaike info criterion		-18.92939
Sum squared resid	1.19E-05	Schwarz criterion		-18.91970
Log likelihood	29553.77	Hannan-Quinn criter.		-18.92591
Durbin-Watson stat	0.066872			

Περου

Dependent Variable: H_LIMA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 12/02/13 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 11/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3124 after adjustments
 Convergence achieved after 57 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_LIMA	0.001215	1.33E-05	91.60535	0.0000
C	6.00E-05	3.78E-07	158.7325	0.0000
Variance Equation				
C	1.16E-10	7.32E-12	15.78992	0.0000
RESID(-1)^2	0.943506	0.032639	28.90775	0.0000
GARCH(-1)	0.360028	0.006608	54.48118	0.0000
R-squared	-0.129786	Mean dependent var		0.000225
Adjusted R-squared	-0.131235	S.D. dependent var		0.000460
S.E. of regression	0.000489	Akaike info criterion		-16.18127
Sum squared resid	0.000745	Schwarz criterion		-16.17160
Log likelihood	25280.15	Hannan-Quinn criter.		-16.17780
Durbin-Watson stat	0.082183			

Μεξικό

Dependent Variable: H_MEXICO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 12/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3123 after adjustments
 Convergence achieved after 52 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_MEXICO	-8.39E-05	7.76E-06	-10.81271	0.0000
C	0.000103	2.81E-07	364.6788	0.0000
Variance Equation				
C	1.49E-10	8.39E-12	17.71786	0.0000
RESID(-1)^2	0.872267	0.045079	19.34958	0.0000
GARCH(-1)	0.200194	0.025976	7.706948	0.0000
R-squared	-0.268380	Mean dependent var		0.000209
Adjusted R-squared	-0.270007	S.D. dependent var		0.000205
S.E. of regression	0.000231	Akaike info criterion		-16.48701
Sum squared resid	0.000166	Schwarz criterion		-16.47733
Log likelihood	25749.46	Hannan-Quinn criter.		-16.48353
Durbin-Watson stat	0.032685			

Παναμάς

Dependent Variable: H_PANAMA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:32
 Sample (adjusted): 12/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3123 after adjustments
 Convergence achieved after 47 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_PANAMA	-0.005220	1.58E-05	-329.7112	0.0000
C	1.64E-05	5.06E-08	325.0431	0.0000
Variance Equation				
C	7.40E-11	3.04E-12	24.34897	0.0000
RESID(-1)^2	13.45782	0.095334	141.1645	0.0000
GARCH(-1)	0.049790	0.000549	90.65529	0.0000
R-squared	-0.006862	Mean dependent var		0.000166
Adjusted R-squared	-0.008154	S.D. dependent var		0.001802
S.E. of regression	0.001810	Akaike info criterion		-16.28731
Sum squared resid	0.010211	Schwarz criterion		-16.27763
Log likelihood	25437.63	Hannan-Quinn criter.		-16.28383
Durbin-Watson stat	1.244188			

Βενεζουέλα

Dependent Variable: H_VENEZUELA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 12/02/13 Time: 21:57
 Sample (adjusted): 12/01/2000 30/12/2011
 Included observations: 3123 after adjustments
 Convergence achieved after 53 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
R_VENEZUELA	0.002522	1.68E-05	150.0699	0.0000
C	0.000108	4.83E-07	222.8825	0.0000
Variance Equation				
C	4.33E-10	2.23E-11	19.38772	0.0000
RESID(-1)^2	1.767382	0.030142	58.63556	0.0000
GARCH(-1)	0.203382	0.005241	38.80541	0.0000
R-squared	-0.053199	Mean dependent var		0.000192
Adjusted R-squared	-0.054550	S.D. dependent var		0.000402
S.E. of regression	0.000413	Akaike info criterion		-16.12146
Sum squared resid	0.000532	Schwarz criterion		-16.11178
Log likelihood	25178.66	Hannan-Quinn criter.		-16.11798
Durbin-Watson stat	0.341114			

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Βιβλιογραφία:

Ελληνική

Γεωργίου Κ. Χρήστου , Εισαγωγή στην οικονομετρία, (2003)

Αγιακλόγλου, Χ., Οικονόμου, Γ., Μέθοδοι Προβλέψεων και Ανάλυσης
Αποφάσεων, (2004)

Ξένη

Granger, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, (1969)

Granger. C. W. J., Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, (1974)

Granger, C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric, (1981)

Dickey, D.A and Fuller, W. A., Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time, (1981)

Engle, Robert F., Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation (1982)

Hamilton, J. D., Oil and the Macro Economy since World War II, *Journal of Political*, (1983)

Engle F.R, Granger C.W, Co-Integration and Error Correction: Representation, (1987)

Nelson, Daniel B., a, ARCH Models as Diffusion Approximations, *Journal of Econometrics* 45 (1990)

The World Price of Covariance Risk, *Journal of finance*, (1991)

National Risk in Global Fixed-income Allocation, *journal of Fixed Income*, September (1994)

Country Risk and Global Equity Selection. *Journal of Portfolio Management*, 9 (1995)

Enders, W., Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc., (1995)

Political Risk, Economic Risk and Financial Risk, Working paper, Duke University, (1996)

Expected returns and volatility in 135 countries Claude B. Erb Campbell R. Harvey, and Tadas E. Viskanta (1996)

Predictability of Stock Return Volatility from GARCH Models, Amit Goyal (2000)

Stock market returns, volatility, and future output Hui Guo (2002)

Modeling Volatility for the Chinese Equity Markets, Frank J. Fabozzi, Radu Tunaru, Tony Wu (2004)

Guo, H. & Kevin L. Kliesen, Oil Price Volatility and U.S Macroeconomic Activity, (2005)

Growth and returns in emerging markets, Peter Blain Henry and Prakash Kannan (2008)

Modelling volatility using GARCH models: evidence from Egypt and Israel, Floros, Christos (2008)

Modelling Stock Returns Volatility In Nigeria Using GARCH Models, Emenike, Kalu O. (2010)

Economic growth , expected stock returns and volatility: A case of Indian stock market, Rakesh Kumer and Mohammad Tamimi (2011)

Stock index returns' density prediction using GARCH models: Frequentist or Bayesian estimation, Ardia, David; Lennart, Hoogerheide and Nienke (2011)

Modelling Stock Returns Volatility: Empirical Evidence from Saudi Stock Exchange, Abdalla, Suliman Zakaria (2012)

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ