

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ


 ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ
 ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

 ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
 ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Διερεύνηση των χαρακτηριστικών των
 χρονολογικών σειρών αποδόσεων των μετοχών

Διονυσοπούλου Ν. Σωτηρία

Διπλωματική Εργασία

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

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	62739 + α
ΣΟΜΠ.	43589
ΤΑΞΗ	Β19.55 Δ10
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

Πειραιάς
 Νοέμβριος 2009



00162739

ΕΠΙΧΡΗΜΑΤΙΣΤΕΣ

Επισημαίνεται ότι η παρούσα έκθεση αφορά αποκλειστικά στην κατάσταση της εταιρείας κατά την ημερομηνία της έκθεσης και δεν αποτελεί έγκριση ή έγκριση των μελών της διοίκησης της εταιρείας. Η παρούσα έκθεση αποτελεί μέρος της έκθεσης των μελών της διοίκησης της εταιρείας και δεν αποτελεί έγκριση ή έγκριση των μελών της διοίκησης της εταιρείας.

στην οικογένειά μου,

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ευχαριστώ θερμά τα μέλη της τριμελούς επιτροπής κα Αικατερίνη Πανοπούλου και κ. Νικόλαο Τσαγκαράκη για τις εποικοδομητικές παρατηρήσεις τους, ιδιαίτερα δε τον επιβλέποντα καθηγητή κ. Μιχαήλ Γκλεζάκο για την σημαντική καθοδήγηση και για τη γενικότερη συνεργασία μας κατά τη διάρκεια εκπόνησης της παρούσας εργασίας.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η διαρκώς αυξανόμενη χρήση των χρονολογικών σειρών δεδομένων για τη μελέτη του πλέγματος των σχέσεων μεταξύ των παραμέτρων του οικονομικού και ιδιαίτερα του χρηματοοικονομικού περιβάλλοντος, έχει οδηγήσει στη διαμόρφωση μιας εκτεταμένης βιβλιογραφίας που ασχολείται με τις (στατιστικές) ιδιότητες των δεδομένων αυτών.

Στα πιο πάνω πλαίσια, η παρούσα εργασία ασχολείται με τον εντοπισμό των χαρακτηριστικών των δεδομένων των αναπτυσσόμενων χωρών, αξιοποιώντας σειρές χρονολογικών δεδομένων των χρηματιστηριακών δεικτών τεσσάρων Βαλκανικών χωρών (Σλοβενία, Κροατία, Βουλγαρία και Ρουμανία), για τη χρονική περίοδο 03/01/1994-29/05/2009.

Μετά την ανάλυσή τους με σύγχρονες μεθοδολογίες, οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν σε αντίστοιχες μελέτες, διαπιστώθηκε ότι τα δεδομένα των χωρών αυτών παρουσιάζουν κυρίως έλλειψη κανονικότητας και ετεροσκεδαστικότητα. Τα ευρήματα αυτά οδήγησαν στην εφαρμογή υποδειγμάτων ARCH/GARCH, για τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των τιμών των εξεταζόμενων χρονολογικών σειρών. Τα αποτελέσματα της σχετικής ανάλυσης έδειξαν ότι, η διακύμανση κάθε περιόδου των τεσσάρων χρονολογικών σειρών του δείγματος, επηρεάζεται από τη διακύμανση των δύο προηγούμενων περιόδων [η κατάσταση αυτή εκφράζεται αποτελεσματικότερα με το υπόδειγμα GARCH(1,2)].

ABSTRACT

Time series data are increasingly used by researchers, in their attempt to study some of the existing relationships among the parameters of the economic and especially the financial environment. As a consequence, the identification of their properties has attracted the interest of the academic community, thus resulting to the enrichment of the relevant literature.

Within this framework, the present study, aiming to identify the properties of the time series financial data of the developing countries. Specifically, it has analyzed the stock index prices of four Balkan countries, namely Slovenia, Croatia, Bulgaria and Romania, for the period 03/01/1994-29/05/2009.

Through the application of modern statistical methodologies, we finally concluded that our data are characterized by non-linear dependency, lack of normality and heteroscedasticity. To deal with these distortions, several ARCH/GARCH models were employed. Finally, the GARCH (1, 2) model was shown to be the best to describe the evolution of the conditional variances of the stock returns of the countries under examination.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

	Σελίδα
Περίληψη	vi
Abstract	vii
Κατάλογος Διαγραμμάτων	x
Κατάλογος Πινάκων	xi
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΗ-ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ	
1. Εισαγωγή – Σκοπός της Εργασίας	1
2. Επισκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας	3
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	
1. Το δείγμα	5
1.1 Περιγραφικά στατιστικά μέτρα	5
2. Μεθοδολογία	11
2.1 Θεωρητική Προσέγγιση	11
2.1.1 Έννοια χρονολογικής σειράς	11
2.1.2 Βασικές Ιδιότητες Χρονοσειρών	12
2.1.3 Λευκός θόρυβος	16
2.1.4 Στατιστικοί Έλεγχοι Χρονολογικών σειρών	17
2.1.4.1 Έλεγχος στασιμότητας	17
2.1.4.2 Έλεγχος κανονικότητας	20
2.1.4.3 Έλεγχος ανεξαρτησίας	23
2.1.5 Μεθοδολογία Ανάλυσης Χρονολογικών σειρών- Box – Jenkins (1976)	24
2.1.5.1 Κριτήρια Επιλογής Υποδειγμάτων	25
2.1.6 Έλεγχοι καταλοίπων	26
2.1.6.1 Υποθέσεις οικονομετρικών υποδειγμάτων	26
2.1.6.2 Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων	27
2.1.6.3 Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων	27
2.1.6.4 Ετεροσκεδαστικότητα	28
2.1.6.5 Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων	29
2.1.7 Υποδείγματα ARCH/GARCH	31
2.1.7.1 Ιστορική Αναδρομή	32

2.1.7.2	Το Απλό Υπόδειγμα ARCH	33
2.1.7.3	Το Γενικευμένο Υπόδειγμα ARCH	37
2.2	Μεθοδολογία της παρούσας εργασίας	40
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ		
1.	Εξέταση των χαρακτηριστικών των χρονολογικών σειρών	42
2.	Επιλογή του αυτοπαλίνδρομου μέρους του υποδείγματος	61
3.	Έλεγχος καταλοίπων	64
3.1	Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων	65
3.2	Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων	66
3.3	Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων	70
4.	Επιλογή GARCH μοντέλων	79
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ - ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ		88
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ		90
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ		110

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

Σελίδα

Χρονολογικό Διάγραμμα 1β Δείκτη Τιμών των μετοχών της Σλοβενίας	6
Χρονολογικό Διάγραμμα 2β Δείκτη Τιμών των μετοχών της Ρουμανίας	8
Χρονολογικό Διάγραμμα 3β Δείκτη Τιμών των μετοχών της Κροατίας	9
Χρονολογικό Διάγραμμα 4β Δείκτη Τιμών των μετοχών της Βουλγαρίας	10
Διαγράμματα 2.1.3 (α), (β) λευκού θορύβου και αυτοσυσχετίσεων του	17
Διαγράμματα 2.1.6.4 (α) , 2.1.6.4 (β) ομοσκεδαστικότητας και ετεροσκεδαστικότητας	29
Διάγραμμα 1α αυτοσυσχέτισης της χρονοσειράς της Σλοβενίας	44
Διάγραμμα 1γ αυτοσυσχέτισης πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Σλοβενίας	46
Διάγραμμα 2α αυτοσυσχέτισης της χρονοσειράς της Ρουμανίας	48
Διάγραμμα 2γ αυτοσυσχέτισης πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Ρουμανίας	50
Διάγραμμα 3α αυτοσυσχέτισης της χρονοσειράς της Κροατίας	52
Διάγραμμα 3γ αυτοσυσχέτισης πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Κροατίας	54
Διάγραμμα 4α αυτοσυσχέτισης της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	56
Διάγραμμα 4γ αυτοσυσχέτισης πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	58
Διάγραμμα 3.3.1α καταλοίπων της χρονοσειράς της Σλοβενίας	71
Διάγραμμα 3.3.2α καταλοίπων της χρονοσειράς της Ρουμανίας	73
Διάγραμμα 3.3.3α καταλοίπων της χρονοσειράς της Κροατίας	75
Διάγραμμα 3.3.4α καταλοίπων της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	77
Χρονολογικό Διάγραμμα 4.α Σλοβενίας, Ρουμανίας, Κροατίας, Βουλγαρίας	88

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

	Σελίδα
Πίνακας 1α – Ιστόγραμμα Δείκτη Τιμών μετοχών της Σλοβενίας	6
Πίνακας 2α – Ιστόγραμμα Δείκτη Τιμών μετοχών της Ρουμανίας	7
Πίνακας 3α – Ιστόγραμμα Δείκτη Τιμών μετοχών της Κροατίας	8
Πίνακας 4α – Ιστόγραμμα Δείκτη Τιμών μετοχών της Βουλγαρίας	9
Πίνακας 1β τεστ Augmented Dickey Fuller της χρονοσειράς της Σλοβενίας	45
Πίνακας 1δ τεστ Augmented Dickey Fuller πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Σλοβενίας	47
Πίνακας 2β τεστ Augmented Dickey Fuller της χρονοσειράς της Ρουμανίας	49
Πίνακας 2δ τεστ Augmented Dickey Fuller πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Ρουμανίας	51
Πίνακας 3β τεστ Augmented Dickey Fuller της χρονοσειράς της Κροατίας	53
Πίνακας 3δ τεστ Augmented Dickey Fuller πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Κροατίας	55
Πίνακας 4β τεστ Augmented Dickey Fuller της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	57
Πίνακας 4δ τεστ Augmented Dickey Fuller πρώτων διαφορών της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	59
Πίνακας 3.1.1 - Ιστόγραμμα καταλοίπων της χρονοσειράς της Σλοβενίας	65
Πίνακας 3.1.2 - Ιστόγραμμα καταλοίπων της χρονοσειράς της Ρουμανίας	65
Πίνακας 3.1.3 - Ιστόγραμμα καταλοίπων της χρονοσειράς της Κροατίας	66
Πίνακας 3.1.4 - Ιστόγραμμα καταλοίπων της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	66

Πίνακας 3.2.1 - Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων της χρονοσειράς της Σλοβενίας	67
Πίνακας 3.2.2 - Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων της χρονοσειράς της Ρουμανίας	68
Πίνακας 3.2.3 - Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων της χρονοσειράς της Κροατίας	69
Πίνακας 3.2.4 - Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	70
Πίνακας 3.3.1β - ARCH-LM τεστ των καταλοίπων της χρονοσειράς της Σλοβενίας	71
Πίνακας 3.3.1γ - Έλεγχος White των καταλοίπων της χρονοσειράς της Σλοβενίας	72
Πίνακας 3.3.2β - ARCH-LM τεστ των καταλοίπων της χρονοσειράς της Ρουμανίας	73
Πίνακας 3.3.2γ - Έλεγχος White των καταλοίπων της χρονοσειράς της Ρουμανίας	74
Πίνακας 3.3.3β - ARCH-LM τεστ των καταλοίπων της χρονοσειράς της Κροατίας	75
Πίνακας 3.3.3γ - Έλεγχος White των καταλοίπων της χρονοσειράς της Κροατίας	76
Πίνακας 3.3.4β - ARCH-LM τεστ των καταλοίπων της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	77
Πίνακας 3.3.4γ - Έλεγχος White των καταλοίπων της χρονοσειράς της Βουλγαρίας	78
Πίνακας 4.1ε - ARCH LM τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH(1,2) της Σλοβενίας	80
Πίνακας 4.1στ - Έλεγχος White τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH (1, 2) της Σλοβενίας	81
Πίνακας 4.2ε - ARCH LM τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH(1,2) της Ρουμανίας	82
Πίνακας 4.2στ - Έλεγχος White τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH (1, 2) της Ρουμανίας	83
Πίνακας 4.3ε - ARCH LM τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH(1,2) της Κροατίας	84

Πίνακας 4.3στ - Έλεγχος White τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH (1, 2) της Κροατίας	85
Πίνακας 4.4ε - ARCH LM τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH(1,2) της Βουλγαρίας	86
Πίνακας 4.4στ - Έλεγχος White τεστ των καταλοίπων του υποδείγματος GARCH (1, 2) της Βουλγαρίας	87

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ-ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

1. Εισαγωγή – Σκοπός της Εργασίας

Μετά το 1990, η άρση των περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων, άρχισε να επιταχύνεται στις περισσότερες χώρες, επιτρέποντας στα επενδυτικά κεφάλαια να αναζητούν ευκαιρίες σε παγκόσμια κλίμακα.

Η εξέλιξη αυτή, δημιούργησε τρεις κύριες δευτερογενείς εξελίξεις:

- Επιταχύνθηκε ο ρυθμός ανάπτυξης των ανεπτυγμένων κεφαλαιαγορών, οι οποίες άρχισαν πλέον να αποκτούν πρωτόγνωρα μεγάλο μέγεθος.
- Οι αναπτυσσόμενες αγορές οι οποίες ήταν σχεδόν ανεπιθύμητες (κυρίως λόγω των σημαντικών περιορισμών εξαγωγής κεφαλαίων και κερδών), απέκτησαν μεγάλο επενδυτικό ενδιαφέρον, αντιμετώπισαν διαρκώς διευρυνόμενη ζήτηση και απέκτησαν σχεδόν πολλαπλάσιο μέγεθος.
- Ως αποτέλεσμα των πιο πάνω εξελίξεων, οι τιμές των χρεογράφων εκτινάχθηκαν σε πρωτόγνωρα ύψη και κορυφώθηκαν προς το τέλος του 1999.

Η μεγάλη πτώση των τιμών και του όγκου των συναλλαγών που ακολούθησε, κράτησε μόλις τρία χρόνια. Από τον Μάρτιο του 2003, η επενδυτική δραστηριότητα σε χρηματοοικονομικούς τίτλους άρχισε και πάλι να αυξάνεται σημαντικά, ανεβάζοντας για μια ακόμη φορά το επίπεδο δραστηριότητας των αγορών και συντηρώντας το ενδιαφέρον των επενδυτών για αυτές.

Ακόμη και η πρωτοφανής σε ένταση και έκταση οικονομική κρίση που ξεκίνησε το 2008, περιόρισε τη δράση των επενδυτών στις χρηματιστηριακές αγορές μόνο για ένα διάστημα 18 μηνών περίπου. Ήδη, αυτοί επέστρεψαν με ένταση σε αυτές, γι' αυτό οι τιμές γύρισαν από τα

χαμηλά τους σε ποσοστό ανώτερο του 50% κατά μέσο όρο, χωρίς να έχει ακόμη ανακάμψει η πραγματική οικονομία.

Αυτή η τόσο μεγάλη σε έκταση και τόσο ισχυρή σε ενδιαφέρον ενασχόληση με τις χρηματιστηριακές αγορές, δημιούργησε με τη σειρά της τεράστιο ερευνητικό ενδιαφέρον για την αποκωδικοποίηση των μηχανισμών διαμόρφωσης των τιμών, τον εντοπισμό των συναρτησιακών σχέσεων κινδύνου-απόδοσης, τη μελέτη των ιδιοτήτων των κατανομών τιμών-αποδόσεων-όγκου συναλλαγών κλπ.

Παράλληλα, η πρόοδος της Πληροφορικής και η υιοθέτηση των ηλεκτρονικών συναλλαγών από τα περισσότερα χρηματιστήρια, επέτρεψαν τη δημιουργία εκτεταμένων βάσεων δεδομένων τόσο για τις ανεπτυγμένες όσο και για τις αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές. Έτσι, δόθηκε η δυνατότητα στους ερευνητές να χρησιμοποιήσουν εξεζητημένες μεθοδολογίες, οι οποίες πλέον υποστηρίζονται από αντίστοιχο software.

Όλες αυτές οι εξελίξεις, οδήγησαν σταδιακά στη δημιουργία μιας εκτενούς σχετικής βιβλιογραφίας, η οποία πλέον διευκολύνει τον εντοπισμό των προς διερεύνηση προβλημάτων, την αξιολόγηση και επιλογή κατάλληλων δειγμάτων και μεθοδολογιών, τη σύγκριση των ευρημάτων με αντίστοιχα ευρήματα άλλων ερευνητών κλπ.

Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο τον εντοπισμό των χαρακτηριστικών των χρονολογικών σειρών δεδομένων των αναπτυσσόμενων χωρών, με βάση τα σχετικά στοιχεία των χρηματιστηριακών δεικτών τεσσάρων Βαλκανικών χωρών (Σλοβενία, Κροατία, Βουλγαρία και Ρουμανία).

Η εργασία διαρθρώνεται ως εξής: στο πρώτο Κεφάλαιο παρουσιάζεται η εισαγωγή, κάνοντας ανασκόπηση της υπάρχουσας βιβλιογραφίας, στο Κεφάλαιο δύο δίνεται το δείγμα που θα αναλυθεί και επιπλέον παρουσιάζονται με λεπτομερή τρόπο οι μέθοδοι, οι έλεγχοι και τα μοντέλα που χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να πραγματοποιηθεί η ανάλυση του παραπάνω δείγματος. Το αντικείμενο μελέτης του Κεφαλαίου τρία είναι η ανάλυση των δεδομένων και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων από την εφαρμογή των ελέγχων και των μοντέλων που χρησιμοποιήθηκαν. Και τέλος, στο Κεφάλαιο τέσσερα ανακεφαλαιώνουμε και εξάγουμε τα συμπεράσματα που προέκυψαν.

2. Επισκόπηση της σχετικής Βιβλιογραφίας

Οι ανεπτυγμένες αγορές προσελκύουν το ενδιαφέρον των περισσότερων ερευνητών, λόγω του μεγάλου χρονικού βάθους στο οποίο εκτείνονται τα δεδομένα τους, λόγω της αποτελεσματικότερης λειτουργίας των δυνάμεων προσφοράς-ζήτησης σε αυτές, λόγω της εισαγωγής πρωτότυπων χρηματοοικονομικών προϊόντων κ.ο.κ. [Για μια αναφορά σε αρκετές εργασίες για τις αγορές αυτές, βλ. Ortiz E. (1993)].

Η έρευνα, επομένως, των μηχανισμών και των προβλημάτων των αναπτυσσόμενων αγορών είναι περισσότερο επιθυμητή, δεδομένου ότι τα ερωτήματα που παραμένουν αναπάντητα σχετικά με αυτές είναι οπωσδήποτε περισσότερα. Έτσι, η σχετική βιβλιογραφία έχει αρχίσει να εμπλουτίζεται σημαντικά κατά την τελευταία δεκαετία.

Ενδεικτικά, οι Ghosh και Ortiz (1998), Shachmurove (1998), Barry και Rodriguez (1998), Soenen και Schrepferman (1997), Aggarwal και Schirm (1995) κ.α. εξέτασαν την επίδρασή τους στις αποδόσεις και τον κίνδυνο διεθνών χαρτοφυλακίων, οι Arbelaez και Urrutia (1998), Aggarwal και Leal (1996), Leal και Ratner (1994), Agrawal and Tandon (1994) κ.α. την αποτελεσματικότητα και την αλληλεξάρτησή τους. Οι Alford και Lustrier (1996), Arshanapalli και Doukas (1996), Schachmurove (1996) ασχολήθηκαν με μελέτες που έχουν σχέση με συνολική ρωση, εποχικότητα και αλλά φαινόμενα στις αναπτυσσόμενες αγορές.

Σχετική με το αντικείμενο της παρούσας εργασίας είναι η έρευνα των Ortiz E. και Arjona E. (2001), οι οποίοι μελέτησαν τα χαρακτηριστικά χρονολογικών σειρών δεδομένων για τις χρηματιστηριακές αγορές έξι χωρών της Νότιας Αμερικής (Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία, Μεξικό και Βενεζουέλα), εστιάζοντας σε μη γραμμικές σχέσεις των τιμών, σε αποκλίσεις από την κανονικότητα, την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητα, χρησιμοποιώντας μια σειρά υποδειγμάτων GARCH(p,q).

Τα υποδείγματα αυτά, σε διάφορες μορφές, έχουν αναλυθεί από πολλούς ερευνητές όπως οι Ortiz και Soldevilla (1997), Liu και Ming-Shiun, (1997), Islam και Rodriguez (1997), Chiang, Jeon και Oh (1996), Thomas (1995), Errunza, Hogan, Kini και Padmanabhan (1994), Koutmos (1993), οι οποίοι χρησιμοποίησαν τα ARCH, ARCH-M, GARCH και EGARCH-M μοντέλα για να προσδιορίσουν τη στοχαστική συμπεριφορά των αναπτυσσόμενων αγορών όσον αφορά τη μεταβλητότητα τους. Επιπλέον, οι Ortiz και Arjona (2000), εξέτασαν την

ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας σε πέντε Νοτιοαμερικανικές χρηματιστηριακές αγορές ανάμεσα σε αυτές και το Μεξικό.

Ωστόσο οι Kaminsky & Reinhart (1999) παρουσίασαν, ότι οι ανισοροπίες στην αγορά της Λατινικής Αμερικής που εμφανίστηκαν στα μέσα ως τα τέλη της δεκαετίας του 1990 οδήγησαν σε σοβαρή νομισματική και τραπεζική κρίση που αποδόθηκε ως "δίδυμη κρίση" στις αναπτυσσόμενες χώρες. Αυτό το άκρως ασταθές περιβάλλον στα χρηματιστήρια της Λατινικής Αμερικής και εκείνων που προέρχονταν από άλλες αναπτυσσόμενες χώρες προκάλεσε τη μετάδοση της κρίσης σε όλους τους τομείς της οικονομίας, δημιουργώντας "τριπλή κρίση όπως αναφέρεται από τους Alford (1995), Cabello (1999), Ortiz (2000a), Ortiz (2000b).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

1. Το Δείγμα

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν έχουν μορφή χρονολογικών σειρών και περιλαμβάνουν τις τιμές των Δεικτών των μετοχών τεσσάρων Βαλκανικών χωρών και ειδικότερα της Σλοβενίας, της Βουλγαρίας, Ρουμανίας και της Κροατίας.

Οι παρατηρήσεις είναι ημερήσιες σε πενήμερη βάση (*Daily Week-5Days*) και αφορούν την περίοδο από 03/01/1994 έως 29/05/2009.

Για την ανάλυση και των τεσσάρων χρονολογικών σειρών κρίθηκε αναγκαία η χρησιμοποίηση των λογαρίθμων αντί των αρχικών τους τιμών καθώς αποδείχθηκε ότι έτσι ακολουθούν μια πιο ομαλή προσέγγιση της κανονικής κατανομής.

Το στατιστικό πακέτο που χρησιμοποιήθηκε για την επεξεργασία, ανάλυση και την μοντελοποίηση των δεδομένων ήταν το E-views το οποίο μας δίνει τη δυνατότητα να υπολογίζουμε και να παρουσιάζουμε γραφικές παραστάσεις χρήσιμες για την επιχειρηματολογία μας, γρήγορα και αξιόπιστα.

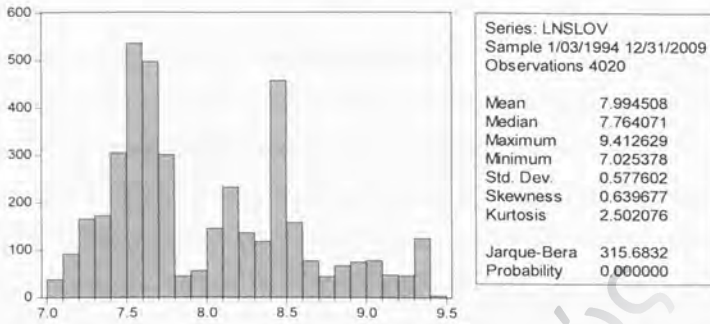
1.1. Περιγραφικά Στατιστικά μέτρα

Αρχικά εξετάστηκε κάθε σειρά χωριστά ως προς τα στατιστικά περιγραφικά μέτρα, έτσι ώστε να βγουν κάποια πρώτα συμπεράσματα για τη διαχρονική πορεία του Δείκτη Τιμών των μετοχών των τεσσάρων Βαλκανικών χωρών.

Σλοβενία

Στον Πίνακα 1α παρουσιάζονται τα χαρακτηριστικά της κατανομής που αποτελείται από τον Δείκτη τιμών μετοχών της Σλοβενίας. Επίσης, παρουσιάζεται το ιστόγραμμα των τιμών αυτών.

Πίνακας 1α



Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός $SK=0,63$ και αποκλίνει από την τιμή 0 γεγονός που υποδηλώνει ότι παρουσιάζει θετική ασυμμετρία. Επίσης, ο συντελεστής κύρτωσης είναι $KU= 2,50$ και αποκλίνει από την τιμή 3, επομένως η κατανομή είναι πλατύκυρτη, γεγονός που σημαίνει ότι η διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της είναι αξιόλογη.

Αυτά τα χαρακτηριστικά, μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή. Η παραπάνω πρόταση επιβεβαιώνεται και μέσω της στατιστικής Jarque-Bera (1980), σύμφωνα με την οποία η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται, αφού η τιμή της είναι ίση με 315,68 τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Σχετικά με τη διαχρονική πορεία του ίδιου Δείκτη Τιμών, το **Διάγραμμα 1β** εισηγείται ότι αυτή ήταν καθαρά ανοδική, κατά την υπό εξέταση περίοδο.

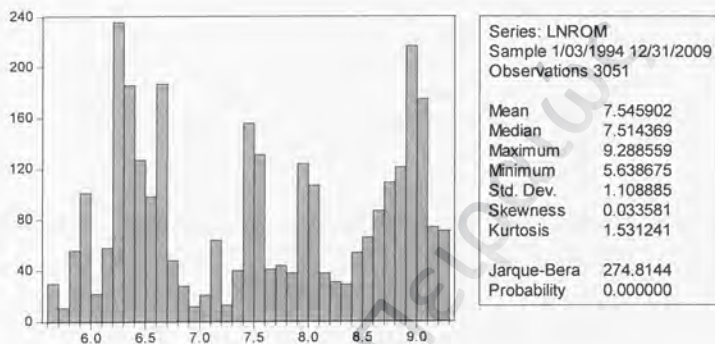
Διάγραμμα 1β



Ρουμανία

Τα χαρακτηριστικά της κατανομής του Δείκτη τιμών μετοχών της Ρουμανίας παρουσιάζονται στον **Πίνακα 2α**. Επίσης, παρουσιάζεται το ιστόγραμμα των τιμών αυτών.

Πίνακας 2α



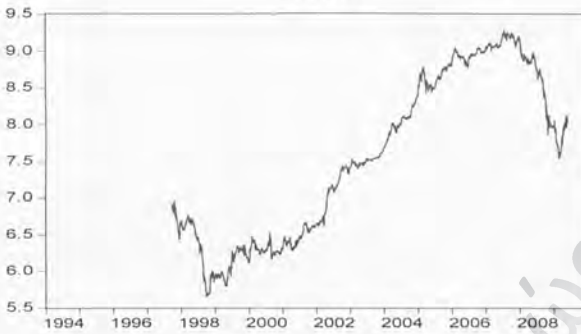
Ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός $SK=0,033$ και αποκλίνει από την τιμή 0 που υποδηλώνει ότι παρουσιάζει θετική ασυμμετρία. Επίσης ο συντελεστής κύρτωσης είναι $KU=1,53$ και αποκλίνει απ' την τιμή 3, επομένως η κατανομή είναι πλατύκυρτη που σημαίνει μεγάλη διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της.

Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Η παραπάνω πρόταση επιβεβαιώνεται και μέσω της στατιστικής Jarque-Bera (1980), εφόσον η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται αφού η τιμή της είναι ίση με 274,81 τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Όσον αφορά τη διαχρονική πορεία του ίδιου Δείκτη Τιμών, το **Διάγραμμα 2β** εισηγείται ότι αυτή ήταν καθαρά ανοδική, κατά την υπό εξέταση περίοδο.

Διάγραμμα 2β

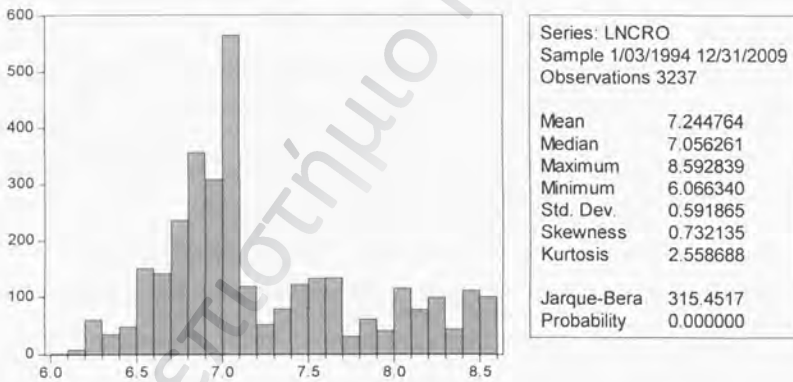
LNROM



Κροατία

Στον Πίνακα 3α παρουσιάζεται το ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα του Δείκτη τιμών μετοχών της Κροατίας.

Πίνακας 3α



Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός $SK=0,73$ και αποκλίνει από την τιμή 0, δηλαδή η κατανομή παρουσιάζει θετική ασυμμετρία. Επίσης, ο συντελεστής κύρτωσης $KU= 2,55$ και αποκλίνει απ' την τιμή 3, επομένως η κατανομή είναι πλατύκυρτη που σημαίνει μεγάλη διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της.

Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Η παραπάνω πρόταση επιβεβαιώνεται και μέσω της στατιστικής Jarque-Bera (1980), εφόσον η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται αφού η τιμή της είναι ίση με 315,45 τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Σχετικά με τη διαχρονική πορεία του ίδιου Δείκτη Τιμών, το **Διάγραμμα 3β** απεικονίζει ότι αυτή ήταν καθαρά ανοδική, κατά την υπό εξέταση περίοδο.

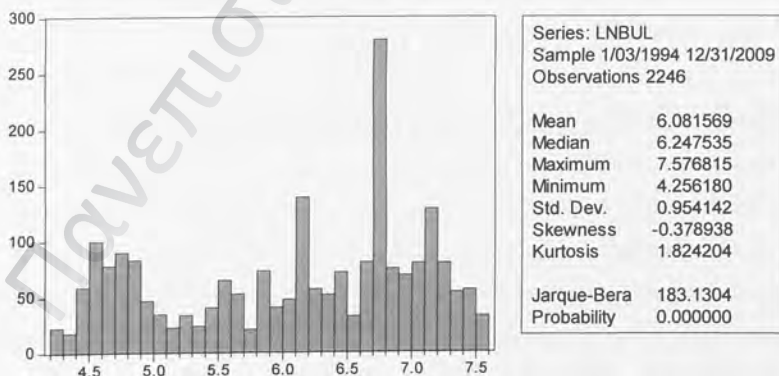
Διάγραμμα 3β



Βουλγαρία

Τέλος τα χαρακτηριστικά της κατανομής του Δείκτη τιμών μετοχών της Βουλγαρίας παρουσιάζονται στον **Πίνακα 4α**. Επίσης, παρουσιάζεται το ιστόγραμμα των τιμών αυτών.

Πίνακας 4α



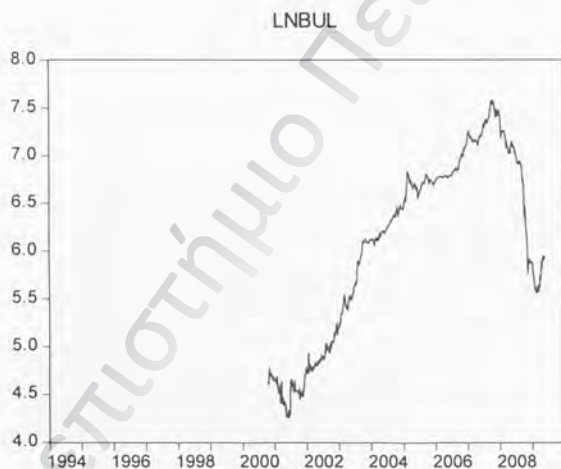
Ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός $SK=-0,37$ και αποκλίνει από την τιμή 0 που υποδηλώνει ότι παρουσιάζει ασύμμετρη προς τα αριστερά κατανομή. Επίσης ο συντελεστής

κύρτωσης $KU= 1,82$ και αποκλίνει απ' την τιμή 3, επομένως η κατανομή είναι πλατύκυρτη που σημαίνει μεγάλη διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της.

Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Η παραπάνω πρόταση επιβεβαιώνεται και μέσω της στατιστικής Jarque-Bera (1980), εφόσον η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται αφού η τιμή της είναι ίση με 183,13 τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Το **Διάγραμμα 4β** απεικονίζει ότι διαχρονική πορεία του ίδιου Δείκτη Τιμών ήταν καθαρά ανοδική, κατά την υπό εξέταση περίοδο.

Διάγραμμα 4β



2. Μεθοδολογία

2.1. Θεωρητική Προσέγγιση

2.1.1. Έννοια της χρονολογικής σειράς

Μια χρονολογική σειρά (time series) είναι ένα σύνολο παρατηρήσεων μιας μεταβλητής οι οποίες έχουν ληφθεί σε ίσα χρονικά διαστήματα, είναι δηλαδή ένα δείγμα y_1, y_2, \dots, y_T όπου ο δείκτης παριστάνει ισαπέχοντα χρονικά σημεία (έτη, μήνες κ.ο.κ.) ή χρονικά διαστήματα (10 έτη, 6 μήνες κ.ο.κ.). Υποθέτουμε ότι οι παρατηρήσεις y_1, y_2, \dots, y_T είναι συγκεκριμένες πραγματοποιήσεις των τυχαίων μεταβλητών Y_1, Y_2, \dots, Y_T και ότι επιπλέον οι τυχαίες αυτές μεταβλητές είναι μέρος μόνο μιας άπειρης σειράς (ακολουθίας) τυχαίων μεταβλητών. Η άπειρη αυτή ακολουθία των τυχαίων μεταβλητών ονομάζεται στοχαστική ή τυχαία διαδικασία (stochastic process) ή στοχαστική ανέλιξη και συνήθως παριστάνεται με $\{Y_t\}$.

Απαραίτητη προϋπόθεση για τη μελέτη των χρονολογικών σειρών είναι η ύπαρξη δεδομένων (data). Υπάρχουν πολλά δεδομένα χρονολογικών σειρών τόσο στα οικονομικά και στις κοινωνικές επιστήμες, όσο και σε άλλους κλάδους της επιστήμης όπως στη φυσική, στη μηχανική, στην ιατρική, στη μετεωρολογία και πολλούς άλλους. Μερικά παραδείγματα είναι η σειρά των μηνιαίων πωλήσεων μιας επιχείρησης, η σειρά των τιμών ενός προϊόντος ανά τρίμηνο, ο αριθμός γεννήσεων κάθε έτους, η ημερήσια αξία των μετοχών και άλλα.

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. Η ανάλυση αυτή διακρίνεται σε δύο κυρίως μέρη. Το πρώτο περιλαμβάνει την ανάλυση των ιδιοτήτων της χρονολογικής σειράς προκειμένου να προσδιοριστούν τα βασικά χαρακτηριστικά που διέπουν τη συμπεριφορά της και το δεύτερο μέρος ασχολείται κυρίως με τα υποδείγματα χρονολογικών σειρών (time-series models). Η διαδικασία κατασκευής υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών αποτελεί μια προσπάθεια αναπαραγωγής της στοχαστικής διαδικασίας που πιθανόν να έχει δημιουργήσει τις δεδομένες παρατηρήσεις. Μια τέτοια προσπάθεια δεν είναι βεβαίως εύκολη όσο μεγάλο κι αν είναι το δείγμα παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς που μελετάμε. Οι διαδικασίες αυτές μπορεί να είναι τόσο

πολύπλοκες ώστε να απαιτούνται σύνθετα μαθηματικά υποδείγματα που είναι δύσκολο να αναλυθούν. Ωστόσο τα υποδείγματα χρονολογικών σειρών παρουσιάζουν το σημαντικό πλεονέκτημα ότι είναι ικανά να ταυτοποιήσουν σχηματισμούς συμπεριφοράς, οι οποίοι στη συνέχεια μπορούν να εξηγηθούν και να προβλεφθούν μελετώντας απλά την ιστορία της μεταβλητής που παρουσιάζει αυτή την συμπεριφορά.

Η μέθοδος για την επιλογή ενός υποδείγματος (*model building*) για μία χρονοσειρά ενός δείγματος παρατηρήσεων γίνεται όπως θα αναλύσουμε παρακάτω με βάση την μεθοδολογία των Box και Jenkins (1976).

2.1.2 Βασικές Ιδιότητες Χρονοσειρών

Μερικές από τις σημαντικότερες στατιστικές ιδιότητες των χρονολογικών σειρών είναι η στασιμότητα, η αυτοσυνδυακίμανση, η αυτοσυσχέτιση και η μερική αυτοσυσχέτιση. Αναλυτικά ισχύουν τα εξής:

Στασιμότητα

Μία ειδική κατηγορία στοχαστικών διαδικασιών, γνωστές ως στάσιμες διαδικασίες, βασίζεται στην υπόθεση ότι η διαδικασία βρίσκεται σε μία **στατιστική ισορροπία** (*statistical equilibrium*). Μία στοχαστική διαδικασία καλείται **αυστηρά στάσιμη** (*strictly stationary*) εφόσον οι ιδιότητές της μένουν ανεπηρέαστες με το πέρασμα του χρόνου. Ειδικότερα, εάν η από κοινού κατανομή πιθανότητας n παρατηρήσεων $x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}$, που δημιουργήθηκαν σε οποιοδήποτε χρονικό διάστημα t_1, t_2, \dots, t_n , είναι η ίδια με αυτή που θα προέκυπτε για n παρατηρήσεις $x_{t_1+k}, x_{t_2+k}, \dots, x_{t_n+k}$ που δημιουργήθηκε στους χρόνους $t_1 + k, t_2 + k, \dots, t_n + k$. Συμπερασματικά, για να είναι μία χρονοσειρά αυστηρά στάσιμη πρέπει η από κοινού συνάρτηση κατανομής οποιοδήποτε συνόλου παρατηρήσεων να μένει αναλλοίωτη με τη μετακίνηση των χρονικών περιόδων των παρατηρήσεων είτε προς τα εμπρός είτε προς τα πίσω, κατά έναν ακέραιο αριθμό k .

Μία χρονοσειρά καλείται **ασθενώς στάσιμη** (*weakly stationary*) εάν ικανοποιούνται μία σειρά από υποθέσεις. Πρώτον, η αναμενόμενη τιμή της χρονοσειράς θα πρέπει να είναι σταθερή για κάθε χρονική περίοδο, δηλαδή:

$$E(y_t) = \mu_y \quad , \quad \text{ανεξάρτητη από το } t \quad (2.1a)$$

Δεύτερον, η διακύμανση της χρονοσειράς να είναι σταθερή για κάθε χρονική περίοδο, δηλαδή:

$$\text{Var}(y_t) = E((y_t - \mu)^2) = \sigma^2, \quad \text{ανεξάρτητη από το } t \quad (2.1\beta)$$

Τέλος, η συνδιακύμανση μεταξύ δύο παρατηρήσεων της χρονοσειράς να είναι συνάρτηση μόνο των χρονικών υστερήσεων k και όχι του χρόνου t , δηλαδή:

$$\text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = \text{Cov}(y_{t+m}, y_{t+m+k}) = \gamma_k, \quad \text{ανεξάρτητη του } t \quad (2.1\gamma)$$

Οι δύο πρώτες συνθήκες υποδηλώνουν σταθερό μέσο και σταθερή διακύμανση. Η τρίτη δηλώνει ότι η συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιωνδήποτε τιμών της y_t που απέχουν k περιόδους (αυτοσυνδιακύμανση) είναι συνάρτηση μόνο του k , δηλαδή της χρονικής υστέρησης ή προήγησης των δύο αυτών τιμών και όχι του χρόνου t .

Απαραίτητη λοιπόν προϋπόθεση για τη διαχρονική σταθερότητα μιας σειράς είναι η μη μεταβλητότητα των παραπάνω μέτρων στην πορεία του χρόνου ή αλλιώς ανά χρονική μεταβολή.

Αυτοσυνδιακύμανση και Αυτοσυσχέτιση

Η αυτοσυνδιακύμανση μετρά τη συνδιακύμανση μεταξύ δύο παρατηρήσεων της ίδιας χρονολογικής σειράς που βρίσκονται σε κάποια χρονική απόσταση μεταξύ τους. Έτσι η συνδιακύμανση μεταξύ δύο παρατηρήσεων y_t και y_{t+k} που απέχουν k χρονικές περιόδους συμβολίζεται με το γράμμα γ_k και ορίζεται ως εξής:

$$\gamma_k = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E[y_t - E(y_t)][y_{t+k} - E(y_{t+k})] \quad (2.2)$$

Για μια στάσιμη χρονολογική σειρά όπως είδαμε προηγούμενα θα έχουμε

$$E(y_t) = E(y_{t+k}) = \mu_y$$

και άρα

$$\gamma_k = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E(y_t - \mu_y)(y_{t+k} - \mu_y) \quad (2.2a)$$

Είναι φανερό ότι η αυτοσυνδιακύμανση μηδενικής υστέρησης ($k=0$) είναι η διακύμανση, δηλαδή:

$$\gamma_0 = \text{Cov}(y_t, y_t) = \sigma_y^2 \quad (2.2\beta)$$

και επίσης εξ ορισμού

$$\gamma_k = \gamma_{-k}$$

Πιο χρήσιμος είναι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ δύο παρατηρήσεων y_t και y_{t+k} που απέχουν k χρονικές υστερήσεις και ορίζεται ως ο **συντελεστής αυτοσυσχέτισης** (*autocorrelation coefficient*).

Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης δίνεται από τη σχέση:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(y_t, y_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(y_t)}\sqrt{\text{var}(y_{t+k})}} \quad (2.3)$$

Αν η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη, τότε η διακύμανση δε μεταβάλλεται με το χρόνο και άρα $\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t+k}) = \sigma_y^2$, οπότε η (2.3) και με βάση τις (2.2α)-(2.2β) απλοποιείται ως εξής:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(y_t, y_{t+k})}{\text{var}(y_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

Ας σημειωθεί ότι, όπως η αυτοσυνδιακύμανση, έτσι και ο συντελεστής αυτοσυσχετίσεως δεν εξαρτάται από το t αλλά από το k .

Φυσικά οι τιμές του ρ_k βρίσκονται μέσα στα όρια $-1 \leq \rho_k \leq 1$ και επειδή $\rho_k = \rho_{-k}$, δηλαδή η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης είναι συμμετρική, εξετάζουμε μόνο τις θετικές τιμές του k . Έτσι, αν δύο παρατηρήσεις που απέχουν k χρονικές υστερήσεις έχουν μεγάλη σχέση μεταξύ τους (δηλ. οι τιμές τους πλησιάζουν πολύ), τότε η τιμή του ρ_k θα είναι κοντά στη μονάδα.

Συνοπτικά ισχύουν τα εξής:

- Η αυτοσυσχέτιση $\rho(k)$ δεν εξαρτάται από τη μονάδα μέτρησης της μεταβλητής.
- Όταν οι παρατηρήσεις με υστέρηση k είναι πολύ κοντά, τότε αναμένεται η τιμή της $\rho(k)$ να πλησιάζει στο +1.
- Όταν, αντίθετα, μια μεγάλη τιμή μιας παρατήρησης την χρονική στιγμή t ακολουθείται από μια μικρή τιμή της παρατήρησης τη χρονική στιγμή $t+k$, τότε η τιμή της $\rho(k)$ αναμένεται να τείνει στο -1.
- Εάν τέλος, η σχέση μεταξύ δύο τιμών είναι μικρή, τότε η αυτοσχέτιση πλησιάζει το 0.

Η σχέση που υπάρχει ανάμεσα στο συντελεστή αυτοσυσχέτισης $\rho(k)$ και στο k ονομάζεται **συνάρτηση αυτοσυσχετίσεως** (*autocorrelation function*) και η γραφική απεικόνισή της **διάγραμμα αυτοσυσχετίσεως** (*correlogram*).

Τέλος η σημασία της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης είναι πολύ μεγάλη, γιατί δείχνει τόσο την ένταση με την οποία μια τιμή της χρονολογικής σειράς συσχετίζεται με προηγούμενες τιμές της όσο και το μήκος ή τη χρονική διάρκεια της *μνήμης* της στοχαστικής διαδικασίας. Οι αυτοσυσχετίσεις είναι οι χαρακτηριστικές της στοχαστικής διαδικασίας και είναι πολύ σημαντικές στην διαδικασία πρόβλεψης. Αυτές οι συσχετίσεις θα μας επιτρέψουν να αποφασίσουμε αν η διαδικασία είναι στάσιμη και, στη συνέχεια να επιλέξουμε το κατάλληλο υπόδειγμα από μια τάξη στάσιμων υποψήφιων υποδειγμάτων.

Μερική Αυτοσυσχέτιση

Μια άλλη συνάρτηση που χρησιμοποιείται στη μελέτη των χαρακτηριστικών μιας χρονολογικής σειράς είναι η **συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης**.

Γενικά ο συντελεστής μερικής συσχέτισης μετρά τη συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών x και y όταν έχει αφαιρεθεί η επίδραση που ασκούν άλλες μεταβλητές έστω οι z_1, \dots, z_p πάνω σ' αυτές. Στην περίπτωση της χρονολογικής σειράς, ο συντελεστής μερικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ Y_t και Y_{t+k} ορίζεται ως ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ τους όταν έχουν ληφθεί υπόψη οι συσχετίσεις όλων των ενδιάμεσων τιμών $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1}$.

Η έννοια της μερικής αυτοσυσχέτισης μπορεί να εξηγηθεί καλύτερα μέσα από την παλινδρόμηση. Ας θεωρήσουμε την παλινδρόμηση της Y_t πάνω στις Y_{t-1} και Y_{t-2} :

$$Y_t = \varphi_{12}Y_{t-1} + \varphi_{22}Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

όπου ο πρώτος υποδείκτης του φ δηλώνει τη χρονική υστέρηση της μεταβλητής (1 για την Y_{t-1}) και ο δεύτερος τη μέγιστη τάξη της παλινδρόμησης (2 στη συγκεκριμένη περίπτωση).

Τότε ο συντελεστής της Y_{t-2} μετρά το συντελεστή μερικής αυτοσυσχέτισης δευτέρας τάξεως (φ_{22}) καθόσον αυτός δείχνει τη συσχέτιση των Y_t και Y_{t-2} όταν έχει συμπεριληφθεί στην παλινδρόμηση η ενδιάμεση Y_{t-1} .

Γενικότερα ο συντελεστής μερικής αυτοσυσχέτισης p -οστής τάξεως συμβολίζεται με το γράμμα φ_{pp} και είναι ο συντελεστής του Y_{t-p} στην παλινδρόμηση

$$Y_t = \varphi_{1p} Y_{t-1} + \varphi_{2p} Y_{t-2} + \dots + \varphi_{pp} Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Οι τιμές των φ_{sp} για διάφορες τιμές του $s=1,2,\dots$ αποτελούν τη **συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης** (*partial autocorrelation function*) και συμβολίζεται με τα γράμματα PACF ή απλώς PAC. Η μορφή της συνάρτησης αυτής καθώς και της απλής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (ACF) είναι εξαιρετικά χρήσιμες καθώς μας καθοδηγούν στον προσδιορισμό της μορφής της στοχαστικής διαδικασίας που δημιουργήσε τη δεδομένη χρονολογική σειρά.

Επιπλέον οι γραφικές παραστάσεις των αυτοσυσχετίσεων και μερικών αυτοσυσχετίσεων παρουσιάζουν μεγάλο ενδιαφέρον και λαμβάνονται υπ' όψιν στην ανάλυση χρονοσειρών. Το διάγραμμα των αυτοσυσχετίσεων παρέχει πληροφορίες σχετικά με τη στασιμότητα μίας χρονοσειράς. Εάν στο διάγραμμα αυτό οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν πολύ γρήγορα, τότε η χρονοσειρά μπορεί να θεωρηθεί στάσιμη. Σε αντίθετη περίπτωση θεωρείται μη-στάσιμη.

2.1.3 Λευκός Θόρυβος

Το απλούστερο δυνατό σχήμα χρονολογικής σειράς είναι αυτό της τυχαίας μεταβλητής ή αλλιώς του ονομαζόμενου λευκού θορύβου. Η διαδικασία του **λευκού θορύβου** (*white noise series*) μπορεί να θεωρηθεί σαν μία χρονοσειρά **διαταραχών** (*shocks*) η οποία παίζει σπουδαίο ρόλο στην εξέλιξη ενός υποδείγματος. Αν συμβολίσουμε με ε_t μια τέτοια σειρά τότε θα λέμε ότι είναι λευκός θόρυβος αν έχει σταθερό μέσο (συνήθως μηδέν), σταθερή διακύμανση και οι τιμές της δεν αυτοσυσχετίζονται. Πιο συγκεκριμένα, η υπόθεση του λευκού θορύβου συνεπάγεται για όλα τα t τα εξής :

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.6a)$$

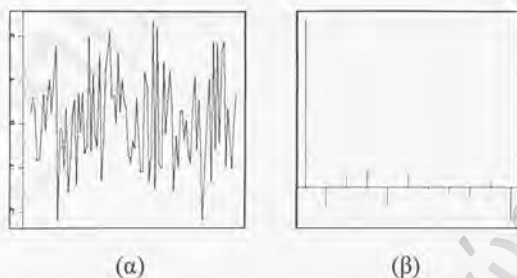
$$Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (2.6b)$$

Εφόσον οι τυχαίες μεταβλητές ε_t είναι ασυσχέτιστες, έπεται ότι η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης θα είναι:

$$\gamma_k = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+k}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, k=0 \\ 0, k \neq 0 \end{cases} \quad (2.6\gamma)$$

συνεπώς, η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης του λευκού θορύβου έχει τη μορφή:

$$\rho_k = \begin{cases} 1, k=0 \\ 0, k \neq 0 \end{cases} \quad (2.6\delta)$$



Διάγραμμα 2.1.3 Διαγράμματα λευκού θορύβου και αυτοσυσχετίσεων του

Το Διάγραμμα 2.1.3(α) και (β) παρουσιάζει τα διαγράμματα μίας χρονοσειράς λευκού θορύβου και των αυτοσυσχετίσεων της. Είναι φανερό ότι στο πρώτο διάγραμμα η σειρά του λευκού θορύβου εξελίσσεται γύρω από το μηδέν ενώ στο δεύτερο διάγραμμα γίνεται φανερό ότι η πρώτη αυτοσυσχέτιση ισούται με 1 και οι υπόλοιπες μπορούν να θεωρηθούν ίσες με μηδέν, αφού βρίσκονται εντός του διαστήματος εμπιστοσύνης.

2.1.4 Στατιστικοί Έλεγχοι Χρονολογικών σειρών

2.1.4.1 Έλεγχος Στασιμότητας

Είναι γεγονός ότι ένα μεγάλο μέρος της κλασσικής οικονομετρικής θεωρίας έχει στηριχθεί στην παραδοχή ότι οι παρατηρήσεις πρέπει να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα, δηλαδή ο μέσος και η διακύμανση των σειρών να είναι σταθερές στο χρόνο. Η στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς αποτελεί ένα από τα θεμελιώδη χαρακτηριστικά της και είναι αναγκαίο να ελεγχθεί αφού τα περισσότερα στατιστικά μοντέλα λειτουργούν με βάση την υπόθεση ότι η διαδικασία που δημιουργεί τη σειρά είναι στάσιμη. Αν τα χαρακτηριστικά της στοχαστικής διαδικασίας μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η διαδικασία αυτή είναι μη στάσιμη και είναι πολύ δύσκολο να παρατηρήσουμε τη χρονολογική σειρά με κάποιο αλγεβρικό υπόδειγμα. Αν όμως η στοχαστική διαδικασία παραμένει σε ισορροπία διαχρονικά γύρω από ένα σταθερό επίπεδο τότε μπορούμε να αναλύσουμε τη διαδικασία μέσω ενός υποδείγματος με σταθερούς συντελεστές που μπορούν να εκτιμηθούν με βάση τα ιστορικά δεδομένα και να τα χρησιμοποιήσουμε για την πραγματοποίηση προβλέψεων. Μία ματιά στα διαγράμματα των περισσότερων οικονομετρικών σειρών αρκεί για να αποκαλύψουμε ότι χαρακτηρίζονται από έλλειψη στασιμότητας. Δεδομένου λοιπόν ότι η έλλειψη στασιμότητας μοιάζει να είναι ένα

φυσικό χαρακτηριστικό της οικονομικής ζωής, αυτό πρακτικά σημαίνει ότι πρέπει απαραίτητως να λαμβάνεται υπόψη στη στατιστική ανάλυση και να ελέγχονται διεξοδικώς.

Στην οικονομετρική πρακτική αντιμετωπίζουμε δύο βασικά ερωτήματα, πρώτον το πώς βρίσκουμε για μια συγκεκριμένη περίοδο αν οι σειρές οι οποίες εξετάζουμε είναι στάσιμες και δεύτερον αν οι σειρές δεν είναι στάσιμες με ποιο τρόπο μπορούμε να τις καταστήσουμε στάσιμες.

Υπάρχουν δύο κύριες μέθοδοι ελέγχου της στασιμότητας:

1. Οπτικός Έλεγχος

Ο έλεγχος αυτός εφαρμόζεται στο χρονολογικό Διάγραμμα (line graphs) της σειράς και στο Διάγραμμα της συνάρτησης της αυτοσυσχέτισης (correlogram). Με αυτό τον τρόπο εξετάζουμε οπτικά τις αυτοσυσχετίσεις των χρονολογικών σειρών και αν αυτές φθίνουν σχετικά γρήγορα προς το μηδέν καθώς ο αριθμός υστερήσεων k μεγαλώνει τότε η σειρά είναι στάσιμη, ενώ δε συμβαίνει πάντα το ίδιο στις μη στάσιμες σειρές.

2. Τυπικοί στατιστικοί έλεγχοι για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Ο παραπάνω έλεγχος είναι περισσότερο περιγραφικός και θεωρείται μάλλον υποκειμενικός, γι' αυτό για τον έλεγχο της στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς χρησιμοποιούμε στατιστικούς ελέγχους για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών. Οι έλεγχοι αυτοί είναι οι εξής:

1. Dickey-Fuller (DF) τεστ (1979)

2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (1981)

3. Έλεγχος Phillips και Perron (1988)

Αναλυτικά ισχύουν τα παρακάτω για κάθε ένα ξεχωριστά έλεγχο:

1. Dickey-Fuller (DF) τεστ (1979)

Για να καταλάβουμε πως χρησιμοποιούμε το Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) τεστ, πρέπει να δούμε πρώτα πως χρησιμοποιούμε το απλό Dickey-Fuller τεστ (1979).

Έστω ένα AR(1) μοντέλο,

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + e_t, \quad e_t \approx \text{Niid} \quad (2.7)$$

όπου

μ και ρ : παράμετροι και

e_t : μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία.

Η y_t είναι στάσιμη σειρά αν $-1 < \rho < 1$.

Αν $\rho = 1$ τότε η σειρά είναι μη στάσιμη. Σε αυτή την περίπτωση, η διακύμανση της y_t αυξάνεται με το χρόνο και τείνει στο άπειρο. Έτσι η υπόθεση της στασιμότητας μπορεί να ελεγχθεί εξετάζοντας το αν η απόλυτη τιμή του ρ είναι αυστηρά μικρότερη της μονάδας.

Γενικά, ενδιαφερόμαστε να ελέγξουμε την υπόθεση μηδέν ότι :

$$H_0 : \rho = 1 \text{ έναντι της εναλλακτικής}$$

$$H_1 : \rho < 1$$

Το τεστ διεξάγεται εκτιμώντας μία εξίσωση από τα δύο μέλη της οποίας έχουμε αφαιρέσει τον όρο: y_{t-1} :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + e_t, \quad e_t \approx Niid \quad (2.8)$$

Όπου $\gamma = \rho - 1$ και η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση είναι:

$H_0 : \gamma = 0$ η διαδικασία y_t είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα) και

$H_1 : \gamma < 0$ η διαδικασία y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Ενώ φαίνεται ότι το τεστ μπορεί να διεξαχθεί εφαρμόζοντας ένα t-test στο εκτιμημένο γ , το t-statistic υπό τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν έχει τη συμβατική Student's t κατανομή. Οι Dickey και Fuller (1979) έδειξαν ότι η κατανομή υπό την μηδενική υπόθεση είναι non-standard και προσομοίωσαν τις κριτικές τιμές (critical values) για επιλεγμένα μεγέθη δείγματος. Πιο πρόσφατα ο MacKinnon (1991) προέβη σε μεγαλύτερο αριθμό προσομοιώσεων από αυτές των Dickey και Fuller.

2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (1981)

Το απλό τεστ μοναδιαίας ρίζας όπως περιγράφεται παραπάνω είναι έγκυρο μόνο όταν η σειρά είναι AR(1). Αν οι σειρές συσχετίζονται με μεγαλύτερο αριθμό υστερήσεων η υπόθεση των σφαλμάτων λευκού θορύβου παραβιάζεται. Το Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) τεστ κάνει μια παραμετρική διόρθωση για υψηλότερου βαθμού συσχέτιση υποθέτοντας ότι η σειρά ακολουθεί μια AR(p) διαδικασία προσαρμόζοντας την μεθοδολογία του τεστ.

Συγκεκριμένα, η ADF προσέγγιση ελέγχει για υψηλότερου βαθμού συσχετίσεις προσθέτοντας υστερήσεις των διαφορών της ανεξάρτητης μεταβλητής y_t στο δεξί μέρος της παλινδρόμησης:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + e_t, \quad e_t \approx Niid \quad (2.9)$$

Η προσαυξημένη αυτή εκδοχή χρησιμοποιείται εξετάζοντας τη μηδενική υπόθεση

$H_0 : \gamma = 0$, έναντι της εναλλακτικής

$H_1 : \gamma < 0$.

Η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης σημαίνει ότι η σειρά είναι μη στάσιμη.

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές του MacKinnon (1991) από τον πίνακα των Dickey – Fuller (1976), δηλαδή η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής της υπόθεσης αν η τιμή του t-statistic είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή t_1 .

3. Έλεγχος Phillips και Perron (1988)

Οι έλεγχοι Dickey-Fuller στηρίζονται στην υπόθεση πως οι διαταρακτικοί όροι κατανέμονται ανεξάρτητα και κανονικά ενώ οι επαυξημένοι έλεγχοι Dickey-Fuller προσαρμόζουν τους απλούς ώστε να λαμβάνουν υπόψη πιθανή αυτοσυσχέτιση τους. Οι Phillips και Perron (1988) χρησιμοποίησαν μη παραμετρικούς στατιστικούς μεθόδους ώστε να μεριμνήσουν για τη γραμμική συσχέτιση (serial correlation) του διαταρακτικού όρου, χωρίς να προσθέσουν υστερημένους όρους διαφορών όπως συμβαίνει στον έλεγχο ADF. Δυστυχώς οι έλεγχοι Phillips-Perron κατά τους Davidson και MacKinnon, είναι πιο αδύναμοι από τους ADF για πεπερασμένα δείγματα.

2.1.4.2 Έλεγχος Κανονικότητας

Συνήθως οι στατιστικές μεθοδολογίες ανάλυσης δεδομένων βασίζονται στην υπόθεση ότι τα δεδομένα αυτά ακολουθούν κάποια συγκεκριμένη μορφή κατανομής. Η συχνότερη χρησιμοποιούμενη κατανομή είναι αναμφίβολα η Κανονική Κατανομή.

Ο έλεγχος της κανονικότητας είναι από τους σπουδαιότερους στην ανάλυση της συμπεριφοράς των κεφαλαιαγορών, αφού εάν η χρονοσειρά των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών κατανέμεται σύμφωνα με την κανονική κατανομή, τότε οι αποδόσεις είναι ίδιες σε κάθε επενδυτικό ορίζοντα.

Τα χαρακτηριστικά της *κανονικής κατανομής* συνοπτικά είναι τα εξής:

α) η γραφική παράσταση της συνάρτησης πυκνότητας πιθανοτήτων της έχει το σχήμα του κώδωνα.

β) είναι συμμετρική ως προς το μέσο της μ , στον οποίο η κατανομή λαμβάνει τη μέγιστη τιμή της.

γ) η τιμή του μέσου όρου της συμπίπτει με τη τιμή της διαμέσου και την επικρατούσα τιμή.

δ) λόγω της συμμετρίας της η τιμή του συντελεστή ασυμμετρίας είναι μηδέν, ενώ η τιμή του συντελεστή κύρτωσης είναι ίση με 3.

ε) το εμβαδόν κάτω από τη συνάρτηση πυκνότητας πιθανοτήτων της για όλες τις τιμές της μεταβλητής X είναι ίσο με τη μονάδα.

ζ) σε κάθε κανονική κατανομή τα διαστήματα τιμών που απέχουν από τη τιμή του μέσου όρου της μία ή δύο τυπικές αποκλίσεις, δηλαδή $(\mu \pm \sigma)$ και $(\mu \pm 2\sigma)$ περιλαμβάνουν το 68% και 95% περίπου αντίστοιχα των τιμών της μεταβλητής.

Στα κυριότερα χαρακτηριστικά της Κανονικής Κατανομής περιλαμβάνονται :

- *Αναμενόμενη τιμή*

Η ροπή πρώτης τάξης φανερώνει τη κεντρική θέση της τυχαίας μεταβλητής και ονομάζεται αναμενόμενη τιμή (expected value). Εκφράζει το μέσο όρο της τυχαίας μεταβλητής X .

- *Διακύμανση*

Η ροπή δεύτερης τάξης ονομάζεται διακύμανση (variance) και είναι ένας θετικός αριθμός, δηλαδή $\sigma_x^2 > 0$ και φανερώνει τη διασπορά των τιμών της τυχαίας μεταβλητή γύρω από τη μέση τιμή της.

Η θετική τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, $\sqrt{\sigma_x^2} = \sigma_x$ ονομάζεται *τυπική απόκλιση*.

- *Ασυμμετρία*

Η ασυμμετρία (*skewness*) μιας συνάρτησης πιθανοτήτων καθορίζεται με βάση τη ροπή τρίτης τάξης $\mu_3 = E[(X - \mu_x)^3]$. Αν η συνάρτηση πιθανοτήτων είναι συμμετρική τότε η τιμή της μ_3 είναι ίση με μηδέν, ενώ αν δεν είναι συμμετρική, τότε η τιμή της μ_3 είναι διάφορη του μηδενός. Είναι το στατιστικό μέτρο που μας πληροφορεί αν οι τιμές μιας μεταβλητής διατάσσονται συμμετρικά γύρω από τον μέσο της κατανομής. Στην πράξη ο καθορισμός του βαθμού της ασυμμετρίας επιμετράται με τον συντελεστή ασυμμετρίας β_1 (*coefficient of skewness*) ο οποίος ορίζεται ως εξής :

$$\beta_1 = \frac{E[(X - \mu_x)^3]}{\sigma_x^3} = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3} \quad (2.10)$$

Θετική ασυμμετρία σημαίνει ότι η γραφική παράσταση της συνάρτησης πιθανοτήτων έχει μακριά ουρά προς τα δεξιά δηλαδή $\beta_1 > 0$, ενώ για την αρνητική ασυμμετρία, δηλαδή $\beta_1 < 0$ ισχύει ακριβώς το αντίθετο.

- *Κύρτωση*

Μια άλλη παράμετρος που συντελεί στον καλύτερο προσδιορισμό της γραφικής παράστασης της συνάρτησης πιθανοτήτων μιας τυχαίας μεταβλητής είναι η κύρτωση η οποία εκφράζει τη ροπή τέταρτης τάξης $\mu_4 = E[(X - \mu_x)^4]$. Η παράμετρος αυτή μας πληροφορεί για τον βαθμό συγκέντρωσης των τιμών μιας μεταβλητής στην περιοχή του αριθμητικού μέσου και προς τα άκρα δεξιά και αριστερά αυτού. Εάν ο συντελεστής κύρτωσης είναι μεγαλύτερος του 3 έχουμε *λεπτόκυρτη* κατανομή και φανερώνει μεγάλη συγκέντρωση των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της, ενώ αν είναι μικρότερος του 3 τότε η κατανομή των τιμών μιας μεταβλητής είναι *πλατύκυρτη* (*fat tailed distribution*) και δηλώνει μεγάλη διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της. Στην πράξη ο καθορισμός της γίνεται με βάση το συντελεστή κύρτωσης β_2 (*coefficient of kurtosis*) ο οποίος ορίζεται ως εξής:

$$\beta_2 = \frac{E[(X - \mu_x)^4]}{\sigma_x^4} = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} \quad (2.11)$$

Έλεγχος Jarque – Bera

Ο έλεγχος Jarque – Bera (1980) είναι ένας από κοινού έλεγχος για την κανονικότητα μιας μεταβλητής X_i αφού χρησιμοποιεί και τους δύο συντελεστές που προαναφέραμε (κύρτωσης και ασυμμετρίας) με αποτέλεσμα να δίνει πιο αξιόπιστες ενδείξεις ως αναφορά την κανονικότητα μιας μεταβλητής X_i .

Ο παραπάνω έλεγχος έχει ως εξής:

Κατασκευάζουμε την στατιστική :

$$J.B = n \left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(KU - 3)^2}{24} \right] \quad (2.12)$$

όπου:

SK : είναι ο συντελεστής ασυμμετρίας, (β_1)

KU : είναι ο συντελεστής κύρτωσης, (β_2)

n : το μέγεθος του δείγματος

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε έχουν ως εξής :

H_0 : η X_t κατανέμεται κανονικά, έναντι της εναλλακτικής

H_1 : η X_t δεν κατανέμεται κανονικά

Συγκρίνουμε την στατιστική $J.B$ με την κριτική τιμή r που παίρνουμε από την κατανομή χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας και δοσμένο επίπεδο σημαντικότητας α . Εάν $J.B > \chi^2(2)$ τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 ότι η X_t κατανέμεται κανονικά.

2.1.4.3 Έλεγχος Ανεξαρτησίας

Ο έλεγχος για την ανεξαρτησία μιας χρηματοοικονομικής χρονολογικής σειράς είναι βασικός στη μελέτη των χαρακτηριστικών μιας κεφαλαιαγοράς. Εάν μια χρονολογική σειρά είναι ανεξάρτητη, τότε η διαδικασία που την διέπει είναι τελείως τυχαία και δεν είναι δυνατόν να κατασκευαστεί ένα προσδιοριστικό υπόδειγμα που να την περιγράφει. Η υπόθεση της ανεξαρτησίας ή ότι οι αποδόσεις των χρηματοοικονομικών αγαθών έχουν βραχυχρόνια μνήμη, είναι μια πολύ αυστηρή υπόθεση στην χρηματοοικονομική θεωρία. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, η σημερινή μεταβολή του επιπέδου των τιμών δεν μπορεί να αποδοθεί από τις προηγούμενες μεταβολές.

Η έννοια της ανεξαρτησίας συνδυασμένη με αυτήν της κανονικότητας θεωρείται πολύ σημαντική στην εξειδίκευση ενός υποδείγματος χρονολογικών σειρών.

Ένας από τους παλαιότερους ελέγχους για ανεξαρτησία είναι ο έλεγχος Portmanteau που χρησιμοποιεί την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF). Αν μια χρονολογική σειρά είναι ανεξάρτητα κατανεμημένη τότε οι συντελεστές αυτοσυσχετίσεις $\rho(k)$ είναι ίσοι με το μηδέν για οποιαδήποτε χρονική υστέρηση.

Η στατιστική Ljung-Box (1978) προτείνεται σαν εναλλακτική στην απλή γραφική μελέτη των δειγματικών αυτοσυσχετίσεων και καθορίζεται ως:

$$Q_{L,B} = n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{n-j} \quad (2.13)$$

όπου $n = N-d$, ο αριθμός των διαθέσιμων παρατηρήσεων μετά τις διαφορές d τάξεως και $\hat{\rho}_j$ οι δειγματικές αυτοσυσχετίσεις.

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε έχουν ως εξής :

$$H_0: \rho(1) = \rho(2) = \dots = \rho(k) = 0, \text{ έναντι της εναλλακτικής}$$

$$H_1: \text{τουλάχιστον ένα } \rho(k) \text{ είναι μη μηδενικό}$$

Η μηδενική υπόθεση υπονοεί ανεξαρτησία της y_t και η Q_{LB} κατανέμεται ασυμπτωτικά με την χ^2 κατανομή για k βαθμούς ελευθερίας. Έτσι για δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας α , η μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές αυτοσυσχετίσεως είναι μηδέν απορρίπτεται αν η τιμή της Q_{LB} υπερβαίνει την κρίσιμη τιμή της χ^2 , δηλαδή $Q_{LB} > \chi_k^2$.

Η στατιστική Box-Pierce (1970) είναι μια παραλλαγή της παραπάνω στατιστικής, όπου ο όρος $\frac{n(n+2)}{n-j}$ αντικαθίσταται με τον όρο n και καθορίζεται ως εξής:

$$Q_{BP} = n \sum_{j=1}^k \bar{\rho}_j^2 \quad (2.14)$$

Και η παραπάνω στατιστική ακολουθεί προσεγγιστικά την κατανομή χ^2 με k βαθμούς ελευθερίας.

2.1.5 Μεθοδολογία ανάλυσης χρονολογικών σειρών - Box – Jenkins (1976)

Η ανάλυση χρονολογικών σειρών απαιτεί την κατασκευή και επιλογή υποδειγμάτων σε μια προσπάθεια αναπαραγωγής της στοχαστικής διαδικασίας που πιθανόν να έχει δημιουργήσει τις δεδομένες παρατηρήσεις. Κατά συνέπεια η μεθοδολογία Box-Jenkins (1976) είναι μία μέθοδος εξεύρεσης ενός στατιστικού υποδείγματος η οποία γίνεται ακολουθώντας τα παρακάτω τρία βήματα:

Τυποποίηση (identification)

Κατά το στάδιο αυτό γίνεται εξειδίκευση του αριθμού d των διαφορών της αρχικής σειράς που απαιτούνται για επίτευξη στασιμότητας του υποψήφιου ARIMA υποδείγματος. Στη συνέχεια προσδιορίζουμε τις τάξεις p και q του ARMA(p,q) που ταιριάζει στα δεδομένα των διαφορών μελετώντας τις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης κα μερικής αυτοσυσχέτισης.

Εκτίμηση (Estimation)

Σ' αυτό το στάδιο γίνεται η εκτίμηση των παραμέτρων a_1, a_2, \dots, a_p και $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$ που αντιστοιχούν στη μορφή του υποδείγματος που επελέγη στο προηγούμενο στάδιο.

Διαγνωστικός έλεγχος (Diagnostic checking)

Ο έλεγχος στο στάδιο αυτό γίνεται με διάφορα στατιστικά κριτήρια για το αν και κατά πόσο η μορφή ARIMA που εκτιμήθηκε εξηγεί επαρκώς τα δεδομένα του δείγματος. Ο πιο συνηθισμένος τρόπος να ελέγξουμε την καταλληλότητα ενός εκτιμημένου ARIMA υποδείγματος είναι να ελέγξουμε κατά πόσο τα εκτιμημένα κατάλοιπα είναι πράγματι ασυσχέτιστα έτσι όπως προβλέπει η ιδιότητα του τυχαίου θορύβου των αληθινών καταλοίπων.

2.1.5.1 Κριτήρια Επιλογής Υποδειγμάτων

Δύο από τα πιο διαδεδομένα κριτήρια επιλογής μεταξύ υποδειγμάτων με διαφορετικό αριθμό παραμέτρων είναι το κριτήριο πληροφοριών του Akaike (1974) συμβολιζόμενο με τα αρχικά AIC (*Akaike Information Criterion*) και το κριτήριο του Schwartz (1978) συμβολιζόμενο ως SBC (*Schwartz Bayesian Criterion*). Τα δύο αυτά κριτήρια ορίζονται ως εξής:

$$AIC = \ln(\sigma^2) + \frac{2(p+q)}{T} \quad (2.15)$$

$$SBC = \ln(\sigma^2) + (p+q) \ln T \quad (2.16)$$

όπου:

σ^2 : η εκτίμηση της διακύμανσης των καταλοίπων

p, q : ο αριθμός εκτιμημένων παραμέτρων υποδείγματος ($p+q+1$) όπου η μονάδα αντιστοιχεί στην σταθερά αν υπάρχει,

T : ο αριθμός παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στην παλινδρόμηση

Γενικά προτιμούνται μικρές τιμές για το κριτήριο Akaike. Μπορούμε, για παράδειγμα, να επιλέξουμε το μήκος της κατανομής των υστερήσεων επιλέγοντας το μοντέλο με τη μικρότερη τιμή AIC. Το κριτήριο Schwarz είναι εναλλακτικό του AIC, το οποίο επιβάλλει μεγαλύτερη ποινή για επιπρόσθετους συντελεστές.

Όπως ορίζονται τα κριτήρια αυτά, θέτουν μια «ποινή» στην αύξηση των παραμέτρων. Η προσθήκη μιας επιπλέον μεταβλητής στο υπόδειγμα μειώνει το άθροισμα των τετραγώνων

των καταλοίπων και επομένως τη διακύμανση σ^2 , αλλά ταυτόχρονα αυξάνει το n στους παραπάνω τύπους. Έτσι αν η προστιθέμενη μεταβλητή δεν έχει ερμηνευτική ικανότητα, τότε οι τιμές και των δύο κριτηρίων AIC και SBC, θα αυξηθούν. Η επιλογή επομένως των υποδειγμάτων γίνεται με βάση τη μικρότερη τιμή των κριτηρίων.

2.1.6 Έλεγχοι Καταλοίπων

2.1.6.1 Υποθέσεις Οικονομετρικών Υποδειγμάτων

Οι υποθέσεις αυτές αφορούν κυρίως το τυχαίο σφάλμα και είναι οι ακόλουθες:

1. Η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος είναι σταθερή και ίδια για κάθε τιμή του, δηλαδή για κάθε $i=1,2,\dots, n$ ισχύει η σχέση:

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (2.17)$$

όπου σ^2 είναι ένας αριθμός θετικός και πεπερασμένος. Η περίπτωση αυτή της σταθερής και ίσης διακύμανσης των τιμών του τυχαίου σφάλματος ονομάζεται ομοσκεδαστικότητα (*homoscedasticity*). Αν όμως η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος δεν είναι σταθερή, τότε εμφανίζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας (*heteroscedasticity*), το οποίο απαιτεί ειδική αντιμετώπιση.

2. Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, δηλαδή για κάθε $i \neq j$ ισχύει η σχέση:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad (2.18)$$

η οποία φανερώνει ότι οι τιμές του τυχαίου σφάλματος δεν αυτοσυσχετίζονται μεταξύ τους. Αν όμως οι τιμές του τυχαίου σφάλματος συσχετίζονται μεταξύ τους, τότε εμφανίζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχετίσης (*autocorrelation*).

3. Οι τιμές του τυχαίου σφάλματος ακολουθούν την κανονική κατανομή. Έτσι, με βάση τις παραπάνω υποθέσεις οι τιμές του τυχαίου σφάλματος συνηθίζεται στη βιβλιογραφία να συμβολίζονται συνοπτικά ως εξής:

$$\varepsilon_i \sim iidN(0, \sigma^2)$$

Πολλές φορές εντούτοις και για λόγους πρακτικούς οι τιμές του τυχαίου σφάλματος συμβολίζεται και ως εξής:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.19)$$

υποδηλώνοντας σιωπηλά την έννοια της ανεξαρτησία των τιμών τους.

2.1.6.2 Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων

Έλεγχος Jarque – Bera (1980),

Κατασκευάζουμε την στατιστική :

$$J.B = n \left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(KU - 3)^2}{24} \right]$$

όπου:

SK είναι ο συντελεστής ασυμμετρίας, (β_1)

KU είναι ο συντελεστής κύρτωσης, (β_2)

n : το μέγεθος του δείγματος

Η στατιστική των Jarque-Bera ακολουθεί την κατανομή χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Αν $JB > \chi^2_{(2)}$ τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.

2.1.6.3 Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων

Ο έλεγχος της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων εφαρμόζεται με τον έλεγχο Breusch-Godfrey (1978). Ο έλεγχος αυτός διεξάγεται παλινδρομώντας τα κατάλοιπα που προκύπτουν από μια παλινδρόμηση Ελαχίστων Τετραγώνων μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής, των ερμηνευτικών μεταβλητών και ένα σύνολο καταλοίπων με υστερήσεις.

Για να ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση θα πρέπει να αποφασίσουμε για τη μέγιστη χρονική υστέρηση που τα κατάλοιπα εμφανίζουν συσχέτιση (δηλαδή να βρούμε την τάξη της αυτοσυσχέτισης). Αν για παράδειγμα υποθέσουμε ότι έχουμε το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα $AR(p)$ σύμφωνα με το οποίο έχουμε:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + e_t \quad (2.20)$$

όπου e_t είναι ένας διαταρακτικός όρος με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση σ^2 . Η υπόθεση $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ σημαίνει ότι δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση. Αυτή η στατιστική υπόθεση μπορεί να ελεγχθεί είτε με την κατανομή χ^2 είτε με την κατανομή F.

Συγκεκριμένα, αν υποθέσουμε ότι ο διαταρακτικός όρος χαρακτηρίζεται από p τάξεως αυτοπαλίνδρομο σχήμα, όπως αυτό αντιπροσωπεύεται στην (2.20) τότε τα βήματα του τεστ ελέγχου είναι τα ακόλουθα:

1. Εκτιμάμε το υπόδειγμα με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και παίρνουμε τα κατάλοιπα \bar{u}_t .

2. Εκτιμάμε μια βοηθητική παλινδρόμηση ανάμεσα στα εκτιμημένα κατάλοιπα και τα εκτιμημένα κατάλοιπα με μια σειρά p υστερήσεων και με $N - p$ παρατηρήσεις.

Συγκεκριμένα η βοηθητική παλινδρόμηση είναι η

$$\bar{u}_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_k X_{kt} + \rho_1 \bar{u}_{t-1} + \rho_2 \bar{u}_{t-2} + \dots + \rho_{p-1} \bar{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

και ελέγχουμε την υπόθεση

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 \quad (\text{δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση})$$

Η στατιστική που χρησιμοποιούμε για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης γίνεται με τον έλεγχο των Breusch-Godfrey από τον παρακάτω τύπο:

$$BG = (N - p) \cdot R^2 \sim \chi^2_{a,p}$$

όπου

R^2 : ο συντελεστής προσδιορισμού που εξήχθη από τη βοηθητική παλινδρόμηση (2.21)

N : είναι το μέγεθος του δείγματος

p : η τάξη της αυτοσυσχέτισης

Αν $BG > \chi^2_{a,p}$ τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα)

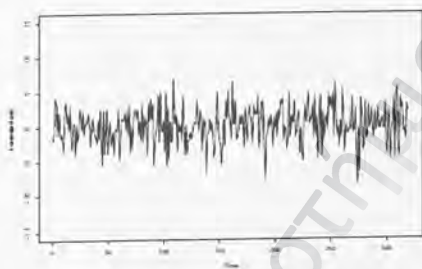
2.1.6.4 Ετεροσκεδαστικότητα

Μία από τις βασικές υποθέσεις των οικονομετρικών υποδειγμάτων όπως αναφέραμε παραπάνω είναι η σταθερή διακύμανση των σφαλμάτων, ιδιότητα γνωστή και ως ομοσκεδαστικότητα. Η ιδιότητα αυτή υποθέτει ότι η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου στο τετράγωνο είναι η ίδια σε κάθε δεδομένο σημείο, που σημαίνει ότι η διακύμανση των σφαλμάτων είναι σταθερή $Var(u_t) = \sigma^2$ εναλλακτικά $E(u_t^2) = \sigma^2$ για $t = 1, 2, \dots, n$. Αυτή η υπόθεση αποκαλείται ομοσκεδαστικότητα. Δεδομένα στα οποία οι διακυμάνσεις των διαταρακτικών όρων u_t δεν είναι σταθερές και στα οποία τα σφάλματα αναμένονται να είναι μεγαλύτερα σε κάποια σημεία από κάποια άλλα, τότε λέγεται ότι πάσχουν από ετεροσκεδαστικότητα. Στη περίπτωση ασταθούς διακύμανσης δημιουργούνται προβλήματα στην εκτίμηση των υποδειγμάτων με αποτέλεσμα η εκτίμηση να είναι μη ορθή. Η ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας επηρεάζει σημαντικά τις τιμές των τυπικών σφαλμάτων των

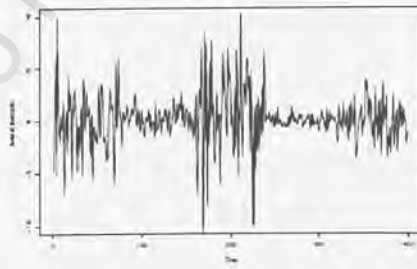
εκτιμητών των συντελεστών ενός υποδείγματος, με αποτέλεσμα να αμφισβητείται η αξιοπιστία των στατιστικών ελέγχων που αφορούν τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών.

Στις χρηματοοικονομικές εφαρμογές ιδίως σε παραδείγματα μελέτης χρονοσειρών οι διακυμάνσεις των διαταρακτικών όρων δεν είναι σταθερές, αλλά μεταβάλλονται μεταξύ διαφορετικών χρονικών περιόδων. Για παράδειγμα ο χρόνος κατά τον οποίο εξελίσσονται οι παρατηρήσεις των αποδόσεων των μετοχών χωρίζεται σε τμήματα με μεγαλύτερη μεταβλητότητα και σε άλλα με μικρότερη μεταβλητότητα (volatility clustering). Συνεπώς σε αυτές τις περιπτώσεις διατάσσεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας και εντοπίζεται η ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας $Var(u_t) \neq \sigma^2$.

Τα δύο διαγράμματα του Σχήματος 2.1.6.4 δίδουν παραδείγματα μιας σειράς με ομοσκεδαστικότητα και μιας με ετεροσκεδαστικότητα. Παρατηρούμε πως στην πρώτη περίπτωση οι τυπικές αποκλίσεις είναι σταθερές στο πέρασμα του χρόνου, ενώ στη δεύτερη όχι.



2.1.6.4 (α) Σταθερές τυπικές αποκλίσεις που αφορούν ομοσκεδαστικότητα (υπό συνθήκη ή μη)



2.1.6.4 (β) Ασταθείς τυπικές αποκλίσεις που αφορούν ετεροσκεδαστικότητα (υπό συνθήκη ή μη)

Για την αντιμετώπιση λοιπόν ετεροσκεδαστικών χρονοσειριακών μοντέλων κατασκευάστηκαν τα μοντέλα ARCH/ GARCH. Ο στόχος των μοντέλων αυτών είναι να μετρούν τη μεταβλητότητα σαν μία τυπική απόκλιση που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για χρηματοοικονομικές αποφάσεις που αφορούν την ανάλυση του ρίσκου, την επιλογή χαρτοφυλακίων, την τιμολόγηση ομολόγων.

2.1.6.5 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων

Το πιο συχνό φαινόμενο είναι ότι πολλές οικονομικές χρονοσειρές παρουσιάζουν περιόδους με ασυνήθιστα υψηλή μεταβλητότητα, ακολουθούμενη από περιόδους ηρεμίας,

συνεπώς η μεταβλητότητα των σφαλμάτων είναι μεγαλύτερη σε κάποιες χρονικές στιγμές από ότι σε κάποιες άλλες. Σε τέτοιες περιπτώσεις η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης (ομοσκεδαστικότητας) δεν θεωρείται κατάλληλη.

Για το λόγο αυτό υπάρχουν αρκετά είδη ελέγχων της ύπαρξης της ετεροσκεδαστικότητας, ένας από αυτούς είναι ο έλεγχος **White (1980)**.

Το γενικό τεστ του White διεξάγεται παλινδρομώντας τα υψωμένα στο τετράγωνο κατάλοιπα από μια OLS παλινδρόμηση πάνω στις ερμηνευτικές μεταβλητές, τα τετράγωνα τους, όλα τα γινόμενα τους και έναν σταθερό όρο. Το πλεονέκτημα του τεστ του White είναι ότι μπορεί να εντοπίσει μορφές ετεροσκεδαστικότητας οι οποίες είναι περισσότερες σύνθετες από ότι η απλή αναλογική μορφή.

Το τεστ μπορεί να διεξαχθεί είτε χρησιμοποιώντας ένα τυπικό F-τεστ για την συνολική στατιστική σημαντικότητα, ή το LM τεστ, υπολογίζοντας το στατιστικό nR^2 και συγκρίνοντας το με την αντίστοιχη κριτική τιμή από την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των παλινδρομητών στη βοηθητική παλινδρόμηση. Θα εξηγήσουμε τον τρόπο εφαρμογής του κριτηρίου με δύο ερμηνευτικές μεταβλητές, δηλαδή με το υπόδειγμα:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + u_i \quad (2.22)$$

Η διαδικασία εφαρμογής του ελέγχου είναι η εξής:

1. Εκτιμάμε την (2.22) και παίρνουμε τα κατάλοιπα \hat{u}_i
2. Τρέχουμε τη βοηθητική παλινδρόμηση:

$$\hat{u}_i^2 = a_0 + a_1 X_{i1} + a_2 X_{i2} + a_3 X_{i1}^2 + a_4 X_{i2}^2 + a_5 X_{i1} X_{i2} + \varepsilon_i \quad (2.23)$$

3. Η μηδενική υπόθεση που πραγματοποιείται είναι η εξής:

$$H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_5 = 0 \quad \text{ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα}$$

Το τεστ μπορεί να υπολογιστεί ως εξής:

$$W = nR^2 \sim \chi_{(p)}^2$$

όπου

p : οι βαθμοί ελευθερίας

n : το μέγεθος του δείγματος

Αν $W > \chi_{(p)}^2$ τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (τα κατάλοιπα δεν είναι ομοσκεδαστικά).

Έλεγχος ARCH (Arch test)

Ο σκοπός της διεξαγωγής του ελέγχου Arch στα κατάλοιπα είναι η ανίχνευση της παρουσίας ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων στο υπόδειγμα.

Η διαδικασία εφαρμογής του ελέγχου είναι η εξής:

1. Εκτιμούμε το υπόδειγμα που επιλέξαμε για την X_t και υπολογίζουμε τα εκτιμημένα κατάλοιπα $\hat{\varepsilon}_t$,

2. Υπολογίζουμε τους συντελεστές a_1, a_1, \dots, a_p με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων στη βοηθητική παλινδρόμηση της μορφής:

$$\varepsilon_t^2 = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + a_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + a_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + \nu_t \quad (2.24)$$

3. Οι υποθέσεις του ελέγχου έχουν τη μορφή:

$H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_p = 0$ (δεν υπάρχουν ARCH επιδράσεις)

H_1 : υπάρχουν ARCH επιδράσεις

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης γίνεται είτε με την F ή με την LM στατιστική nR^2 η οποία κατανέμεται ως χ^2 κατανομή με p βαθμούς ελευθερίας, δηλαδή $LM = nR^2 \sim \chi^2_{(p)}$.

Από τη βοηθητική παλινδρόμηση (2.24) παίρνουμε τον απλό συντελεστή προσδιορισμού.

Αν $LM > \chi^2_{(p)}$ τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και αυτό σημαίνει ότι υπάρχει αποτέλεσμα ARCH και έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

2.1.7 Υποδείγματα ARCH/GARCH

Παρατηρώντας πολλές χρηματοοικονομικές σειρές βλέπουμε συχνά ότι η μεταβλητότητα τους δεν είναι σταθερή στο χρόνο. Τέτοιες χρονοσειρές ονομάζονται υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικές, εάν η μη υπό συνθήκη διακύμανση (ή η μακροχρόνια πρόβλεψη της διακύμανσης) είναι σταθερή, αλλά υπάρχουν περίοδοι όπου η διακύμανση είναι ιδιαίτερα υψηλή [Συριόπουλος (2000), Enders (1995)]. Πιο συγκεκριμένα είναι δυνατό να έχουμε σειρές στις οποίες οι παρατηρήσεις τείνουν να εμφανίζονται κατά ομάδες με την έννοια ότι μεγάλες μεταβολές ακολουθούνται κατά κανόνα από μεγάλες μεταβολές ενώ μικρές μεταβολές ακολουθούνται κατά κανόνα από μικρές μεταβολές. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει εξάρτηση στη χρονική διακύμανση της σειράς.

Ένας τρόπος για την εκτίμηση και αντιμετώπιση της αστάθειας-μεταβλητότητας είναι τα αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας υποδείγματα (*ARCH models*), τα οποία ανέπτυξε ο Engle το 1982 και για τα οποία τιμήθηκε με το βραβείο Nobel το 2003 και τα γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας υποδείγματα (*GARCH*), τα οποία ανέπτυξε ο Bollerslev το 1986.

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 ομολογιών.

Στη διαπίστωση της ύπαρξης του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας πρόεβη αρχικά ο Engle, ο οποίος παρατήρησε ότι αφ' ενός οι διακυμάνσεις των καταλοίπων σε υποδείγματα χρονοσειρών ήταν λιγότερο σταθερές από όσο αναμενόταν και ότι, αφ' εταίρου, μεγάλες και μικρές τιμές των καταλοίπων έτειναν να εμφανίζονται κατά ομάδες. Ο Engle επίσης διαπίστωσε, ότι οι διακυμάνσεις των τιμών του τυχαίου σφάλματος των αντιστοιχών υποδειγμάτων, για μια ορισμένη χρονική περίοδο, εξαρτώνταν από τις αντίστοιχες διακυμάνσεις προηγούμενων χρονικών περιόδων. Τα υποδείγματα που τελικώς προέκυψαν από την ως άνω περιγραφείσα κατάσταση, ονομάστηκαν **αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας υποδείγματα** (*Autoregressive Conditionally Heteroscedastic models*) ή διαφορετικά **υποδείγματα ARCH**.

Η αναφορά που επιχειρείται στην παράγραφο αυτή σχετικά με το φαινόμενο ARCH, ξεκινά με την παράθεση των ιστορικών του καταβολών. Στη συνέχεια, περιγράφεται και αναλύεται διεξοδικά το απλό υπόδειγμα ARCH, το οποίο αρχικώς διατυπώθηκε από το Robert Engle (τον τιμηθέντα το 2003 με το βραβείο Νόμπελ Οικονομικών Επιστημών χάριν των επιτευγμάτων του στη μελέτη και ανάλυση του εν λόγω φαινομένου). Κατόπιν αναπτύσσεται η γενίκευση του ως άνω υποδείματος, δηλαδή το **γενικευμένο ARCH υπόδειγμα** ή **υπόδειγμα GARCH**.

2.1.7.1 Ιστορική Αναδρομή

Η ιστορία των υποδειγμάτων ARCH είναι πολύ σύντομη, αφού ο Robert Engle το εισήγαγε στον επιστημονικό κόσμο μόλις μία εικοσιπενταετία 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 αφηφούσε τι

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. Μόλις το 1900, ο Bachelier 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 αξιόλογα άρθρα που αξίζουν ιδιαίτερης μνείας ήταν και τα άρθρα των Duffee (1992) καθώς και των Bollerslev και Hodrick (1992).

2.1.7.2 Το Απλό Υπόδειγμα ARCH

Ο Engle (1982), χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα για τον πληθωρισμό, παρατήρησε ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Τα αποτελέσματα του Engle έδειξαν ότι μεγάλα και μικρά κατάλοιπα εμφανίζονται κατά ομάδες, κάτι που υποδηλώνει ότι η διακύμανση τους παρουσιάζει μία μορφή ετεροσκεδαστικότητας καθώς εξαρτάται από το

μέγεθος του προηγούμενου διαταρακτικού όρου. Έτσι πρότείνει το αυτοπαλίνδρομο υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικό υπόδειγμα ARCH (autoregressive conditionally heteroskedastic model) το οποίο επιτρέπει στη διακύμανση να μεταβάλλεται με τη πάροδο του χρόνου σαν μία συνάρτηση των τετραγώνων των σφαλμάτων προηγούμενων περιόδων αφήνοντας την άνευ συνθήκης διακύμανση σταθερή. Το υπόδειγμα αυτό περιγράφεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.25)$$

Σύμφωνα με το υπόδειγμα ARCH ο διαταρακτικός όρος είναι:

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t} \quad (2.26)$$

Στην παραπάνω σχέση, η u_t είναι μια τυχαία μεταβλητή που παριστάνει *λευκό θόρυβο* και κατά συνέπεια ισχύει γι αυτήν ότι:

$$u_t \sim N(0, 1)$$

Για να είναι η υπό συνθήκη διακύμανση σταθερή θα πρέπει οι συντελεστές της σχέσης (2.25) να ικανοποιούν τις εξής συνθήκες: $a_0 > 0$ και $0 < a_1 < 1$.

Παρακάτω αποδεικνύεται ότι τόσο ο μέσος όσο και ο υπό συνθήκη μέσος του διαταρακτικού όρου είναι μηδέν, η διακύμανση είναι σταθερή αλλά η υπό συνθήκη διακύμανση δεν είναι σταθερή.

Για την αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος αυτού, θα ισχύει ότι:

$$E(\varepsilon_t) = E \left[u_t (a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} \right]$$

Βάσει του γεγονότος ότι οι τυχαίες μεταβλητές u_t και ε_t^2 είναι μεταξύ τους *ανεξάρτητες*, η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$E(\varepsilon_t) = E(u_t) E \left[(a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} \right]$$

Εφόσον, μάλιστα:

$$E(u_t) = 0 \quad (2.27)$$

θα ισχύει ότι:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.28)$$

Για τη διακύμανση του τυχαίου σφάλματος του εν λόγω υποδείγματος θα ισχύει επίσης ότι:

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = E[u_t^2(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2)]$$

Όμοια με προηγουμένως, η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = E(u_t^2)E[(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2)]$$

Βάσει του γεγονότος ότι η u_t είναι συνάρτηση λευκού θορύβου, θα ισχύει ότι:

$$E(u_t^2) = \text{Var}(u_t) = 1 \quad (2.29)$$

Κατά συνέπεια, προκύπτει ότι:

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = E(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2) = a_0 + a_1E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

δηλαδή, ότι:

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = a_0 + a_1\text{Var}(\varepsilon_{t-1}) \quad (2.30)$$

διότι η σειρά ε_t είναι στάσιμη με μέσο όρο μηδέν και σταθερή διακύμανση δηλαδή $E(\varepsilon_t) = 0$

και $\text{Var}(\varepsilon_t) = \text{Var}(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-1}^2)$

Για την υπό συνθήκη αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος στο υπό μελέτη υπόδειγμα, θα ισχύει ότι:

$$E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = E\left[u_t(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} / \Psi_{t-1}\right]$$

Στην προηγούμενη σχέση, με Ψ_{t-1} συμβολίζεται το πληροφοριακό σύνολο της περιόδου $t-1$.

Το σύνολο αυτό περιλαμβάνει τις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής και του τυχαίου σφάλματος για όλες τις χρονικές περιόδους έως την $t-1$. Βάσει της ισχύος της υπό συνθήκη στατιστικής ανεξαρτησίας των u_t και ε_t , η παραπάνω σχέση και γράφεται ως εξής:

$$E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = E(u_t / \Psi_{t-1})E\left[(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} / \Psi_{t-1}\right]$$

Επειδή όμως:

$$E(u_t / \Psi_{t-1}) = 0 \quad (2.31)$$

θα ισχύει τελικά, ότι:

$$E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = 0 \quad (2.32)$$

Για την υπό συνθήκη διακύμανση επίσης του τυχαίου σφάλματος, ισχύει ότι:

$$\text{Var}(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = \text{Var} \left[u_t (a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Ομοίως, λόγω της υπό συνθήκη στατιστικής ανεξαρτησίας u_t και ε_t , η παραπάνω σχέση γράφεται ως εξής:

$$\text{Var}(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = \text{Var}(u_t / \Psi_{t-1}) \text{Var} \left[(a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Εφόσον όμως:

$$\text{Var}(u_t / \Psi_{t-1}) = 1 \quad (2.33)$$

η παραπάνω σχέση παίρνει την εξής μορφή:

$$\text{Var}(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = \text{Var} \left[(a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right] = E[(a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2) / \Psi_{t-1}]$$

ή ισοδύναμα:

$$\boxed{\text{Var}(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = a_0 + a_1 \{ \varepsilon_{t-1}^2 \} = \{ h_t \}} \quad (2.34)$$

με $\{ \varepsilon_{t-1}^2 \}$ και $\{ h_t \}$ να συμβολίζουν τις “στιγμιαίες” τιμές των τυχαίων μεταβλητών ε_t^2 και h_t κατά τις χρονικές περιόδους $t-1$ και t , αντίστοιχα.

Η τελευταία σχέση αποκαλύπτει ένα μεγάλο πλεονέκτημα του απλού υποδείγματος ARCH. Σύμφωνα με αυτήν, η υπό συνθήκη διακύμανση του τυχαίου σφάλματος της ερχόμενης περιόδου είναι πλήρως ορισμένη από την τιμή των καταλοίπων της τρέχουσας περιόδου.

Η γενικευμένη μορφή της υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας με q υστερήσεις δίνεται ως εξής:

$$\boxed{h_t = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j \varepsilon_{t-j}^2} \quad (2.35)$$

Η υπό συνθήκη διακύμανση του διαταρακτικού όρου δηλαδή αποτελεί μία αυτοπαλίνδρομη διαδικασία των προηγούμενων διαταρακτικών όρων. Παρατηρούμε επομένως ότι τα σφάλματα δεν είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους αφού συνδέονται μέσω της ροπής δεύτερης τάξης.

Η κεντρική ιδέα είναι ότι μεγάλα σφάλματα των προηγούμενων περιόδων $(t - j)$ μέσω της (2.35) οδηγούν σε μεγάλη διακύμανση των σφαλμάτων την επόμενη περίοδο. Η υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα που χαρακτηρίζει την σειρά των σφαλμάτων θα χαρακτηρίζει και τη σειρά της εξαρτημένης μεταβλητής του υποδείγματος ακολουθώντας και αυτή μία ARCH διαδικασία. Γι' αυτό τον λόγο τα ARCH υποδείγματα χρησιμοποιούνται για εκτιμήσεις της διακύμανσης των χρονολογικών σειρών την επόμενη περίοδο με δεδομένη την προηγούμενη πληροφορία της σειράς.

2.1.7.3 Το Γενικευμένο Υπόδειγμα ARCH

Το 1986 ο Bollerslev επέκτεινε το υπόδειγμα του Engle και εισήγαγε τα γενικευμένα ARCH υποδείγματα γνωστά ως GARCH υποδείγματα (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic model*) στα οποία η υπό συνθήκη διακύμανση εμφανίζεται στο υπόδειγμα με χρονικές υστερήσεις. Σε αυτή την περίπτωση ο διαταρακτικός όρος είναι :

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}$$

Η υπό συνθήκη διακύμανση είναι:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2.36)$$

Οι συντελεστές πρέπει να ικανοποιούν τις συνθήκες:

$a_0 > 0$, $a_i > 0$, για $i=1, \dots, q$ και $\beta_j > 0$ για $j = 1, \dots, p$. Εάν $\sum a_i + \sum \beta_j < 1$ τότε η σειρά ε_t είναι στάσιμη.

Για την αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος του εν λόγω υποδείγματος, θα ισχύει ότι:

$$E(\varepsilon_t) = E \left[u_t \left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} \right]$$

Δεδομένου ότι από τη στατιστική ανεξαρτησία των μεταβλητών u_t και ε_t^2 προκύπτει και η στατιστική ανεξαρτησία των μεταβλητών u_t και h_t , η τελευταία σχέση γράφεται ως εξής:

$$E(\varepsilon_t) = E(u_t) E \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} \right]$$

και εφόσον ισχύει η $E(u_t) = 0$, θα προκύψει για το υπόδειγμα GARCH(p, q), η σχέση $E(\varepsilon_t) = 0$ που ίσχυε και για το απλό υπόδειγμα ARCH.

Για τη διακόμανση του τυχαίου σφάλματος του εν λόγω υποδείγματος, θα ισχύει επίσης, ότι:

$$Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2)$$

δηλαδή ότι:

$$Var(\varepsilon_t) = E \left[u_t^2 \left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right) \right]$$

Όμοια με προηγουμένως, η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$Var(\varepsilon_t) = E(u_t^2) E \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right) \right]$$

Βάσει του γεγονότος ότι η u_t είναι συνάρτηση λευκού θορύβου, θα ισχύει ότι:

$$E(u_t^2) = Var(u_t) = 1$$

Η παραπάνω σχέση γράφεται ως εξής:

$$\begin{aligned} Var(\varepsilon_t) &= E \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right) \right] \\ &= a_0 + \sum_{i=1}^q a_i E(\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j E(h_{t-j}) \end{aligned}$$

δηλαδή, ως:

$$Var(\varepsilon_t) = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i Var(\varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j E(h_{t-j}) \quad (2.37)$$

Για την υπό συνθήκη αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος στο υπό μελέτη υπόδειγμα, θα ισχύει ότι:

$$E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = E \left[u_t \left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Βάσει του γεγονότος ότι η στατιστική ανεξαρτησία μεταξύ της u_t και των h_t και των ε_t^2 , αντιστοίχως ισχύει και υπό συνθήκη, η παραπάνω σχέση γράφεται ως εξής:

$$E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = E(u_t / \Psi_{t-1}) E \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Λόγω όμως της $E(u_t / \Psi_{t-1}) = 0$, θα προκύψει ότι για το υπόδειγμα GARCH(p, q) ισχύει η ίδια σχέση $E(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = 0$ που ίσχυε για το απλό υπόδειγμα ARCH.

Για την υπό συνθήκη διακύμανση του τυχαίου σφάλματος, ισχύει ότι:

$$Var(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = Var \left[u_t \left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Ομοίως, λόγω της υπό συνθήκη στατιστικής ανεξαρτησίας μεταξύ της u_t και των h_t και των ε_t^2 , η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$Var(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = Var(u_t / \Psi_{t-1}) Var \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

Επίσης, λόγω της σχέσεως $Var(u_t / \Psi_{t-1}) = 1$, η παραπάνω σχέση λαμβάνει την εξής μορφή:

$$Var(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = Var \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right)^{\frac{1}{2}} / \Psi_{t-1} \right]$$

$$= E \left[\left(a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \right) / \Psi_{t-1} \right]$$

$$= a_0 + \sum_{i=1}^q a_i E(\varepsilon_{t-i}^2 / \Psi_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \beta_j E(h_{t-j} / \Psi_{t-1})$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2.38)$$

Στην παραπάνω διαδικασία όπου a_0 είναι η άνευ συνθήκης διακύμανση (μακροχρόνια εκτίμηση της διακύμανσης), ε_{t-i}^2 ο διαταρακτικός όρος την προηγούμενη περίοδο (ARCH) και h_{t-j} η διακύμανση της προηγούμενης περιόδου (GARCH). Στο παραπάνω υπόδειγμα η υπό συνθήκη διακύμανση δεν είναι συνάρτηση μόνον των τετραγώνων των σφαλμάτων (διαταρακτικών όρων) με υστέρηση, αλλά επιπλέον είναι και συνάρτηση των διακυμάνσεων υπό συνθήκη με υστέρηση.

Αποδεικνύεται ότι και στο υπόδειγμα GARCH(p, q) η υπό συνθήκη διακύμανση του τυχαίου σφάλματος της επόμενης περιόδου είναι ένας σταθμικός μέσος όρος της μακροχρόνιας μέσης διακύμανσης, της διακύμανσης για τη δεδομένη περίοδο και των νέων δεδομένων αυτής της περιόδου που προσδιορίζονται από τα πιο πρόσφατα τετράγωνα των καταλοίπων.

Το πλεονέκτημα ενός GARCH υποδείγματος είναι ότι, ένα μεγάλης τάξεως ARCH υπόδειγμα μπορεί να γραφεί σαν ένα GARCH υπόδειγμα μικρότερης τάξης, το οποίο είναι ευκολότερο να ταυτοποιηθεί και να εκτιμηθεί και επιπλέον χρειάζεται λιγότερους περιορισμούς στους συντελεστές. Τα μοντέλα υψηλότερης τάξης συχνά χρησιμοποιούνται για δεδομένα μεγαλύτερων χρονικών περιόδων, όπως δεκαετίες από ημερήσιες παρατηρήσεις είτε ένα έτος από ωριαίες παρατηρήσεις. Με τις επιπλέον υστερήσεις τα μοντέλα, μας επιτρέπουν να ομαλοποιούμε την πορεία των ιστορικών δεδομένων και να τα κάνουμε περισσότερο προβλέψιμα.

2.2. Μεθοδολογία της παρούσας εργασίας

Η μεθοδολογία που εφαρμόστηκε στην παρούσα εργασία έχει ως εξής :

1. Ελέγχθηκαν τα αρχικά δεδομένα για την ύπαρξη κανονικότητας, ανεξαρτησίας και στασιμότητας.

Η κανονικότητα εξετάστηκε μέσω του Jarque – Bera (1980) ελέγχου, ο οποίος χρησιμοποιεί τους συντελεστές κύρτωσης και ασυμμετρίας.

Η στασιμότητα αξιολογήθηκε μέσω του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, με βάση τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller (ADF) (1981).

Ο έλεγχος ανεξαρτησίας των χρονολογικών σειρών πραγματοποιήθηκε μέσω της στατιστικής Ljung-Box (1978) και στηρίχθηκε στη μελέτη των δειγματικών αυτοσυσχετίσεων.

2. Εξετάστηκαν εναλλακτικά υποδείγματα, τα οποία θα μπορούσαν να εκφράσουν την στοχαστική διαδικασία που ενδεχόμενα δημιούργησε τις δεδομένες παρατηρήσεις των χρονολογικών σειρών. Για το σκοπό αυτό εφαρμόστηκε η μεθοδολογία Box-Jenkins (1976). Η επιλογή της τάξης του υποδείγματος πραγματοποιήθηκε με τα κριτήρια των Akaike (1974) (AIC) και Schwartz (1978) (SBC).

3. Ακολούθησε ο έλεγχος των καταλοίπων ως προς την κανονικότητα, την αυτοσυσχέτιση και την ετεροσκεδαστικότητα.

Ο έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων πραγματοποιήθηκε μέσω του Jarque-Bera (1980) ελέγχου.

Η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων αξιολογήθηκε με τη βοήθεια του ελέγχου Breusch-Godfrey (1978).

Ελέγχθηκε ακόμη, αν υπάρχουν ομαδοποιημένα κατάλοιπα (ARCH effects) στην προσπάθεια μας να ανιχνεύσουμε την ύπαρξη ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων. Ο έλεγχος αυτός έγινε χρησιμοποιώντας την αρχή του πολλαπλασιαστή του Lagrange (Lagrange Multiplier) ή αλλιώς τον ARCH-LM έλεγχο που πρότεινε ο Engle (1982), καθώς και τον έλεγχο White (1980).

4. Τέλος, καταλήξαμε στην επιλογή των GARCH μοντέλων για την αντιμετώπιση της μεταβολής του μεγέθους της διακύμανσης μέσα στο χρόνο. Με τη χρήση των μοντέλων αυτών η ετεροσκεδαστικότητα προσεγγίζεται σαν μία διατάραξη η οποία μοντελοποιείται.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

1. Εξέταση των χαρακτηριστικών των χρονολογικών σειρών

Τα κύρια χαρακτηριστικά των χρονολογικών σειρών που πρέπει να ελεγχθούν πριν προβούμε στην κατασκευή των υποδειγμάτων που τις περιγράφει είναι η:

- Κανονικότητα
- Στασιμότητα
- Ανεξαρτησία

Έλεγχος Κανονικότητας

Ο έλεγχος της κανονικότητας πραγματοποιήθηκε μέσω του Jarque – Bera (1980) ελέγχου. Είναι ένας από κοινού έλεγχος για την κανονικότητα μιας μεταβλητής X_t αφού χρησιμοποιεί τους συντελεστές κύρτωσης και ασυμμετρίας με αποτέλεσμα να δίνει αξιόπιστες ενδείξεις ως αναφορά την κανονικότητα μιας μεταβλητής X_t .

Εξετάζοντας κάθε χρονική σειρά χωριστά διαπιστώσαμε ότι χαρακτηρίζεται από έλλειψη κανονικότητας. Συγκεκριμένα:

Σλοβενία

Η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίφθηκε αφού η τιμή της στατιστικής Jarque-Bera (1980) είναι ίση με 315,68 (πίνακας 1α), τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Ρουμανία

Η μηδενική υπόθεση ως προς τη κανονικότητα των δεδομένων της χρονικής σειράς της Ρουμανίας απορρίφθηκε εφόσον η τιμή της στατιστικής Jarque-Bera (1980) είναι ίση με 274,81 (πίνακας 2α), τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Κροατία

Ο έλεγχος κανονικότητας με τη χρήση της στατιστικής Jarque-Bera (1980) απορρίφθηκε αφού η τιμή της είναι ίση με 315,45 (πίνακας 3α), τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Βουλγαρία

Τέλος η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίφθηκε αφού η τιμή της στατιστικής Jarque-Bera (1980) είναι ίση με 183,13 (πίνακας 4α), τιμή μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Έλεγχος στασιμότητας

Ο έλεγχος της στασιμότητας πραγματοποιήθηκε αρχικά με απλή οπτική εξέταση. Ειδικότερα, εξετάστηκαν τα σχετικά διαγράμματα χρονικής εξέλιξης των δεδομένων, καθώς και τα αντίστοιχα διαγράμματα αυτοσυσχέτισης (correlograms). Συγκεκριμένα, αν οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης φθίνουν σχετικά γρήγορα προς το μηδέν, καθώς ο αριθμός υστερήσεων μεγαλώνει, η σειρά θεωρείται στάσιμη.

Στη συνέχεια, εφαρμόστηκε έλεγχος *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, με την εξέταση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

Κάθε χρονολογική σειρά ελέγχθηκε χωριστά ως προς τη στασιμότητα και τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα:

Σλοβενία

Αρχικά εξετάζοντας οπτικά το χρονολογικό Διάγραμμα της σειράς (Διάγραμμα 1β) παρατηρούμε ότι η σειρά παρουσιάζει ανοδική τάση. Άρα είναι ξεκάθαρο ότι δεν είναι στάσιμη.

Στη συνέχεια εξετάζουμε οπτικά τις αυτοσυσχετίσεις της χρονολογικής σειράς στο **Διάγραμμα 1α**. Η ενιαία γραμμή στο κέντρο του διαγράμματος αντιπροσωπεύει τον άξονα του 0. Οι παρατηρήσεις δεξιά του άξονος είναι οι θετικές, ενώ οι παρατηρήσεις αριστερά του άξονος είναι οι αρνητικές τιμές. Οι διακεκομμένες γραμμές στα διαγράμματα των αυτοσυσχετίσεων είναι τα όρια περίπου δύο τυπικών σφαλμάτων υπολογισμένα ως $\pm 2/\sqrt{T}$. Αν η αυτοσυσχέτιση βρίσκεται εντός αυτών των ορίων, δε διαφέρει σημαντικά από το 0 σε

(περίπου) 5% επίπεδο σημαντικότητας. Από το Διάγραμμα 1α συμπεραίνουμε ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με πολύ αργό ρυθμό που δηλώνει μη στασιμότητα. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, (Unit Root test) μέσω του Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (Πίνακας 1β).

Διάγραμμα 1α

Correlogram of LNSLOV

Date: 10/27/09 Time: 02:46
 Sample: 1/03/1994 12/31/2009
 Included observations: 4020

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.999	0.999	4018.8	0.000
		2	0.999	-0.102	8033.5	0.000
		3	0.998	0.022	12044.	0.000
		4	0.998	0.007	16051.	0.000
		5	0.997	0.001	20054.	0.000
		6	0.996	-0.001	24053.	0.000
		7	0.996	0.004	28049.	0.000
		8	0.995	-0.033	32040.	0.000
		9	0.995	-0.013	36027.	0.000
		10	0.994	-0.002	40009.	0.000
		11	0.993	-0.012	43988.	0.000
		12	0.993	0.014	47962.	0.000
		13	0.992	0.011	51932.	0.000
		14	0.991	-0.001	55897.	0.000
		15	0.991	-0.018	59859.	0.000

Πίνακας 1β

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNSLOV

Null Hypothesis: LNSLOV has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.358773	0.6040
Test critical values: 1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567092	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNSLOV)
 Method: Least Squares
 Date: 09/02/09 Time: 18:18
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNSLOV(-1)	-0.000441	0.000325	-1.358773	0.1743
D(LNSLOV(-1))	0.255384	0.015715	16.25143	0.0000
D(LNSLOV(-2))	-0.092429	0.015716	-5.881144	0.0000
C	0.003767	0.002602	1.447453	0.1478
R-squared	0.063177	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.062477	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011881	Akaike info criterion		-6.026807
Sum squared resid	0.566440	Schwarz criterion		-6.020535
Log likelihood	12108.84	Hannan-Quinn criter.		-6.024584
F-statistic	90.20886	Durbin-Watson stat		1.998948
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον **Πίνακα 1β** ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 1,358, τιμή η οποία είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,431 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$). Συνεπώς, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 .

Άρα έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι μη στάσιμη.

Για να ενισχύσουμε τη στασιμότητα, χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές και εξετάζουμε εκ νέου τις αυτοσυσχετίσεις.

Διάγραμμα 1γ

Correlogram of D(LNSLOV)

Date: 10/27/09 Time: 02:47
 Sample: 1/03/1994 12/31/2009
 Included observations: 4019

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.234	0.234	219.80	0.000
		2	-0.033	-0.093	224.14	0.000
		3	-0.025	0.006	226.62	0.000
		4	-0.000	0.002	226.62	0.000
		5	0.011	0.009	227.09	0.000
		6	0.029	0.026	230.39	0.000
		7	0.061	0.052	245.32	0.000
		8	0.063	0.041	261.21	0.000
		9	0.038	0.021	267.00	0.000
		10	0.040	0.036	273.60	0.000
		11	0.001	-0.014	273.60	0.000
		12	-0.030	-0.025	277.35	0.000
		13	0.017	0.030	278.54	0.000
		14	0.051	0.032	288.86	0.000
		15	0.040	0.016	295.33	0.000

Όπως είναι φανερό από το παραπάνω κορελόγραμμα (Διάγραμμα 1γ) οι αυτοσυσχετίσεις κινούνται γύρω από την τιμή 0 συνεπώς η σειρά που εξετάζουμε έχει τα χαρακτηριστικά του λευκού θορύβου (white noise phenomenon) και είναι στάσιμη. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές.

Πίνακας 1δ

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNSLOV)

Null Hypothesis: D(LNSLOV) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.02465	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431793	
5% level	-2.862063	
10% level	-2.567092	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNSLOV,2)

Method: Least Squares

Date: 09/02/09 Time: 18:23

Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009

Included observations: 4017 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNSLOV(-1))	-0.837134	0.019457	-43.02465	0.0000
D(LNSLOV(-1),2)	0.092542	0.015718	5.887796	0.0000
C	0.000240	0.000188	1.279385	0.2008
R-squared	0.388380	Mean dependent var		-1.33E-06
Adjusted R-squared	0.388075	S.D. dependent var		0.015189
S.E. of regression	0.011882	Akaike info criterion		-6.026845
Sum squared resid	0.566700	Schwarz criterion		-6.022141
Log likelihood	12107.92	Hannan-Quinn criter.		-6.025178
F-statistic	1274.449	Durbin-Watson stat		1.998959
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 1δ ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 43,024 τιμή η οποία είναι μεγαλύτερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,431 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$).

Συνεπώς, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 .

Άρα δεν έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές.

Ρουμανία































Ο οπτικός έλεγχος στο χρονολογικό Διάγραμμα της σειράς της Ρουμανίας (Διάγραμμα 2β) παρουσίασε ότι η σειρά ακολουθεί ανοδική πορεία. Άρα είναι ξεκάθαρο ότι δεν είναι στάσιμη.

Στη συνέχεια εξετάζοντας οπτικά τις αυτοσυσχετίσεις της χρονολογικής σειράς στο **Διάγραμμα 2α** παρατηρήθηκε ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με πολύ αργό ρυθμό που δηλώνει μη στασιμότητα. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, (Unit Root test) μέσω του Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (**Πίνακας 2β**).

Διάγραμμα 2α

Correlogram of LNROM

Date: 10/27/09 Time: 02:50
Sample: 1/03/1994 12/31/2009
Included observations: 3051

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	1.000	1.000	3052.5	0.000
		2	0.999	-0.116	6104.3	0.000
		3	0.999	0.001	9155.1	0.000
		4	0.999	-0.010	12205.	0.000
		5	0.999	-0.015	15254.	0.000
		6	0.998	-0.007	18302.	0.000
		7	0.998	0.009	21350.	0.000
		8	0.998	-0.028	24396.	0.000
		9	0.997	-0.011	27441.	0.000
		10	0.997	-0.002	30485.	0.000
		11	0.997	0.013	33528.	0.000
		12	0.996	-0.024	36570.	0.000
		13	0.996	-0.035	39610.	0.000
		14	0.995	0.009	42650.	0.000
		15	0.995	-0.014	45688.	0.000

Πίνακας 2β

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNROM

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.607557	0.8666
Test critical values: 1% level	-3.432305	
5% level	-2.862289	
10% level	-2.567213	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNROM)
 Method: Least Squares
 Date: 09/02/09 Time: 21:35
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNROM(-1)	-0.000182	0.000300	-0.607557	0.5435
D(LNROM(-1))	0.208269	0.017731	11.74608	0.0000
C	0.001692	0.002284	0.740574	0.4590
R-squared	0.043414	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.042786	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018339	Akaike info criterion		-5.158538
Sum squared resid	1.024481	Schwarz criterion		-5.152612
Log likelihood	7867.191	Hannan-Quinn criter.		-5.156408
F-statistic	69.12023	Durbin-Watson stat		1.991551
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 2β ότι: το στατιστικό test Augmented Dickey Fuller = 0.607, τιμή η οποία είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,432 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$). Συνεπώς, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι μη στάσιμη.

Για να ενισχύσουμε τη στασιμότητα, χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές και εξετάζουμε εκ νέου τις αυτοσυσχετίσεις.

Διάγραμμα 2γ
Correlogram of D(LNROM)

Date: 10/27/09 Time: 02:52
Sample: 1/03/1994 12/31/2009
Included observations: 3050

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.208	0.208	132.03	0.000
		2	0.025	-0.019	134.00	0.000
		3	0.001	-0.000	134.00	0.000
		4	0.015	0.016	134.67	0.000
		5	0.024	0.019	136.50	0.000
		6	0.002	-0.007	136.52	0.000
		7	0.029	0.031	139.07	0.000
		8	0.031	0.019	141.93	0.000
		9	0.003	-0.009	141.96	0.000
		10	-0.014	-0.014	142.59	0.000
		11	0.050	0.059	150.31	0.000
		12	0.027	0.003	152.51	0.000
		13	0.005	-0.003	152.59	0.000
		14	0.023	0.025	154.26	0.000
		15	0.044	0.034	160.08	0.000

Όπως είναι φανερό από το παραπάνω κορελόγραμμα (Διάγραμμα 2γ) οι αυτοσυσχετίσεις κινούνται γύρω από την τιμή 0 συνεπώς η σειρά που εξετάζουμε έχει τα χαρακτηριστικά του λευκού θορύβου (white noise phenomenon) και είναι στάσιμη. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές.

Πίνακας 2δ

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNROM)

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.66289	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.432305	
5% level	-2.862289	
10% level	-2.567213	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNROM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 09/02/09 Time: 21:39
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNROM(-1))	-0.791811	0.017729	-44.66289	0.0000
C	0.000319	0.000332	0.959171	0.3375
R-squared	0.395649	Mean dependent var		1.43E-05
Adjusted R-squared	0.395451	S.D. dependent var		0.023584
S.E. of regression	0.018338	Akaike info criterion		-5.159073
Sum squared resid	1.024605	Schwarz criterion		-5.155122
Log likelihood	7867.006	Hannan-Quinn criter.		-5.157653
F-statistic	1994.773	Durbin-Watson stat		1.991515
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 2δ ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 44,66 τιμή η οποία είναι μεγαλύτερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,432 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$).

Συνεπώς, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα δεν έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές.

Κροατία

Εξετάζοντας οπτικά το χρονολογικό Διάγραμμα της σειράς (Διάγραμμα 3β) παρατηρήθηκε ότι η σειρά ακολουθεί ανοδική πορεία. Άρα είναι ξεκάθαρο ότι δεν είναι στάσιμη.

Στη συνέχεια εξετάζοντας οπτικά τις αυτοσυσχετίσεις της χρονολογικής σειράς στο **Διάγραμμα 3α** παρατηρήθηκε ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με πολύ αργό ρυθμό που δηλώνει μη στασιμότητα. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, (Unit Root test) μέσω του Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (**Πίνακας 3β**).

Διάγραμμα 3α

Correlogram of LNCRO

Date: 10/27/09 Time: 02:52
Sample: 1/03/1994 12/31/2009
Included observations: 3237

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.999	0.999	3235.3	0.000
		2	0.999	0.001	6466.9	0.000
		3	0.998	-0.007	9694.7	0.000
		4	0.997	-0.014	12919.	0.000
		5	0.996	0.018	16139.	0.000
		6	0.996	-0.002	19356.	0.000
		7	0.995	0.052	22569.	0.000
		8	0.994	0.005	25779.	0.000
		9	0.994	-0.011	28986.	0.000
		10	0.993	0.020	32190.	0.000
		11	0.992	0.003	35391.	0.000
		12	0.992	-0.012	38588.	0.000
		13	0.991	-0.014	41783.	0.000
		14	0.990	-0.042	44973.	0.000
		15	0.990	0.004	48161.	0.000

Πίνακας 3β

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNCRO				
Null Hypothesis: LNCRO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.059127	0.7338
Test critical values:	1% level		-3.432182	
	5% level		-2.862235	
	10% level		-2.567184	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCRO)				
Method: Least Squares				
Date: 09/04/09 Time: 01:05				
Sample (adjusted): 1/03/1997 5/29/2009				
Included observations: 3236 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCRO(-1)	-0.000567	0.000535	-1.059127	0.2896
C	0.004436	0.003889	1.140707	0.2541
R-squared	0.000347	Mean dependent var		0.000331
Adjusted R-squared	0.000038	S.D. dependent var		0.018011
S.E. of regression	0.018011	Akaike info criterion		-5.195094
Sum squared resid	1.049052	Schwarz criterion		-5.191335
Log likelihood	8407.662	Hannan-Quinn criter.		-5.193747
F-statistic	1.121750	Durbin-Watson stat		1.965861
Prob(F-statistic)	0.289621			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 3β ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 1.059, τιμή η οποία είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,432 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$). Συνεπώς, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι μη στάσιμη.

Για να ενισχύσουμε τη στασιμότητα, χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές και εξετάζουμε εκ νέου τις αυτοσυσχετίσεις.

Διάγραμμα 3γ

Correlogram of D(LNCRO)

Date: 10/27/09 Time: 02:54
 Sample: 1/03/1994 12/31/2009
 Included observations: 3236

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.017	0.017	0.8879	0.346
		2	0.017	0.017	1.8169	0.403
		3	0.065	0.065	15.703	0.001
		4	0.005	0.003	15.792	0.003
		5	0.011	0.008	16.162	0.006
		6	-0.039	-0.044	21.075	0.002
		7	-0.019	-0.018	22.204	0.002
		8	0.048	0.049	29.643	0.000
		9	0.022	0.026	31.168	0.000
		10	0.042	0.043	36.940	0.000
		11	0.024	0.017	38.806	0.000
		12	0.017	0.010	39.742	0.000
		13	0.026	0.017	42.001	0.000
		14	0.010	0.010	42.353	0.000
		15	0.046	0.047	49.242	0.000

Όπως είναι φανερό από το παραπάνω κορελόγραμμα (Διάγραμμα 3γ) οι αυτοσυσχετίσεις κινούνται γύρω από την τιμή 0 συνεπώς η σειρά που εξετάζουμε έχει τα χαρακτηριστικά του λευκού θορύβου (white noise phenomenon) και είναι στάσιμη. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές.

Πίνακας 3δ

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNCRO)

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-55.93404	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.432183	
5% level	-2.862235	
10% level	-2.567184	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNCRO,2)

Method: Least Squares

Date: 09/04/09 Time: 01:08

Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009

Included observations: 3235 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCRO(-1))	-0.983441	0.017582	-55.93404	0.0000
C	0.000319	0.000317	1.006626	0.3142
R-squared	0.491796	Mean dependent var		-2.86E-06
Adjusted R-squared	0.491639	S.D. dependent var		0.025260
S.E. of regression	0.018010	Akaike info criterion		-5.195159
Sum squared resid	1.048658	Schwarz criterion		-5.191399
Log likelihood	8405.170	Hannan-Quinn criter.		-5.193812
F-statistic	3128.617	Durbin-Watson stat		2.000383
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 3δ ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 55,934 τιμή η οποία είναι μεγαλύτερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,432 για $\alpha = 0,01$, 2,862 για $\alpha = 0,05$ και 2,567 για $\alpha = 0,1$).

Συνεπώς, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα δεν έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές.

Βουλγαρία

Τέλος ο οπτικός έλεγχος στο χρονολογικό Διάγραμμα της σειράς της Βουλγαρίας (Διάγραμμα 4β) οδήγησε στο συμπέρασμα ότι η σειρά παρουσιάζει ανοδική τάση. Άρα είναι ξεκάθαρο ότι δεν είναι στάσιμη.

Στη συνέχεια εξετάζοντας οπτικά τις αυτοσυσχετίσεις της χρονολογικής σειράς στο Διάγραμμα 4α παρατηρήθηκε ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με πολύ αργό ρυθμό που δηλώνει μη στασιμότητα. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, (Unit Root test) μέσω του Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ (Πίνακας 4β).

Διάγραμμα 4α

Correlogram of LNBUL

Date: 10/27/09 Time: 02:55
Sample: 1/03/1994 12/31/2009
Included observations: 2246

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.999	2245.7	0.000	
		2	0.999	0.001	4489.1	0.000
		3	0.998	-0.004	6730.2	0.000
		4	0.997	-0.013	8968.9	0.000
		5	0.996	0.028	11205.	0.000
		6	0.996	0.016	13440.	0.000
		7	0.995	-0.019	15672.	0.000
		8	0.994	-0.002	17902.	0.000
		9	0.993	-0.012	20129.	0.000
		10	0.993	0.014	22355.	0.000
		11	0.992	0.006	24578.	0.000
		12	0.991	-0.016	26799.	0.000
		13	0.991	-0.039	29017.	0.000
		14	0.990	-0.027	31233.	0.000
		15	0.989	-0.007	33446.	0.000

Πίνακας 4β

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNBUL

Null Hypothesis: LNBUL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.624217	0.4700
Test critical values: 1% level	-3.433069	
5% level	-2.862627	
10% level	-2.567395	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNBUL)
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:57
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBUL(-1)	-0.000675	0.000416	-1.624217	0.1045
D(LNBUL(-1))	-0.013336	0.021024	-0.634334	0.5259
D(LNBUL(-2))	0.087068	0.021023	4.141455	0.0000
C	0.004642	0.002560	1.813391	0.0699
R-squared	0.009061	Mean dependent var		0.000579
Adjusted R-squared	0.007733	S.D. dependent var		0.018839
S.E. of regression	0.018766	Akaike info criterion		-5.111765
Sum squared resid	0.788487	Schwarz criterion		-5.101573
Log likelihood	5736.845	Hannan-Quinn criter.		-5.108045
F-statistic	6.824366	Durbin-Watson stat		2.000225
Prob(F-statistic)	0.000141			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 4β ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 1,6242, τιμή η οποία είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,433 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$). Συνεπώς, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι μη στάσιμη.

Για να ενισχύσουμε τη στασιμότητα, χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές και εξετάζουμε εκ νέου τις αυτοσυσχετίσεις.































Διάγραμμα 4γ

Correlogram of D(LNBUL)

Date: 10/27/09 Time: 02:56

Sample: 1/03/1994 12/31/2009

Included observations: 2245

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.014	-0.014	0.4540	0.500
		2	0.088	0.088	17.806	0.000
		3	0.012	0.014	18.124	0.000
		4	0.038	0.031	21.413	0.000
		5	0.012	0.011	21.760	0.001
		6	0.069	0.064	32.471	0.000
		7	-0.061	-0.062	40.775	0.000
		8	0.077	0.064	54.168	0.000
		9	-0.038	-0.029	57.397	0.000
		10	0.061	0.048	65.927	0.000
		11	-0.016	-0.010	66.507	0.000
		12	0.085	0.073	82.843	0.000
		13	0.060	0.071	91.042	0.000
		14	0.018	-0.007	91.773	0.000
		15	0.037	0.037	94.828	0.000

Όπως είναι φανερό από το παραπάνω κορρελόγραμμα (Διάγραμμα 4γ) οι αυτοσυσχετίσεις κινούνται γύρω από την τιμή 0 συνεπώς η σειρά που εξετάζουμε έχει τα χαρακτηριστικά του λευκού θορύβου (white noise phenomenon) και είναι στάσιμη. Ο έλεγχος αυτός θεωρείται υποκειμενικός και ανακριβής γι' αυτό προβαίνουμε στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές.

Πίνακας 4δ

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNBUL)

Null Hypothesis: D(LNBUL) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-30.88935	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.433069	
5% level	-2.862627	
10% level	-2.567395	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNBUL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 02:03
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBUL(-1))	-0.925083	0.029948	-30.88935	0.0000
D(LNBUL(-1),2)	-0.087663	0.021028	-4.168855	0.0000
C	0.000534	0.000397	1.347007	0.1781
R-squared	0.511246	Mean dependent var		-1.42E-05
Adjusted R-squared	0.510809	S.D. dependent var		0.026840
S.E. of regression	0.018773	Akaike info criterion		-5.111480
Sum squared resid	0.789416	Schwarz criterion		-5.103835
Log likelihood	5735.524	Hannan-Quinn criter.		-5.108689
F-statistic	1171.540	Durbin-Watson stat		2.000416
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παρατηρούμε στον Πίνακα 4δ ότι: το στατιστικό τεστ Augmented Dickey Fuller = 30,88 τιμή η οποία είναι μεγαλύτερη κατά απόλυτη τιμή από τις αντίστοιχες test critical values (3,433 για $\alpha = 0.01$, 2,862 για $\alpha = 0.05$ και 2,567 για $\alpha = 0.1$).

Συνεπώς, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 . Άρα δεν έχουμε μοναδιαία ρίζα που σημαίνει ότι η σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές.

Έλεγχος ανεξαρτησίας

Ο έλεγχος ανεξαρτησίας των χρονολογικών σειρών των δεικτών και των τεσσάρων Βαλκανικών χωρών πραγματοποιήθηκε μέσω της στατιστικής Ljung-Box (1978) και στηρίχθηκε στη μελέτη των δειγματικών αυτοσυσχετίσεων. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με το κριτήριο Q-stat που ακολουθεί την χ^2 κατανομή για k βαθμούς ελευθερίας και ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης της σειράς για ένα μεγάλο αριθμό υστερήσεων είναι από κοινού μηδενικοί (μη αυτοσυσχέτιση).

Ελέγχοντας κάθε σειρά χωριστά ως προς την ανεξαρτησία τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα:

Σλοβενία

Εξετάζοντας το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης (correlogram) (Διάγραμμα 1α), σημειώνεται ότι στην έκτη στήλη δίνεται η τιμή της στατιστικής Q_{LB} των Lung-Box (Q-stat) για 15 υστερήσεις, ενώ στη τελευταία στήλη δίνεται το ακριβές επίπεδο σημαντικότητας, δηλαδή η τιμή P για την αντίστοιχη τιμή της Q_{LB} . Δεδομένης της τιμής της στατιστικής ελέγχου, η τιμή P είναι η ακριβής πιθανότητα να ευρεθεί από το δείγμα μία τιμή ίση ή μεγαλύτερη.

Για του πρώτους δεκαπέντε συντελεστές αυτοσυσχετίσεως (k=15) η τιμή της στατιστικής Q είναι $Q_{LB} = 59.859$ τιμή μεγαλύτερη από την τιμή της $\chi^2_{(k)}$. Επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της ανεξαρτησίας για την περίπτωση της Σλοβενίας.

Ρουμανία

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης για ανεξαρτησία της χρονοσειράς εφαρμόζεται εξετάζοντας το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης (correlogram) (Διάγραμμα 2α).

Για του πρώτους δεκαπέντε συντελεστές αυτοσυσχετίσεως (k=15) η τιμή της στατιστικής Q είναι $Q_{LB} = 45.688$ τιμή μεγαλύτερη από την τιμή της $\chi^2_{(k)}$. Επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της ανεξαρτησίας για την περίπτωση της Ρουμανίας.

Κροατία

Εξετάζοντας το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης (correlogram) (Διάγραμμα 3α), συμπεραίνεται ότι για του πρώτους δεκαπέντε συντελεστές αυτοσυσχέτισης ($k=15$) η τιμή της στατιστικής Q είναι $Q_{LB} = 48.161$ τιμή μεγαλύτερη από την τιμή της $X_{(k)}^2$. Επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της ανεξαρτησίας για την περίπτωση της Κροατίας.

Βουλγαρία

Τέλος παρατηρώντας το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης (correlogram) (Διάγραμμα 4α), διαπιστώνεται ότι για του πρώτους δεκαπέντε συντελεστές αυτοσυσχέτισης ($k=15$) η τιμή της στατιστικής Q είναι $Q_{LB} = 33.446$ τιμή μεγαλύτερη από την τιμή της $X_{(k)}^2$. Επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της ανεξαρτησίας για την περίπτωση της Βουλγαρίας.

2. Επιλογή του αυτοπαλίνδρομου μέρους του υποδείγματος

Στην παράγραφο αυτή παρουσιάζεται η επιλογή του υποδείγματος που θα επαναλαμβάνει τη δομή της χρονολογικής σειράς χρησιμοποιώντας αποκλειστικά τα δεδομένα αυτής. Ο προσδιορισμός του υποδείγματος βασίστηκε στην μεθοδολογία Box-Jenkins και γι' αυτό χρησιμοποιήθηκαν οι δειγματικές αυτοσυσχέτισεις και οι μερικές δειγματικές αυτοσυσχέτισεις με τη βοήθεια των οποίων ορίζεται το είδος και η τάξη του.

Βλέποντας το κορελόγραμμα των αυτοσυσχέτισεων των **Διαγραμμάτων 1γ, 2γ, 3γ και 4γ** της χρονοσειράς του Δείκτη Τιμών και των τεσσάρων Βαλκανικών χωρών, παρατηρούμε ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισεων (AC) και μερικών αυτοσυσχέτισεων (PAC) μετά τον πρώτο συντελεστή για τις χώρες της Σλοβενίας και της Ρουμανίας δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν στις πρώτες διαφορές, για τη Βουλγαρία μετά τον δεύτερο συντελεστή, ενώ για την Κροατία οι συντελεστές περιστρέφονται γύρω από το μηδέν. Το γεγονός αυτό αποτελεί μία ένδειξη ότι το μοντέλο θα είναι της μορφής AR(p) ή ARMA(p,q).

Καλούμαστε τώρα, να αποφασίσουμε για το βέλτιστο μοντέλο. Έτσι, χάριν της επιλογής οικονομικότερου υποδείγματος χρησιμοποιήθηκαν τα δύο πιο διαδεδομένα κριτήρια ερμηνευτικής ικανότητας υποδειγμάτων, το κριτήριο πληροφοριών του Akaike (1974) (Akaike information criterion, AIC) και το Μπαϊσειανό κριτήριο Schwartz (1978) (Schwartz Bayesian Criterion, SBC). Το δεύτερο κριτήριο θεωρείται ασυμπτωτικά καλύτερο [Δημηλή

(2002)] συνεπώς η τελική επιλογή του υποδείγματος έγινε χρησιμοποιώντας το Μπαϊσειανό κριτήριο Schwartz.

Παρακάτω παρουσιάζεται το καλύτερο υπόδειγμα που περιγράφει κάθε χρονολογική σειρά ξεχωριστά.

Σλοβενία

Συγκρίνοντας λοιπόν, τις τιμές από τους (Παράρτημα Πίνακες 2.1α-2.1στ) καταλήξαμε ότι το καλύτερο μοντέλο που περιγράφει τα δεδομένα της χρονικής σειράς της Σλοβενίας είναι το **AR(2)**, όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα, εφόσον το κριτήριο Schwartz παρουσιάζει τη μικρότερη τιμή (SBC) = -6.0221) και οι συντελεστές του είναι στατιστικά σημαντικοί.

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:33
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000240	0.000188	1.279385	0.2008
DLNSLOV(-1)	0.255408	0.015716	16.25130	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.092542	0.015718	-5.887796	0.0000
R-squared	0.062746	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.062279	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011882	Akaike info criterion		-6.026845
Sum squared resid	0.566700	Schwarz criterion		-6.022141
Log likelihood	12107.92	Hannan-Quinn criter.		-6.025178
F-statistic	134.3618	Durbin-Watson stat		1.998959
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ρουμανία

Στην περίπτωση της Ρουμανίας συγκρίνοντας τις τιμές από τους (Παράρτημα Πίνακες 2.2α – 2.2στ) καταλήξαμε ότι το καλύτερο μοντέλο είναι το **AR(1)**, όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα, εφόσον το κριτήριο Schwartz παρουσιάζει τη μικρότερη τιμή (SBC) = -5.1551) και οι συντελεστές του είναι στατιστικά σημαντικοί.

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 19:26
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000319	0.000332	0.959171	0.3375
DLNROM(-1)	0.208189	0.017729	11.74308	0.0000
R-squared	0.043298	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.042984	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018338	Akaike info criterion		-5.159073
Sum squared resid	1.024605	Schwarz criterion		-5.155122
Log likelihood	7867.006	Hannan-Quinn criter.		-5.157653
F-statistic	137.8999	Durbin-Watson stat		1.991515
Prob(F-statistic)	0.000000			

Κροατία

Στην συνέχεια ως καλύτερο μοντέλο για τη χρονολογική σειρά της Κροατίας επιλέχθηκε συγκρίνοντας τις τιμές από τους (Παράρτημα, Πίνακες 2.3α – 2.3στ) το ARMA(1,1), όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα, εφόσον το κριτήριο Schwartz παρουσιάζει τη μικρότερη τιμή (SBC) = -5.1975) και οι συντελεστές του είναι στατιστικά σημαντικοί.

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:22
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.63E-05	3.20E-05	0.509234	0.6106
DLNCRO(-1)	0.920695	0.032822	28.05073	0.0000
MA(1)	-0.902696	0.036791	-24.53600	0.0000
R-squared	0.008920	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.008306	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.017935	Akaike info criterion		-5.203226
Sum squared resid	1.039590	Schwarz criterion		-5.197586
Log likelihood	8419.218	Hannan-Quinn criter.		-5.201205
F-statistic	14.54388	Durbin-Watson stat		2.020623
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted MA Roots	.90			

Βουλγαρία

Τέλος, συγκρίνοντας τις τιμές από τους (Παράρτημα, Πίνακες 2.4α – 2.4στ), καταλήξαμε ότι το καλύτερο μοντέλο είναι το ARMA(1,1), όπως φαίνεται στον παρακρατώ πίνακα, εφόσον το κριτήριο Schwartz παρουσιάζει τη μικρότερη τιμή (SBC) = -5.1084) και οι συντελεστές του είναι στατιστικά σημαντικοί.

Dependent Variable: DLNBUL
Method: Least Squares
Date: 09/05/09 Time: 22:44
Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
Included observations: 2244 after adjustments
Convergence achieved after 46 iterations
MA Backcast: 10/23/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001139	0.000747	1.525556	0.1273
DLNBUL(-1)	-0.923741	0.033622	-27.47406	0.0000
MA(1)	0.887308	0.040924	21.68165	0.0000
R-squared	0.013868	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	0.012988	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018730	Akaike info criterion		-5.116069
Sum squared resid	0.786153	Schwarz criterion		-5.108427
Log likelihood	5743.229	Hannan-Quinn criter.		-5.113279
F-statistic	15.75777	Durbin-Watson stat		1.927010
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	- .89			

3. Έλεγχος Καταλοίπων

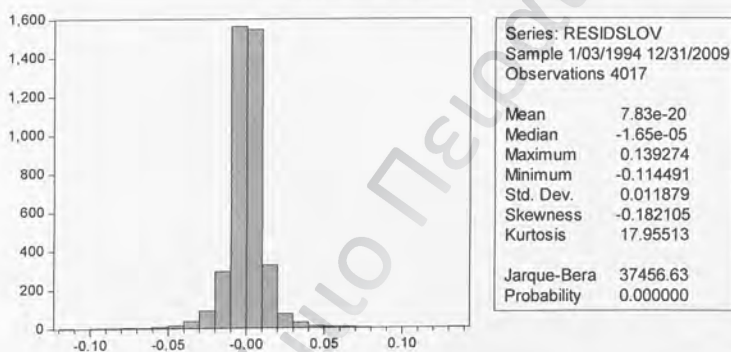
Μετά την επιλογή και εκτίμηση των υποδειγμάτων, για να γίνουν αποδεκτά θα πρέπει τα κατάλοιπα του υποδείγματος να είναι τυχαία ή αλλιώς λευκός θόρυβος. Αν συμβολίσουμε με ε_t μια τέτοια σειρά τότε θα λέμε ότι είναι λευκός θόρυβος αν έχει σταθερό μέσο (συνήθως μηδέν), σταθερή διακύμανση και οι τιμές της δεν αυτοσυσχετίζονται. Θα ελέγξουμε δηλαδή αν πληρούνται οι υποθέσεις της κανονικότητας, της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης και της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Αυτό μπορεί να πραγματοποιηθεί με τους παρακάτω ελέγχους:

- Έλεγχος Κανονικότητας των καταλοίπων
- Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων
- Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων

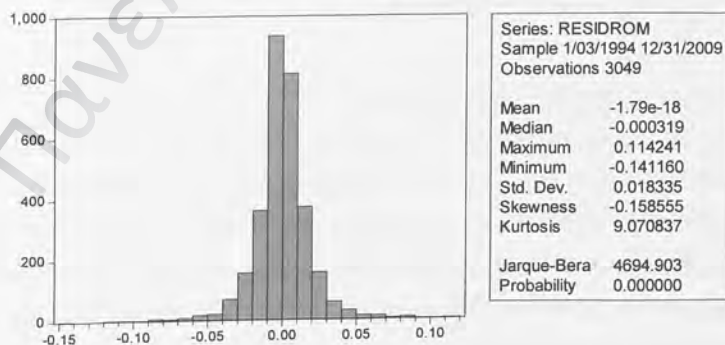
3.1 Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων

Ελέγχοντας διαδοχικά τα ιστογράμματα των καταλοίπων και των τεσσάρων Βαλκανικών χωρών Σλοβενία, Ρουμανία, Κροατία, Βουλγαρία (Πίνακες 3.1.1, 3.1.2, 3.1.3, 3.1.4 αντίστοιχα), συμπεραίνουμε ότι δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Η παραπάνω πρόταση επιβεβαιώνεται και μέσω της στατιστικής Jarque-Bera (1980), εφόσον η μηδενική υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται αφού η τιμή της είναι και στις τέσσερις χώρες μεγαλύτερη από την χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

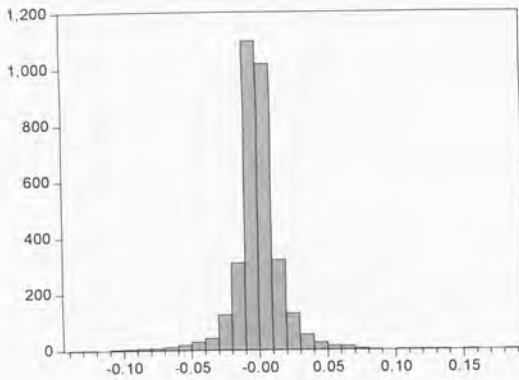
Πίνακας 3.1.1



Πίνακας 3.1.2



Πίνακας 3.1.3

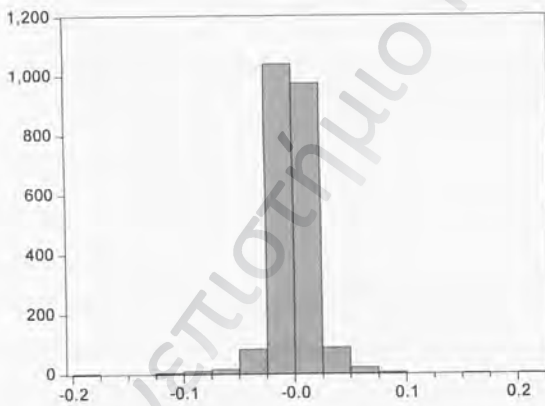


Series: RESIDCRO
 Sample 1/03/1994 12/31/2009
 Observations 3235

Mean 7.03e-06
 Median -0.000118
 Maximum 0.180524
 Minimum -0.136395
 Std. Dev. 0.017929
 Skewness 0.148736
 Kurtosis 16.13519

Jarque-Bera 23267.96
 Probability 0.000000

Πίνακας 3.1.4



Series: RESIDBUL
 Sample 1/03/1994 12/31/2009
 Observations 2244

Mean -9.02e-07
 Median -0.000179
 Maximum 0.209330
 Minimum -0.199250
 Std. Dev. 0.018721
 Skewness -0.513672
 Kurtosis 27.09839

Jarque-Bera 54397.15
 Probability 0.000000

3.2 Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων

Ο έλεγχος για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα πραγματοποιείται με το τεστ των Breusch-Godfrey (1978). Για να ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση θα πρέπει να αποφασίσουμε για τη μέγιστη χρονική υστέρηση που τα κατάλοιπα εμφανίζουν συσχέτιση (δηλαδή να βρούμε την τάξη της αυτοσυσχέτισης). Και στις τέσσερις λοιπόν περιπτώσεις έγινε έλεγχος αυτοσυσχέτισης 6^{ης} τάξεως με το κριτήριο Breusch- Godfrey που ακολουθεί $\chi^2_{(6)}$ και προέκυψαν τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Σλοβενία

Η εφαρμογή του ελέγχου Breusch-Godfrey παρουσιάζεται στον **Πίνακα 3.2.1**. Ο έλεγχος της αρχικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα απορρίπτεται μιας και το p-value του ελέγχου είναι $P=0.0018$.

Πίνακας 3.2.1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	3.508145	Prob. F(6,4008)	0.0018
Obs*R-squared	20.98592	Prob. Chi-Square(6)	0.0018

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/03/09 Time: 22:58

Sample: 1/06/1994 5/29/2009

Included observations: 4017

Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001415	0.006803	-0.208036	0.8352
DLNSLOV(-1)	-60.67294	40.58042	-1.495129	0.1350
DLNSLOV(-2)	65.60132	20.76876	3.158654	0.0016
RESID(-1)	60.66972	40.57977	1.495073	0.1350
RESID(-2)	-50.10765	12.31944	-4.067365	0.0000
RESID(-3)	-18.40711	6.319526	-2.912736	0.0036
RESID(-4)	-0.062512	0.773506	-0.080816	0.9356
RESID(-5)	1.694381	0.452823	3.741816	0.0002
RESID(-6)	0.454611	0.166793	2.725605	0.0064
R-squared	0.005224	Mean dependent var		7.83E-20
Adjusted R-squared	0.003239	S.D. dependent var		0.011879
S.E. of regression	0.011860	Akaike info criterion		-6.029095
Sum squared resid	0.563740	Schwarz criterion		-6.014984
Log likelihood	12118.44	Hannan-Quinn criter.		-6.024094
F-statistic	2.631109	Durbin-Watson stat		2.001855
Prob(F-statistic)	0.007122			

Ρουμανία

Συνεχίζοντας τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων της χρονοσειράς του Δείκτη Τιμών μετοχών της Ρουμανίας, παρατηρούμε από τον **Πίνακα 3.2.2**, ότι ο έλεγχος της αρχικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα απορρίπτεται μιας και το p-value του ελέγχου είναι $P=0.0313$.

Πίνακα 3.2.2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	2.313233	Prob. F(6,2234)	0.0314
Obs*R-squared	13.85491	Prob. Chi-Square(6)	0.0313

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/13/09 Time: 23:16

Sample: 9/23/1997 5/29/2009

Included observations: 3049

Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000866	0.000835	-1.037218	0.2997
DLNROM(-1)	2.179789	1.923208	1.133413	0.2571
RESID(-1)	-2.176519	1.923372	-1.131617	0.2579
RESID(-2)	-0.470535	0.400817	-1.173941	0.2405
RESID(-3)	-0.104475	0.085316	-1.224561	0.2208
RESID(-4)	-0.013437	0.025125	-0.534822	0.5928
RESID(-5)	0.021211	0.018496	1.146764	0.2516
RESID(-6)	-0.010544	0.018163	-0.580555	0.5616
R-squared	0.008429	Mean dependent var	-1.79E-18	
Adjusted R-squared	0.003196	S.D. dependent var	0.018335	
S.E. of regression	0.018305	Akaike info criterion	-5.157698	
Sum squared resid	1.015969	Schwarz criterion	-5.124118	
Log likelihood	7879.910	Hannan-Quinn criter.	-5.145629	
F-statistic	1.610785	Durbin-Watson stat	1.999225	
Prob(F-statistic)	0.058055			

Κροατία

Η εφαρμογή του ελέγχου των Breusch - Godfrey (Πίνακας 3.2.3), μας ενισχύει την άποψη ότι τα κατάλοιπα συσχετίζονται, αφού ο έλεγχος της αρχικής υπόθεσης για μη αυτοσυσχέτιση των κατάλοιπων απορρίπτεται μιας και το p-value του ελέγχου είναι $P=0.0008$.

Πίνακας 3.2.3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.827418	Prob. F(6,3226)	0.0008
Obs*R-squared	22.86531	Prob. Chi-Square(6)	0.0008

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 21:55

Sample: 1/06/1997 5/29/2009

Included observations: 3235

Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.12E-06	3.22E-05	0.190300	0.8491
DLNCRO(-1)	-0.020944	0.035833	-0.584480	0.5589
MA(1)	0.049813	0.046523	1.070713	0.2844
RESID(-1)	-0.039399	0.024094	-1.635230	0.1021
RESID(-2)	-0.034822	0.022769	-1.529388	0.1263
RESID(-3)	0.023276	0.021662	1.074510	0.2827
RESID(-4)	-0.036640	0.021016	-1.743447	0.0814
RESID(-5)	-0.027500	0.020285	-1.355638	0.1753
RESID(-6)	-0.076756	0.019699	-3.896440	0.0001
R-squared	0.007068	Mean dependent var		7.03E-06
Adjusted R-squared	0.004606	S.D. dependent var		0.017929
S.E. of regression	0.017888	Akaike info criterion		-5.206610
Sum squared resid	1.032242	Schwarz criterion		-5.189690
Log likelihood	8430.692	Hannan-Quinn criter.		-5.200547
F-statistic	2.870501	Durbin-Watson stat		2.006957
Prob(F-statistic)	0.003490			

Βουλγαρία

Τέλος η εφαρμογή του ελέγχου των Breusch - Godfrey (Πίνακας 3.2.4) μας ενισχύει την άποψη ότι τα κατάλοιπα συσχετίζονται, αφού ο έλεγχος της αρχικής υπόθεσης για μη αυτοσυσχέτιση των κατάλοιπων απορρίπτεται μιας και το p-value του ελέγχου είναι $P=0.000$.

Πίνακας 3.2.4

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.460637	Prob. F(6,2235)	0.0000
Obs*R-squared	32.42049	Prob. Chi-Square(6)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/13/09 Time: 23:49

Sample: 10/24/2000 5/29/2009

Included observations: 2244

Presample missing value lagged residuals set to zero.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.02E-05	0.000742	-0.094622	0.9246
DLNBUL(-1)	0.109784	0.044939	2.442962	0.0146
MA(1)	-0.214680	0.070752	-3.034266	0.0024
RESID(-1)	0.141914	0.038309	3.704492	0.0002
RESID(-2)	-0.052033	0.033955	-1.532409	0.1256
RESID(-3)	0.126053	0.030728	4.102262	0.0000
RESID(-4)	-0.071860	0.027978	-2.568459	0.0103
RESID(-5)	0.100868	0.026428	3.816702	0.0001
RESID(-6)	-0.013225	0.024852	-0.532154	0.5947
R-squared	0.014448	Mean dependent var	-9.02E-07	
Adjusted R-squared	0.010920	S.D. dependent var	0.018721	
S.E. of regression	0.018619	Akaike info criterion	-5.125274	
Sum squared resid	0.774795	Schwarz criterion	-5.102349	
Log likelihood	5759.557	Hannan-Quinn criter.	-5.116905	
F-statistic	4.095477	Durbin-Watson stat	2.000078	
Prob(F-statistic)	0.000074			

3.3 Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων

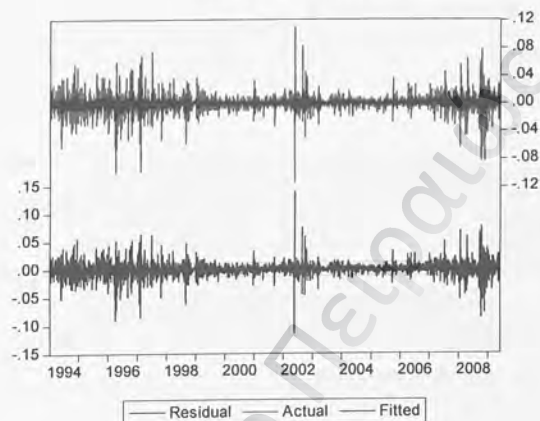
Αφού διαπιστώσαμε την ύπαρξη του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης, παρακάτω θα ελέγξουμε το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας.

Ο έλεγχος των καταλοίπων για την παρουσία ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων στα κατάλοιπα αποτελεί το τελευταίο στάδιο της διαδικασίας του διαγνωστικού ελέγχου των υπό μελέτη υποδειγμάτων. Αυτό που θέλουμε είναι να εξακριβώσουμε αν όντως η ένδειξη της μεταβαλλόμενης διακύμανσης των σφαλμάτων που παρουσιάζονται στα **Διαγράμματα 3.3.1α, 3.3.2α, 3.3.3α και 3.3.4α** επιβεβαιώνεται. Προκειμένου να γίνει αυτό χρησιμοποιήσαμε το ARCH-LM τεστ του Engle (1982) καθώς και τον έλεγχο White (1980).

Σλοβενία

Ο έλεγχος της ετεροσκεδαστικότητας των σφαλμάτων ξεκινάει με το ARCH-LM τεστ (Πίνακας 3.3.1β).

Διάγραμμα 3.3.1α



Πίνακας 3.3.1β

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1083.540	Prob. F(1,4014)	0.0000
Obs*R-squared	853.6463	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/03/09 Time: 23:01

Sample (adjusted): 1/07/1994 5/29/2009

Included observations: 4016 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.61E-05	8.37E-06	9.082149	0.0000
RESID^2(-1)	0.461044	0.014006	32.91717	0.0000
R-squared	0.212561	Mean dependent var		0.000141
Adjusted R-squared	0.212365	S.D. dependent var		0.000581
S.E. of regression	0.000516	Akaike info criterion		-12.30172
Sum squared resid	0.001067	Schwarz criterion		-12.29858
Log likelihood	24703.86	Hannan-Quinn criter.		-12.30061
F-statistic	1083.540	Durbin-Watson stat		1.996902
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον παραπάνω πίνακα καταλήγουμε ότι καθώς το $P=0.0000 < \alpha$ για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων και έχουμε αποτέλεσμα ARCH ή ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Ομοίως και για δύο και για τρεις υστερήσεις παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα στα οποία το αποτέλεσμα ARCH είναι εμφανές ($P=0.0000$ και στις δύο περιπτώσεις).

Heteroskedasticity Test ARCH

F-statistic	364.4069	Prob. F(3,4010)	0.0000
Obs*R-squared	859.8859	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Heteroskedasticity Test ARCH

F-statistic	541.5143	Prob. F(2,4012)	0.0000
Obs*R-squared	853.4515	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Η εφαρμογή του ελέγχου White (1980) παρακάτω, μας ενισχύει την άποψη ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν σταθερή διακύμανση. Τα αποτελέσματα που παίρνουμε είναι τα ακόλουθα.

Πίνακας 3.3.1γ

Heteroskedasticity Test White

F-statistic	256.4012	Prob. F(5,4011)	0.0000
Obs*R-squared	972.9476	Prob. Chi-Square(5)	0.0000
Scaled explained SS	8235.913	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 23:00
 Sample: 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017

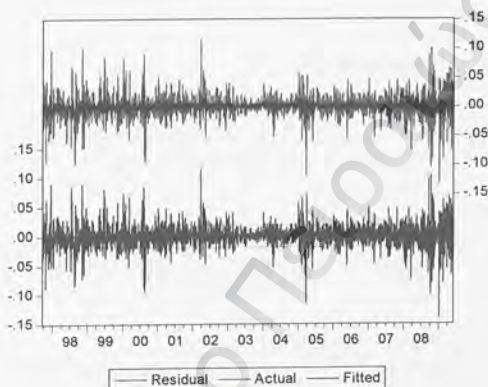
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.62E-05	8.39E-06	7.888178	0.0000
DLNSLOV(-1)	-0.005268	0.000691	-7.628203	0.0000
DLNSLOV(-1)^2	0.447153	0.016071	27.82399	0.0000
DLNSLOV(-1)*DLNSLOV(-2)	-0.015089	0.020986	-0.718995	0.4722
DLNSLOV(-2)	-0.001112	0.000688	-1.615580	0.1063
DLNSLOV(-2)^2	0.065702	0.015858	4.143174	0.0000
R-squared	0.242208	Mean dependent var	0.000141	
Adjusted R-squared	0.241263	S.D. dependent var	0.000581	
S.E. of regression	0.000506	Akaike info criterion	-12.33834	
Sum squared resid	0.001027	Schwarz criterion	-12.32893	
Log likelihood	24787.56	Hannan-Quinn criter.	-12.33501	
F-statistic	256.4012	Durbin-Watson stat	1.983847	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Είναι εμφανές από τον παραπάνω πίνακα ότι καθώς $P=0.000 < \alpha$ για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας, η αρχική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων απορρίπτεται.

Ρουμανία

Ο έλεγχος της ετεροσκεδαστικότητας των σφαλμάτων εφαρμόζεται μέσω του ARCH-LM τεστ (Πίνακας 3.3.2α).

Διάγραμμα 3.3.2α



Πίνακας 3.3.2β

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	312.1352	Prob. F(1,3046)	0.0000
Obs*R-squared	283.3084	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 19:52

Sample (adjusted): 9/24/1997 5/29/2009

Included observations: 3048 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000234	1.75E-05	13.37914	0.0000
RESID^2(-1)	0.304888	0.017257	17.66735	0.0000
R-squared	0.092949	Mean dependent var		0.000336
Adjusted R-squared	0.092651	S.D. dependent var		0.000955
S.E. of regression	0.000910	Akaike info criterion		-11.16631
Sum squared resid	0.002521	Schwarz criterion		-11.16236
Log likelihood	17019.46	Hannan-Quinn criter.		-11.16489
F-statistic	312.1352	Durbin-Watson stat		2.099193
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι καθώς το $P=0.0000 < \alpha$ απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και έχουμε αποτέλεσμα ARCH ή ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Ομοίως και για δύο και για τρεις υστερήσεις παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα στα οποία το αποτέλεσμα ARCH είναι εμφανές ($P=0.0000$ και στις δύο περιπτώσεις).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	202.6066	Prob. F(2,3044)	0.0000
Obs*R-squared	357.9612	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	202.6066	Prob. F(2,3044)	0.0000
Obs*R-squared	357.9612	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Πραγματοποιώντας τον έλεγχο White (1980) παίρνουμε τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 3.3.2γ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	195.5110	Prob. F(2,3046)	0.0000
Obs*R-squared	346.8777	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	1397.961	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 19:57

Sample: 9/23/1997 5/29/2009

Included observations: 3049

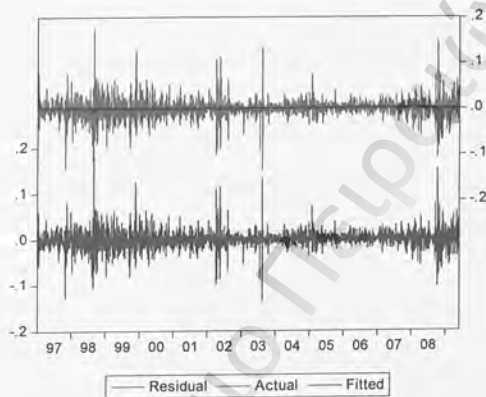
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000227	1.73E-05	13.11688	0.0000
DLNROM(-1)	-0.002566	0.000872	-2.943337	0.0033
DLNROM(-1)^2	0.314593	0.016327	19.26860	0.0000
R-squared	0.113768	Mean dependent var		0.000336
Adjusted R-squared	0.113186	S.D. dependent var		0.000955
S.E. of regression	0.000899	Akaike info criterion		-11.18920
Sum squared resid	0.002463	Schwarz criterion		-11.18327
Log likelihood	17060.93	Hannan-Quinn criter.		-11.18707
F-statistic	195.5110	Durbin-Watson stat		2.152199
Prob(F-statistic)	0.000000			

Είναι εμφανές από τον προηγούμενο πίνακα ότι καθώς $P=0.000$ τιμή μικρότερη οποιουδήποτε επιπέδου α , η αρχική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων απορρίπτεται.

Κροατία

Η εφαρμογή του ARCH-LM τεστ για τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων εμφανίζεται στον Πίνακα 3.3.3β.

Διάγραμμα 3.3.3α



Πίνακας 3.3.3β

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	375.5783	Prob. F(1,3232)	0.0000
Obs*R-squared	336.6858	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 21:57

Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009

Included observations: 3234 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000217	2.15E-05	10.11674	0.0000
RESID^2(-1)	0.322646	0.016649	19.37984	0.0000
R-squared	0.104108	Mean dependent var		0.000321
Adjusted R-squared	0.103831	S.D. dependent var		0.001251
S.E. of regression	0.001184	Akaike info criterion		-10.63947
Sum squared resid	0.004530	Schwarz criterion		-10.63571
Log likelihood	17206.03	Hannan-Quinn criter.		-10.63813
F-statistic	375.5783	Durbin-Watson stat		2.017349
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι καθώς το $P=0.0000 < \alpha$ απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και έχουμε αποτέλεσμα ARCH ή ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Ομοίως και για δύο και για τρεις υστερήσεις παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα στα οποία το αποτέλεσμα ARCH είναι εμφανές ($P=0.0000$ και στις δύο περιπτώσεις).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	189.0289	Prob. F(2,3230)	0.0000
Obs*R-squared	338.7587	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	129.6909	Prob. F(3,3228)	0.0000
Obs*R-squared	347.6521	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Η εφαρμογή του ελέγχου White (1980) παρακάτω, μας ενισχύει την άποψη ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν σταθερή διακύμανση. Τα αποτελέσματα που παίρνουμε είναι τα ακόλουθα:

Πίνακας 3.3.3γ

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	374.1540	Prob. F(1,3232)	0.0000
Obs*R-squared	335.5414	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID*2

Method: Least Squares

Date: 09/04/09 Time: 01:33

Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009

Included observations: 3234 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000218	2.15E-05	10.12074	0.0000
RESID*2(-1)	0.322098	0.016652	19.34306	0.0000
R-squared	0.103754	Mean dependent var		0.000321
Adjusted R-squared	0.103477	S.D. dependent var		0.001251
S.E. of regression	0.001184	Akaike info criterion		-10.63843
Sum squared resid	0.004534	Schwarz criterion		-10.63467
Log likelihood	17204.35	Hannan-Quinn criter.		-10.63709
F-statistic	374.1540	Durbin-Watson stat		2.017337
Prob(F-statistic)	0.000000			

Είναι εμφανές από τον προηγούμενο πίνακα ότι καθώς $P=0,000$ μικρότερη οποιοδήποτε επιπέδου α απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

για δύο και για τρεις υστερήσεις παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα στα οποία το αποτέλεσμα ARCH είναι εμφανές ($P=0.0000$ και στις δύο περιπτώσεις).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	86.19356	Prob. F(2,2239)	0.0000
Obs*R-squared	160.2778	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	58.79585	Prob. F(3,2237)	0.0000
Obs*R-squared	163.7882	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Πραγματοποιώντας και τον έλεγχο White (1980) βγάζουμε ακριβώς τα ίδια συμπεράσματα όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα..

Πίνακας 3.3.4γ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	102.5553	Prob. F(2,2241)	0.0000
Obs*R-squared	188.1633	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	2448.828	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/05/09 Time: 23:21

Sample: 10/24/2000 5/29/2009

Included observations: 2244

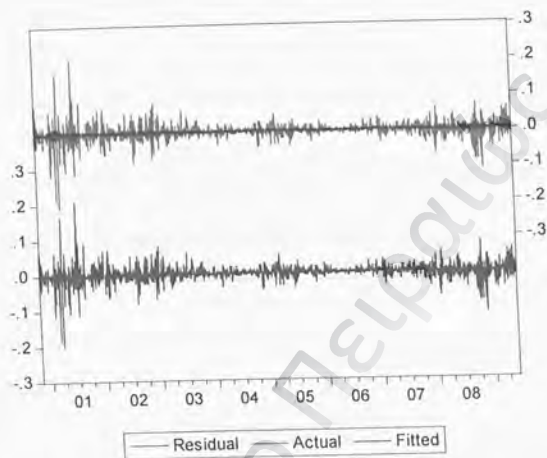
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000249	3.69E-05	6.757585	0.0000
DLNBUL(-1)	0.010488	0.001930	5.432829	0.0000
DLNBUL(-1)^2	0.266922	0.019418	13.74617	0.0000
R-squared	0.083852	Mean dependent var		0.000350
Adjusted R-squared	0.083034	S.D. dependent var		0.001790
S.E. of regression	0.001714	Akaike info criterion		-9.898388
Sum squared resid	0.006585	Schwarz criterion		-9.890746
Log likelihood	11108.99	Hannan-Quinn criter.		-9.895598
F-statistic	102.5553	Durbin-Watson stat		1.977863
Prob(F-statistic)	0.000000			

Είναι εμφανές ότι καθώς $P=0,000$ μικρότερη οποιουδήποτε επιπέδου α απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

Βουλγαρία

Τέλος, ο έλεγχος της ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων επιτυγχάνεται με το ARCH-LM τεστ και τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον Πίνακα 3.3.4β.

Διάγραμμα 3.3.4α



Πίνακας 3.3.4β

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	172.0333	Prob. F(1,2241)	0.0000
Obs*R-squared	159.9110	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/06/09 Time: 00:38

Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009

Included observations: 2243 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000257	3.71E-05	6.914234	0.0000
RESID^2(-1)	0.267010	0.020357	13.11615	0.0000
R-squared	0.071293	Mean dependent var		0.000350
Adjusted R-squared	0.070879	S.D. dependent var		0.001791
S.E. of regression	0.001726	Akaike info criterion		-9.885218
Sum squared resid	0.006676	Schwarz criterion		-9.880121
Log likelihood	11088.27	Hannan-Quinn criter.		-9.883357
F-statistic	172.0333	Durbin-Watson stat		1.992251
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον παραπάνω πίνακα καταλήγουμε ότι καθώς το $P=0.0000 < \alpha$ απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και έχουμε αποτέλεσμα ARCH ή ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Ομοίως κα

4. Επιλογή GARCH μοντέλων

Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι τα κατάλοιπα των παραπάνω τεσσάρων υποδειγμάτων των Βαλκανικών χωρών χαρακτηρίζονται από ετεροσκεδαστικότητα κάτι που παραβιάζει την υπόθεση της σταθερότητας της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου.

Ένας από τους τρόπους αντιμετώπισης της ετεροσκεδαστικότητας χρονοσειριακών μοντέλων είναι η χρησιμοποίηση για την εκτίμηση τους, των εκτιμήσεων των διακυμάνσεων του διαταρακτικού όρου που μπορεί να υπάρχουν για κάθε τιμή του t . Έτσι θα θεωρήσουμε ότι ο διαταρακτικός όρος δεν έχει σταθερή διακύμανση αλλά ακολουθεί μια διαδικασία GARCH.

Θα ελέγξουμε για επιδράσεις GARCH(p,q) στα κατάλοιπα μέχρι και τάξεως (2,2). Το όριο (2,2) για τους αριθμούς (p,q) επιλέχθηκε με βάση την εμπειρική βιβλιογραφία που υπάρχει στα υποδείγματα αυτά και από την οποία προκύπτει ότι τάξεις μεγαλύτερες του (2,2) είναι σπανιότερες. Η επιλογή του καλύτερου υποδείγματος προκύπτει από τη τιμή του πληροφοριακού κριτηρίου SBC που ελαχιστοποιείται.

Σλοβενία

Συγκρίνοντας λοιπόν, τις τιμές από τους (Παράρτημα, Πίνακες 4.1α-4.1δ) καταλήγουμε στο ότι καλύτερο μοντέλο για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας είναι το **GARCH (1,2)** σύμφωνα με τον παρακάτω πίνακα, στο οποίο παρατηρείται η μικρότερη τιμή του Μπαϊεσιανού κριτηρίου Schwartz και τα αποτελέσματα που πήραμε συμφωνούν με την υπάρχουσα θεωρία, αφού όλοι οι συντελεστές είναι θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας. Επίσης είναι φανερό ότι όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί, γεγονός που επιβεβαιώνει τις επιδράσεις σχηματισμών GARCH(p,q) στα κατάλοιπα AR(p).

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 23:08
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 63 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000118	9.54E-05	1.238942	0.2154
DLNSLOV(-1)	0.271411	0.016342	16.60851	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.045100	0.014851	-3.036729	0.0024
Variance Equation				
C	2.37E-06	1.90E-07	12.45501	0.0000
RESID(-1) ²	0.249553	0.012985	19.21898	0.0000
GARCH(-1)	0.429535	0.062476	6.875251	0.0000
GARCH(-2)	0.341559	0.054008	6.324188	0.0000
R-squared	0.059814	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.058407	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011906	Akaike info criterion		-6.583197
Sum squared resid	0.568473	Schwarz criterion		-6.572221
Log likelihood	13229.35	Hannan-Quinn criter.		-6.579307
F-statistic	42.51872	Durbin-Watson stat		2.028428
Prob(F-statistic)	0.000000			

Αν πραγματοποιήσουμε στη συνέχεια το ARCH LM test και τον έλεγχο White για να διαπιστώσουμε εάν θα εξακολουθούν να εμφανίζονται τα σφάλματα ετεροσκεδαστικά θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.1ε

Heteroskedasticity Test ARCH

F-statistic	1.714776	Prob. F(1,4014)	0.1904
Obs*R-squared	1.714898	Prob. Chi-Square(1)	0.1904

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID²

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 18:06

Sample (adjusted): 1/07/1994 5/29/2009

Included observations: 4016 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.980300	0.081043	12.09603	0.0000
WGT_RESID ² (-1)	0.020664	0.015780	1.309495	0.1904
R-squared	0.000427	Mean dependent var		1.000984
Adjusted R-squared	0.000178	S.D. dependent var		5.037805
S.E. of regression	5.037357	Akaike info criterion		6.072138
Sum squared resid	101855.1	Schwarz criterion		6.075274
Log likelihood	-12190.85	Hannan-Quinn criter.		6.073250
F-statistic	1.714776	Durbin-Watson stat		2.000038
Prob(F-statistic)	0.190442			

Ξεκινώντας με το ARCH LM test από τον παραπάνω Πίνακα 4.1ε, καταλήγουμε ότι καθώς το $P=0.1904 > \alpha$ δεν απορρίπτεται η H_0 για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας και δεν έχουμε αποτέλεσμα ARCH.

Η εφαρμογή του ελέγχου White test παρακάτω μας ενισχύει την άποψη ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά.

Πίνακας 4.1στ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.586387	Prob. F(5,4011)	0.7105
Obs*R-squared	2.934177	Prob. Chi-Square(5)	0.7101
Scaled explained SS	1.85E+09	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/05/09 Time: 18:22

Sample: 1/06/1994 5/29/2009

Included observations: 4017

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.989458	0.083576	11.83907	0.0000
DLNSLOV(-1)	-3.448589	6.875912	-0.501546	0.6160
DLNSLOV(-1)^2	73.21663	160.0058	0.457587	0.6473
DLNSLOV(-1)*DLNSLOV(-2)	198.0765	208.9404	0.948005	0.3432
DLNSLOV(-2)	-6.427741	6.852570	-0.938004	0.3483
DLNSLOV(-2)^2	-25.63369	157.8871	-0.162355	0.8710
R-squared	0.000730	Mean dependent var		1.000748
Adjusted R-squared	-0.000515	S.D. dependent var		5.037200
S.E. of regression	5.038498	Akaike info criterion		6.073586
Sum squared resid	101825.1	Schwarz criterion		6.082993
Log likelihood	-12192.80	Hannan-Quinn criter.		6.076920
F-statistic	0.586387	Durbin-Watson stat		1.970987
Prob(F-statistic)	0.710475			

Είναι εμφανές από τον παραπάνω πίνακα ότι καθώς $P=0,7101 > \alpha$ δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

Ρουμανία

Συνεχίζοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε στο ότι καλύτερο μοντέλο για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας στην περίπτωση της Ρουμανίας είναι το **GARCH (1,2)**, (Παράρτημα , Πίνακες 4.2α – 4.2δ), σύμφωνα με τον παρακάτω πίνακα, στον οποίο παρατηρείται η μικρότερη τιμή του Μπαϊεσιανού κριτηρίου Schwartz και τα αποτελέσματα που πήραμε συμφωνούν με την υπάρχουσα θεωρία, αφού όλοι οι συντελεστές είναι θετικοί

και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας. Επίσης είναι φανερό ότι όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί, γεγονός που επιβεβαιώνει τις επιδράσεις σχηματισμών GARCH(p,q) στα κατάλοιπα AR(p).

Dependent Variable: DLNROM
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/05/09 Time: 20:07
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)*2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001045	0.000246	4.248899	0.0000
DLNROM(-1)	0.178670	0.018310	9.758025	0.0000

Variance Equation				
C	1.98E-05	1.46E-06	13.54814	0.0000
RESID(-1)*2	0.261403	0.015665	16.68731	0.0000
GARCH(-1)	0.409311	0.064712	6.325127	0.0000
GARCH(-2)	0.286338	0.054168	5.286131	0.0000

R-squared	0.040972	Mean dependent var	0.000399
Adjusted R-squared	0.039396	S.D. dependent var	0.018745
S.E. of regression	0.018372	Akaike info criterion	-5.482360
Sum squared resid	1.027097	Schwarz criterion	-5.470508
Log likelihood	8363.858	Hannan-Quinn criter.	-5.478100
F-statistic	26.00071	Durbin-Watson stat	1.930328
Prob(F-statistic)	0.000000		

Εφαρμόζοντας το ARCH LM test θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.2ε

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.228620	Prob. F(1,3046)	0.2678
Obs*R-squared	1.228931	Prob. Chi-Square(1)	0.2676

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 20:22
 Sample (adjusted): 9/24/1997 5/29/2009
 Included observations: 3048 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.980522	0.045359	21.61702	0.0000
WGT_RESID*2(-1)	0.020079	0.018115	1.108431	0.2678

R-squared	0.000403	Mean dependent var	1.000609
Adjusted R-squared	0.000075	S.D. dependent var	2.295745
S.E. of regression	2.295659	Akaike info criterion	4.500573
Sum squared resid	16052.57	Schwarz criterion	4.504525
Log likelihood	-6856.873	Hannan-Quinn criter.	4.501993
F-statistic	1.228620	Durbin-Watson stat	2.000309
Prob(F-statistic)	0.267763		

Καθώς το $P=0.2676 > \alpha$ (Πίνακας 4.2ε) δεν απορρίπτεται η H_0 για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας και δεν έχουμε αποτέλεσμα ARCH.

Αν πραγματοποιήσουμε στη συνέχεια το White test θα έχουμε ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα.

Πίνακας 4.2στ

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.861692	Prob. F(2,3046)	0.4225	
Obs*R-squared	1.724105	Prob. Chi-Square(2)	0.4223	
Scaled explained SS	39855319	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: WGT_RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 09/05/09 Time: 20:23				
Sample: 9/23/1997 5/29/2009				
Included observations: 3049				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.990206	0.044102	22.45284	0.0000
DLNROM(-1)	-2.249760	2.225902	-1.010718	0.3122
DLNROM(-1)^2	31.56321	41.68018	0.757271	0.4489
R-squared	0.000565	Mean dependent var		1.000421
Adjusted R-squared	-0.000091	S.D. dependent var		2.295392
S.E. of regression	2.295496	Akaike info criterion		4.500758
Sum squared resid	16050.29	Schwarz criterion		4.506684
Log likelihood	-6858.406	Hannan-Quinn criter.		4.502888
F-statistic	0.861692	Durbin-Watson stat		1.979991
Prob(F-statistic)	0.422550			

Είναι εμφανές από τον προηγούμενο πίνακα ότι καθώς $P=0,4223 > \alpha$ δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

Κροατία

Στην περίπτωση της **Κροατίας** μετά από τον έλεγχο των GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(2,1) και GARCH(2,2) (Παράρτημα, Πίνακες 4.3α – 4.3δ), καταλήγουμε στο υπόδειγμα **GARCH (1,2)** σύμφωνα με τον παρακάτω πίνακα, στο οποίο παρατηρείται η μικρότερη τιμή του Μπαϊεσιανού κριτηρίου Schwartz και τα αποτελέσματα που πήραμε συμφωνούν με την υπάρχουσα θεωρία, αφού όλοι οι συντελεστές είναι θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας. Επίσης είναι φανερό ότι όλοι οι συντελεστές είναι

στατιστικά σημαντικοί, γεγονός που επιβεβαιώνει τις επιδράσεις σχηματισμών GARCH(p,q) στα κατάλοιπα ARMA(p,q).

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/04/09 Time: 01:37
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000217	0.000114	1.906862	0.0565
DLNCRO(-1)	0.686586	0.114812	5.980103	0.0000
MA(1)	-0.631302	0.124145	-5.085196	0.0000

Variance Equation				
C	2.33E-05	1.68E-06	13.87216	0.0000
RESID(-1)^2	0.246290	0.010864	22.67103	0.0000
GARCH(-1)	0.411490	0.054635	7.531640	0.0000
GARCH(-2)	0.290460	0.045562	6.375031	0.0000

R-squared	0.001931	Mean dependent var	0.000324
Adjusted R-squared	0.000076	S.D. dependent var	0.018010
S.E. of regression	0.018009	Akaike info criterion	-5.559956
Sum squared resid	1.046920	Schwarz criterion	-5.546796
Log likelihood	9000.229	Hannan-Quinn criter.	-5.555240
F-statistic	1.040918	Durbin-Watson stat	2.084037
Prob(F-statistic)	0.396491		

Inverted MA Roots	.63
-------------------	-----

Αν πραγματοποιήσουμε το ARCH LM test θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.3ε

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.547823	Prob. F(1,3232)	0.4593
Obs*R-squared	0.548069	Prob. Chi-Square(1)	0.4591

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:43
 Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009
 Included observations: 3234 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.974950	0.066703	14.61639	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.013018	0.017589	0.740151	0.4593

R-squared	0.000169	Mean dependent var	0.987811
Adjusted R-squared	-0.000140	S.D. dependent var	3.662027
S.E. of regression	3.662283	Akaike info criterion	5.434669
Sum squared resid	43348.60	Schwarz criterion	5.438430
Log likelihood	-8785.859	Hannan-Quinn criter.	5.436016
F-statistic	0.547823	Durbin-Watson stat	1.999751
Prob(F-statistic)	0.459262		

Καθώς το $P=0.4591 > \alpha$ δεν απορρίπτεται η H_0 για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας και δεν έχουμε αποτέλεσμα ARCH.

Αν πραγματοποιήσουμε τώρα το White test θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα :

Πίνακας 4.3στ

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.629363	Prob. F(2,3232)	0.5330	
Obs*R-squared	1.259405	Prob. Chi-Square(2)	0.5328	
Scaled explained SS	80232628	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: WGT_RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 09/04/09 Time: 01:45				
Sample: 1/06/1997 5/29/2009				
Included observations: 3235				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.985016	0.066557	14.79966	0.0000
DLNCRO(-1)	-3.945447	3.576304	-1.103219	0.2700
DLNCRO(-1)^2	12.21313	51.97916	0.234962	0.8143
R-squared	0.000389	Mean dependent var	0.987688	
Adjusted R-squared	-0.000229	S.D. dependent var	3.661467	
S.E. of regression	3.661887	Akaike info criterion	5.434761	
Sum squared resid	43339.23	Schwarz criterion	5.440401	
Log likelihood	-8787.726	Hannan-Quinn criter.	5.436782	
F-statistic	0.629363	Durbin-Watson stat	1.978983	
Prob(F-statistic)	0.532896			

Είναι εμφανές από τον παραπάνω πίνακα ότι καθώς $P=0,5328 > \alpha$ δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

Βουλγαρία

Τέλος, το καλύτερο υπόδειγμα στην περίπτωση της **Βουλγαρίας**, (συγκρίνοντας με τους **Παράρτημα, Πίνακες 4.4α - 4.4δ**), για την αντιμετώπιση των ετεροσκεδαστικών σφαλμάτων είναι το **GARCH (1,2)** όπως φαίνεται από τον παρακάτω πίνακα, στο οποίο παρατηρείται η μικρότερη τιμή του Μπαιεσιανού κριτηρίου Schwartz και τα αποτελέσματα που πήραμε συμφωνούν με την υπάρχουσα θεωρία, αφού όλοι οι συντελεστές είναι θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας. Επίσης είναι φανερό ότι όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί, γεγονός που επιβεβαιώνει τις επιδράσεις σχηματισμών GARCH(p,q) στα κατάλοιπα ARMA(p,q).

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/05/09 Time: 23:23
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.24E-05	2.82E-05	2.210927	0.0270
DLNBUL(-1)	0.931020	0.019343	48.13148	0.0000
MA(1)	-0.854328	0.029666	-28.79807	0.0000
Variance Equation				
C	7.32E-06	7.92E-07	9.238372	0.0000
RESID(-1)^2	0.449832	0.019979	22.51543	0.0000
GARCH(-1)	0.277782	0.035611	7.800474	0.0000
GARCH(-2)	0.361890	0.027962	12.94234	0.0000
R-squared	0.000633	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.002048	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018872	Akaike info criterion		-5.726833
Sum squared resid	0.796704	Schwarz criterion		-5.709002
Log likelihood	6432.507	Hannan-Quinn criter.		-5.720324
F-statistic	0.236068	Durbin-Watson stat		2.190022
Prob(F-statistic)	0.964802			
Inverted MA Roots	.85			

Αν πραγματοποιήσουμε το ARCH LM test θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.4ε

Heteroskedasticity Test ARCH

F-statistic	0.007987	Prob. F(1,2241)	0.9288
Obs*R-squared	0.007994	Prob. Chi-Square(1)	0.9288

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/09 Time: 23:52
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.048697	0.074363	14.10239	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.001888	0.021124	-0.089368	0.9288
R-squared	0.000004	Mean dependent var		1.046720
Adjusted R-squared	-0.000443	S.D. dependent var		3.361794
S.E. of regression	3.362538	Akaike info criterion		5.264161
Sum squared resid	25338.23	Schwarz criterion		5.269257
Log likelihood	-590.1756	Hannan-Quinn criter.		5.266021
F-statistic	0.007987	Durbin-Watson stat		2.000010
Prob(F-statistic)	0.928798			

Καθώς το $P=0.9288 > \alpha$ δεν απορρίπτεται η H_0 για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας και δεν έχουμε αποτέλεσμα ARCH.

Αν πραγματοποιήσουμε τώρα το White test θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.4στ

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.104571	Prob. F(2,2241)	0.9007	
Obs*R-squared	0.209402	Prob. Chi-Square(2)	0.9006	
Scaled explained SS	9320732.	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: WGT_RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/05/09 Time: 23:54				
Sample: 10/24/2000 5/29/2009				
Included observations: 2244				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.052309	0.072340	14.54679	0.0000
DLNBUL(-1)	0.257760	3.786638	0.068071	0.9457
DLNBUL(-1)^2	-16.85941	38.08804	-0.442643	0.6581
R-squared	0.000093	Mean dependent var	1.046466	
Adjusted R-squared	-0.000799	S.D. dependent var	3.361066	
S.E. of regression	3.362409	Akaike info criterion	5.264528	
Sum squared resid	25336.29	Schwarz criterion	5.272170	
Log likelihood	-5903.801	Hannan-Quinn criter.	5.267318	
F-statistic	0.104571	Durbin-Watson stat	1.994879	
Prob(F-statistic)	0.900715			

Είναι εμφανές από τον παραπάνω πίνακα ότι καθώς $P=0,9006 > \alpha$ δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ – ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα εργασία έχει ως αντικείμενο τη διερεύνηση των χαρακτηριστικών των χρονολογικών σειρών που αποτελούνται από τις τιμές των δεικτών των μετοχών των τεσσάρων Βαλκανικών χωρών, ήτοι της Σλοβενίας, της Ρουμανίας, της Κροατίας και της Βουλγαρίας, για την περίοδο από 03/01/1994 έως 29/05/2009.

Η εξέταση των ιδιοτήτων των αρχικών δεδομένων έδειξε ότι οι τέσσερις αυτές σειρές δεδομένων αποτελούν μη συμμετρικές κατανομές καθώς ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι διάφορος του μηδενός. Επίσης, ότι η σειρά του Δείκτη Τιμών της Βουλγαρίας παρουσιάζει ασύμμετρη προς τα αριστερά κατανομή καθώς ο συντελεστής είναι αρνητικός. Οι υπόλοιπες παρουσιάζουν θετική ασυμμετρία. Επιπλέον όλες οι κατανομές είναι πλατύκορτες καθώς ο συντελεστής κύρτωσης είναι μικρότερος του τρία για όλες τις σειρές, γεγονός που δηλώνει μεγάλη διασπορά των τιμών της μεταβλητής γύρω από τη μέση τιμή της.

Την πιο ομαλή πορεία από τις τέσσερις χρονοσειρές, ακολουθεί η χρονοσειρά του Δείκτη Τιμών της Σλοβενίας αφού έχει την μικρότερη τυπική απόκλιση ($sd=0.48$) κάτι που επίσης φαίνεται και από την σύγκριση των διαγραμμάτων (linegrafs) των τεσσάρων χρονοσειρών.

Διάγραμμα 4.α



Επιπλέον εξετάζοντας τα χαρακτηριστικά και των τεσσάρων χρονολογικών σειρών με την εφαρμογή του Ljung-Box (1978) ελέγχου, του Jarque-Bera (1980), και του Augmented Dickey-Fuller τεστ (1981), παρατηρήθηκε ότι χαρακτηρίζονται από αυτοσυσχέτιση, έλλειψη κανονικότητας και στασιμότητας.

Στη συνέχεια με βάση τη μεθοδολογία του Box-Jenkins ελέγχθηκε για κάθε μία χρονολογική σειρά το καλύτερο υπόδειγμα που θα τις περιγράφει.

Επίσης, εξετάζοντας, με τη βοήθεια του Jarque-Bera (1980) ελέγχου, του Breusch-Godfrey (1978) ελέγχου και του White (1980) τεστ τα καταλοίπων καταλήξαμε ότι δεν πληρούνται οι υποθέσεις της κανονικότητας, της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης και της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων.

Η υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα που χαρακτηρίζει τη σειρά των σφαλμάτων χαρακτηρίζει και τη σειρά της εξαρτημένης μεταβλητής του υποδείγματος ακολουθώντας και αυτή μία GARCH διαδικασία. Έτσι χρησιμοποιήθηκαν GARCH μοντέλα, τα οποία κατασκευάστηκαν για να αντιμετωπίσουν τη μεταβολή του μεγέθους της διακύμανσης μέσα στο χρόνο. Με τη χρήση των μοντέλων αυτών η ετεροσκεδαστικότητα προσεγγίζεται σαν μία διατάραξη η οποία μοντελοποιείται. Ως αποτελεσματικότερο υπόδειγμα αποδείχθηκε το GARCH(1,2) και είχε εφαρμογή και στις τέσσερις χρονολογικές σειρές, αφού απέρριψε την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων. Επιπλέον παρατηρήθηκε ότι το άθροισμα των συντελεστών των τεσσάρων GARCH(1,2) μοντέλων είναι πολύ κοντά στη μονάδα κάτι που δείχνει ότι η διαχρονική αλλαγή της διακύμανσης είναι αρκετά επίμονη.

Το υπόδειγμα GARCH(1,2) είναι μορφής :

$$Var(\varepsilon_t / \Psi_{t-1}) = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2}$$

Στην παραπάνω διαδικασία, όπου a είναι η άνευ συνθήκης διακύμανση (μακροχρόνια εκτίμηση της διακύμανσης), ε_{t-1}^2 ο διαταρακτικός όρος την προηγούμενη περίοδο (ARCH) και h_{t-2} η διακύμανση τις δύο προηγούμενες περιόδους (GARCH).

Η διακύμανση λοιπόν και των τεσσάρων χρονολογικών σειρών φαίνεται να επηρεάζεται από αιφνίδιες διαταραχές (κατάλοιπα) αλλά και από τη διακύμανση των δύο προηγούμενων περιόδων με ιδιαίτερη εμμονή στην αστάθεια.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 2.1α

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:32
 Sample (adjusted): 1/05/1994 5/29/2009
 Included observations: 4018 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000219	0.000188	1.164946	0.2441
DLNSLOV(-1)	0.233782	0.015343	15.23710	0.0000
R-squared	0.054652	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.054416	S.D. dependent var		0.012269
S.E. of regression	0.011930	Akaike info criterion		-6.018992
Sum squared resid	0.571595	Schwarz criterion		-6.015857
Log likelihood	12094.16	Hannan-Quinn criter.		-6.017881
F-statistic	232.1691	Durbin-Watson stat		1.956726
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 2.1β

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:33
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000240	0.000188	1.279385	0.2008
DLNSLOV(-1)	0.255408	0.015716	16.25130	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.092542	0.015718	-5.887796	0.0000
R-squared	0.062746	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.062279	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011882	Akaike info criterion		-6.026845
Sum squared resid	0.566700	Schwarz criterion		-6.022141
Log likelihood	12107.92	Hannan-Quinn criter.		-6.025178
F-statistic	134.3618	Durbin-Watson stat		1.998959
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 2.1γ

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:34
 Sample (adjusted): 1/05/1994 5/29/2009
 Included observations: 4018 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 MA Backcast: 1/04/1994

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000307	0.000249	1.230316	0.2187
DLNSLOV(-1)	-0.070430	0.059932	-1.175176	0.2400
MA(1)	0.327100	0.056776	5.761202	0.0000
R-squared	0.062097	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.061630	S.D. dependent var		0.012269
S.E. of regression	0.011885	Akaike info criterion		-6.026401
Sum squared resid	0.567093	Schwarz criterion		-6.021699
Log likelihood	12110.04	Hannan-Quinn criter.		-6.024735
F-statistic	132.9127	Durbin-Watson stat		2.001178
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 2.1δ

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:36
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 MA Backcast: 1/04/1994 1/05/1994

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000262	0.000268	0.976817	0.3287
DLNSLOV(-1)	0.168229	0.548417	0.306754	0.7590
DLNSLOV(-2)	-0.083199	0.077452	-1.074202	0.2828
MA(1)	0.087676	0.548666	0.159798	0.8730
MA(2)	0.011767	0.198730	0.059212	0.9528
R-squared	0.062775	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.061841	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011885	Akaike info criterion		-6.025880
Sum squared resid	0.566683	Schwarz criterion		-6.018040
Log likelihood	12107.98	Hannan-Quinn criter.		-6.023102
F-statistic	67.18068	Durbin-Watson stat		1.999980
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.04+.10i			

Πίνακας 2.1ε

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/09 Time: 22:37
 Sample (adjusted): 1/05/1994 5/29/2009
 Included observations: 4018 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 MA Backcast 1/03/1994 1/04/1994

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000179	0.000198	0.902660	0.3668
DLNSLOV(-1)	0.375292	0.483913	0.775535	0.4381
MA(1)	-0.120703	0.482357	-0.250236	0.8024
MA(2)	-0.123851	0.121765	-1.017131	0.3092
R-squared	0.062469	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.061768	S.D. dependent var		0.012269
S.E. of regression	0.011884	Akaike info criterion		-6.026301
Sum squared resid	0.566868	Schwarz criterion		-6.020030
Log likelihood	12110.84	Hannan-Quinn criter.		-6.024079
F-statistic	89.15297	Durbin-Watson stat		1.997318
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.42	-.30		

Πίνακας 2.1στ

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations
 MA Backcast 1/05/1994

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000253	0.000202	1.251314	0.2109
DLNSLOV(-1)	0.197942	0.169233	1.169640	0.2422
DLNSLOV(-2)	-0.079112	0.043214	-1.830721	0.0672
MA(1)	0.057965	0.169746	0.341478	0.7328
R-squared	0.062774	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.062073	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011883	Akaike info criterion		-6.026376
Sum squared resid	0.566864	Schwarz criterion		-6.020105
Log likelihood	12107.98	Hannan-Quinn criter.		-6.024154
F-statistic	89.59460	Durbin-Watson stat		1.999973
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots		-.06		

Πίνακας 2.2α

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 00:16
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000319	0.000332	0.959171	0.3375
DLNROM(-1)	0.208189	0.017729	11.74308	0.0000
R-squared	0.043298	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.042984	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018338	Akaike info criterion		-5.159073
Sum squared resid	1.024605	Schwarz criterion		-5.155122
Log likelihood	7867.006	Hannan-Quinn criter.		-5.157653
F-statistic	137.8999	Durbin-Watson stat		1.991515
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 2.2β

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 00:18
 Sample (adjusted): 9/24/1997 5/29/2009
 Included observations: 3048 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000329	0.000332	0.988811	0.3228
DLNROM(-1)	0.211920	0.018125	11.69228	0.0000
DLNROM(-2)	-0.018559	0.018130	-1.023671	0.3061
R-squared	0.043584	Mean dependent var		0.000404
Adjusted R-squared	0.042956	S.D. dependent var		0.018746
S.E. of regression	0.018339	Akaike info criterion		-5.158611
Sum squared resid	1.024070	Schwarz criterion		-5.152683
Log likelihood	7864.722	Hannan-Quinn criter.		-5.156480
F-statistic	69.38130	Durbin-Watson stat		1.998685
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 2.2γ

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 00:19
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 5 iterations
 MA Backcast: 9/22/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000350	0.000362	0.968184	0.3330
DLNROM(-1)	0.126738	0.085723	1.478461	0.1394
MA(1)	0.085211	0.086096	0.989721	0.3224
R-squared	0.043607	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.042979	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018338	Akaike info criterion		-5.158740
Sum squared resid	1.024274	Schwarz criterion		-5.152814
Log likelihood	7867.499	Hannan-Quinn criter.		-5.156610
F-statistic	69.44167	Durbin-Watson stat		1.999016
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.09			

Πίνακας 2.2δ

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 00:21
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations
 MA Backcast: 9/19/1997 9/22/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.06E-05	1.33E-05	0.796185	0.4260
DLNROM(-1)	0.981078	0.014170	69.23733	0.0000
MA(1)	-0.775080	0.023103	-33.54891	0.0000
MA(2)	-0.190168	0.018706	-10.16629	0.0000
R-squared	0.046320	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.045380	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018315	Akaike info criterion		-5.160924
Sum squared resid	1.021369	Schwarz criterion		-5.153023
Log likelihood	7871.829	Hannan-Quinn criter.		-5.158084
F-statistic	49.29777	Durbin-Watson stat		1.993761
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.97	-.20		

Πίνακας 2.2ε

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 12:05
 Sample (adjusted): 9/24/1997 5/29/2009
 Included observations: 3048 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 MA Backcast: 9/23/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000203	0.000255	0.793898	0.4273
DLNROM(-1)	0.611745	0.492778	1.241421	0.2145
DLNROM(-2)	-0.095868	0.101305	-0.946333	0.3441
MA(1)	-0.401594	0.493402	-0.813928	0.4157
R-squared	0.043929	Mean dependent var		0.000404
Adjusted R-squared	0.042987	S.D. dependent var		0.018746
S.E. of regression	0.018339	Akaike info criterion		-5.158315
Sum squared resid	1.023701	Schwarz criterion		-5.150412
Log likelihood	7865.272	Hannan-Quinn criter.		-5.155475
F-statistic	46.62167	Durbin-Watson stat		1.995480
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.40			

Πίνακας 2.2στ

Dependent Variable: DLNROM
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 00:22
 Sample (adjusted): 9/24/1997 5/29/2009
 Included observations: 3048 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 MA Backcast: 9/22/1997 9/23/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.89E-06	8.82E-06	0.780513	0.4351
DLNROM(-1)	1.061957	0.095546	11.11462	0.0000
DLNROM(-2)	-0.073332	0.092581	-0.792077	0.4284
MA(1)	-0.853216	0.095065	-8.975058	0.0000
MA(2)	-0.124751	0.090060	-1.385207	0.1661
R-squared	0.046357	Mean dependent var		0.000404
Adjusted R-squared	0.045104	S.D. dependent var		0.018746
S.E. of regression	0.018318	Akaike info criterion		-5.160202
Sum squared resid	1.021101	Schwarz criterion		-5.150323
Log likelihood	7869.147	Hannan-Quinn criter.		-5.156651
F-statistic	36.98068	Durbin-Watson stat		1.998336
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.98	-.13		

Πίνακας 2.3α

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:19
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000319	0.000317	1.006626	0.3142
DLNCRO(-1)	0.016559	0.017582	0.941794	0.3464
R-squared	0.000274	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	-0.000035	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.018010	Akaike info criterion		-5.195159
Sum squared resid	1.048658	Schwarz criterion		-5.191399
Log likelihood	8405.170	Hannan-Quinn criter.		-5.193812
F-statistic	0.886976	Durbin-Watson stat		2.000383
Prob(F-statistic)	0.346368			

Πίνακας 2.3β

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:25
 Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009
 Included observations: 3234 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000314	0.000317	0.990132	0.3222
DLNCRO(-1)	0.016300	0.017591	0.926581	0.3542
DLNCRO(-2)	0.016673	0.017590	0.947889	0.3433
R-squared	0.000553	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	-0.000066	S.D. dependent var		0.018012
S.E. of regression	0.018013	Akaike info criterion		-5.194510
Sum squared resid	1.048366	Schwarz criterion		-5.188868
Log likelihood	8402.522	Hannan-Quinn criter.		-5.192488
F-statistic	0.893141	Durbin-Watson stat		2.000307
Prob(F-statistic)	0.409469			

Πίνακας 2.3γ

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:22
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.63E-05	3.20E-05	0.509234	0.6106
DLNCRO(-1)	0.920695	0.032822	28.05073	0.0000
MA(1)	-0.902696	0.036791	-24.53600	0.0000
R-squared	0.008920	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.008306	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.017935	Akaike info criterion		-5.203226
Sum squared resid	1.039590	Schwarz criterion		-5.197586
Log likelihood	8419.218	Hannan-Quinn criter.		-5.201205
F-statistic	14.54388	Durbin-Watson stat		2.020623
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted MA Roots	.90			

Πίνακας 2.3δ

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:23
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 48 iterations
 MA Backcast: 1/02/1997 1/03/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.66E-05	3.25E-05	0.509155	0.6107
DLNCRO(-1)	0.919814	0.032890	27.96598	0.0000
MA(1)	-0.912581	0.037312	-24.45834	0.0000
MA(2)	0.011745	0.017939	0.654749	0.5127
R-squared	0.009055	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.008135	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.017936	Akaike info criterion		-5.202744
Sum squared resid	1.039448	Schwarz criterion		-5.195224
Log likelihood	8419.439	Hannan-Quinn criter.		-5.200050
F-statistic	9.841256	Durbin-Watson stat		1.999368
Prob(F-statistic)	0.000002			
Inverted MA Roots	.90	.01		

Πίνακας 2.3ε

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 20:36
 Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009
 Included observations: 3234 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 MA Backcast: 1/06/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.01E-05	3.89E-05	0.517887	0.6046
DLNCRO(-1)	0.888822	0.048604	18.28712	0.0000
DLNCRO(-2)	0.012594	0.018303	0.688071	0.4915
MA(1)	-0.881677	0.045601	-19.33469	0.0000
R-squared	0.010298	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.009378	S.D. dependent var		0.018012
S.E. of regression	0.017928	Akaike info criterion		-5.203689
Sum squared resid	1.038144	Schwarz criterion		-5.196168
Log likelihood	8418.366	Hannan-Quinn criter.		-5.200994
F-statistic	11.20243	Durbin-Watson stat		1.999735
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.88			

Πίνακας 2.3στ

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: Least Squares
 Date: 09/04/09 Time: 01:24
 Sample (adjusted): 1/07/1997 5/29/2009
 Included observations: 3234 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997 1/06/1997

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.53E-05	6.87E-05	0.513714	0.6075
DLNCRO(-1)	0.005218	0.110577	0.047188	0.9624
DLNCRO(-2)	0.820049	0.102575	7.994662	0.0000
MA(1)	0.018659	0.109227	0.170826	0.8644
MA(2)	-0.809786	0.099523	-8.136672	0.0000
R-squared	0.011143	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.009918	S.D. dependent var		0.018012
S.E. of regression	0.017923	Akaike info criterion		-5.203926
Sum squared resid	1.037257	Schwarz criterion		-5.194524
Log likelihood	8419.748	Hannan-Quinn criter.		-5.200557
F-statistic	9.096884	Durbin-Watson stat		2.029349
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.89	-.91		

Πίνακας 2.4α

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:41
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000605	0.000398	1.518190	0.1291
DLNBUL(-1)	-0.014213	0.021118	-0.673026	0.5010
R-squared	0.000202	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.000244	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018855	Akaike info criterion		-5.103197
Sum squared resid	0.797048	Schwarz criterion		-5.098102
Log likelihood	5727.787	Hannan-Quinn criter.		-5.101337
F-statistic	0.452965	Durbin-Watson stat		1.995110
Prob(F-statistic)	0.501000			

Πίνακας 2.4β

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:43
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000534	0.000397	1.347007	0.1781
DLNBUL(-1)	-0.012745	0.021028	-0.606111	0.5445
DLNBUL(-2)	0.087663	0.021028	4.168855	0.0000
R-squared	0.007893	Mean dependent var		0.000579
Adjusted R-squared	0.007008	S.D. dependent var		0.018839
S.E. of regression	0.018773	Akaike info criterion		-5.111480
Sum squared resid	0.789416	Schwarz criterion		-5.103835
Log likelihood	5735.524	Hannan-Quinn criter.		-5.108689
F-statistic	8.910992	Durbin-Watson stat		2.000416
Prob(F-statistic)	0.000140			

Πίνακας 2.4γ

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:44
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 46 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001139	0.000747	1.525556	0.1273
DLNBUL(-1)	-0.923741	0.033622	-27.47406	0.0000
MA(1)	0.887308	0.040924	21.68165	0.0000
R-squared	0.013868	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	0.012988	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018730	Akaike info criterion		-5.116069
Sum squared resid	0.786153	Schwarz criterion		-5.108427
Log likelihood	5743.229	Hannan-Quinn criter.		-5.113279
F-statistic	15.75777	Durbin-Watson stat		1.927010
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-0.89			

Πίνακας 2.4δ

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:47
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 MA Backcast: 10/20/2000 10/23/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.49E-05	2.33E-05	0.638640	0.5231
DLNBUL(-1)	0.970976	0.014222	68.27116	0.0000
MA(1)	-0.992976	0.025365	-39.14781	0.0000
MA(2)	0.048108	0.021418	2.246098	0.0248
R-squared	0.014097	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	0.012776	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018732	Akaike info criterion		-5.115409
Sum squared resid	0.785971	Schwarz criterion		-5.105220
Log likelihood	5743.489	Hannan-Quinn criter.		-5.111690
F-statistic	10.67593	Durbin-Watson stat		2.002758
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted MA Roots	.94	.05		

Πίνακας 2.4ε

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:48
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000 10/24/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.12E-05	3.38E-05	0.625412	0.5318
DLNBUL(-1)	0.057245	0.033793	1.693974	0.0904
DLNBUL(-2)	0.904886	0.033507	27.00597	0.0000
MA(1)	-0.074620	0.041861	-1.782556	0.0748
MA(2)	-0.845079	0.041303	-20.46053	0.0000
R-squared	0.025603	Mean dependent var		0.000579
Adjusted R-squared	0.023861	S.D. dependent var		0.018839
S.E. of regression	0.018613	Akaike info criterion		-5.127708
Sum squared resid	0.775325	Schwarz criterion		-5.114967
Log likelihood	5755.724	Hannan-Quinn criter.		-5.123057
F-statistic	14.70108	Durbin-Watson stat		1.990762
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.96	-.88		

Πίνακας 2.4στ

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: Least Squares
 Date: 09/05/09 Time: 22:52
 Sample (adjusted): 10/25/2000 5/29/2009
 Included observations: 2243 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 MA Backcast: 10/24/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.28E-05	2.00E-05	0.637905	0.5236
DLNBUL(-1)	0.925906	0.026469	34.98142	0.0000
DLNBUL(-2)	0.051173	0.021751	2.352657	0.0187
MA(1)	-0.952565	0.016137	-59.02932	0.0000
R-squared	0.013811	Mean dependent var		0.000579
Adjusted R-squared	0.012489	S.D. dependent var		0.018839
S.E. of regression	0.018721	Akaike info criterion		-5.116570
Sum squared resid	0.784708	Schwarz criterion		-5.106377
Log likelihood	5742.233	Hannan-Quinn criter.		-5.112849
F-statistic	10.45158	Durbin-Watson stat		1.991955
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted MA Roots	.95			

Πίνακας 4.1α

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 23:05
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 37 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000120	9.67E-05	1.244684	0.2132
DLNSLOV(-1)	0.282255	0.015547	18.15482	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.047052	0.015189	-3.097741	0.0020
Variance Equation				
C	1.95E-06	1.34E-07	14.55173	0.0000
RESID(-1)^2	0.200791	0.007282	27.57269	0.0000
GARCH(-1)	0.817821	0.004565	179.1515	0.0000
R-squared	0.059321	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.058148	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011908	Akaike info criterion		-6.578454
Sum squared resid	0.568771	Schwarz criterion		-6.569046
Log likelihood	13218.82	Hannan-Quinn criter.		-6.575120
F-statistic	50.58819	Durbin-Watson stat		2.048923
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.1β

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 23:08
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 63 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000118	9.54E-05	1.238942	0.2154
DLNSLOV(-1)	0.271411	0.016342	16.60851	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.045100	0.014851	-3.036729	0.0024
Variance Equation				
C	2.37E-06	1.90E-07	12.45501	0.0000
RESID(-1)^2	0.249553	0.012985	19.21898	0.0000
GARCH(-1)	0.429535	0.062476	6.875251	0.0000
GARCH(-2)	0.341559	0.054008	6.324188	0.0000
R-squared	0.059814	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.058407	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011906	Akaike info criterion		-6.583197
Sum squared resid	0.568473	Schwarz criterion		-6.572221
Log likelihood	13229.35	Hannan-Quinn criter.		-6.579307
F-statistic	42.51872	Durbin-Watson stat		2.028428
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.1γ

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 23:09
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 54 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	5.60E-05	9.11E-05	0.614700	0.5388
DLNSLOV(-1)	0.255364	0.016664	15.32471	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.053739	0.014762	-3.640289	0.0003
Variance Equation				
C	6.40E-07	6.96E-08	9.194911	0.0000
RESID(-1) ²	0.360453	0.020037	17.98926	0.0000
RESID(-2) ²	-0.281346	0.019608	-14.34824	0.0000
GARCH(-1)	0.924346	0.003611	256.0017	0.0000
R-squared	0.061043	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.059638	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011899	Akaike info criterion		-6.596365
Sum squared resid	0.567730	Schwarz criterion		-6.585390
Log likelihood	13255.80	Hannan-Quinn criter.		-6.592476
F-statistic	43.44957	Durbin-Watson stat		1.998128
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.1δ

Dependent Variable: DLNSLOV
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 23:10
 Sample (adjusted): 1/06/1994 5/29/2009
 Included observations: 4017 after adjustments
 Convergence achieved after 77 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1) + C(8)*GARCH(-2)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.97E-05	0.000103	0.191199	0.8484
DLNSLOV(-1)	0.262617	0.017541	14.97201	0.0000
DLNSLOV(-2)	-0.055983	0.016964	-3.300200	0.0010
Variance Equation				
C	2.61E-07	3.36E-08	7.770535	0.0000
RESID(-1) ²	0.328626	0.019527	16.74396	0.0000
RESID(-2) ²	-0.295670	0.018043	-16.38675	0.0000
GARCH(-1)	1.307027	0.037860	34.52278	0.0000
GARCH(-2)	-0.339206	0.035600	-9.528129	0.0000
R-squared	0.060949	Mean dependent var		0.000287
Adjusted R-squared	0.059309	S.D. dependent var		0.012270
S.E. of regression	0.011901	Akaike info criterion		-6.603758
Sum squared resid	0.567787	Schwarz criterion		-6.591215
Log likelihood	13271.65	Hannan-Quinn criter.		-6.599313
F-statistic	37.17165	Durbin-Watson stat		2.011908
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.2α

Dependent Variable: DLNROM
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/05/09 Time: 20:06
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001021	0.000247	4.139110	0.0000
DLNROM(-1)	0.185609	0.017805	10.42468	0.0000
Variance Equation				
C	1.76E-05	1.10E-06	15.92478	0.0000
RESID(-1)^2	0.218627	0.009830	22.24104	0.0000
GARCH(-1)	0.743808	0.008947	83.13106	0.0000
R-squared	0.041419	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.040159	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018365	Akaike info criterion		-5.477789
Sum squared resid	1.026618	Schwarz criterion		-5.467913
Log likelihood	8355.889	Hannan-Quinn criter.		-5.474240
F-statistic	32.88152	Durbin-Watson stat		1.944224
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.2β

Dependent Variable: DLNROM
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/05/09 Time: 20:07
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001045	0.000246	4.248899	0.0000
DLNROM(-1)	0.178670	0.018310	9.758025	0.0000
Variance Equation				
C	1.98E-05	1.46E-06	13.54814	0.0000
RESID(-1)^2	0.261403	0.015665	16.68731	0.0000
GARCH(-1)	0.409311	0.064712	6.325127	0.0000
GARCH(-2)	0.286338	0.054168	5.286131	0.0000
R-squared	0.040972	Mean dependent var		0.000399
Adjusted R-squared	0.039396	S.D. dependent var		0.018745
S.E. of regression	0.018372	Akaike info criterion		-5.482360
Sum squared resid	1.027097	Schwarz criterion		-5.470508
Log likelihood	8363.858	Hannan-Quinn criter.		-5.478100
F-statistic	26.00071	Durbin-Watson stat		1.930328
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 4.2γ

Dependent Variable: DLNROM
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/05/09 Time: 20:07
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001010	0.000244	4.136543	0.0000
DLNROM(-1)	0.177097	0.018487	9.579463	0.0000

Variance Equation				
C	8.60E-06	9.50E-07	9.052933	0.0000
RESID(-1)^2	0.328327	0.020603	15.93588	0.0000
RESID(-2)^2	-0.200245	0.019932	-10.04664	0.0000
GARCH(-1)	0.853473	0.010688	79.85485	0.0000

R-squared	0.041016	Mean dependent var	0.000399
Adjusted R-squared	0.039441	S.D. dependent var	0.018745
S.E. of regression	0.018371	Akaike info criterion	-5.489874
Sum squared resid	1.027049	Schwarz criterion	-5.478022
Log likelihood	8375.313	Hannan-Quinn criter.	-5.485614
F-statistic	26.03024	Durbin-Watson stat	1.927496
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 4.2δ

Dependent Variable: DLNROM
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/05/09 Time: 20:08
 Sample (adjusted): 9/23/1997 5/29/2009
 Included observations: 3049 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000914	0.000243	3.765330	0.0002
DLNROM(-1)	0.185669	0.018582	9.991861	0.0000

Variance Equation				
C	3.18E-06	6.59E-07	4.819904	0.0000
RESID(-1)^2	0.321435	0.021568	14.90330	0.0000
RESID(-2)^2	-0.271501	0.018602	-14.59517	0.0000
GARCH(-1)	1.266084	0.051721	24.47905	0.0000
GARCH(-2)	-0.323162	0.042755	-7.558502	0.0000

R-squared	0.041812	Mean dependent var	0.000399
Adjusted R-squared	0.039922	S.D. dependent var	0.018745
S.E. of regression	0.018367	Akaike info criterion	-5.494827
Sum squared resid	1.026197	Schwarz criterion	-5.481000
Log likelihood	8383.864	Hannan-Quinn criter.	-5.489858
F-statistic	22.12375	Durbin-Watson stat	1.945135
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 4.3α

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/04/09 Time: 01:37
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000252	0.000132	1.905481	0.0567
DLNCRO(-1)	0.615642	0.133904	4.597641	0.0000
MA(1)	-0.553230	0.142734	-3.875935	0.0001

Variance Equation				
C	1.81E-05	1.06E-06	17.10239	0.0000
RESID(-1)^2	0.205883	0.008662	23.76858	0.0000
GARCH(-1)	0.757611	0.007104	106.6482	0.0000

R-squared	0.000647	Mean dependent var	0.000324
Adjusted R-squared	-0.000900	S.D. dependent var	0.018010
S.E. of regression	0.018018	Akaike info criterion	-5.556663
Sum squared resid	1.048267	Schwarz criterion	-5.545383
Log likelihood	8993.902	Hannan-Quinn criter.	-5.552621
F-statistic	0.418108	Durbin-Watson stat	2.096810
Prob(F-statistic)	0.836439		

Inverted MA Roots	.55
-------------------	-----

Πίνακας 4.3β

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/04/09 Time: 01:37
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000217	0.000114	1.906862	0.0565
DLNCRO(-1)	0.686586	0.114812	5.980103	0.0000
MA(1)	-0.631302	0.124145	-5.085196	0.0000

Variance Equation				
C	2.33E-05	1.68E-06	13.87216	0.0000
RESID(-1)^2	0.246290	0.010864	22.67103	0.0000
GARCH(-1)	0.411490	0.054635	7.531640	0.0000
GARCH(-2)	0.290460	0.045562	6.375031	0.0000

R-squared	0.001931	Mean dependent var	0.000324
Adjusted R-squared	0.000076	S.D. dependent var	0.018010
S.E. of regression	0.018009	Akaike info criterion	-5.559956
Sum squared resid	1.046920	Schwarz criterion	-5.546796
Log likelihood	9000.229	Hannan-Quinn criter.	-5.555240
F-statistic	1.040918	Durbin-Watson stat	2.084037
Prob(F-statistic)	0.396491		

Inverted MA Roots	.63
-------------------	-----

Πίνακας 4.3γ

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/04/09 Time: 01:38
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000329	0.000161	2.043780	0.0410
DLNCRO(-1)	0.486765	0.183592	2.651345	0.0080
MA(1)	-0.429152	0.193190	-2.221395	0.0263
Variance Equation				
C	2.47E-06	2.44E-07	10.12959	0.0000
RESID(-1) ²	0.280735	0.017984	15.61068	0.0000
RESID(-2) ²	-0.222353	0.018905	-11.76177	0.0000
GARCH(-1)	0.935664	0.003686	253.8245	0.0000
R-squared	0.000166	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	-0.001692	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.018025	Akaike info criterion		-5.598008
Sum squared resid	1.048772	Schwarz criterion		-5.584848
Log likelihood	9061.778	Hannan-Quinn criter.		-5.593293
F-statistic	0.089359	Durbin-Watson stat		2.086122
Prob(F-statistic)	0.997366			
Inverted MA Roots	.43			

Πίνακας 4.3δ

Dependent Variable: DLNCRO
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/04/09 Time: 01:39
 Sample (adjusted): 1/06/1997 5/29/2009
 Included observations: 3235 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations
 MA Backcast: 1/03/1997
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1) + C(8)*GARCH(-2)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000167	7.43E-05	2.247583	0.0246
DLNCRO(-1)	0.810919	0.063668	12.73672	0.0000
MA(1)	-0.761499	0.073164	-10.40816	0.0000
Variance Equation				
C	1.59E-06	2.71E-07	5.854048	0.0000
RESID(-1) ²	0.398679	0.023153	17.21917	0.0000
RESID(-2) ²	-0.371785	0.022770	-16.32771	0.0000
GARCH(-1)	1.278715	0.038476	33.23378	0.0000
GARCH(-2)	-0.307248	0.036256	-8.474418	0.0000
R-squared	0.003748	Mean dependent var		0.000324
Adjusted R-squared	0.001587	S.D. dependent var		0.018010
S.E. of regression	0.017995	Akaike info criterion		-5.588025
Sum squared resid	1.045015	Schwarz criterion		-5.572986
Log likelihood	9046.631	Hannan-Quinn criter.		-5.582636
F-statistic	1.734333	Durbin-Watson stat		2.074997
Prob(F-statistic)	0.096461			
Inverted MA Roots	.76			

Πίνακας 4.4α

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/05/09 Time: 23:22
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	8.25E-05	3.54E-05	2.330527	0.0198
DLNBUL(-1)	0.914971	0.022982	39.81210	0.0000
MA(1)	-0.829216	0.034893	-23.76435	0.0000
Variance Equation				
C	6.04E-06	5.80E-07	10.41185	0.0000
RESID(-1)^2	0.339607	0.012153	27.94483	0.0000
GARCH(-1)	0.732846	0.005042	145.3355	0.0000
R-squared	-0.001649	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.003887	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018889	Akaike info criterion		-5.708098
Sum squared resid	0.798523	Schwarz criterion		-5.692814
Log likelihood	6410.485	Hannan-Quinn criter.		-5.702518
Durbin-Watson stat	2.205371			
Inverted MA Roots	83			

Πίνακας 4.4β

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/05/09 Time: 23:26
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1) + C(8)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000647	0.000155	4.171148	0.0000
DLNBUL(-1)	0.408961	0.094327	4.335552	0.0000
MA(1)	-0.256893	0.096532	-2.661211	0.0078
Variance Equation				
C	1.58E-07	3.86E-08	4.082713	0.0000
RESID(-1)^2	0.655255	0.032726	20.02248	0.0000
RESID(-2)^2	-0.631487	0.031882	-19.80692	0.0000
GARCH(-1)	1.200450	0.029780	40.31129	0.0000
GARCH(-2)	-0.219804	0.028669	-7.666872	0.0000
R-squared	-0.022201	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.025401	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.019091	Akaike info criterion		-5.809777
Sum squared resid	0.814907	Schwarz criterion		-5.789399
Log likelihood	6526.570	Hannan-Quinn criter.		-5.802338
Durbin-Watson stat	2.337900			
Inverted MA Roots	.26			

Πίνακας 4.4γ

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/05/09 Time: 23:23
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.24E-05	2.82E-05	2.210927	0.0270
DLNBUL(-1)	0.931020	0.019343	48.13148	0.0000
MA(1)	-0.854328	0.029666	-28.79807	0.0000
Variance Equation				
C	7.32E-06	7.92E-07	9.238372	0.0000
RESID(-1) ²	0.449832	0.019979	22.51543	0.0000
GARCH(-1)	0.277782	0.035611	7.800474	0.0000
GARCH(-2)	0.361890	0.027962	12.94234	0.0000
R-squared	0.000633	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.002048	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.018872	Akaike info criterion		-5.726833
Sum squared resid	0.796704	Schwarz criterion		-5.709002
Log likelihood	6432.507	Hannan-Quinn criter.		-5.720324
F-statistic	0.236068	Durbin-Watson stat		2.190022
Prob(F-statistic)	0.964802			
Inverted MA Roots	.85			

Πίνακας 4.4δ

Dependent Variable: DLNBUL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/05/09 Time: 23:24
 Sample (adjusted): 10/24/2000 5/29/2009
 Included observations: 2244 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 MA Backcast: 10/23/2000
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*RESID(-2)^2 + C(7)*GARCH(-1)$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000666	0.000140	4.743555	0.0000
DLNBUL(-1)	0.287031	0.074399	3.857982	0.0001
MA(1)	-0.117566	0.076829	-1.530228	0.1260
Variance Equation				
C	4.23E-07	8.25E-08	5.124153	0.0000
RESID(-1) ²	0.666183	0.035970	18.52040	0.0000
RESID(-2) ²	-0.606448	0.035047	-17.30388	0.0000
GARCH(-1)	0.950679	0.002778	342.2292	0.0000
R-squared	-0.030548	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.033312	S.D. dependent var		0.018853
S.E. of regression	0.019164	Akaike info criterion		-5.799248
Sum squared resid	0.821561	Schwarz criterion		-5.781417
Log likelihood	6513.756	Hannan-Quinn criter.		-5.792739
Durbin-Watson stat	2.376579			
Inverted MA Roots	.12			

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

- Δημελή, Σοφία, (2002), “Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών”, Κρητική, Αθήνα.
- Συριοπούλος, Κωνσταντίνος, (2000), “ Στρατηγική Τραπεζών”, Ελληνικό Ανοικτό Πανεπιστήμιο, Πάτρα

Ξένη

- Aggarwal, R., & Leal, R. (1996). Integration and anomalies in the emerging markets of Asia and Latin America. In: J. Doukas, & L. Lang (Eds.), *Advances in international stock market relationships and interaction* (pp. 75–99). Westport, CT: Greenwood Press.
- Aggarwal, R., Schirm D. C. (Eds.) (1995). *Global portfolio diversification*. San Diego: Academic Press.
- Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13 (1), 83–106.
- Arbelaez, H., & Urrutia, J. (1998). The behavior of the Colombian emerging capital market. In: J. J. Choi, & J. A. Doukas (Eds.), *Emerging capital markets. Financial and investment issues* (pp. 317–324). Westport, CT: Quorum Books.
- Alford, A., & Lustier, J. (1996). Capital market integration and emerging markets. In: J. Doukas, & L. Lang (Eds.), *Research in international business and finance* (pp. 241–255). Greenwich, CT: JAI Press.
- Arshanapalli, B., & Doukas, J. (1996). Pacific basin stock market linkages. In: J. Doukas, & L. Lang (Eds.), *Research in international business and finance* (pp. 101–109). Greenwich, CT: JAI Press.
- Barry, C. B., & Rodriguez, M. (1998). Risk, return and performance of Latin America's equity markets, 1975–1995. *Latin American Business Review*, 1 (1), 51–76.
- Bollerslev, T. (1986). *Generalized autoregressive conditional heterokedasticity*. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Bollerslev T., Chou R. Y. and Kroner K. F., (1992), *Arch Modeling In Finance: A Review Of A Theory And Empirical Evidence*, *Journal Of Econometrics* 52, (pp 5 – 20).
- Bollerslev T. and Hodrick R.J., 1992, *Financial market efficiency tests*, Kellogg Graduate School of Management Working Paper, No 132.

- Box, E. P. G. and Jenkins, M. G. (1970). *Time Series Analysis forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco.
- Breusch, (1978) "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models" Australian Economic Papers, pp. 334-335.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Duffee G.R., 1992, *Reexamining the relationship between stock returns and stock return volatility*, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, No 191.
- Enders, Walter, (1995), *Boo!: Applied econometric time series*, Series in Probability and Mathematical Statistics, Shewhart, A., W., and Wilks, S., S., Canada.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance from UK inflation. *Econometrica*, 50 (4), 987-1006.
- Ghosh, D., & Ortiz, E. (1998). The emerging markets in Latin America: prospects and problems for an investor. In: J. J. Choi, & J. A. Doukas (Eds.), *Emerging capital markets. Financial and investment issues* (pp. 285-296). Westport, CT: Quorum Books.
- Godfrey, (1978) "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, pp. 1293-1302.
- Leal, R., & Ratner, M. (1994). Inefficiencies in the emerging stock markets of Latin America and Asia. In: A. Z. Vazquez-Parraga (Ed.), 1994 BALAS Proceedings (pp. 239-246). Miami, FL: College of Business, Florida International University.
- Mandelbrot B., 1963, *The variation of certain speculative prices*, *Journal of Business* 36, pp.394 - 419.
- Ortiz, E. (1993). Emerging capital markets and development. In: K. Fatemi, & D. Salvatore (Eds.), *Foreign exchange issues, capital markets and banking in the 1990s* (pp. 167-188). Washington, DC: Taylor and Francis.
- Ortiz, E., & Arjona, E. (2001). *Heteroskedastic behavior of the Latin American emerging stock markets*, *International Review of Financial Analysis* 10 (pp. 287-305).
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Shachmurove, Y. (1996). Dynamic linkages among Latin American and other major stock markets. In: J. Doukas, & L. Lang (Eds.), *Research in international business and finance* (pp. 3-33). Greenwich, CT: JAI Press (Supplement 1).
- Shachmurove, Y. (1998). Potential gains from international diversification across Latin American stock markets. In: J. J. Choi, & A. Doukas (Eds.), *Emerging capital markets. Financial and investing issues* (pp. 299-315). Westport, CT: Quorum Books.
- Soenen, L., & Schrepferman, S. (1997). Latin American equity markets: benefits from diversification and currency hedging. In: D. K. Ghosh, & E. Ortiz (Eds.), *The global structure of financial markets* (pp. 74-90). London: Routledge.

White, (1980) "*A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix. Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity*" *Econometrica*, pp. 817-838.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς