2013

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΑΤΡΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
MBA

Χρονικά Εξαρτώμενες Συσχετίσεις μεταξύ Τεσσάρων Ευρωπαϊκών Χωρών των Αγορών Κεφαλαίου και Ομολόγων

ΚΑΡΑΧΡΗΣΤΟΣ Χ. ΑΠΟΣΤΟΛΟΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: κ. ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ ΣΥΡΙΟΠΟΥΛΟΣ

ΤΡΙΜΕΛΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗ κ. ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ ΣΥΡΙΟΠΟΥΛΟΣ
κ. ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΑΝΔΡΟΥΛΑΚΗΣ
Κ. ΑΝΤΩΝΙΟΣ ΓΕΩΡΓΟΠΟΥΛΟΣ

Καραχρήστος Απόστολος
Α.Μ.:194
20/3/2013

Πίνακας περιεχομένων

1. Εισαγωγή 4

2. Σχετική βιβλιογραφία ως προς την συσχέτιση μεταξύ των μετοχών και των αποδόσεων των ομολόγων 7

3. Δεδομένα 12

4. Υποδείγματα πρόβλεψης μεταβλητότητας 13

4.1 Υποδείγματα βασισμένα σε ανάλυση χρονοσειρών 13

4.1.1. Υποδείγματα ιστορικής μεταβλητότητας 13

4.1.1.1. Υπόδειγμα Τυχαίου Περιπάτου 13

4.1.1.2. Μέθοδος ιστορικού μέσου όρου 13

4.1.1.3. Μέθοδος απλού κινητού μέσου όρου 14

4.1.1.4. Μέθοδος σταθμισμένου κινητού μέσου όρου 14

4.1.1.5. Αυτοπαλίνδρομο Υπόδειγμα 14

4.1.1.6. Υπόδειγμα Αυτοπαλινδρόμησης Κινητού Μέσου Όρου 14

4.1.1.7. Υπόδειγμα Αυτοπαλινδρόμησης Ολοκληρωμένου Κινητού Μέσου Όρου 14

4.1.2. Ομάδα Υποδειγμάτων ARCH / GARCH 15

4.1.2.1. ARCH (q), Engle (1982) 16

4.1.2.2. GARCH(p,q) (Bollerslev 1986) 16

4.2 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey - FUller 16

5. Ανάλυση Δεδομένων 19

5.1. Γερμανία 19

5.2. Γαλλία 28

5.3. Ισπανία 36

5.4. Ιταλία 44

6. Η θεωρία της συνολοκλήρωσης 53

6.1. Έλεγχος Johansen 54

6.2. Ανάλυση Χρονοσειρών 55

6.2.1. Γερμανία 55

6.2.2. Γαλλία 56

6.2.3. Ισπανία 58

6.2.4. Ιταλία **59**

6.2.5.Γερμανία - Γαλλία και Ισπανία - Ιταλία **60**

6. Συμπεράσματα **63**

6. Βιβλιογραφία - Πηγές **65**

Περίληψη

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να εξετάσουμε την σχέση που υπάρχει μεταξύ της χρηματιστηριακής αγοράς και αυτής των αποδόσεων των ομολόγων σε τέσσερις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Γερμανίας, Ιταλίας, Ισπανίας και Γαλλίας) για την περίοδο από τον Δεκέμβριο 1999 έως τον Δεκέμβριο του 2012. Προσπαθήσαμε να εξετάσουμε το κατά πόσο υπάρχουν συσχετίσεις μεταξύ των δύο περιουσιακών στοιχείων σε μεγάλο χρονικό διάστημα χρησιμοποιώντας πολυμεταβλητά μοντέλα. Τα δεδομένα που πήραμε είναι οι ημερήσιες αποδόσεις των 10ετών ομολόγων και τα κλεισίματα των χρηματιστηριακών αγορών των χωρών αυτών για κάθε μία ξεχωριστά. Ξεκινάμε την ερευνά μας χρησιμοποιώντας το μοντέλο του GARCH του Bollerslev (1990). Τέλος μέσω της συνολοκλήρωσης με την διαδικασία του Johansen test θα εξετάσουμε το κατά πόσο οι σειρές μας ολοκληρώνονται μακροχρόνια επηρεάζοντας η μία την άλλη καθώς και την μεταξύ τους εξάρτηση και την αιτιότητα των εν λόγω σχέσεων. Η εργασίας μας έχει ως στόχο να μας δείξει το κατά πόσο υπάρχει μακροχρόνια συσχέτιση μεταξύ των δύο αυτών αγορών, ώστε να βοηθά τους διαχειριστές και οικονομικούς αναλυτές να δημιουργούν το χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο κίνδυνο και την μεγαλύτερη απόδοση. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν μία μακροχρόνια συσχέτιση μεταξύ αυτών των δύο αγορών και ότι η μία αγορά επηρεάζει την άλλη σε βάθος χρόνου, οπότε είναι χρήσιμο σε ένα χαρτοφυλάκιο να υπάρχουν και τα δύο περιουσιακά στοιχεία.

Λέξεις Κλειδιά: Συσχέτιση αποδόσεων ομολόγων και μετοχών, Augmented Dickey-Fuller, ARCH - GARCH, Συνολοκλήρωση με Johansen Test

1. Εισαγωγή

Το θέμα που θέλουμε να αναπτύξουμε στην συγκεκριμένη εργασία είναι να ερευνήσουμε το κατά πόσο υπάρχει μία σχέση μεταξύ της αγορά των μετοχών και αυτής των ομολόγων. Αυτό είναι πολύ χρήσιμο για τους επενδυτές, χρηματιστές και χρηματοοικονομικούς αναλυτές που θέλουν να δημιουργήσουν ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο θα έχει το μικρότερο κίνδυνο και θα προσφέρει το όσο δυνατόν μεγαλύτερη απόδοση. Δηλαδή ένας επενδυτής όταν διαπιστώσει πως η απόδοση από μία μετοχή χαρακτηρίζεται από μεγάλη επικινδυνότητα ή αλλιώς μεγάλη διακύμανση, τότε θα απαιτήσει και μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση. Στην παρούσα μελέτη θα χρησιμοποιήσουμε τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων τεσσάρων ευρωπαϊκών χωρών, της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ισπανίας και της Ιταλίας και των δεικτών των χρηματιστηρίων τους.

Μέσα από την μελέτη μας παρατηρήσαμε ότι υπάρχει αυξημένη συσχέτιση των δύο αγορών και τα αποτελέσματα που βρήκαμε είναι κατά την άποψη μας σημαντικά για όσους θέλουν να δημιουργήσουν ένα χαρτοφυλάκιο που να εμπεριέχει ομόλογα και μετοχές. Και αυτό γιατί βρήκαμε ότι υπάρχει μία μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ των δύο αυτών αγορών που δείχνει μία σημαντική αλληλεπίδραση της μίας με την άλλη.

Υπάρχει πληθώρα ερευνών και εργασιών που προσεγγίζουν το θέμα και καθιστούν θετική την σχέση μεταξύ των δύο αυτών αγορών. Όπως χαρακτηριστικά αναφέρουν οι εμπειρικές μελέτες των Keim και Stambaugk (1986), Campbell και Ammer (1993) και Kwan (1996) επιβεβαιώνουν την θετικότητα της σχέσης που υπάρχει μεταξύ των δύο αυτών αγορών.

Ωστόσο, η σχετική βιβλιογραφία δηλώνει μία αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων. Άξια χαρακτηρισμού είναι τα φαινόμενα της «πτήσης στην ποιότητα» του Hartmann (2001) και της «πτήσης από την ποιότητα» του Hakkio και Keeton (2009) τα οποία δείχνουν μία αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των ανωτέρω αγορών.

Αντιθέτως, οι Scruggs και Glabadanidis (2003) απορρίπτουν έντονα τα μοντέλα τα οποία υποβάλλουν μία αντίθετη περιοριστική συσχέτιση στα μοντέλα συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Επιπλέον οι Siegel (1998), Gulko (2002), Cappielo, Engle και Sheppard (2003), Ilmanen (2003), Connolly (2005), Jones και Wilson (2004) και Li (2004) είναι εκείνοι που έχουν δείξει ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των μετοχών και των αποδόσεων των ομολόγων παρουσιάζουν μεγάλη χρονική διακύμανση. Ενώ ο Barsky (1989) είναι της άποψης ότι οι μετοχές και τα ομόλογα εξαρτώνται από την κρατική παρέμβαση.

Η προσφορά και η ζήτηση των χρηματοπιστωτικών μέσων καθορίζει και τις αποδόσεις τους. Υπάρχουν αρκετές διαφορετικές θεωρίες που προσπαθούν να εξηγήσουν τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών και των ομολόγων, χωρίς όμως να υπάρχει κάποια που να μπορεί να εξηγεί τα πάντα. Επιπλέον είναι ευρύτερα αποδεκτό ότι υπάρχουν περισσότεροι παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά των μετοχών σε αντίθεση με αυτούς της αγορά των ομολόγων. Η δυναμική που αναπτύσσεται μεταξύ αυτών των δύο αγορών αποτελεί καθοριστικό παράγοντα στην διαμόρφωση της διαχείρισης των κινδύνων τους καθώς και των επενδυτικών αποφάσεων για την διαχείριση των χαρτοφυλακίων.

Υπάρχουν τρεις διαφορετικές κλασικές παραδοσιακές προσεγγίσεις και μία μη παραδοσιακή κλασσική προσέγγιση που παρουσιάστηκε, μεταξύ άλλων, από τους Shiller και Beltrati (1992) και Campell και Armer (1993), οι οποίοι έλαβαν υπόψη τους αρκετούς οικονομικούς παράγοντες και κατέληξαν ότι υπάρχουν πληθώρες αντισταθμιστικές ενέργειες πίσω από την συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Μερικά απ' αυτά είναι η διακύμανση των πραγματικών επιτοκίων που συμβάλει σε μία θετική συσχέτιση, καθώς οι τιμές των ομολόγων και των μετοχών έχουν αρνητική συσχέτιση λόγω του «discount rate». Δεύτερον, η διακύμανση στον αναμενόμενο πληθωρισμό, ο οποίος συμβάλλει σε μία αρνητική συσχέτιση, καθώς μία αύξηση του λειτουργεί ως αρνητικός παράγοντας για τα ομόλογα και είναι ασαφής για τις μετοχές. Οι Shiller και Beltrati (1992) και Campell και Armer (1993) συμπέραναν μία ελαφρώς θετική συσχέτιση για τα δεδομένα των ΗΠΑ κατά την μεταπολεμική περίοδο. Κατέληξαν ότι αυτό μπορεί να εξηγηθεί από την χαμηλή μεταβλητότητα των πραγματικών επιτοκίων και από τις αυξήσεις τους πληθωρισμού που οδήγησαν τις δύο αγορές να έχουν χαμηλή συσχέτιση.

Μια δεύτερη προσέγγιση, λαμβάνοντας υπόψη την κοινή τάση στη διακύμανση των ομολόγων και των μετοχών, χρησιμοποιεί συνδεδεμένη πληροφόρηση για να εξηγήσει τις σχέσεις στην απόδοση τους. Οι ερευνητές που υποστηρίζουν αυτή την θεωρία, υποστηρίζουν επίσης ότι η επίδραση που έχει η πληροφόρηση από γεγονότα που μεταβάλουν ταυτόχρονα τις προσδοκίες στις διάφορες αγορές, αντισταθμίζουν τα γεγονότα των αγορών δημιουργώντας δεσμούς μεγάλης διακύμανσης μεταξύ αυτών των αγορών. Ο όρος «flight to quality» είναι μία ιδέα για να μπορέσει να εξηγηθεί η δυναμική ανατίμηση των περιουσιακών στοιχείων με την

διαφορετική χρονική αβεβαιότητα των μετοχών. Για παράδειγμα οι πολιτικές και οι διεθνείς χρηματοοικονομικές κρίσεις αυξάνουν την αβεβαιότητα των μετοχών και οδηγούν σε συχνές ανατιμήσεις των περιουσιακών στοιχείων στις αγορές κεφαλαίου, οι οποίες μπορούν να επιφέρουν μία προσωρινή αρνητική συσχέτιση στις αποδόσεις των ομολόγων και των μετοχών. Επιπλέον η συσχέτιση μεταξύ των ομολόγων και των μετοχών ποικίλλει και ανά τακτά χρονικά διαστήματα μπορεί να αλλάζει τάση, από θετική σε αρνητική και αντίστροφα, μέσα σε βραχυπρόθεσμους περιόδους. Ιστορικά η συσχέτιση μεταξύ των ομολόγων και των μετοχών έχει ελαφρά θετική πορεία για την μεγαλύτερη διάρκεια και των πλέον αναπτυγμένων χωρών, όπως είναι οι χώρες της εργασίας μας αλλά και των χωρών όπως είναι το Ηνωμένο Βασίλειο, οι ΗΠΑ και η Ιαπωνία.

Σύμφωνα με τα εμπειρικά συμπεράσματα η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων τείνει να είναι χαμηλή όταν ο πληθωρισμός και η ανάπτυξη της οικονομίας είναι εξίσου χαμηλοί και οι μετοχές είναι αδύναμες και με μεγάλη διακύμανση. Επιπλέον, η συσχέτιση των δύο αυτών αγορών είναι επίσης χαμηλή όταν η μεταξύ τους μεταβλητότητα είναι υψηλή. Ακόμα, η συσχέτιση ομολόγων και μετοχών έχει την τάση να είναι χαμηλή κοντά στην άκρη ενός επιχειρηματικού κύκλου και κατά την διάρκεια μίας αυστηρής νομισματικής πολιτικής, ενώ μία προεξόφληση μερισμάτων εταιρειών με υψηλή ανάπτυξη βοηθά τις μετοχές τους και επηρεάζει αρνητικά τα κυβερνητικά ομόλογα. Τέλος, η υψηλή μεταβλητότητα της αγοράς επηρεάζει αρνητικά τις μετοχές και θετικά τα ομόλογα. Δηλαδή, ενώ η νομισματική πολιτική και ο πληθωρισμός επηρεάζουν με τον ίδιο τρόπο τα ομόλογα και τις μετοχές, η ανάπτυξη και η μεταβλητότητα οδηγούν σε τελείως αντίστροφη αντίθετες κατευθύνσεις τις αποδόσεις των δύο αυτών αγορών.

Όσο αφορά τα εργαλεία που χρησιμοποιήσαμε στην εργασία μας αυτά είναι το υπόδειγμα ARCH(1,1) του Engle, το υπόδειγμα GARCH(1,1) του Bollerslev, τον έλεγχο Augmented Dickey-Fuller (ADF) και το Johansen Test. Στην αρχή για να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει τάση στις σειρές μας και εάν αυτές είναι στάσιμες χρησιμοποιήσαμε τον έλεγχο ADF και αφού διαπιστώσαμε ότι είναι μη στάσιμες και υπάρχει τάση πήραμε τις $1^{ες}$ διαφορές των χρονολογικών μας σειρών που ελέχθησαν με τον ίδιο ακριβώς τρόπο. Χρησιμοποιήσαμε το υπόδειγμα ARMA(1,1) καθώς τόσο η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης ACF όσο και η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης PACF μηδενίζονται γεγονός που μας δείχνει ότι καλύπτονται όλα τα χαρακτηριστικά τόσο του υποδείγματος AR(1) και του MA(1) αντίστοιχα. Επιπλέον για να μπορέσουμε να αποφύγουμε τις μεγάλες χρονικές υστερήσεις που θέτουν πρόβλημα εξειδίκευσης των χρονολογικών μας σειρών, αλλά και την διακύμανση αυτών, χρησιμοποιήσαμε το υπόδειγμα GARCH. Τέλος για να διαπιστώσουμε ένα υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των σειρών μας, δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση, χρησιμοποιούμε τον έλεγχο του Johansen test.

Στην εργασία που ακολουθεί θα διαβάσετε μία μικρή ανασκόπηση της υπάρχουσα βιβλιογραφίας πάνω στην μακροχρόνια συσχέτιση των δύο αγορών. Μετά γίνεται μία αναλυτική παρουσίαση των οικονομετρικών μοντέλων που εκ των οποίων μερικά απ' αυτά χρησιμοποιήσαμε στην ανάλυση των δεδομένων μας. Στην συνέχεια παρουσιάζουμε και αναλύουμε όλα τα δεδομένα που προέκυψαν στην έρευνά μας και τέλος παραθέτουμε τα συμπεράσματα στα οποία οδηγηθήκαμε με την ολοκλήρωση των εργασιών μας.

2. Σχετική βιβλιογραφία ως προς την συσχέτιση μεταξύ των μετοχών και αποδόσεων ομολόγων

Σ' αυτό το κεφάλαιο θα αναπτύξουμε ένα μέρος της υπάρχουσας βιβλιογραφίας και των εμπειρικών μελετών που έχουν αναπτυχθεί και αφορούν την συσχέτιση, είτε θετική είτε αρνητική, των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Επιπλέον θα δούμε εάν οι αποδόσεις αυτές εστιάζονται είτε σε συγκεκριμένες αγορές κάποιων χωρών, είτε προσπαθούν να ερμηνεύσουν την πορεία τους, σε συνάρτηση με συγκεκριμένους μακροοικονομικούς δείκτες, είτε μελετώνται στο πλαίσιο διαχείρισης χαρτοφυλακίου.

Πρώτα απ' όλα όμως θα αναφέρουμε με λίγα λόγια τι είναι χαρτοφυλάκιο. Ως χαρτοφυλάκιο αναφέρουμε έναν συνδυασμό διαφόρων περιουσιακών στοιχείων που μπορεί να κατέχει ένας επενδυτής. Ως περιουσιακά στοιχεία πέρα από την κλασική έννοια των ακινήτων (σπίτια, οικόπεδα) θεωρούμε και τις μετοχές, τα ομόλογα, τα αμοιβαία κεφάλαια, τις προθεσμιακές καταθέσεις κτλ. Το χαρτοφυλάκιο το φτιάχνει ένας επενδυτής δεσμεύοντας κάποιο κεφάλαιο με σκοπό να έχει κάποιο όφελος σ' ένα χρονικό διάστημα. Η θεωρία του χαρτοφυλακίου βασίζεται κυρίως πάνω στην εργασία του H. Markowitz(1952) και εννοούμε όλες τις ενέργειες εκείνες που κάνει ένας επενδυτής ώστε το χαρτοφυλάκιο που θα δημιουργήσει να διασφαλίζει το κεφάλαιο που έχει επενδυθεί και φυσικά να του δώσει την μεγαλύτερη απόδοση με το μικρότερο κίνδυνο.

Η διαχείριση του χαρτοφυλακίου χωρίζεται στην παραδοσιακή και στην σύγχρονη. Οι διαχειριστές της παραδοσιακής θεωρίας προτιμούν χαρτοφυλάκιο με το όσο το δυνατόν μικρότερο κίνδυνο, δηλαδή επιχειρήσεις που είναι γνωστές στην αγορά ως επιτυχημένες, τα χρεόγραφά τους είναι πιο εύκολο να ρευστοποιηθούνε και τέλος λόγω της φήμης τους είναι πιο εύκολο κάποιος να επενδύσει σ' αυτές. Αντίθετα, στην μοντέρνα θεωρία χρησιμοποιούνται αρκετά στατιστικά δεδομένα για την ανάπτυξη ενός χαρτοφυλακίου. Η στατιστική διαφοροποίηση αποτελεί σημαντικό παράγοντα στην επιλογή των χρεογράφων που θα επενδύσουμε για το χαρτοφυλάκιο μας. Τέλος ως κίνδυνο ορίζουμε την απόκλιση που υπάρχει μεταξύ του αποτελέσματος που πραγματοποιήθηκε, από μία μέση αναμενόμενη απόδοση και εκφράζει την αβεβαιότητα ότι η πραγματοποιούμενη απόδοση δεν θα είναι ίση με την αναμενόμενη. Τα χαρακτηριστικά του κινδύνου είναι η μεταβλητότητα και ο χρόνος.

Η Γερμανία, η Γαλλία, η Ισπανία και η Ιταλία είναι από τις πρώτες χώρες που υιοθέτησαν το νέο κοινό νόμισμα της Ευρωπαϊκής ένωσης, το ευρώ από τον 1^{η} Ιανουαρίου του 2000. Αυτό είχε ως σκοπός η νομισματική πολιτική και για τις τέσσερις παραπάνω χώρες να είναι ίδια για την περίοδο που εξετάζουμε, καθώς αυτή καθορίζεται από την Ευρωπαϊκή Ένωση και όχι από τις ίδιες τις χώρες ξεχωριστά. Αυτό σημαίνει ότι δεν μπορεί μία χώρα να κόψει νομίσματα από μόνης της, όπως ίσχυε πριν την εισαγωγής τους στο κοινό νόμισμα, δηλαδή όταν είχαν τα εθνικά τους νομίσματα. Την δυνατότητα απόφασης για έκδοση ευρώ την έχει τώρα μόνο η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (ΕΚΤ). Η διαφοροποίηση όμως των χωρών αυτών έγκειται στην διαφορετική δημοσιονομική πολιτική που άσκησαν αυτήν την περίοδο που εξετάζουμε. Ενώ η Γερμανία άσκησε μία σφιχτή δημοσιονομική πολιτική έχοντας σταθερούς μισθούς για σχεδόν μία δεκαετία, οι άλλες χώρες άσκησαν μία πιο χαλαρή

δημοσιονομική πολιτική και κυρίως η Ισπανία με την Ιταλία με αποτέλεσμα να εκτοξεύσουν το χρέος τους σε μεγάλο ποσοστό σε σχέση με το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (Α.Ε.Π.) τους.

Οι Baele, Bekaert και Inghelbrecht (2009) μελέτησαν την οικονομική γενεσιουργό δύναμη της τάσης των αποδόσεων ομολόγων και μετοχών, καθώς και της χρονικής τους διακύμανσης. Οι Baele et al. (2009) προσδιόρισαν τους οικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις μεταβλητές τους όπως είναι ο πληθωρισμός, τα επιτόκια και η κίνηση των κεφαλαίων, θεωρώντας ότι οι μακροοικονομικές βασικές αρχές συμβάλουν στο να εξηγήσουμε λιγότερο τις μετοχές και περισσότερο τις αγορές ομολόγων. Οι μακροοικονομικοί παράγοντες εξακολουθούν να είναι σημαντικοί στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των ομολόγων, ενώ η «πριμοδότηση της διακύμανσης» είναι κρίσιμης σημασίας στην εξήγηση της μεταβλητότητας των αποδόσεων.

Οι αρνητικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων ομολόγων και μετοχών παρατηρήθηκαν από το 1997 και μετά και αποδίδονται κυρίως στο φαινόμενο «πτήση προς την ασφάλεια» (Connolly, Stivers, και Sun 2005), καθώς η αυξημένη αβεβαιότητα στο χρηματιστήριο προκαλεί τους επενδυτές να εγκαταλείψουν τις επενδύσεις τους σε μετοχές και να στραφούν σε ομόλογα. Κατά την περίοδο του 2002 έως και το 2003 οι αρνητικές συσχετίσεις των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών συμπίπτουν με τον αποπληθωρισμό και τις αρνητικές οικονομικές προοπτικές που οδήγησαν τις χρηματιστηριακές αγορές σε χαμηλότερα επίπεδα, ενώ οι χαμηλές προσδοκίες για τον πληθωρισμό οδήγησαν και τις αγορές ομολόγων σε αρνητικά επίπεδα.

Ο Li (2002) μελετά εμπειρικά τη σχέση των αποδόσεων των μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων και των μετοχών και προσπαθεί να εξηγήσει τις οικονομικές κινητήριες δυνάμεις πίσω από την μεταξύ τους σχέση, με δεδομένο ότι η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών και των ομολογιακών αποδόσεων διαδραματίζει κεντρικό ρόλο στους επενδυτές, καθώς ρυθμίζει τις αποφάσεις τους για την διαφοροποίηση των επενδύσεων τους και κυρίως για την κατανομή αυτών.

Στο πρώτο μέρος της ερευνάς του εστιάζει στην συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών των χωρών του G7 (Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, Ιαπωνία και Καναδάς), χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για τα τελευταία σαράντα έτη, ενώ στο δεύτερο μέρος χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων προσπαθεί να αποδείξει ότι η συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών μπορεί να ερμηνευτεί με μακροοικονομικούς όρους. Συμπερασματικά, τα αποτελέσματα της μελέτης του δείχνουν ότι οι κύριες τάσεις στη συσχέτιση ομολόγων και μετοχών καθορίζονται κυρίως από την αβεβαιότητα σχετικά με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, ενώ ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός και το πραγματικό επιτόκιο είναι λιγότερο σημαντικά στον καθορισμό της συσχέτισης.

Στην μελέτη του ο Li (2002) έχει δύο βασικά ευρήματα. Το πρώτο είναι ότι η αβεβαιότητα σχετικά με τον μακροπρόθεσμο αναμενόμενο πληθωρισμό διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στον καθορισμό των βασικών τάσεων στην συσχέτιση των αγορών των ομολόγων και των μετοχών. Όμως μεγαλύτερος προβληματισμός για τον μελλοντικό πληθωρισμό είναι πιθανόν να οδηγήσει σε ισχυρότερη συσχέτιση των αποδόσεων των δύο

αγορών. Δεύτερον, αποδεικνύει ότι η αβεβαιότητα σχετικά με άλλους μακροοικονομικούς παράγοντες, όπως είναι το επιτόκιο και ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός, επίσης, επηρεάζουν σε μικρότερο βαθμό την συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Τέλος συμπεραίνει ότι οι προβλέψεις σχετικά με την συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών, με βάση τους μακροοικονομικούς παράγοντες, έχει θετική επίδραση προς τους επενδυτές αφού βοηθούν στη διαμόρφωση των επενδυτικών τους αποφάσεων και στην κατανομή των περιουσιακών τους στοιχείων.

Οι Shiller και Beltratti (1992), χρησιμοποιώντας το μοντέλο της παρούσας αξίας, μελέτησαν τα ετήσια στοιχεία τω ΗΠΑ και του Ηνωμένου Βασίλειου και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η παρατηρούμενη συσχέτιση των ομολόγων και των μετοχών είναι πολύ μεγάλη, ώστε να ερμηνεύεται κατά απόλυτο τρόπο από την θεωρία. Οι Campbell και Ammer (1993) χρησιμοποιώντας την ίδια μεθοδολογία ανέλυσαν τη διακύμανση και τη συνδιακύμανση των μηνιαίων αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών κατά την μεταπολεμική περίοδο των ΗΠΑ. Και οι δύο παραπάνω μελέτες καταλήγουν ότι συσχέτιση των αποδόσεων των δύο αγορών είναι σταθερή στο χρόνο.

Οι Scruggs και Glabadanidis (2001) απορρίπτουν τα μοντέλα εκείνα που επιβάλλουν ένα σταθερό περιορισμό συσχέτισης στη συνδιακύμανση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών, ενώ οι Fleming, Kirby και Ostdiek (1998) αποδεικνύουν μια ισχυρή σύνδεση αστάθειας μεταξύ των ομολόγων, των μετοχών και των καταθέσεων, αποδίδοντας την αστάθεια στη ροή των πληροφοριών που υπάρχουν στις αγορές. Ωστόσο ενώ συνδέουν την ροή των πληροφοριών με την αστάθεια, δεν προσδιορίζουν τις ακριβείς πληροφορίες που προκαλούν την κοινή πορεία στις αποδόσεις των ομολόγων και των μετοχών.

Οι David και Veronesi (2001) δείχνουν ότι η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό και τα εταιρικά κέρδη εξηγούν σταθερά μερικές από τις μεταβλητές στις διακυμάνσεις των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Οι Stivers και Sun (2002) ερευνούν τη «φυγή προς την ποιότητα» εξετάζοντας την επίδραση της μεταβλητότητας της αγοράς των μετοχών στις αποδόσεις των ομολόγων. Ο Gulko (2002) χρησιμοποιώντας μια παρόμοια μεθοδολογία, βρίσκει σημαντικές αλλαγές στο πρότυπο της κοινής πορείας των αποδόσεων των δύο αγορών σε σχέση με την κατάρρευση των χρηματοοικονομικών αγορών.

Οι Anderson, Krylova και Vahamaa (2004) εξετάζουν τον αντίκτυπο του πληθωρισμού και των προσδοκιών για ανάπτυξη σε συνάρτηση με τη συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι οι τιμές των ομολόγων και των μετοχών κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση σε περιόδους υψηλής προσδοκίας για τον πληθωρισμό, ενώ η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών φαίνεται να συμπίπτει στα χαμηλότερα επίπεδα των προσδοκιών για τον πληθωρισμό. Σύμφωνα με το φαινόμενο «flight to quality» τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η υψηλή αβεβαιότητα της χρηματιστηριακής αγοράς οδηγεί σε μία αποσύνδεση μεταξύ των τιμών των ομολόγων και των μετοχών.

Το να μπορέσουμε να κατανοήσουμε την δυναμική του χρόνου στη σχέση που υπάρχει μεταξύ των αγορών των μετοχών και των ομολόγων είναι αρκετά σημαντικό για πολλούς λόγους. Οι διάφορες στρατηγικές που αναπτύσσονται για την διαχείριση των περιουσιακών

στοιχείων και η κατανομή του κινδύνου που αναλαμβάνει ως μία σταθερή σχέση μεταξύ των αποδόσεων αυτών των δύο αγορών, μπορεί να βελτιωθεί λαμβάνοντας υπόψη την παρατηρούμενη διακύμανση της αντιστοιχίας μεταξύ αυτών των δύο περιουσιακών στοιχείων. Επιπλέον, το να μπορούμε να κατανοήσουμε καλύτερα τις χρονικά μεταβαλλόμενες κινήσεις μεταξύ των αγορών των μετοχών και των ομολόγων μπορεί να είναι χρήσιμο για την ανάπτυξη νομισματικής πολιτικής. Οι νομισματικές αρχές χρησιμοποιούν τις πληροφορίες που εμπεριέχονται στις τιμές των στοιχείων αυτών για να μετρήσουν την ανάπτυξη της οικονομίας αλλά και των πληθωριστικών προσδοκιών. Γι' αυτό τον λόγο οι εκτιμήσεις συσχέτισης των ομολόγων και των μετοχών μπορούν να μας προσφέρουν σημαντικές πληροφορίες προκείμενου να καθοριστεί κατά πόσο οι αγορές αλλάζουν τις απόψεις τους σχετικά με τον πληθωρισμό ή τις οικονομικές προοπτικές και τη δραστηριότητα σε μία αγορά.

Η μελέτης της σχέσης των ομολόγων και των μετοχών έχει διαδοθεί πρόσφατα από το επονομαζόμενο «Μοντέλο της Fed». Το «Μοντέλο της Fed» βασίζεται στην ιδέα ότι οι επενδυτές θεωρούν τις μετοχές και τα ομόλογα ως ανταγωνιστικά στοιχεία του χαρτοφυλακίου τους, καθώς κάθε φορά που σημειώνεται απόκλιση της απόδοσης εξαιτίας ενός περιουσιακού στοιχείου παρατηρείται ανακατανομή των περιουσιακών στοιχείων από τις επενδύσεις με τις χαμηλότερες αποδόσεις προς τις επενδύσεις με τις υψηλότερες αποδόσεις. Ωστόσο λόγω της υπεραπλούστευσης που έχει αυτό το μοντέλο οι συνέπειες του μπορεί να είναι παραπλανητικές. Η επαναξιολόγηση του «Μοντέλου της Fed» έχει προκαλέσει και την αύξηση των εμπειρικών ερευνών για τη σχέση μεταξύ των ομολόγων και των μετοχών.

Ένα από τα κύρια και θεμελιώδη ερωτήματα που απασχολούν τους διαχειριστές, τους αναλυτές κινδύνου και τους οικονομικούς ερευνητές, μεταξύ άλλων, έχει να κάνει με τις μεταβολές των ομολόγων και της αγοράς των μετοχών. Ένα από τους πρώτους που ασχολήθηκαν με τα ανωτέρω ήταν ο Markowitz (1952 - 1959) όπου καλύπτει με μεγάλη σαφήνεια τις συσχετίσεις που υπάρχουν μεταξύ των ομολόγων και των μετοχών και την σημασία τους στην σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου. Παρ' όλα αυτά, ακόμα και σήμερα το ερώτημα που παραμένει ανοιχτό και για το οποίο δεν υπάρχει κάποια συναίνεση μεταξύ των οικονομικών αναλυτών έχει να κάνει με την σχέση και την δυναμική που μπορεί να υπάρχει ανάμεσα στις μετοχές και στα ομόλογα και πως αυτό θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί για το μέλλον. Για παράδειγμα, ο Kein και Stambaugh (1986), ο Campbell και Ammer (1993) και ο Kwan (1996) υποστηρίζουν τα θεωρητικά επιχειρήματα της θετικής συσχέτισης μεταξύ των ομολόγων και των μετοχών, τελείως εμπειρικά. Από την άλλη πλευρά ο Gulko (2002), ο Connolly (2005) και ο Baur με τον Lucey (2006) υποστηρίζουν το φαινόμενο του «flight to quality» και του «flight from quality» τα οποία αντανακλούν στις αρνητικές συσχετίσεις των ανωτέρων περιουσιακών στοιχείων, επιπλέον, ο Alexander (2000) βρίσκει μία μίξη των συσχετίσεων.

Επιπροσθέτως, από την μέχρι τώρα βιβλιογραφία οι απόψεις διαιρούνται σε δύο διαφορετικές προσεγγίσεις για την σχέση των δύο περιουσιακών στοιχείων. Για παράδειγμα οι Shiller και Beltratti (1992) και οι Campbell και Ammer (1993) είναι μεταξύ αυτών που σιωπηρά υποθέτουν ότι η σχέση ομολόγων και μετοχών, είναι χρονικά αμετάβλητη. Αντιθέτως, οι Scruggs και Glabadanidis (2003) απορρίπτουν έντονα τα μοντέλα τα οποία υποβάλλουν μία αντίθετη περιοριστική συσχέτιση στα μοντέλα συνδιακύμανσης μεταξύ των αποδόσεων των

ομολόγων και των μετοχών. Επιπλέον οι Siegel (1998), Gulko (2002), Cappielo, Engle και Sheppard (2003), Ilmanen (2003), Connolly (2005), Jones και Wilson (2004) και Li (2004) είναι εκείνοι που έχουν δείξει ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των μετοχών και των αποδόσεων των ομολόγων παρουσιάζουν μεγάλη χρονική διακύμανση. Ενώ ο Barsky (1989) είναι της άποψης ότι οι μετοχές και τα ομόλογα εξαρτώνται από την κρατική παρέμβαση.

Επιπλέον, παρά την σημασία, που έχουν αποκτήσει σήμερα η αγορά παραγώγων προϊόντων και τα συμβόλαιο μελλοντικής εκπλήρωσης όπως τα αμοιβαία, η αγορά των μετοχών και των ομολόγων εξακολουθεί να είναι μία από τις κύριες διαπραγματεύσεις των αναλυτών στο χρηματιστήριο και στις διεθνείς αγορές. Δεδομένου του ότι τα χαρακτηριστικά της σχέσης κινδύνου και απόδοσης των μετοχών και των ομολόγων είναι διαφορετικά, η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ τους παίζει σημαντικό ρόλο στην κατανομή των χαρτοφυλακίων των αναλυτών και των διαχειριστών. Δηλαδή να δούμε την σχέση που υπάρχει μεταξύ των δύο αγορών έτσι ώστε να μπορέσουμε να φτιάξουμε ένα χαρτοφυλάκιο με την μεγαλύτερη δυνατή απόδοση και την ελαχιστοποίηση του κινδύνου.

Δεδομένου ότι οι αποδόσεις των ομολόγων ελκύουν τους επενδυτές με σταθερά εισοδήματα, ενώ οι αποδόσεις των μετοχών είναι η ανταμοιβή για την επένδυση σε επικίνδυνα στοιχεία του ενεργητικού, για τους επενδυτές που κατέχουν συνδυασμένα περιουσιακά στοιχεία στο χαρτοφυλάκιο τους, τους επιτρέπει να μειώσουν των κίνδυνο που έχουν. Λόγω των έμφυτων διαφορών τους στην αντιστάθμιση του κινδύνου, τα ομόλογα και οι μετοχές θεωρούνται υποκατάστατα σε ένα γενικότερο πλαίσιο ισορροπίας. Παρ' όλα αυτά, τα ιστορικά στοιχεία δείχνουν ότι η επίπτωση του πλούτου σε περιόδους οικονομικής άνθησης ωθούν τους επενδυτές να επενδύουν και σε μετοχές και σε ομολόγα, ενώ η συσχέτιση των αποδόσεων των δύο αγορών διέπεται από αμφιλεγόμενες σχέσεις που μπορούν να οδηγήσουν και σε σύγχυση.

Τέλος, όταν οι οικονομικές προοπτικές είναι θετικές, αισιόδοξοι επενδυτές τείνουν να αγοράζουν μετοχές, παρόλο που το ποσοστό κέρδους που αποφέρουν τα κουπόνια των ομολόγων είναι υψηλό. Η εμπειρία στα τέλη της δεκαετίας του 1990 δείχνει ότι η επίπτωση του πλούτου μπορεί να αποτελεί κυρίαρχο παράγοντα που ενθαρρύνει τους επενδυτές να κατέχουν και τα δύο είδη των περιουσιακών στοιχείων. Εμπειρικές μελέτες από τους Keim και Stambaugh, Campbell και Ammer (1993) και Kwan (1996) παρέχουν ενθαρρυντικά στοιχεία σχετικά με τα ανωτέρω συμπεράσματα. Σημειώνεται ότι ο Scheicher (2003) χρησιμοποιεί ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH για την εκτίμηση της συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών και των αλλαγών τους σε επίπεδο επιχείρησης. Επίσης, βρίσκει μία αδύναμη σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αγοράς και της αγοράς των εταιρικών ομολόγων.

Εν κατακλείδι, η σχέση μεταξύ της αγοράς των μετοχών και αυτής των ομολόγων αποτελεί έναν σημαντικό παράγοντα όσο αφορά την κατανομή των περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου και την διαχείριση του κινδύνου τους από τους διαχειριστές τους. Τέλος, η υπάρχουσα βιβλιογραφία δείχνει ότι δεν υπάρχει συναίνεση σχετικά με το αν η κατεύθυνση του συσχετισμού των δύο αυτών περιουσιακών στοιχείων είναι θετική ή αρνητική.

Όσο αφορά την σχέση μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών έχουν αναπτυχθεί διάφορα μοντέλα και τεχνικές. Η συμβατική μέθοδος βασίζετε σε μία απλή παλινδρόμηση ή λαμβάνει μία μη υπό όρους συσχέτιση βασιζόμενη σε μία συγκεκριμένη

περίοδο του δείγματος. Παρ' όλα αυτά τις τελευταίες τρεις δεκαετίες έχει αναπτυχθεί μεγάλη ανάπτυξη στην ανάλυση χρονοσειρών, ιδιαίτερα με την ιδιαίτερη εργασία του Engle (1982) και του Bollerslev (1986). Πολυμεταβλητά GARCH μοντέλα έχουν εφαρμοστεί ευρέως για να ερευνήσουν την αλληλεπίδραση των δύο αυτών διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων. Γι' αυτό και εμείς μέσα από την εργασία μας θέλουμε να ερευνήσουμε την συσχετίσεων και αλληλοεπιδράσεων των δύο αυτών αγορών σε τέσσερις από τις μεγαλύτερες χώρες την ευρωπαϊκής ένωσης αλλά και της ζώνης του ευρώ.

3. Δεδομένα

Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιούμε στην συγκεκριμένη εργασία αφορούν στις ημερήσιες τιμές των γενικών δεικτών των χρηματιστηρίων της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ισπανίας και της Ιταλίας. Επιπλέον. για τις ίδιες χώρες παίρνουμε και τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων τους. Η διάρκεια της ερευνά μας αρχίζει από τις 3 Δεκεμβρίου του 1999 έως στις 28 Δεκεμβρίου του 2012 και συγκεκριμένα 3.320 παρατηρήσεις. Τα δεδομένα μας τα πήραμε από την βάση δεδομένων του Bloomberg.

4. Υποδείγματα Πρόβλεψης Μεταβλητότητας

Μετά από την απόπειρα ορισμού και την περιγραφή των ιδιοτήτων της μεταβλητότητας, μπορούμε να περάσουμε στη μελέτη των βασικότερων υποδειγμάτων πρόβλεψης της μεταβλητότητας που έχουν αναπτυχθεί τις τελευταίες δεκαετίες. Μια γενικότερη κατηγοριοποίηση των υποδειγμάτων πρόβλεψης, σύμφωνα με τους Poon και Granger (2003, 2005), θα μπορούσε να είναι η εξής:

1. Υποδείγματα βασισμένα σε ανάλυση χρονοσειρών:

   i. Υποδείγματα Ιστορικής Μεταβλητότητας

   ii. Ομάδα Υποδειγμάτων GARCH/ ARCH

2. Στοχαστικά Υποδείγματα Μεταβλητότητας

3. Υποδείγματα βασισμένα στις αγοραίες τιμές των δικαιωμάτων προαίρεσης (options) - Τεκμαρτή Μεταβλητότητα

4. Μη παραμετρικά μοντέλα

4.1 Υποδείγματα βασισμένα σε ανάλυση χρονοσειρών

4.1.1 Υποδείγματα Ιστορικής Μεταβλητότητας

Οι Brown (1990), Engle (1993) και Aydemir (1998) κάνουν μια λεπτομερή περιγραφή των υποδειγμάτων πρόβλεψης της μεταβλητότητας βασισμένα σε ανάλυση χρονοσειρών. Σε όλα τα μοντέλα ιστορικής μεταβλητότητας που αναφέρονται στη συνέχεια της ενότητας, ως μεταβλητότητα, σ_t ορίζεται η τυπική απόκλιση του δείγματος των αποδόσεων για t περιόδους, ενώ $\hat{\sigma}_t$ ορίζεται η πρόβλεψη της σ_t. Η επικρατούσα πρακτική ορίζει ότι, ως μεταβλητότητα, σ_t χρησιμοποιούνται, κατά προσέγγιση, οι ημερήσιες αποδόσεις εις το τετράγωνο (**daily squared returns**) για την υπό εξέταση περίοδο. Με τη διαθεσιμότητα βεβαίως στοιχείων υψηλής συχνότητας, πολλοί ερευνητές υπολογίζουν την ημερήσια μεταβλητότητα από τις ενδοσυνεδριακές αποδόσεις. Ενδεικτικά, λοιπόν, τα κυριότερα υποδείγματα ιστορικής μεταβλητότητας είναι τα ακόλουθα.

4.1.1.1 Υποδείγματα Τυχαίου Περιπάτου (Random Walk model)

Πρόκειται για το πιο απλό υπόδειγμα που βασίζεται σε ιστορικές τιμές, κατά το οποίο η μεταβλητότητα της προηγούμενης περιόδου, σt-1, χρησιμοποιείται ως πρόβλεψη για τη σημερινή μεταβλητότητα, σ_t . Σύμφωνα με αυτό το υπόδειγμα η καλύτερη πρόβλεψη για την αυριανή μεταβλητότητα είναι η σημερινή πραγματοποιηθείσα μεταβλητότητα: $\hat{\sigma_t} = \sigma_{t-1}$

4.1.1.2 Μέθοδος Ιστορικού Μέσου Όρου (Historical Average method)

Στο υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιούνται όλες οι ιστορικές παρατηρήσεις:

$$\hat{\sigma_t} = \frac{(\sigma_{t-1} + \sigma_{t-2} + \ldots + \sigma_1)}{(t-1)}$$

4.1.1.3 Μέθοδος Απλού Κινητού Μέσου Όρου (Simple Moving Average (MA) method)

Στο υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιούνται μόνο οι νεώτερες παρατηρήσεις, αποβάλλοντας τελείως τις παλαιότερες:

$$\hat{\sigma_t} = \frac{(\sigma_{t-1} + \sigma_{t-2} + \ldots + \sigma_1)}{\tau}$$

4.1.1.4 Μέθοδος Σταθμισμένου Κινητού Μέσου Όρου (Weighted moving average model)

Στο υπόδειγμα αυτό, κάθε παρατήρηση σταθμίζεται με διαφορετικό βάρος, σε αντίθεση με τον απλό κινητό μέσο όρο, όπου όλα τα στοιχεία έχουν ισοβαρή στάθμιση:

$$\hat{\sigma_t} = \sum_{i=t-\tau}^{t-1} \lambda \sigma_i$$

4.1.1.5 Αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Autoregressive model - AR)

$$\sigma_t = p_1\sigma_{t-1} + p_2\sigma_{t-2} + \ldots + p_p\sigma_{t-p} + \varepsilon_t$$

Το υπόδειγμα αυτό είναι ένα αυτοπαλινδρομικό υπόδειγμα ρ τάξεως και εκτιμά τη μελλοντική μεταβλητότητα με βάση τις ιστορικές τιμές της και ένα προσθετικό σφάλμα. Κάθε αυτοπαλινδρομικός όρος, AR, αντιστοιχεί σε προηγούμενες τιμές των υπολειπόμενων σφαλμάτων τα οποία χρησιμοποιούνται στον υπολογισμό της εξίσωσης του προσθετικού σφάλματος.

4.1.1.6 Υπόδειγμα Αυτοπαλινδρόμησης Κινητού Μέσου Όρου (Autoregressive Moving Average model - ARMA)

$$\sigma_t = p_1\sigma_{t-1} + p_2\sigma_{t-2} + \ldots + p_p\sigma_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \ldots + \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

Στο υπόδειγμα αυτό προστίθενται και τα σφάλματα από τις προηγούμενες προβλέψεις προκειμένου να βελτιωθεί η παρούσα πρόβλεψη. Αντίστοιχα με το αυτοπαλινδρομικό υπόδειγμα, ο πρώτος όρος κινητού μέσου όρου χρησιμοποιεί το πιο πρόσφατο σφάλμα πρόβλεψης, ο δεύτερος όρος χρησιμοποιεί το σφάλμα πρόβλεψης από τις δύο τελευταίες περιόδους και ούτω καθεξής.

4.1.1.7 Υπόδειγμα Αυτοπαλινδρόμησης Ολοκληρωμένου Κινητού Μέσου Όρου (Autoregressive Integrated Moving Average model - ARIMA)

Το υπόδειγμα αυτό αποτελεί μια γενικευμένη μορφή του απλού αυτοπαλινδρομικού υποδείγματος, καθώς εισάγει μια διαφορική τάξη I(d), με κάθε μία διαφορική τάξη να αντιστοιχεί στον υπολογισμό της διαφοράς της αρχικής χρονοσειράς. Έτσι, μια διαφορική τάξη I(1), σημαίνει ότι το υπόδειγμα πρόβλεψης κατασκευάζεται από την πρώτη διαφορά της αρχικής χρονοσειράς.

4.1.2 Ομάδα Υποδειγμάτων ARCH/ GARCH

Υπάρχουν αρκετές και ιδιαίτερα αξιόλογες επισκοπήσεις για τα υποδείγματα ARCH. Ενδεικτικά αναφέρονται αυτές των Poon και Granger (2003), Engle και Patton (2001), Andersen και Bollerslev (1998b), Franses και van Dijk (1996), Engle (1995), Diebold και Lopez (1995), Bollerslev et al (1994), Bera και Higgins (1993) και Bollerslev et al (1992).

Τα υποδείγματα ARCH δεν χρησιμοποιούν την τυπική απόκλιση του δείγματος, όπως κάνουν τα υποδείγματα ιστορικής μεταβλητότητας, αλλά διαμορφώνουν μια υπό συνθήκη διακύμανση, ht, των αποδόσεων, μέσω μιας διαδικασίας μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood procedure). Εναλλακτικά, όπως συνιστούν οι Glosten et al (1993) θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί – αντί για τη διαδικασία μέγιστης πιθανοφάνειας – μια γενικευμένη μέθοδος ροπών (Generalized Method of Moments).

Τα υποδείγματα ARCH λαμβάνουν υπόψη τους μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων, χρησιμοποιώντας όμως σταθμίσεις, δίνοντας μεγαλύτερη βαρύτητα στις πρόσφατες παρατηρήσεις και λιγότερη στις παλαιότερες. Τα γεγονότα που συνέβησαν μακριά στο παρελθόν, έχουν μια στάθμιση, έστω μικρή, επομένως εξακολουθούν να επηρεάζουν τη μελλοντική μεταβλητότητα. Η τεράστια καινοτομία αυτών των υποδειγμάτων είναι ότι οι σταθμίσεις που χρησιμοποιούνται δεν είναι δεδομένες, αλλά υπολογίζονται με βάση τα ιστορικά στοιχεία της κάθε χρονοσειράς, έτσι ώστε να ανταποκρίνονται καλύτερα στις ιδιαιτερότητες των υπό εξέταση παρατηρήσεων. Από τη στιγμή όμως που οι σταθμίσεις καθοριστούν, αυτά τα δυναμικά υποδείγματα μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να υπολογίζουν τη μεταβλητότητα σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή, όπως επίσης και να εκτιμήσουν τη μελλοντική μεταβλητότητα για οποιαδήποτε διάστημα. Ίσως το μεγαλύτερό τους πλεονέκτημα είναι ότι, λόγω του τρόπου δόμησής τους, τα υποδείγματα ARCH προσφέρουν άμεσα πρόβλεψη για το αμέσως επόμενο διάστημα.

Επιπλέον, με την υιοθέτηση του Value at Risk (VAR) από όλους τους μεγάλους χρηματοοικονομικούς οργανισμούς, ένας νέος σημαντικός ρόλος γεννήθηκε για τα μοντέλα ARCH. Πολλές έρευνες εξετάζουν την χρησιμότητα των μοντέλων ARCH για τον υπολογισμό της αξίας σε κίνδυνο (VAR) και τα συγκρίνουν με τα υποδείγματα εκθετικού κινητού μέσου όρου που προτιμά η Riskmetrics, ο εμπνευστής της VAR (ενδεικτικά αναφέρονται οι Christoffersen και Diebold, 2000 και οι Andersen et al, 2005). Για όλα τα υποδείγματα που περιγράφονται σε αυτή την ενότητα η απόδοση, rt, ακολουθεί την παρακάτω διαδικασία:

Η αναμενόμενη απόδοση r, ισούται με τη μέση τιμή της r – δηλαδή την αναμενόμενη τιμή με βάση τα στοιχεία του παρελθόντος – συν την τυπική απόκλιση της απόδοσης – δηλαδή της τετραγωνικής ρίζας της διακύμανσης – πολλαπλασιασμένη με το σφάλμα για την παρούσα περίοδο: $r_t = \mu + \varepsilon_t$ και $\varepsilon_t = \sqrt{h_t} z_t$, όπου z_t ακολουθεί ταυτόσημη και ανεξάρτητη κατανομή, με $E(z_t)=0$ και $var(z_t)=1$, και η υπό συνθήκη διακύμανση h_t ακολουθεί ένα από τα παρακάτω υποδείγματα:

4.1.2.1 ARCH(q) (Engle, 1982)

Το πρώτο μοντέλο αυτής της ομάδας, με βάση το οποίο εξελίχθηκαν όλα τα υπόλοιπα. Μάλιστα, χάρη σε αυτό το μοντέλο, ο εμπνευστής του, Robert Engle, κέρδισε το βραβείο Nobel Οικονομίας. Το υπόδειγμα ARCH χρησιμοποιεί ένα σταθμισμένο μέσο όρο των τετραγώνων των σφαλμάτων εκτίμησης (squared forecast errors). Ο Engle λοιπόν εκφράζει τη διακύμανση ht ως μια γραμμική συνάρτηση q αριθμού προηγουμένων παρατηρήσεων εις το τετράγωνο:

$$h_t = \omega + \sum_{k=1}^{q} a_k \varepsilon_{t-k}^2 \qquad \text{όπου } \omega>0 \text{ και } \alpha_k \geq 0$$

4.1.2.2 GARCH(p,q) (Bollerslev, 1986)

Το πιο δημοφιλές μοντέλο αυτής της κατηγορίας αναπτύχθηκε από το μαθητή του Engle, τον Bollerslev, και επιτρέπει επιπλέον εξάρτηση από p υστερήσεις παλαιότερων διακυμάνσεων h_t. Στην ουσία γενικεύει το αυστηρά αυτοπαλινδρομικό μοντέλο ARCH σε ένα αυτοπαλινδρομικό μοντέλου κινητού μέσου όρου.

$$h_t = \omega + \sum_{k=1}^{q} a_k \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \, h_{t-j}$$

Ουσιαστικά η εκτιμώμενη από το GARCH διακύμανση αποτελεί το σταθμισμένο μέσο όρο τριών διαφορετικών προβλέψεων: Πρώτον, της σταθερής διακύμανσης που υποδηλώνει το μακροχρόνιο μέσο όρο, δεύτερον, της πρόβλεψης που είχε γίνει την αμέσως προηγούμενη περίοδο και τρίτον των νέων πληροφοριών που δεν ήταν διαθέσιμες όταν έγινε η προηγούμενη πρόβλεψη. Η συντριπτική βαρύτητα πέφτει στην πρόβλεψη της προηγούμενης περιόδου, με τις νέες πληροφορίες να έχουν μια σχετική βαρύτητα και το μακροχρόνιο μέσο όρο να έχει ένα φαινομενικά αμελητέο βάρος, γεγονός που μπορεί να οδηγήσει στο εσφαλμένο συμπέρασμα ότι θα μπορούσε και να αγνοηθεί τελείως. Στην πραγματικότητα όμως, όταν κάνουμε μία πρόβλεψη για πολλές περιόδους στο μέλλον, ο μακροχρόνιος μέσος όρος τελικώς επικρατεί, καθώς η σημασίας των καινούργιων και των πρόσφατων πληροφοριών εξασθενεί. Οι σταθμίσεις που θα χρησιμοποιηθούν είναι αυτές που καθορίζουν πόσο γρήγορα αλλάζει η πρόβλεψη της μεταβλητότητας με βάση τις νέες πληροφορίες και πόσο γρήγορα επανέρχεται στον μακροχρόνιο μέσο όρο.

4.2 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey - Fuller

Πριν εφαρμοστούν οι έλεγχοι αιτιότητας, θα πρέπει να πραγματοποιηθεί έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root test). Ο έλεγχος αυτός πραγματεύεται τον έλεγχο για την μη στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς και είναι ευρύτατα διαδεδομένος. Οι όροι της μη στασιμότητας και της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιούνται ως συνώνυμοι. Οι περισσότερο εφαρμόσιμοι έλεγχοι είναι εκείνοι του Dickey -Fuller και Phillips - Person. Ο πρώτος έλεγχος διακρίνεται στον απλό Dickey -Fuller (DF) και τον επαυξημένο (Augmented Dickey -Fuller, ADF). Ο απλός Dickey -Fuller εφαρμόστηκε για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας αρχικά σε υπόδειγμα της μορφή AR(1):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Μία σειρά θεωρείται ότι είναι μη στάσιμη και άρα υπάρχει μοναδιαία ρίζα, αν ρ=1 (H_0). Αν όμως ισχύει ότι -1<ρ<1 (H_1), τότε η σειρά μας είναι στάσιμη και άρα δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Σε περίπτωση όμως που μια χρονολογική σειρά ακολουθεί αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης μεγαλύτερης από την πρώτη, τότε η χρήση του απλού ελέγχου με υπόδειγμα της μορφής AR(1) θα καταλήξει σε αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, πράγμα το οποίο είναι αντίθετο των αρχών εφαρμογής των συγκεκριμένων ελέγχων. Σύμφωνα με τον έλεγχο DF, τα κατάλοιπα (ε_t) της ελεγχόμενης εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος (white noise). Δηλαδή έχουν:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$V(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) = 0 \text{ για όλα τα t και για κάθε } k \neq 0$$

Επομένως, οι Dickey - Fuller για να αποφύγουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων πρόσθεσαν στο πραγματικό μέγεθος της ελεγχόμενης παλινδρόμησης τις χρονικές υστερήσεις της ΔY_t, και γι' αυτόν τον λόγο ονομάστηκε επαυξημένος. Έστω ότι λαμβάνεται ένα υπόδειγμα AR(p), όπου η τάξη (p) είναι αρκετά μεγάλη, ώστε να μην υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

$$Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \ldots + \alpha_p Y_{t-p} + u_t$$

Μετά την προσθαφαίρεση όρων, $\alpha_p Y_{t-p+1}$, $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) Y_{t-p+2}$, κλπ, ο παραπάνω τύπος παίρνει την μορφή:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \beta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + u_t$$

όπου $\beta = (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_p) - 1$ και $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$, $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$, κτλ. Ουσιαστικά ο τύπος αυτός είναι ο τύπος της τυχαίας διαδρομής με σταθερά (random walk with drift), $Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + u_t$, επαυξημένος κατά της υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ΔY_{t-k}. Προκειμένου λοιπόν να ελεγχθεί η στασιμότητα ή μη της χρονοσειράς, τίθεται $\beta = 0$ στην παραπάνω σχέση και η εξίσωση εκφράζεται σε πρώτες διαφορές. Οι υποθέσεις που εξετάζονται κατά τον έλεγχο είναι:

- H_0 : $\beta = 0$ Υπάρχει μοναδιαία ρίζα (μη στάσιμη χρονοσειρά)
- H_1 : $\beta < 0$ Δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα (στάσιμη χρονοσειρά)

Για τον έλεγχο των υποθέσεων χρησιμοποιούμαι τις κριτικές τιμές των Dickey - Fuller και τις τιμές της t-statistic. Όσο πιο αρνητική είναι η υπολογισμένη τιμή του ελέγχου τόσο πιο ισχυρή είναι και η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας p.

Το σημαντικότερο για την διενέργεια του ελέγχου είναι ο προσδιορισμός της τάξης p του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος., έτσι ώστε να μην υπάρχουν αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Στην πράξη, θα πρέπει να επιλεγεί ο σωστός αριθμός των υστερήσεων της μεταβλητής ΔY_{t-k}, διότι αν επιλεγεί μικρότερος δεν θα εξαλειφθεί πλήρως η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, ενώ εάν επιλεγεί μεγαλύτερος θ' αυξηθούν τα τυπικά σφάλματα των

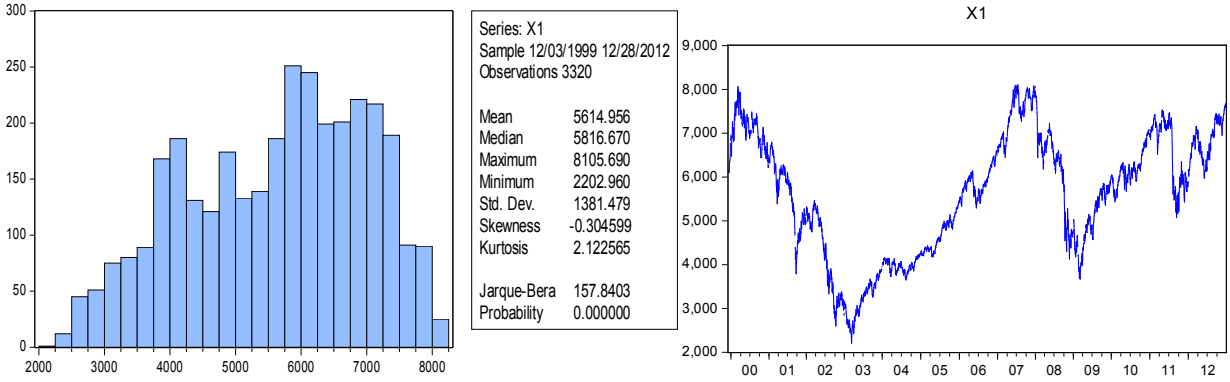
συντελεστών, το οποίο θα έχει ως αποτέλεσμα την αναξιοπιστία των πληροφοριών, την απώλεια βαθμών ελευθερίας και την μείωση της δύναμης των ελέγχων.

5. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

5.1. Γερμανία

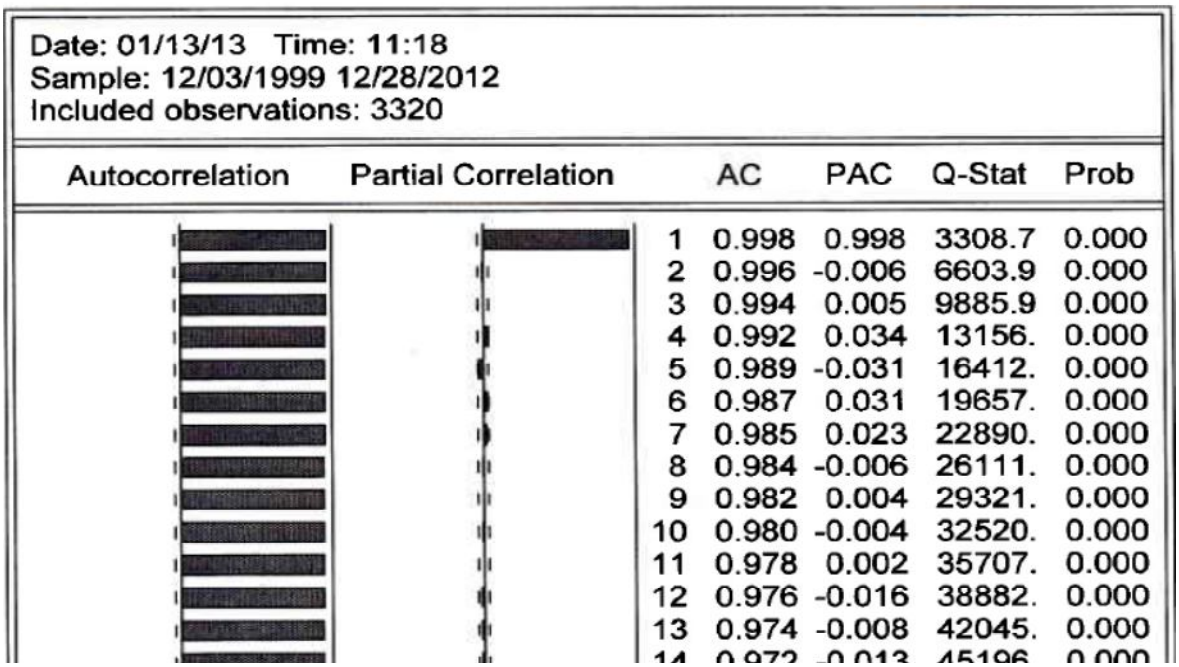
Με την βοήθεια του προγράμματος e-views μελετήσαμε τόσο τις τιμές των αποδόσεων των ομολόγων όσο και τις τιμές των μετοχών για τις πέντε χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία και Ελλάδα) από την περίοδο του Δεκεμβρίου του 1999 έως και τον Δεκέμβριο του 2012. Επειδή κάθε μία περίοδο αποτελεί ξεχωριστή χρονολογική σειρά την αναλύσαμε ξεχωριστά για να διαπιστώσουμε εξ' αρχής εάν είναι στάσιμες.

Ξεκινώντας από τις αποδόσεις των ομολόγων της Γερμανίας, διαπιστώνουμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Όπως παρατηρούμε από το διάγραμμα ACF και PACF, βλέπουμε ότι έχουμε αργή πτώση και ισχυρή συσχέτιση με την προηγούμενη τιμή στο ACF. Η σειρά δεν είναι στάσιμη και έχει έντονη τάση.

Correlogram of X1



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.998	0.998	3308.7	0.000
2	0.996	-0.006	6603.9	0.000
3	0.994	0.005	9885.9	0.000
4	0.992	0.034	13156.	0.000
5	0.989	-0.031	16412.	0.000
6	0.987	0.031	19657.	0.000
7	0.985	0.023	22890.	0.000
8	0.984	-0.006	26111.	0.000
9	0.982	0.004	29321.	0.000
10	0.980	-0.004	32520.	0.000
11	0.978	0.002	35707.	0.000
12	0.976	-0.016	38882.	0.000
13	0.974	-0.008	42045.	0.000
14	0.972	-0.013	45196.	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

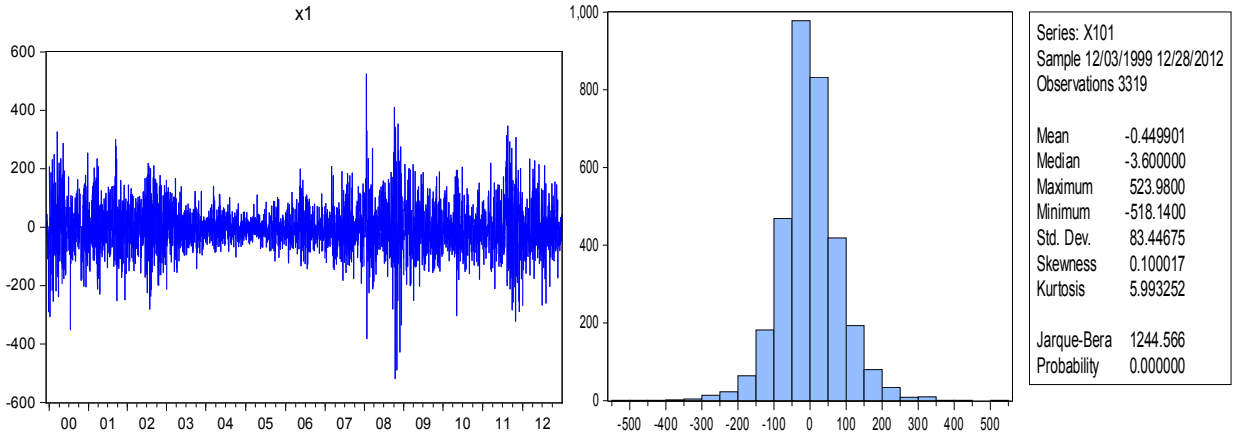
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X1

Null Hypothesis: X1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.458826	0.5546
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

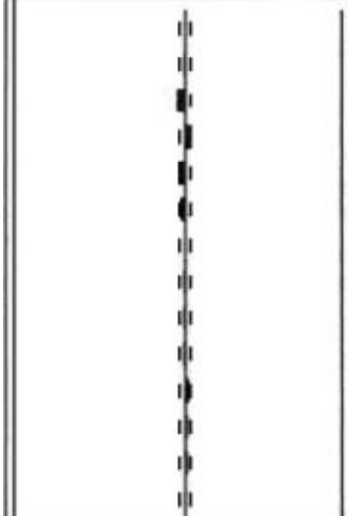
Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-1.458826<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές.

Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=7 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Για αυτό τον λόγο κατασκευάζουμε τις $1^{ες}$ διαφορές για να κάνουμε στάσιμη τη σειρά μας.



Correlogram of X101

Date: 01/13/13 Time: 11:54
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.001	0.001	0.0036	0.952
2	-0.005	-0.005	0.1019	0.950
3	-0.044	-0.044	6.5223	0.089
4	0.036	0.036	10.782	0.029
5	-0.035	-0.035	14.797	0.011
6	-0.024	-0.026	16.738	0.010
7	0.003	0.006	16.775	0.019
8	-0.002	-0.007	16.787	0.032
9	-0.002	-0.002	16.800	0.052
10	-0.003	-0.002	16.827	0.078
11	0.024	0.022	18.822	0.064
12	0.009	0.009	19.088	0.086
13	0.011	0.011	19.514	0.108
14	0.003	0.005	19.537	0.145

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1ες διαφορές ως στάσιμη σειρά Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(x101) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2000, του 2008, του 2009 και του 2011 και αυτό γιατί το 2000 είχαμε την δημιουργία του κοινού νομίσματος στην Ευρωπαϊκή Ζώνη, το Ευρώ, το 2008 είχαμε την κρίση που ξεκίνησε στην Αμερική με την αγορά του Real Estate και το 2011 λόγω της γενικευμένης κρίσης χρέους το μελών της Ευρωζώνης τα ομολόγα της Γερμανίας θεωρούνταν η πιο ασφαλή επένδυση με αποτέλεσμα η απόδοσή τους να έχει φτάσει να είναι ακόμα και αρνητική. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X101

Null Hypothesis: X101 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-57.52338	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

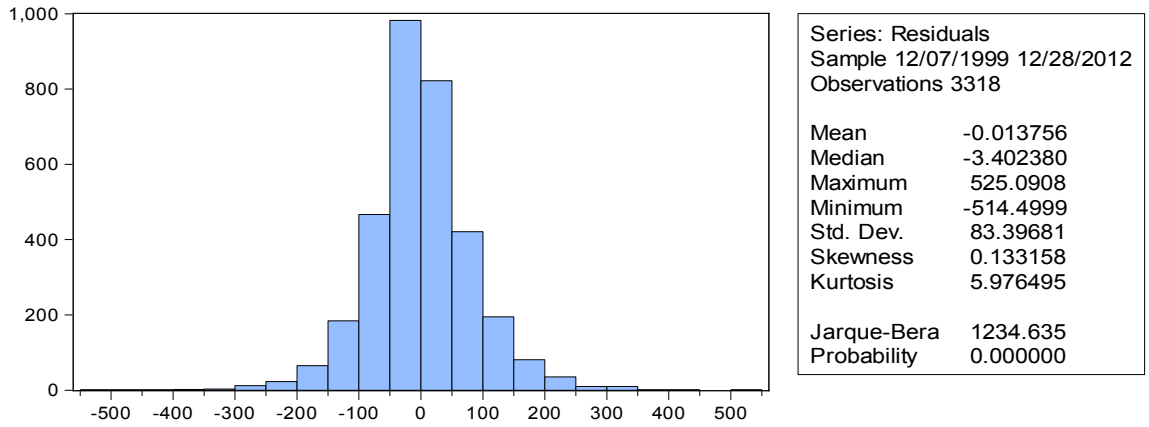
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά X101 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-57.52338>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά X101 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά X101 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015736	1.373304	-0.011459	0.9909
AR(1)	0.967053	0.028682	33.71664	0.0000
MA(1)	-0.969346	0.028004	-34.61515	0.0000

R-squared	0.001476	Mean dependent var	-0.443098
Adjusted R-squared	0.000873	S.D. dependent var	83.45841
S.E. of regression	83.42197	Akaike info criterion	11.68660
Sum squared resid	23069829	Schwarz criterion	11.69213
Log likelihood	-19385.08	Hannan-Quinn criter.	11.68858
F-statistic	2.449477	Durbin-Watson stat	1.996240
Prob(F-statistic)	0.086495		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Παρατηρούμε βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	57.70870	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	56.75550	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

Dependent Variable: X101
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 12:39
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 25 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

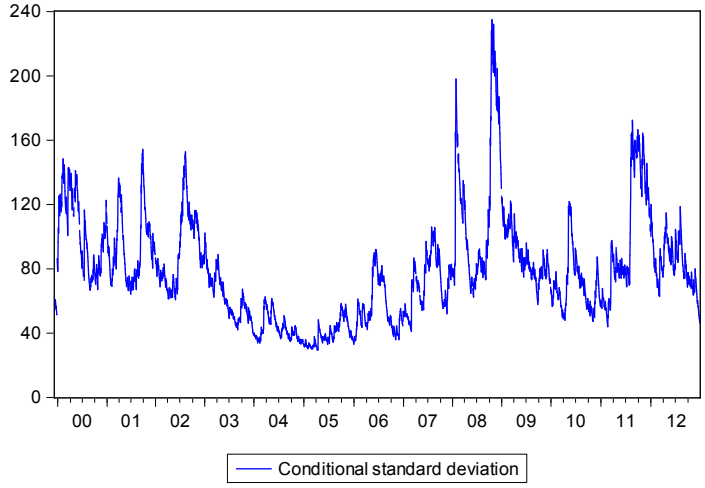
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.198720	0.833779	-3.836412	0.0001
AR(1)	0.939009	0.027914	33.63924	0.0000
MA(1)	-0.951655	0.024266	-39.21753	0.0000
Variance Equation				
C	26.86805	7.436199	3.613144	0.0003
RESID(-1)^2	0.072049	0.005675	12.69518	0.0000
GARCH(-1)	0.926420	0.005409	171.2831	0.0000

R-squared	-0.001632	Mean dependent var	-0.443098
Adjusted R-squared	-0.002237	S.D. dependent var	83.45841
S.E. of regression	83.55170	Akaike info criterion	11.40853
Sum squared resid	23141639	Schwarz criterion	11.41958
Log likelihood	-18920.75	Hannan-Quinn criter.	11.41248
Durbin-Watson stat	1.969561		

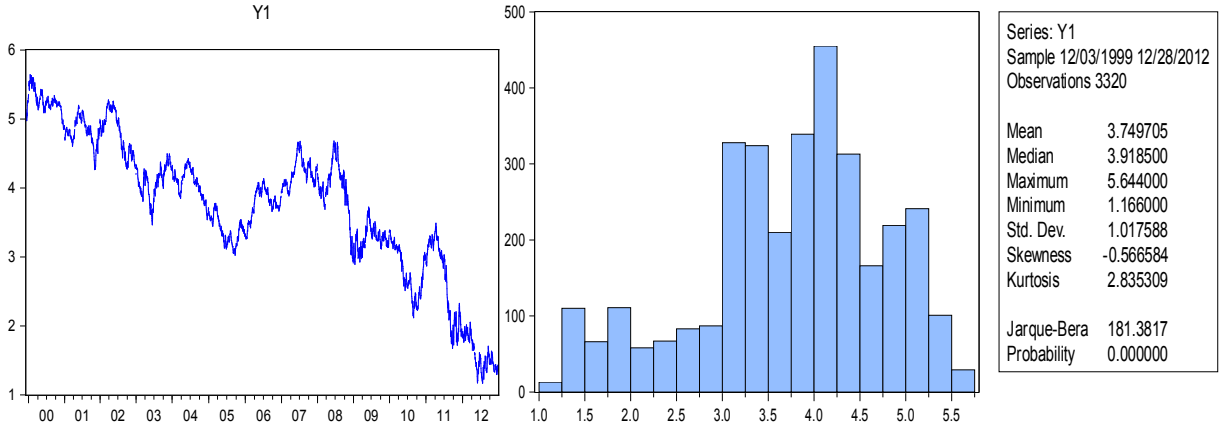
Για την καλύτερη κατανόηση μπορούμε να χωρίσουμε το παραπάνω output σε τρία πεδία. Στο πρώτο πεδίο αναγράφονται τα περιγραφικά στοιχεία της μεθόδου, το δείγμα, η ώρα, η εξαρτημένη μεταβλητή, η μέθοδος κ.τ.λ. Το τρίτο πεδίο είναι το πεδίο με τους στατιστικούς δείκτες. Τέλος, το δεύτερο και το μεσαίο πεδίο είναι τα αποτελέσματα του υποδείγματος. Ξέρουμε ότι οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0,072$ και $\hat{\beta}_1 = 0,926$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1.

Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



Κάνοντας την ίδια διαδικασία από την αρχή και για τις υπόλοιπες σειρές μας έχουμε για τις αποδόσεις του DAX για την ίδια χρονική περίοδο τα παρακάτω αποτελέσματα.



Correlogram of Y1

Date: 01/13/13 Time: 11:42
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.998	0.998	3308.7	0.000
		2	0.996	-0.006	6604.1	0.000
		3	0.994	0.021	9886.8	0.000
		4	0.992	0.016	13157.	0.000
		5	0.990	-0.012	16415.	0.000
		6	0.988	0.014	19661.	0.000
		7	0.986	-0.007	22895.	0.000
		8	0.984	0.008	26116.	0.000
		9	0.982	0.002	29326.	0.000
		10	0.980	-0.020	32523.	0.000
		11	0.977	-0.012	35708.	0.000
		12	0.975	-0.003	38880.	0.000
		13	0.973	-0.010	42039.	0.000

Όπως παρατηρούμε από το διάγραμμα ACF και PACF, βλέπουμε ότι έχουμε αργή πτώση και ισχυρή συσχέτιση με την προηγούμενη τιμή στο ACF. Η σειρά δεν είναι στάσιμη και έχει έντονη τάση.

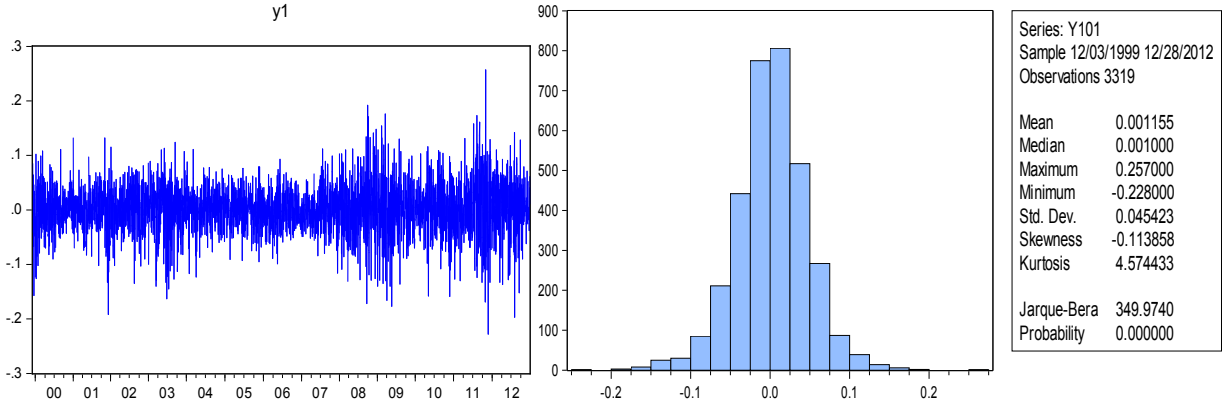
Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y1

Null Hypothesis: Y1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.522406	0.8845
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-0.522406<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις 1^{ες} διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=7 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό.



Correlogram of Y101

Date: 01/13/13 Time: 13:32
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.030	0.030	3.0684	0.080
		2	-0.021	-0.022	4.6029	0.100
		3	-0.030	-0.029	7.6633	0.054
		4	0.035	0.036	11.684	0.020
		5	-0.025	-0.029	13.756	0.017
		6	-0.012	-0.010	14.271	0.027
		7	-0.042	-0.040	20.126	0.005
		8	0.004	0.003	20.181	0.010
		9	0.002	0.001	20.192	0.017
		10	0.010	0.007	20.495	0.025
		11	-0.007	-0.005	20.642	0.037
		12	0.020	0.019	21.999	0.038

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1^{ες} διαφορές ως στάσιμη σειρά Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(Y101) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2000, του 2008,

του 2009 και του 2011 για τους λόγους που έχουμε αναπτύξει και στην ανάλυση των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων της Γερμανίας. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y101

Null Hypothesis: Y101 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-55.88875	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

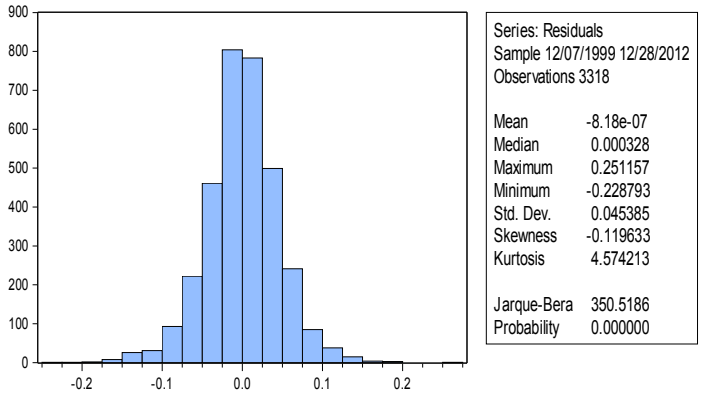
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά Y101 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-55.88875>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά Y101 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά X101 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001132	0.000812	1.394039	0.1634
AR(1)	-0.063760	0.394987	-0.161423	0.8718
MA(1)	0.095892	0.394156	0.243284	0.8078

R-squared	0.000969	Mean dependent var	0.001130
Adjusted R-squared	0.000366	S.D. dependent var	0.045407
S.E. of regression	0.045398	Akaike info criterion	-3.345785
Sum squared resid	6.832201	Schwarz criterion	-3.340263
Log likelihood	5553.658	Hannan-Quinn criter.	-3.343809
F-statistic	1.607278	Durbin-Watson stat	2.002711
Prob(F-statistic)	0.200589		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Παρατηρούμε βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	64.11665	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	62.93803	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

Dependent Variable: Y101
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:36
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 23 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

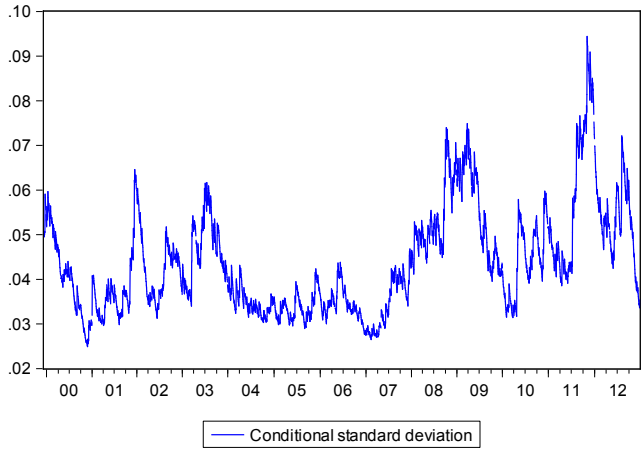
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000838	0.000701	1.195435	0.2319
AR(1)	-0.207806	0.281179	-0.739051	0.4599
MA(1)	0.241066	0.279420	0.862737	0.3883
Variance Equation				
C	1.36E-05	4.13E-06	3.286524	0.0010
RESID(-1)^2	0.040919	0.004979	8.217927	0.0000
GARCH(-1)	0.952223	0.005856	162.6142	0.0000

R-squared	0.000815	Mean dependent var	0.001130
Adjusted R-squared	0.000212	S.D. dependent var	0.045407
S.E. of regression	0.045402	Akaike info criterion	-3.479347
Sum squared resid	6.833251	Schwarz criterion	-3.468304
Log likelihood	5778.237	Hannan-Quinn criter.	-3.475395
Durbin-Watson stat	2.005389		

Όπως έχουμε προαναφέρει και παραπάνω στο πρώτο πεδίο αναγράφονται τα περιγραφικά στοιχεία της μεθόδου, το δείγμα, η ώρα, η εξαρτημένη μεταβλητή, η μέθοδος

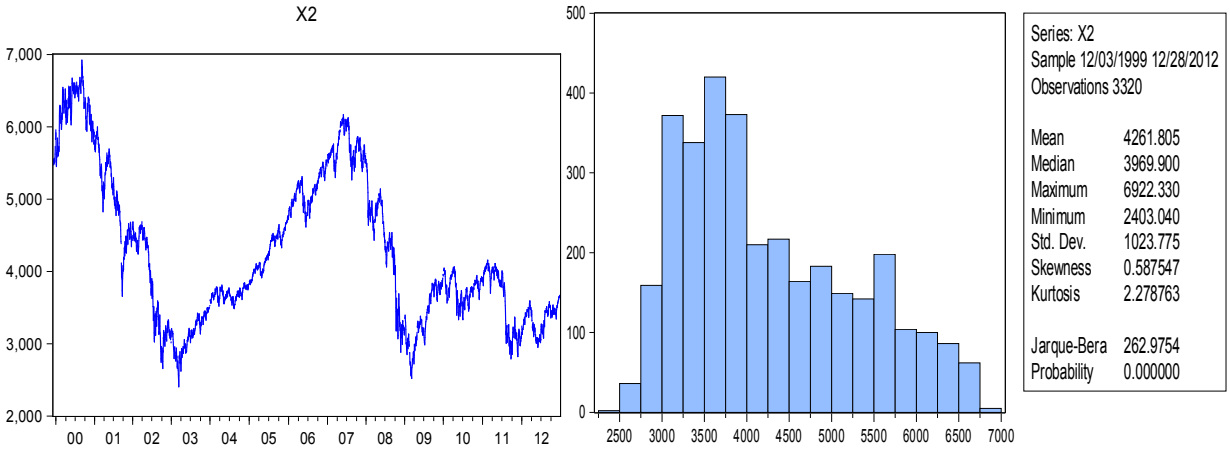
κ.τ.λ. Το τρίτο πεδίο είναι το πεδίο με τους στατιστικούς δείκτες. Τέλος, το δεύτερο και το μεσαίο πεδίο είναι τα αποτελέσματα του υποδείγματος. Ξέρουμε ότι οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha_1} = 0{,}041$ και $\beta_1 = 0{,}952$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



5.2. Γαλλία

Κάνοντας την ίδια διαδικασία πρώτα για τον CAC 40 και μετά για τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων θα προσπαθήσουμε να βγάλουμε τα αποτελέσματα μας και για αυτές τις δύο χρονολογικές σειρές. Ακολουθώντας την ίδια τακτική, διαπιστώνουμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Correlogram of X2

Date: 01/13/13 Time: 11:30
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.998	0.998	3308.8	0.000
		2	0.996	0.030	6605.3	0.000
		3	0.994	0.022	9890.1	0.000
		4	0.992	0.060	13165.	0.000
		5	0.990	-0.026	16429.	0.000
		6	0.989	0.040	19683.	0.000
		7	0.987	0.027	22929.	0.000
		8	0.986	-0.002	26165.	0.000
		9	0.984	-0.019	29392.	0.000
		10	0.983	0.036	32610.	0.000
		11	0.981	0.006	35819.	0.000
		12	0.980	0.000	39020.	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

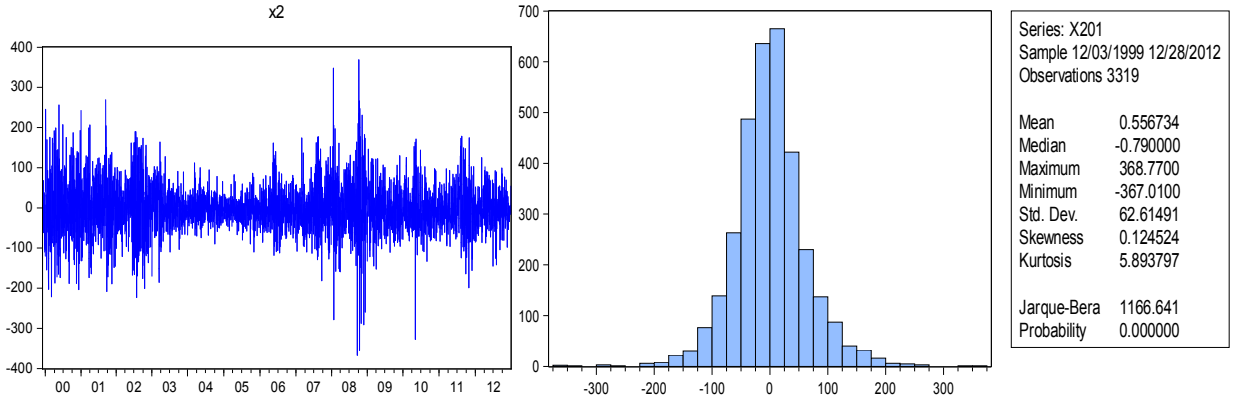
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X2

Null Hypothesis: X2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.903407	0.3310
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-1.903407<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=9 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις $1^{ες}$ διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα

όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of X201

Date: 01/13/13 Time: 12:47
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.036	-0.036	4.4107	0.036
		2	-0.028	-0.029	6.9936	0.030
		3	-0.063	-0.066	20.293	0.000
		4	0.028	0.022	22.864	0.000
		5	-0.040	-0.042	28.093	0.000
		6	-0.032	-0.038	31.560	0.000
		7	-0.001	-0.003	31.566	0.000
		8	0.032	0.024	34.916	0.000
		9	-0.043	-0.044	41.017	0.000
		10	-0.003	-0.005	41.048	0.000
		11	-0.003	-0.005	41.071	0.000

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1ες διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(x201) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2000, του 2008 και του 2010 για τους λόγους που έχουμε αναπτύξει και στην ανάλυση των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων της Γερμανίας. Η Γαλλία βέβαια δέχθηκε ένα κύμα επίθεσης από τις διεθνές αγορές στα τέλη του 2010 και στις αρχές τους 2011 όταν έχασε από τους διεθνείς οίκους αξιολόγησης την βαθμολογία που είχε ως οικονομία (ΑΑΑ). Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X201

Null Hypothesis: X201 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-59.72070	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

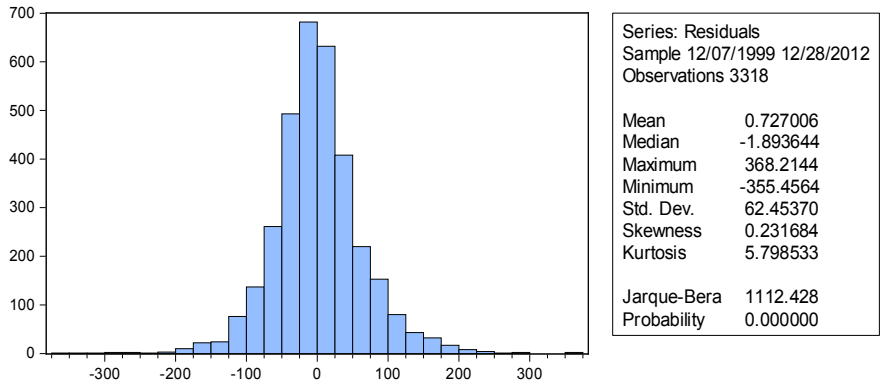
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά X201 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-59.72070>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά X201 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά X201 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.741461	0.097542	7.601430	0.0000
MA(1)	-0.790168	0.089099	-8.868392	0.0000

R-squared	0.005170	Mean dependent var	0.569536
Adjusted R-squared	0.004870	S.D. dependent var	62.62000
S.E. of regression	62.46735	Akaike info criterion	11.10777
Sum squared resid	12939596	Schwarz criterion	11.11145
Log likelihood	-18425.79	Hannan-Quinn criter.	11.10909
Durbin-Watson stat	1.984431		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	77.53156	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	75.80539	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

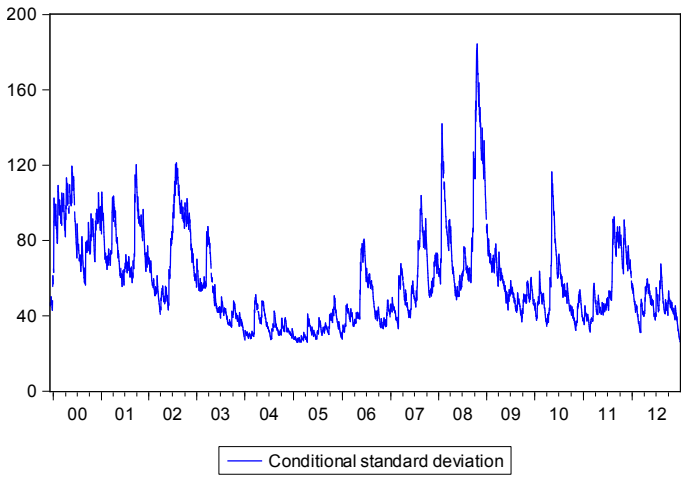
Dependent Variable: X201
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 12:56
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 18 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.923776	0.653500	-2.943802	0.0032
AR(1)	0.778532	0.085153	9.142787	0.0000
MA(1)	-0.826180	0.075316	-10.96947	0.0000
Variance Equation				
C	23.69404	6.178916	3.834659	0.0001
RESID(-1)^2	0.076687	0.006496	11.80545	0.0000
GARCH(-1)	0.918608	0.006976	131.6752	0.0000

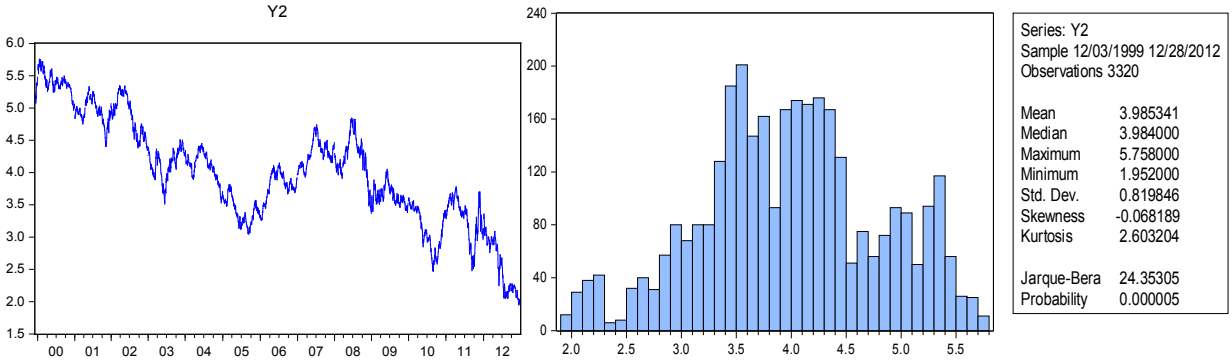
R-squared	0.002593	Mean dependent var	0.569536
Adjusted R-squared	0.001991	S.D. dependent var	62.62000
S.E. of regression	62.55762	Akaike info criterion	10.82294
Sum squared resid	12973107	Schwarz criterion	10.83399
Log likelihood	-17949.26	Hannan-Quinn criter.	10.82689
Durbin-Watson stat	1.981363		

Ξέρουμε ότι οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha_1} = 0,076$ και $\beta_1 = 0,918$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



Αφού ολοκληρώσαμε με την χρονολογική σειρά του CAC 40, θα προχωρήσουμε στην διερεύνηση και της χρονολογικής σειράς των αποδόσεων των 10ετούς ομολόγων της Γαλλίας. Παρατηρούμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Correlogram of Y2

Date: 01/13/13 Time: 11:44
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.997	0.997	3304.9	0.000
		2	0.994	-0.011	6592.4	0.000
		3	0.992	0.012	9863.1	0.000
		4	0.989	0.009	13117.	0.000
		5	0.986	-0.013	16355.	0.000
		6	0.984	0.033	19576.	0.000
		7	0.981	-0.010	22782.	0.000
		8	0.979	0.009	25972.	0.000
		9	0.976	-0.001	29147.	0.000
		10	0.974	-0.032	32305.	0.000
		11	0.971	-0.007	35447.	0.000
		12	0.968	0.004	38572.	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

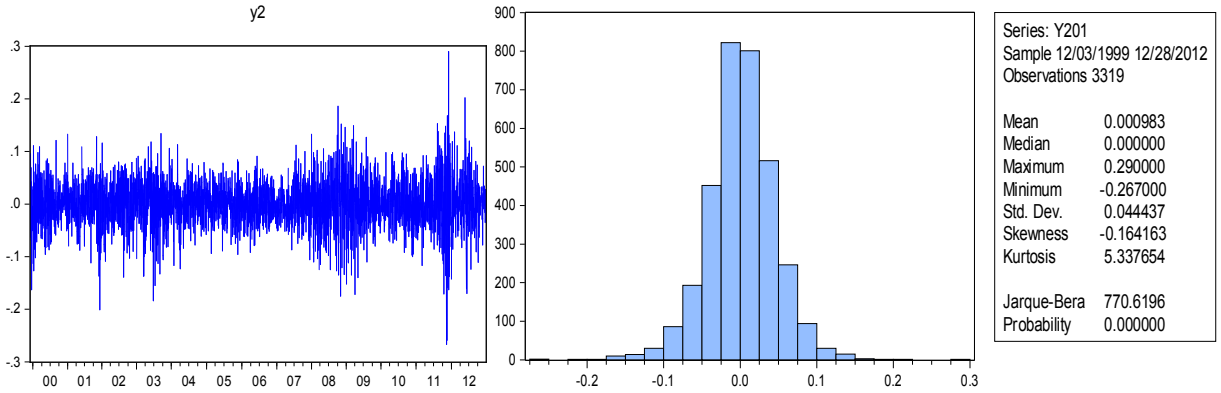
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y2

Null Hypothesis: Y2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.984985	0.7606
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-0.984985<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι

την περίοδο s=9 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις 1^{ες} διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of Y201

Date: 01/13/13 Time: 13:38
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.031	0.031	3.1012	0.078
		2	-0.014	-0.015	3.7848	0.151
		3	-0.028	-0.027	6.4394	0.092
		4	0.035	0.036	10.485	0.033
		5	-0.042	-0.045	16.281	0.006
		6	-0.005	-0.002	16.357	0.012
		7	-0.041	-0.041	22.040	0.003
		8	0.012	0.011	22.496	0.004
		9	0.019	0.021	23.750	0.005
		10	-0.001	-0.006	23.752	0.008
		11	-0.017	-0.013	24.690	0.010
		12	-0.010	-0.013	25.032	0.015

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1^{ες} διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(Y201) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2001, του 2008 και του 2010 για τους λόγους που έχουμε ήδη αναπτύξει. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y201

Null Hypothesis: Y201 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-55.88811	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά Y201 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-

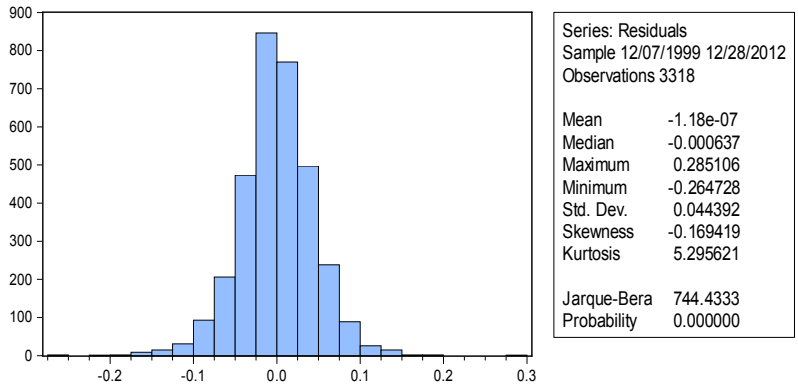
55.88811>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά Y201 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά Y201 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000954	0.000795	1.199722	0.2303
AR(1)	0.017274	0.361746	0.047753	0.9619
MA(1)	0.013508	0.362015	0.037315	0.9702

R-squared	0.000936	Mean dependent var	0.000954
Adjusted R-squared	0.000333	S.D. dependent var	0.044413
S.E. of regression	0.044405	Akaike info criterion	-3.390013
Sum squared resid	6.536615	Schwarz criterion	-3.384491
Log likelihood	5627.031	Hannan-Quinn criter.	-3.388037
F-statistic	1.552675	Durbin-Watson stat	2.000163
Prob(F-statistic)	0.211835		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	60.53449	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	59.48478	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

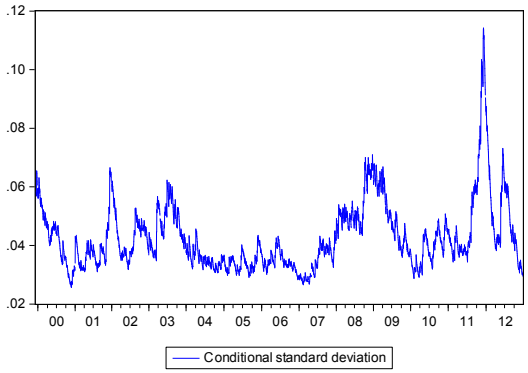
Dependent Variable: Y201
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:39
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000857	0.000694	1.234404	0.2171
AR(1)	-0.155937	0.313423	-0.497530	0.6188
MA(1)	0.183995	0.312201	0.589349	0.5556
Variance Equation				
C	1.81E-05	5.05E-06	3.586236	0.0003
RESID(-1)^2	0.043939	0.005361	8.195524	0.0000
GARCH(-1)	0.946165	0.006676	141.7297	0.0000

R-squared	0.000756	Mean dependent var	0.000954
Adjusted R-squared	0.000153	S.D. dependent var	0.044413
S.E. of regression	0.044409	Akaike info criterion	-3.526039
Sum squared resid	6.537793	Schwarz criterion	-3.514995
Log likelihood	5855.698	Hannan-Quinn criter.	-3.522087
Durbin-Watson stat	1.995295		

Οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0{,}043$ και $\hat{\beta}_1 = 0{,}946$.

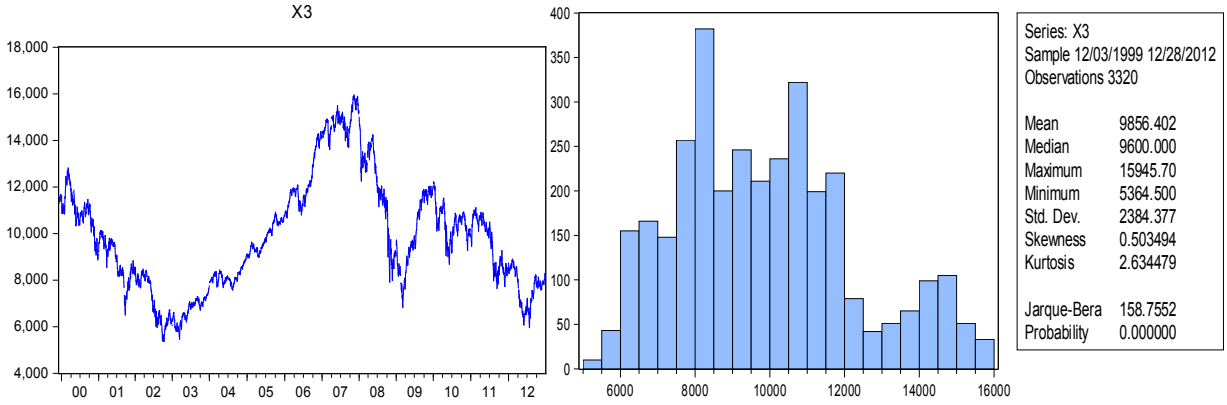
Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



5.3. Ισπανία

Όσο αφορά την χώρα της ιβηρικής χερσονήσου, την Ισπανία, πήραμε τον δείκτη Spain_35 του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης και φυσικά τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων για προσπαθήσουμε να βγάλουμε τα αντίστοιχα αποτελέσματα μας για αυτές τις δύο

χρονολογικές σειρές. Ακολουθώντας την ίδια τακτική, διαπιστώνουμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Correlogram of X3

Date: 01/13/13 Time: 11:38
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.998	0.998	3309.4	0.000
		2	0.996	0.013	6606.7	0.000
		3	0.994	0.036	9892.7	0.000
		4	0.992	0.039	13169.	0.000
		5	0.991	-0.007	16434.	0.000
		6	0.989	0.020	19690.	0.000
		7	0.987	0.011	22936.	0.000
		8	0.986	0.006	26173.	0.000
		9	0.984	-0.026	29400.	0.000
		10	0.983	0.016	32617.	0.000
		11	0.981	0.016	35825.	0.000
		12	0.979	-0.015	39023.	0.000
		13	0.978	-0.020	42211.	0.000
		14	0.976	-0.033	45389.	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

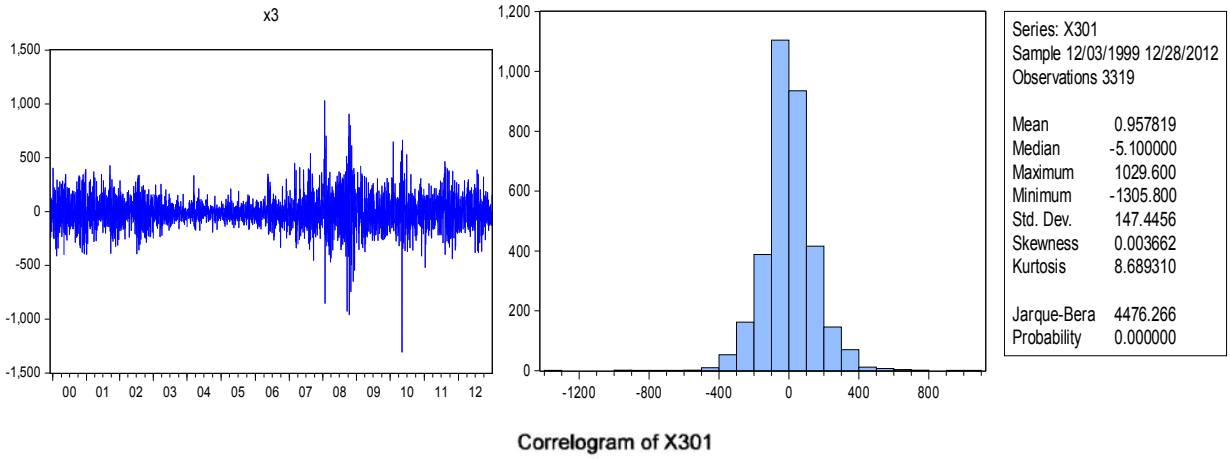
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X3

Null Hypothesis: X3 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.760094	0.4008
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-1.760094<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής

Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=9 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις $1^{ες}$ διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of X301

Date: 01/13/13 Time: 13:13
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.012	-0.012	0.4556	0.500
		2	-0.044	-0.044	6.7756	0.034
		3	-0.042	-0.043	12.676	0.005
		4	0.009	0.006	12.945	0.012
		5	-0.019	-0.023	14.160	0.015
		6	-0.015	-0.017	14.884	0.021
		7	-0.007	-0.008	15.039	0.036
		8	0.032	0.029	18.455	0.018
		9	-0.019	-0.020	19.689	0.020
		10	-0.024	-0.023	21.681	0.017
		11	0.011	0.011	22.085	0.024
		12	0.026	0.022	24.342	0.018

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις $1^{ες}$ διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(x301) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2008 και του 2010 για τους λόγους που έχουμε αναπτύξει και στην ανάλυση των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων των δύο προηγούμενων χωρών. Η Ισπανία βέβαια δέχθηκε ένα κύμα επίθεσης από τις διεθνές αγορές στα τέλη του 2010 και στις αρχές τους 2011 όταν έχασε από τους διεθνείς οίκους αξιολόγησης την βαθμολογία που είχε ως οικονομία (ΑΑΑ) καθώς επίσης και από την μάστιγα της ανεργίας που την πλήττει την τελευταία 5ετία. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X301

Null Hypothesis: X301 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-58.25431	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

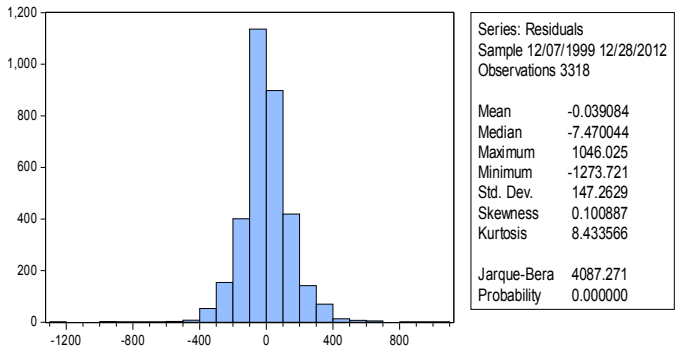
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά X301 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-56.25431>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά X301 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά X301 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.049028	2.243820	0.467519	0.6402
AR(1)	0.712775	0.157462	4.526641	0.0000
MA(1)	-0.748242	0.148972	-5.022711	0.0000

R-squared	0.002777	Mean dependent var	0.958107
Adjusted R-squared	0.002175	S.D. dependent var	147.4678
S.E. of regression	147.3073	Akaike info criterion	12.82382
Sum squared resid	71933684	Schwarz criterion	12.82934
Log likelihood	-21271.72	Hannan-Quinn criter.	12.82580
F-statistic	4.615822	Durbin-Watson stat	1.957538
Prob(F-statistic)	0.009958		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	96.67634	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	93.99350	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

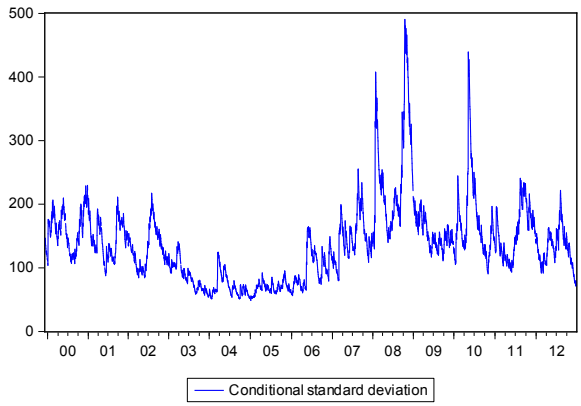
Dependent Variable: X301
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:19
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 41 iterations
MA Backcast: OFF (Roots of MA process too large)
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-5.775703	0.008540	-676.2956	0.0000
AR(1)	-1.000134	4.04E-07	-2475095.	0.0000
MA(1)	1.003178	1.35E-05	74118.60	0.0000
Variance Equation				
C	83.36098	21.29333	3.914886	0.0001
RESID(-1)^2	0.078848	0.005639	13.98365	0.0000
GARCH(-1)	0.920306	0.005782	159.1699	0.0000

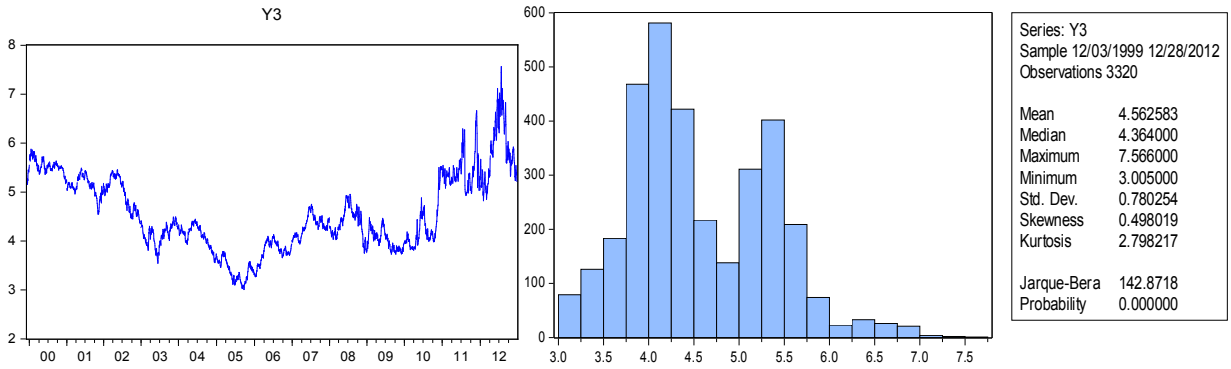
R-squared	0.003777	Mean dependent var	0.958107
Adjusted R-squared	0.003176	S.D. dependent var	147.4678
S.E. of regression	147.2335	Akaike info criterion	12.49833
Sum squared resid	71861565	Schwarz criterion	12.50938
Log likelihood	-20728.73	Hannan-Quinn criter.	12.50228
Durbin-Watson stat	2.012570		

Οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0{,}078$ και $\hat{\beta}_1 = 0{,}920$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



Αφού ολοκληρώσαμε με την χρονολογική σειρά του Spain_35, θα προχωρήσουμε στην διερεύνηση και της χρονολογικής σειρά των αποδόσεων των 10ετούς ομολόγων της Ισπανίας. Παρατηρούμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Correlogram of Y3

Date: 01/13/13 Time: 11:47
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.996	0.996	3298.5	0.000
		2	0.992	-0.139	6566.8	0.000
		3	0.987	0.018	9805.1	0.000
		4	0.983	0.077	13017.	0.000
		5	0.979	0.073	16208.	0.000
		6	0.976	0.035	19381.	0.000
		7	0.974	0.030	22537.	0.000
		8	0.971	0.004	25676.	0.000
		9	0.968	0.009	28799.	0.000
		10	0.965	0.012	31905.	0.000
		11	0.963	0.001	34994.	0.000
		12	0.960	-0.022	38065.	0.000

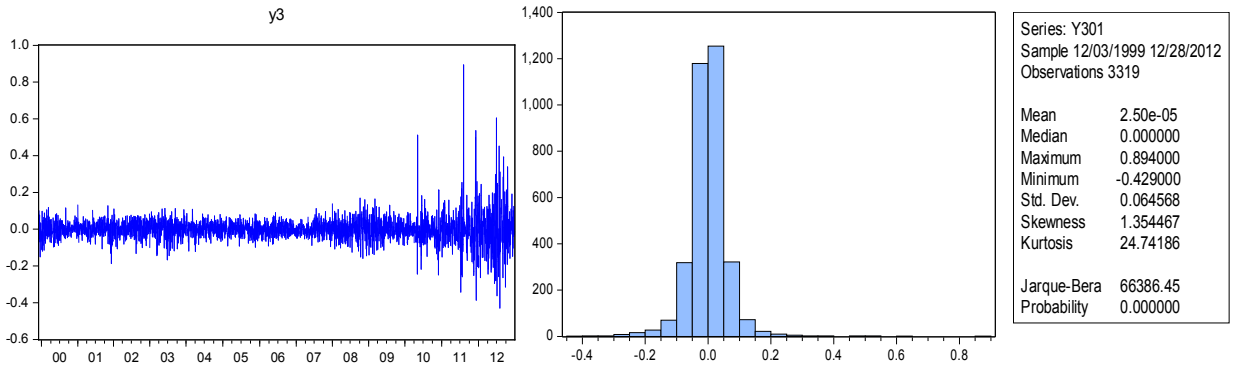
Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y3

Null Hypothesis: Y3 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.310099	0.1688
Test critical values:	1% level	-3.432135	
	5% level	-2.862214	
	10% level	-2.567173	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-2.310099<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=9 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις $1^{ες}$ διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of Y301

Date: 01/13/13 Time: 13:53
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.155	0.155	79.535	0.000
		2	0.002	-0.022	79.550	0.000
		3	-0.089	-0.088	105.98	0.000
		4	-0.102	-0.077	140.55	0.000
		5	-0.060	-0.035	152.69	0.000
		6	-0.048	-0.043	160.31	0.000
		7	-0.003	-0.004	160.34	0.000
		8	0.005	-0.010	160.42	0.000
		9	-0.008	-0.023	160.62	0.000
		10	-0.004	-0.010	160.67	0.000
		11	0.020	0.017	161.95	0.000
		12	0.047	0.038	169.27	0.000

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1ες διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(Y301) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2010, του 2011 και του 2012 για τους λόγους που έχουμε ήδη αναπτύξει. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y301

Null Hypothesis: Y301 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-32.16486	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.432135	
	5% level	-2.862214	
	10% level	-2.567173	

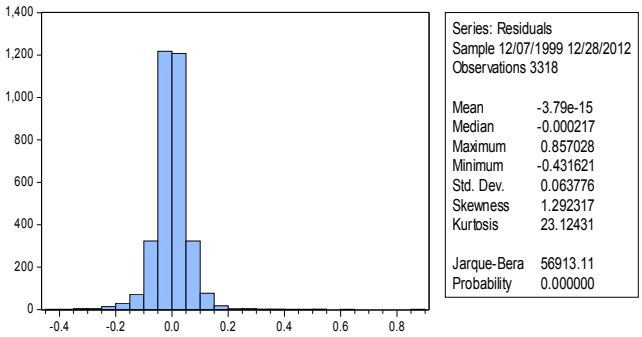
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά Y301 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-32.16486>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά Y301 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα AR (1,1) καθώς υπάρχει μία δεξιά τάση προς τα αριστερά τόσο στην ACF όσο και στην PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά Y301 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.12E-05	0.001310	-0.008586	0.9932
AR(1)	0.154733	0.017150	9.022154	0.0000

R-squared	0.023959	Mean dependent var	-5.12E-06
Adjusted R-squared	0.023665	S.D. dependent var	0.064554
S.E. of regression	0.063786	Akaike info criterion	-2.665978
Sum squared resid	13.49147	Schwarz criterion	-2.662296
Log likelihood	4424.857	Hannan-Quinn criter.	-2.664660
F-statistic	81.39927	Durbin-Watson stat	1.993247
Prob(F-statistic)	0.000000		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος AR (1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	72.01803	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	70.52924	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

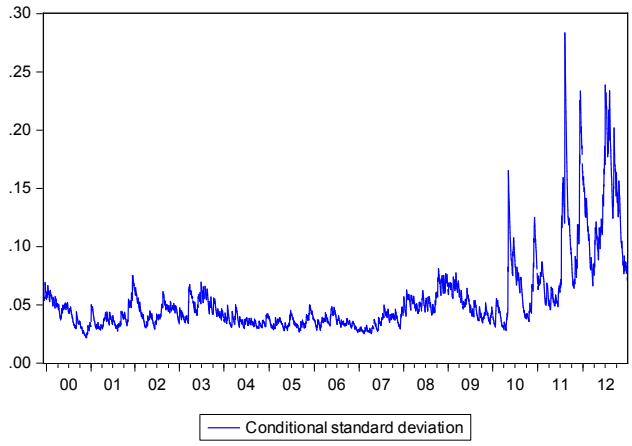
Dependent Variable: Y301
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:44
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 75 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000545	0.000748	0.727788	0.4667
AR(1)	-0.133495	0.206453	-0.646616	0.5179
MA(1)	0.208344	0.204105	1.020768	0.3074
Variance Equation				
C	2.38E-05	5.05E-06	4.703551	0.0000
RESID(-1)^2	0.083394	0.004669	17.86147	0.0000
GARCH(-1)	0.911728	0.005578	163.4383	0.0000

R-squared	0.016991	Mean dependent var	-5.12E-06
Adjusted R-squared	0.016398	S.D. dependent var	0.064554
S.E. of regression	0.064022	Akaike info criterion	-3.218375
Sum squared resid	13.58779	Schwarz criterion	-3.207332
Log likelihood	5345.285	Hannan-Quinn criter.	-3.214423
Durbin-Watson stat	1.835943		

Οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0{,}083$ και $\hat{\beta}_1 = 0{,}911$.

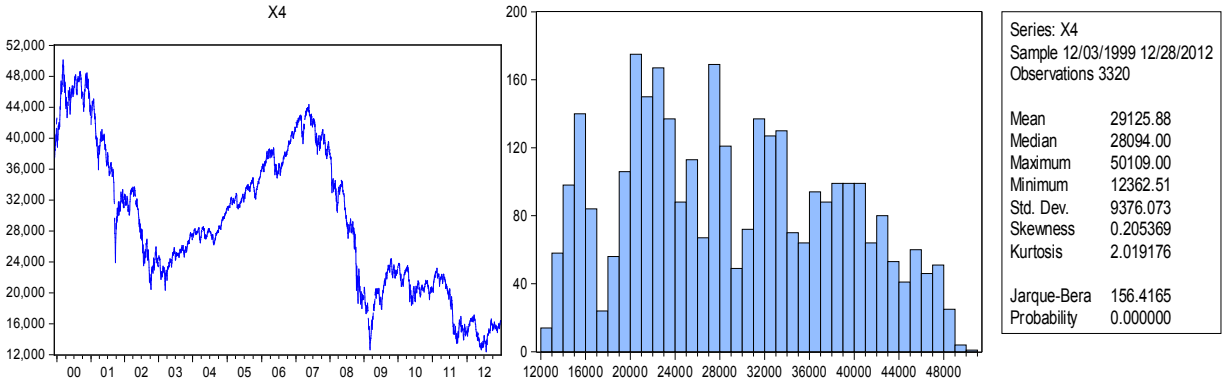
Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



5.4. Ιταλία

Τελευταία από τις τέσσερις χώρες που κάνουμε την ερευνά μας είναι η Ιταλία όπου χρησιμοποιήσαμε τον δείκτη FTSEMIB του χρηματιστηρίου του Μιλάνου και τις αποδόσεις

των 10ετών ομολόγων για να προσπαθήσουμε να βγάλουμε τα αντίστοιχα αποτελέσματα μας για αυτές τις δύο χρονολογικές σειρές. Πραγματοποιώντας την ίδια ακολουθία βημάτων, διαπιστώνουμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη όπως φαίνεται και στα παρακάτω σχεδιαγράμματα.



Correlogram of X4

Date: 01/13/13 Time: 11:40
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.999	0.999	3314.2	0.000
2			0.997	0.023	6621.0	0.000
3			0.996	-0.007	9920.3	0.000
4			0.995	0.008	13212.	0.000
5			0.993	-0.043	16496.	0.000
6			0.992	0.018	19772.	0.000
7			0.991	0.004	23041.	0.000
8			0.990	-0.006	26302.	0.000
9			0.988	-0.028	29554.	0.000
10			0.987	0.004	32799.	0.000
11			0.985	-0.001	36035.	0.000
12			0.984	-0.012	39263.	0.000
13			0.983	-0.001	42483.	0.000
14			0.981	-0.023	45694	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

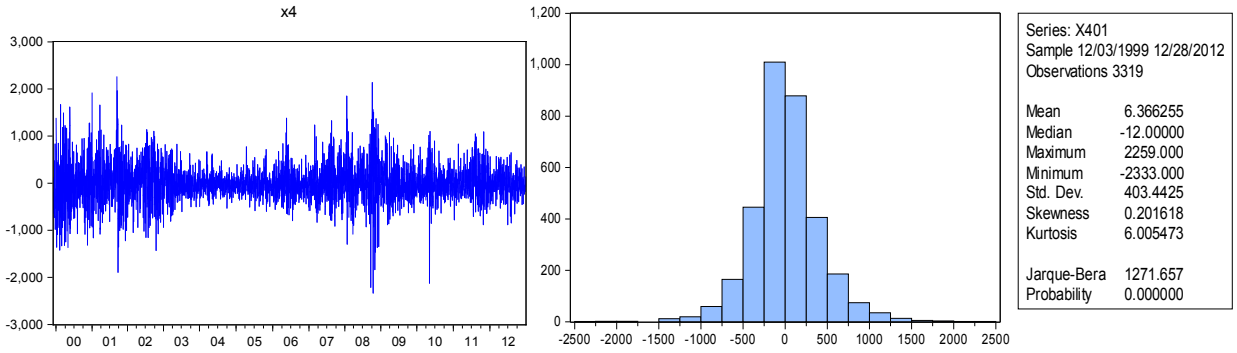
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X4

Null Hypothesis: X4 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.017509	0.7491
Test critical values:	1% level	-3.432132	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-2.310099<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής

Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=12 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις $1^{ες}$ διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of X401

Date: 01/13/13 Time: 13:26
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.034	-0.034	3.7979	0.051
		2	0.002	0.001	3.8153	0.148
		3	-0.021	-0.021	5.2972	0.151
		4	0.060	0.059	17.251	0.002
		5	-0.033	-0.029	20.764	0.001
		6	-0.019	-0.022	22.008	0.001
		7	-0.001	-0.000	22.013	0.003
		8	0.048	0.044	29.711	0.000
		9	-0.019	-0.013	30.896	0.000
		10	-0.007	-0.007	31.080	0.001
		11	0.000	0.000	31.080	0.001
		12	0.024	0.018	33.003	0.001
		13	0.018	0.024	34.066	0.001

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις $1^{ες}$ διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(x401) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2001, του 2008 και του 2010 για τους λόγους που έχουμε αναπτύξει και στην ανάλυση των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων των δύο προηγούμενων χωρών. Η Ισπανία βέβαια δέχθηκε ένα κύμα επίθεσης από τις διεθνές αγορές στα τέλη του 2010 και στις αρχές τους 2011 όταν έχασε από τους διεθνείς οίκους αξιολόγησης την βαθμολογία που είχε ως οικονομία (ΑΑΑ) καθώς επίσης και από την μάστιγα της ανεργίας που την πλήττει την τελευταία 5ετία. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X401

Null Hypothesis: X401 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-59.56728	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

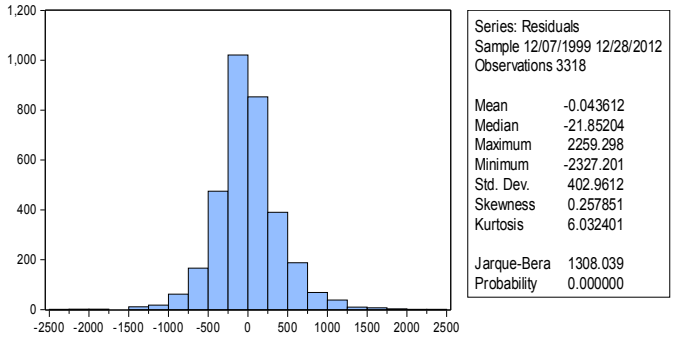
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά X401 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-59.56728>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά X401 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά X401 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.460281	6.613491	1.430452	0.1527
AR(1)	0.972373	0.017864	54.43203	0.0000
MA(1)	-0.974479	0.017607	-55.34753	0.0000

R-squared	0.002609	Mean dependent var	6.427547
Adjusted R-squared	0.002007	S.D. dependent var	403.4879
S.E. of regression	403.0827	Akaike info criterion	14.83706
Sum squared resid	5.39E+08	Schwarz criterion	14.84259
Log likelihood	-24611.69	Hannan-Quinn criter.	14.83904
F-statistic	4.335586	Durbin-Watson stat	2.068678
Prob(F-statistic)	0.013169		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	89.02443	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	86.74850	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

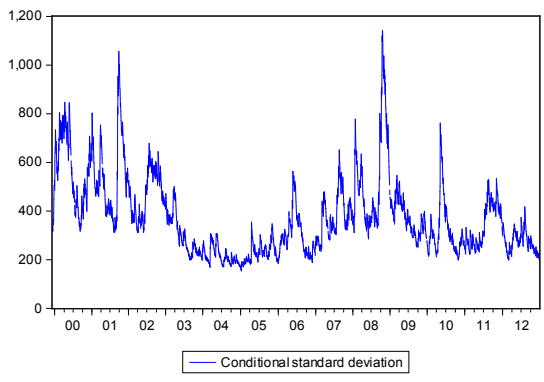
Dependent Variable: X401
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:31
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 43 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-8.198041	4.978305	-1.646754	0.0996
AR(1)	0.764989	0.103195	7.413006	0.0000
MA(1)	-0.781888	0.100044	-7.815458	0.0000
Variance Equation				
C	1170.686	260.1472	4.500090	0.0000
RESID(-1)^2	0.080966	0.006768	11.96232	0.0000
GARCH(-1)	0.912870	0.007505	121.6362	0.0000

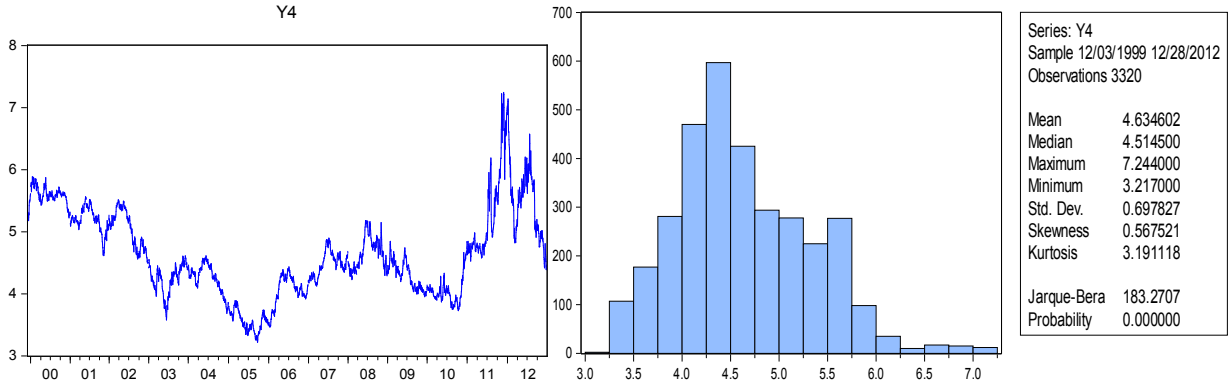
R-squared	-0.000253	Mean dependent var	6.427547
Adjusted R-squared	-0.000856	S.D. dependent var	403.4879
S.E. of regression	403.6606	Akaike info criterion	14.53370
Sum squared resid	5.40E+08	Schwarz criterion	14.54475
Log likelihood	-24105.41	Hannan-Quinn criter.	14.53765
Durbin-Watson stat	2.032246		

Οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0{,}080$ και $\hat{\beta}_1 = 0{,}912$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.

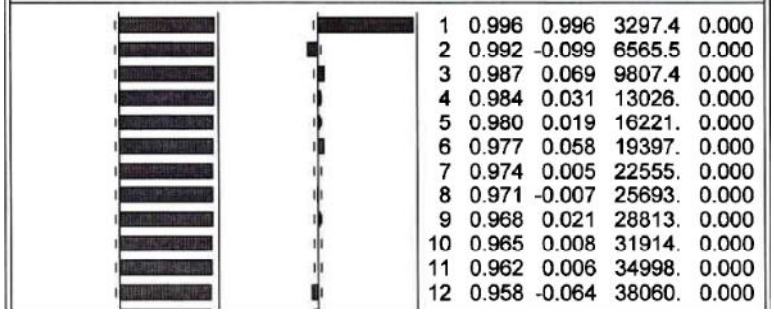


Αφού ολοκληρώσαμε με την χρονολογική σειρά του χρηματιστηρίου της Ιταλίας, θα εξετάσουμε και την τελευταία χρονολογική σειρά της εργασίας μας που είναι οι αποδόσεις των 10ετούς ομολόγων της Ιταλίας. Παρατηρούμε ότι η σειρά μας, παρουσιάζει τάση κατά περιόδους και δεν είναι στάσιμη.



Correlogram of Y4

Date: 01/13/13 Time: 11:49
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3320



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.996	0.996	3297.4	0.000
		2	0.992	-0.099	6565.5	0.000
		3	0.987	0.069	9807.4	0.000
		4	0.984	0.031	13026.	0.000
		5	0.980	0.019	16221.	0.000
		6	0.977	0.058	19397.	0.000
		7	0.974	0.005	22555.	0.000
		8	0.971	-0.007	25693.	0.000
		9	0.968	0.021	28813.	0.000
		10	0.965	0.008	31914.	0.000
		11	0.962	0.006	34998.	0.000
		12	0.958	-0.064	38060.	0.000

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα κάνουμε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

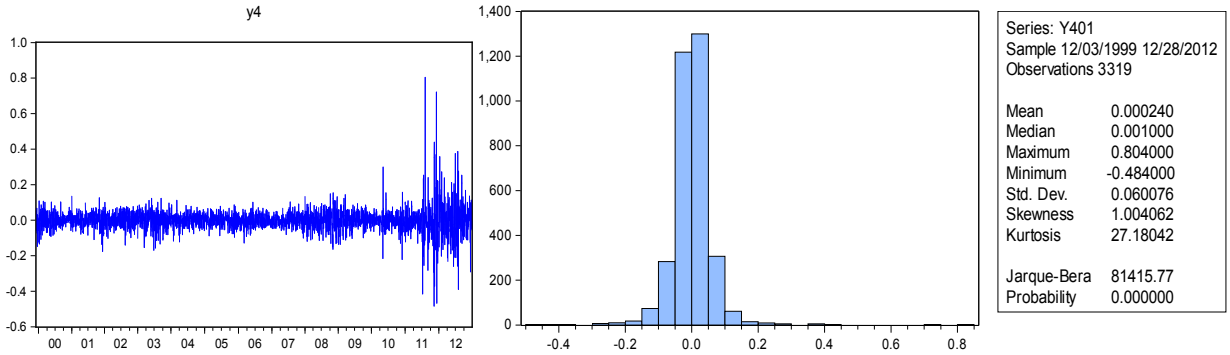
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y4

Null Hypothesis: Y4 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.628491	0.0873
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

Παρατηρούμε ότι όντως υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά μας είναι στάσιμη καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-2.628491<-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται και θα πάρουμε τις $1^{ες}$ διαφορές. Βλέπουμε επίσης, ότι, λόγω της στατιστικής Q_{LB} στην προτελευταία στήλη του διαγράμματος οι αυτοσυσχετίσεις είναι σημαντικές μέχρι την περίοδο s=12 και η συνάρτηση ACF φθίνει με σχετικά αργό ρυθμό. Παίρνοντας τις $1^{ες}$

διαφορές και κάνοντας την ίδια διαδικασία καταλήγουμε αρχικά στα παρακάτω αποτελέσματα όπως φαίνεται τόσο από το κοραλλόγραμμα όσο και από το γράφημα που έχουμε κάνει αλλά και τα περιγραφικά στατιστικά που αποτυπώνονται στους πίνακες που ακολουθούν.



Correlogram of Y401

Date: 01/13/13 Time: 13:49
Sample: 12/03/1999 12/28/2012
Included observations: 3319

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.103	0.103	35.360	0.000
		2	-0.062	-0.073	47.967	0.000
		3	-0.051	-0.037	56.651	0.000
		4	-0.024	-0.019	58.524	0.000
		5	-0.056	-0.059	69.038	0.000
		6	-0.016	-0.009	69.872	0.000
		7	0.010	0.003	70.198	0.000
		8	-0.012	-0.021	70.662	0.000
		9	-0.020	-0.019	71.987	0.000
		10	-0.007	-0.008	72.135	0.000
		11	0.065	0.063	86.307	0.000
		12	0.059	0.044	98.065	0.000

Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις 1ες διαφορές ως στάσιμη σειρά. Παρατηρούμε ότι για την σειρά D(Y401) η μεταβλητότητα είναι μεγάλη κυρίως κατά τα έτη του 2010, του 2011 και του 2012 για τους λόγους που έχουμε ήδη αναπτύξει. Επίσης προχωράμε ξανά σε έλεγχο με την μέθοδο του Augmented Dickey-Fuller. Θέτουμε την υπόθεση Ho: ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και άρα η σειρά μας είναι στάσιμη.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y401

Null Hypothesis: Y401 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=28)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-41.48489	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.432133	
	5% level	-2.862213	
	10% level	-2.567172	

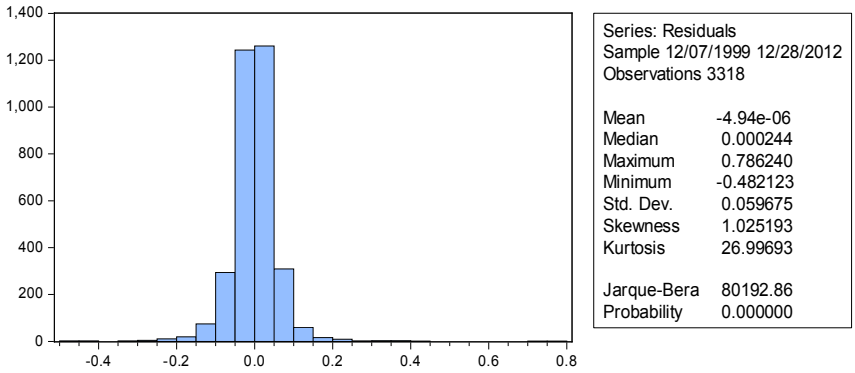
Παρατηρούμε ότι η χρονοσειρά Y301 δεν έχει μοναδιαία ρίζα καθώς η τιμή t-statistic της ADF είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της ADF σε 5% επίπεδο σημαντικότητας (-41.48489>-2.862213). Επομένως η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται. Άρα μπορούμε να πούμε ότι η χρονοσειρά Y301 είναι στάσιμη.

Για να προχωρήσουμε στην μελέτη των σειρών μας παίρνουμε το υπόδειγμα ARMA (1,1) βάσει των ACF και PACF. Τα αποτελέσματα για την σειρά Y301 είναι:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000231	0.001133	0.204287	0.8381
AR(1)	-0.220857	0.137454	-1.606766	0.1082
MA(1)	0.334964	0.132784	2.522624	0.0117

R-squared	0.013412	Mean dependent var	0.000225
Adjusted R-squared	0.012817	S.D. dependent var	0.060079
S.E. of regression	0.059693	Akaike info criterion	-2.798293
Sum squared resid	11.81227	Schwarz criterion	-2.792772
Log likelihood	4645.369	Hannan-Quinn criter.	-2.796317
F-statistic	22.53309	Durbin-Watson stat	2.008835
Prob(F-statistic)	0.000000		

Αναλύοντας τα κατάλοιπα του υποδείγματος ARMA(1,1) κάνουμε το ιστόγραμμα των καταλοίπων.



Βλέποντας την ασυμμετρία και την κύρτωση ότι δεν έχουμε κανονικότητα, ενώ έχουμε και πλατιές ουρές. Επιπλέον, ελέγχουμε τα κατάλοιπα για μη γραμμική εξάρτηση. Εκτελώντας τον έλεγχο ARCH - LM προκύπτει ότι δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα, καθώς η τιμή που έχει η F-statistic είναι αρκετά μεγάλη. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0: δεν υπάρχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	82.51452	Prob. F(1,3315)	0.0000
Obs*R-squared	80.55909	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Αυτή η εμπειρική μεταβλητότητα των αποδόσεων και της χρονικά εξαρτώμενης μεταβλητότητας του χρηματοοικονομικού δείκτη μας οδηγεί στην χρησιμοποίηση του υποδείγματος GARCH.

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε από τα δεδομένα μας μέσω του υποδείγματος GARCH (1,1), είναι τα παρακάτω:

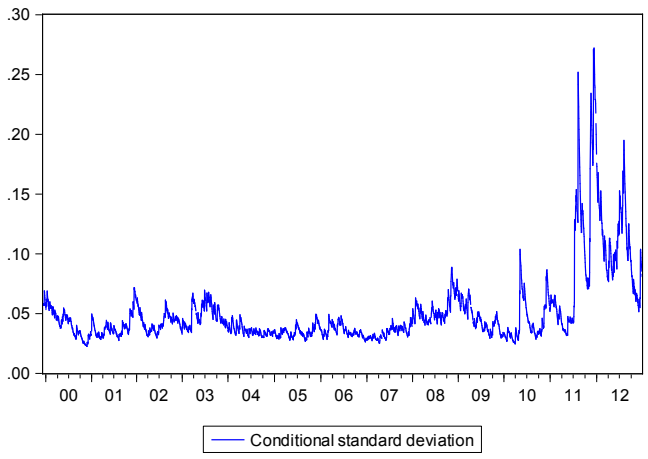
Dependent Variable: Y401
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 01/13/13 Time: 13:52
Sample (adjusted): 12/07/1999 12/28/2012
Included observations: 3318 after adjustments
Convergence achieved after 33 iterations
MA Backcast: 12/06/1999
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000656	0.000719	0.912044	0.3617
AR(1)	-0.216280	0.226333	-0.955584	0.3393
MA(1)	0.291310	0.220715	1.319846	0.1869
Variance Equation				
C	2.53E-05	4.41E-06	5.735664	0.0000
RESID(-1)^2	0.077749	0.004883	15.92224	0.0000
GARCH(-1)	0.914883	0.005725	159.7998	0.0000

R-squared	0.011691	Mean dependent var	0.000225
Adjusted R-squared	0.011095	S.D. dependent var	0.060079
S.E. of regression	0.059745	Akaike info criterion	-3.342605
Sum squared resid	11.83287	Schwarz criterion	-3.331561
Log likelihood	5551.381	Hannan-Quinn criter.	-3.338653
Durbin-Watson stat	1.932861		

Οι συντελεστές του υποδείγματος GARCH πρέπει να έχουν άθροισμα την μονάδα, δείχνοντας ότι η αστάθεια είναι αρκετή. Άρα οι συντελεστές της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι $\hat{\alpha}_1 = 0{,}077$ και $\hat{\beta}_1 = 0{,}914$.

Τέλος, μέσω του νέου διαγράμματος μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η τομή στην χρονική στιγμή t είναι η πρόβλεψη βασισμένη στην πληροφορία της χρονική στιγμής t-1. Συγκρίνοντας το γράφημα αυτό με το αρχικό των αποδόσεων των ομολόγων διαπιστώνουμε ότι η αύξηση της τυπικής απόκλισης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με μία ομάδα παρατηρήσεων για κάθε περιοχή.



6. Η Θεωρία της Συνολοκλήρωσης

Η μέθοδος με την οποία μπορούμε να διερευνήσουμε την ύπαρξη μακροχρόνιας αιτιολογικής σχέσης μεταξύ δύο μεταβλητών είναι το Granger test (Granger, 1969). Προκειμένου να εφαρμοστεί ο έλεγχος αυτός απαραίτητη προϋπόθεση είναι η ύπαρξη στάσιμων χρονοσειρών. Μια χρονοσειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη, όταν ο μέσος, η διακύμανση και η αυτό-συνδιακύμανση (σε διάφορες χρονικές υστερήσεις) διατηρούν τις τιμές τους, ανεξάρτητα από το χρονικό σημείο, στο οποίο μετρώνται, δηλαδή είναι αδιάφορες στο χρόνο. Αντίθετα, για τις μη στάσιμες χρονοσειρές οι παράμετροι ποικίλουν ανά τον χρόνο. Είναι σημαντικό για μια χρονολογική σειρά να είναι στάσιμη, καθώς σε περίπτωση μη στασιμότητας, τα συμπεράσματα δεν μπορούν να γενικευθούν πέραν της υπό παρακολούθησης χρονικής περιόδου και επομένως, δεν έχουμε την δυνατότητα να προβλέψουμε την συμπεριφορά των χρονοσειρών.

Όλες οι χρηματοοικονομικές χρονοσειρές είναι μη στάσιμες στο σύνολο τους, επιβάλλοντας έτσι στους μελετητές να τις μετατρέπουνε σε στάσιμες. Με την μέθοδο της συνολοκλήρωσης μπορούμε να προσεγγίσουμε καλύτερα την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μας, χωρίς να έχουμε τον κίνδυνο απώλειας χρήσιμων πληροφοριών. Την έννοια της συνολοκλήρωσης την έθεσε πρώτος ο Granger (1981). Ο ίδιος έλεγε πως εάν δύο χρονολογικές σειρές X_t και Y_t είναι ολοκληρωμένες d τάξεως, είναι δηλαδή I(d) και μεταξύ τους υπάρχει γραμμικός συνδυασμός που να μας δίνει μία ολοκληρωμένη σειρά χαμηλότερης της αρχικής, έστω I(d-b) για b>0, τότε σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d-b). Όπως προείπαμε, η έννοια της συνολοκλήρωσης σχετίζεται με την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ή σχέσης ισορροπίας μεταξύ μη στάσιμων σειρών.

Σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), ο γραμμικός συνδυασμός δύο μεταβλητών X_t και Y_t , η I(1) καταλήγει σε μία μεταβλητή I(0), οπότε οι δύο μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Κάνοντας παλινδρόμηση δύο χρονολογικών μη στάσιμων σειρών, αν τα κατάλοιπα της εξίσωσης (u_t) που ισούνται με $Y_t - \lambda X_t$, είναι I(0), τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

$$u_t = Y_t - \lambda X_t$$

Το λ ονομάζεται σταθερά της συνολοκλήρωσης. Οι Engle και Granger (1987) υποστηρίζουν επιπλέον ότι εάν δύο μεταβλητές Y και X είναι I(1) και συνολοκληρώνονται υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών όπου ο όρος τους με υστέρηση μίας χρονικής περιόδου λειτουργεί ως όρος διόρθωσης λαθών. Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών έχει την παρακάτω μορφή:

$$\Delta X_t = -\rho_1 u_{t-1} + \text{Σύνολο Χρονικών Υστερήσεων } (\Delta Y, \Delta X) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Y_t = -\rho_2 u_{t-2} + \text{Σύνολο Χρονικών Υστερήσεων } (\Delta Y, \Delta X) + \varepsilon_{2t}$$

Προϋπόθεση ορίζεται ότι οι συντελεστές των όρων διόρθωσης λαθών, ρ_1 και ρ_2 θα πρέπει να είναι διάφοροι του μηδενός ($|\rho_1+\rho_2| \neq 0$) κατά απόλυτη τιμή. Οι συντελεστές αυτοί

έχουν αρνητικό πρόσημο και μετρούν την ταχύτητα με την οποία οι μεταβλητές οδηγούνται πίσω στην κατάσταση ισορροπίας μετά την απομάκρυνσή τους λόγω εξωτερικών συνθηκών και γι' αυτό ονομάζονται και μηχανισμοί διόρθωσης λαθών. Ο όρος u_{t-1} είναι τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης και μπορεί να γραφτεί ως $(Y_{t-1} - X_{t-1})$. Τέλος οι όροι ε_{1t} και ε_{2t} είναι τα κατάλοιπα των εξισώσεων διόρθωσης λαθών, τα οποία πιθανά να σχετίζονται ή να αυτοσυσχετίζονται. Αυτό σημαίνει ότι οι αλλαγές στις μεταβλητές X_t και Y_t εν μέρει κατευθύνονται από προηγούμενες τιμές του u_t. Σύμφωνα λοιπόν με το αντιπροσωπευτικό θεώρημα του Granger, δεν συνεπάγεται μόνο η συνολοκλήρωση των μεταβλητών με την ύπαρξη ενός υποδείγματος λαθών, αλλά ισχύει και το αντίθετο.

6.1. Έλεγχος Johansen

Στην ερευνά μας χρησιμοποιήσαμε το Johansen test(1988), μία πιο εμπλουτισμένη μέθοδο από αυτό που αρχικά είχε δημιουργήσει ο Granger που στηρίζεται στην μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων (μέθοδος συστήματος εξισώσεων). Η χρησιμοποίηση σταθεράς στην συγκεκριμένη συνολοκλήρωση της εξίσωσης παλινδρόμησης είναι θεμιτή, καθώς οποιανδήποτε σταθερά είναι στάσιμη I(0) και η χρησιμοποίηση της κάνει το μέσο όρο του u μηδέν. Γενικά, αν υπάρχουν q μεταβλητές I(1), τότε υπάρχει ένα q-1 από συνολοκληρωμένα διανύσματα. Η προσέγγιση του Johansen κάνει δυνατή την ανεύρεση του μέγιστου αριθμού των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που υπάρχουν μεταξύ μια ομάδας μεταβλητών (Δημελή, 2002).

Το Johansen test επικεντρώνεται στην εξέταση της μήτρας Π_{pxp}, η οποία χαρακτηρίζεται ως μακροχρόνιος συντελεστής της υστέρησης Y_{t-k}, γιατί σε κατάσταση ισορροπίας όλες οι υστερήσεις ΔY_{t-i} ισούνται με το μηδέν. Ο βαθμός της μήτρας Π, μέσω των μεγαλύτερων ιδιοτιμών (λ_i), προσδιορίζει την εφαρμογή του ελέγχου συνολοκλήρωσης. ο βαθμός της μήτρας δίνεται από τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών (ιδιοτιμών) που είναι διάφορες του μηδενός. Οι ιδιοτιμές ταξινομούνται με αύξουσα σειρά. Δηλαδή, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \ldots \geq \lambda_\kappa$. Υπάρχουν τρεις περιπτώσεις σχετικά με τον βαθμό της μήτρας r(Π).

1. r(Π) = 0 (μηδενικός βαθμός). Στην περίπτωση αυτή, κάθε στοιχείο της Π θα πρέπει να ισούται με το μηδέν. Το VECM μετατρέπεται σε VAR υπολογισμένο στις πρώτες διαφορές, ΔY_t, με τις μεταβλητές I(0). Άρα οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.
2. r(Π) = p (πλήρης βαθμός). Το διάνυσμα των μεταβλητών Y_t είναι στάσιμο, οπότε το VAR στις αρχικές τιμές του είναι το επιθυμητό.
3. r(Π) < p (μειωμένος βαθμός). Η περίπτωση αυτή μπορεί να μεταφραστεί ως ενδεχόμενη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t, εξαιτίας της μη ανεξάρτητης γραμμικότητας μεταξύ όλων των στηλών της μήτρας. Επομένως, αν η μήτρα έχει μικρότερο βαθμό σε τάξη της p, συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Ενδεικνυόμενο μοντέλο είναι το VECM.

Επιπλέον ο Jahansen χρησιμοποιεί την τεχνική της μέγιστης πιθανοφάνειας, προκειμένου να εντοπίσει και να αναλύσει τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ μεταβλητών, σε αντίθεση με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων των Engle και Granger. Οι δύο μεθοδολογίες διαφοροποιούνται στα ακόλουθα σημεία. Αρχικά, το Johansen test επιτρέπει τον

έλεγχο συνολοκλήρωσης ενός ή περισσοτέρων συντελεστών μιας μήτρας και παρέχει ακριβή υπολογισμό για κάθε περίπτωση. Επιπλέον, υπολογίζεται το στατιστικό μέγεθος μέγιστης πιθανοφάνειας που υποδεικνύει το μέγιστο αριθμό συνολοκληρωμένων διανυσμάτων στη μήτρα. Επίσης, τα αποτελέσματα που σου δίνει η μέθοδος ελέγχου κατά Engle και Granger δεν μπορούν να συγκριθούν με τις κριτικές τιμές των γνωστών κατανομών, σε αντίθεση με την μέθοδο του Johansen. Αυτοί ήταν και οι λόγοι που μας οδήγησαν στην χρησιμοποίηση της συγκεκριμένης μεθόδου. Οι υποθέσεις που ελέγχονται είναι οι ακόλουθες:

- H_0 : όπου r=0 Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών
- H_1 : όπου r=k-1Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

6.2 Ανάλυση Χρονοσειρών

Σ' αυτή την ενότητα θα προχωρήσουμε στην ανάλυση των χρονοσειρών μας για να δούμε εάν οι σειρές συνολοκληρώνονται μακροχρόνια και εάν φυσικά η μία επηρεάζει την άλλη σε βάθος χρόνου. Σε πρώτη φάση θα πάρουμε τις χρονοσειρές των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων και των μετοχών από κάθε χώρα ξεχωριστά και στην συνέχεια θα πάρουμε δύο και περισσότερες χώρες για να τις συγκρίνουμε μεταξύ τους. Γι' αυτό το λόγο θα κάνουμε συνολοκλήρωση (cointegration) με τη μέθοδο του Johansen test. Μετά θα συγκρίνουμε την δύο αγορές την Γερμανίας με την Γαλλία και της Ισπανίας με την Ιταλία και στο τέλος θα πάρουμε και τις τέσσερις χώρες μαζί.

6.2.1 Γερμανία

Όπως πράξαμε και στο προηγούμενο κεφάλαιο, έτσι και τώρα θα συγκρίνουμε την χρονοσειρά που έχει προκύψει από τις 1^{ες} διαφορές από τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων και τις αποδόσεις του δείκτη DAX του χρηματιστηρίου της Γερμανίας.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 12:43
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X101 Y101
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.178850	1280.599	15.49471	1.0000
At most 1 *	0.172521	627.5782	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.178850	653.0212	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.172521	627.5782	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

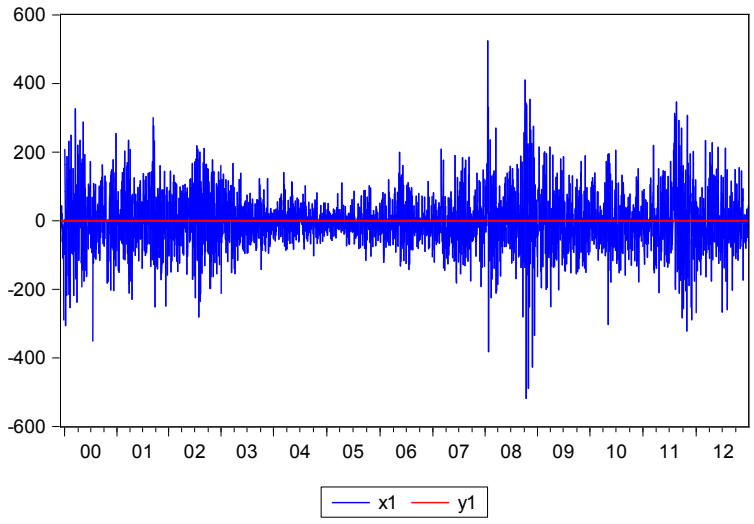
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Για να μπορέσουμε να προσδιορίσουμε τον r αριθμό των σχέσεων που συνολοκληρώνονται και συγκεκριμένα στον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen και συγκεκριμένα στον έλεγχο ίχνους (Trace Test) αλλά και της μέγιστης ιδιοτιμής (Max-Eigen) που λαμβάνουμε υπόψη, εξετάζονται δύο υποθέσεις. Έστω ότι υπάρχουν k ζεύγη μη στάσιμων μεταβλητών τότε κάνουμε τις παρακάτω υποθέσεις:

- ✓ H_0: r = k-1 και
- ✓ H_1: r = k για r = 0, 1, ..., k-1

Σύμφωνα με τις παραπάνω υποθέσεις προχωράμε σταδιακά όταν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και σταματάμε όταν την δεχτούμε. Όπως παρατηρούμε στον παραπάνω πινάκα έχουμε δύο βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 95% και για κριτική τιμή α=0,05%. Αυτό φαίνεται εάν πάρουμε μία μία σειρά ξεχωριστά. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την $1^{η}$ σειρά 1280,599 > 15,49471 και για την δεύτερη 627,5782 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις δύο περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις δύο σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 653,0212 > 14,26460 και για την δεύτερη 627,5782 > 3,841466.

Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα, ότι οι δύο χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις δύο σειρές.



6.2.2 Γαλλία

Όπως εξετάσαμε την Γερμανία, με τον ίδιο ακριβώς τρόπο θα προσπαθήσουμε να ερευνήσουμε τις χρονοσειρές από αφορούν τις αποδόσεις τους 10ετούς ομολόγου της Γαλλίας και του δείκτη των μετοχών CAC 40 του χρηματιστηρίου του Παρισιού.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 12:54
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X201 Y201
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.190334	1339.455	15.49471	1.0000
At most 1 *	0.175557	639.7603	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

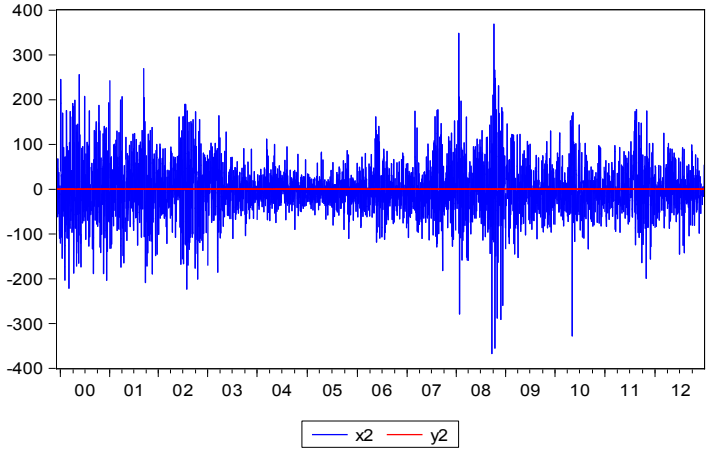
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.190334	699.6948	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.175557	639.7603	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Παρατηρώντας τον παραπάνω πινάκα βλέπουμε ότι έχουμε 2 βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, για κριτική τιμή α=0,05%. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την $1^{η}$ σειρά 1339,455 > 15,49471 και για την δεύτερη 639,7603 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις δύο περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις δύο σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 699,6948 > 14,26460 και για την δεύτερη 639,7603 > 3,841466.

Συμπεραίνουμε λοιπόν, ότι οι δύο χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις δύο σειρές.



6.2.3. Ισπανία

Ακολουθώντας ακριβώς την ίδια διαδικασία θα εξετάσουμε τις χρονοσειρές που έχουν προκύψει από τις 1^{ες} διαφορές των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων της Ισπανίας και του δείκτη των μετοχών Spain_35 του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 12:58
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X301 Y301
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.202881	1421.367	15.49471	1.0000
At most 1 *	0.183025	669.9126	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

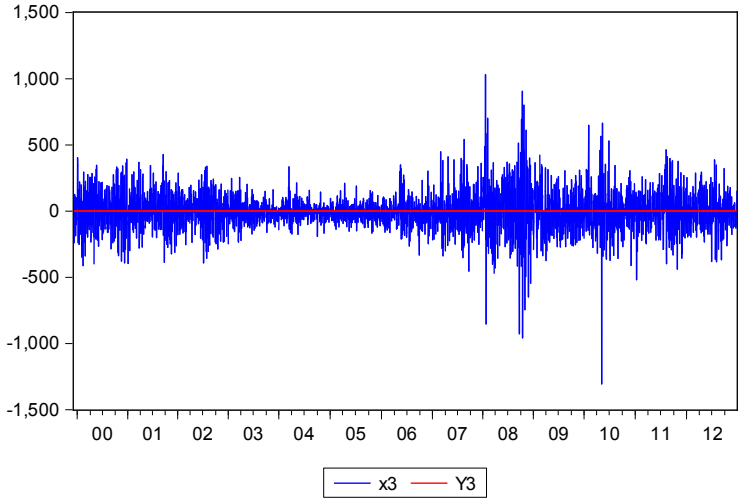
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.202881	751.4544	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.183025	669.9126	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Αναλύοντας τον παραπάνω πινάκα βλέπουμε ότι έχουμε 2 βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, για κριτική τιμή α=0,05%. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την 1^{η} σειρά 1421,367 > 15,49471 και για την δεύτερη 669,9126 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις δύο περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις δύο σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 751,9126 > 14,26460 και για την δεύτερη 669,926 > 3,841466.

Συμπεραίνουμε λοιπόν, ότι οι δύο χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει και επηρεάζεται από την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις δύο σειρές.



6.2.4 Ιταλία

Τέλος, θα προχωρήσουμε στην εξέταση και της τελευταίας χώρας της εργασίας μας. Θα δούμε λοιπόν πως συμπεριφέρονται οι χρονοσειρές των $1^{ων}$ διαφορών του 10ετούς ομολόγου της Ιταλία; αλλά και του δείκτη των μετοχών FTSEMIB του χρηματιστηρίου του Μιλάνου.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 12:58
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X401 Y401
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196940	1330.529	15.49471	1.0000
At most 1 *	0.166533	603.6815	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196940	726.8474	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.166533	603.6815	3.841466	0.0000

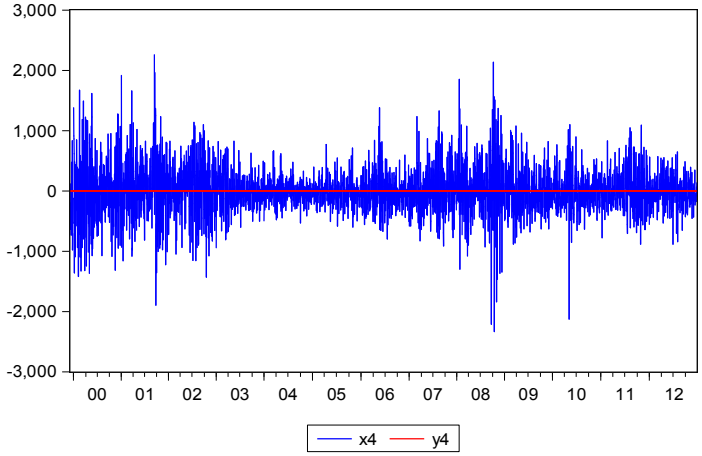
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Επεξεργάζοντας τον παραπάνω πινάκα βλέπουμε ότι έχουμε 2 βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, για κριτική τιμή α=0,05%. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την $1^{η}$ σειρά 1330,529 > 15,49471 και για την δεύτερη 603,6815 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις δύο περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted

Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις δύο σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 726,8474 > 14,26460 και για την δεύτερη 603,6815 > 3,841466.

Συμπεραίνουμε λοιπόν, ότι οι δύο χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει και επηρεάζεται από την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις δύο σειρές.



6.2.5. Γερμανία - Γαλλία και Ισπανία - Ιταλία

Τώρα θα προσπαθήσουμε να εξετάσουμε τις τέσσερις χώρες της εργασίας μας σε ζεύγη για να διαπιστώσουμε εάν η μία χώρα επηρεάζει ή επηρεάζεται από την άλλη. Γι' αυτό το σκοπό θα εξετάσουμε μαζί την Γερμανία με την Γαλλία και την Ισπανία με την Ιταλία, καθώς οι οικονομίες και οι νοοτροπίες των λαών των δύο πρώτων χωρών και των δύο τελευταίων αντίστοιχα βρίσκονται πιο κοντά. Άλλωστε δεν είναι τυχαίο ότι η Ισπανία με την Ιταλία την Πορτογαλία και την Ελλάδα βρίσκονται στις χώρες της μεσογείου τις λεγόμενες Pigs.

Σε πρώτη φάση βλέπουμε την ανάλυση που πραγματοποιήσαμε για την Γερμανία με την Γαλλία. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα. Βλέπουμε ότι έχουμε 4 βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, για κριτική τιμή α=0,05%. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την $1^{η}$ σειρά 2752,308 > 47,85613, για την $2^{η}$ 1941,738 > 29,79707, για την $3^{η}$ 1236,163 > 15,49471 και για την $4^{η}$ 593,7173 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις τέσσερις περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις τέσσερις σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 810,5703 > 27,58434, για την δεύτερη 705,5749 > 21,13162, για την τρίτη 642,4454 > 14,26460 και για την τέταρτη 593,7173 > 3,841466.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 13:05
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X101 Y101 X201 Y201
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.216974	2752.308	47.85613	1.0000
At most 1 *	0.191769	1941.738	29.79707	1.0000
At most 2 *	0.176225	1236.163	15.49471	1.0000
At most 3 *	0.164023	593.7173	3.841466	0.0000

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

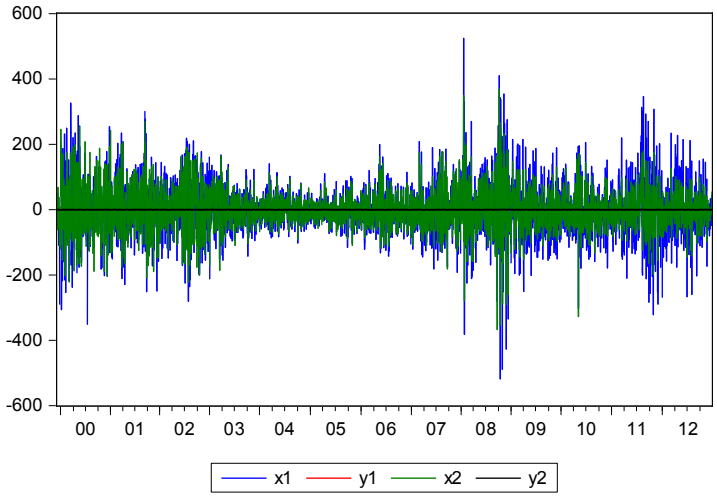
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.216974	810.5703	27.58434	0.0001
At most 1 *	0.191769	705.5749	21.13162	0.0001
At most 2 *	0.176225	642.4454	14.26460	0.0001
At most 3 *	0.164023	593.7173	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Επομένως καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι τέσσερις χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει και επηρεάζεται από την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις τέσσερις σειρές.



Τέλος η εξίσωση που προκύπτει για το δείκτη του χρηματιστηρίου της Γερμανίας σε σχέση με τις αποδόσεις 10ετούς ομολόγων της ίδιας και των αντίστοιχων σειρών της Γαλλίας είναι η παρακάτω:

$GER_{X101} = -203{,}9237GER_{Y101} + 1{,}640509FR_{X201} + 494{,}1464FR_{Y201}$

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

X101	Y101	X201	Y201
1.000000	203.9237	-1.640509	-494.1464
	(66.1317)	(0.02586)	(64.4264)

Με την ίδια διαδικασία θα ερευνήσουμε και τις δύο επόμενες χώρες μας την Ισπανία και την Ιταλία. Διαπιστώνουμε και σε αυτή την ανάλυση μας ότι έχουμε 4 βαθμούς συνολοκλήρωσης σε δύο ξεχωριστές σειρές, για κριτική τιμή α=0,05%. Στην στήλη Unresrticted Cointegration Rank Test (Trace) βλέπουμε ότι η στατιστική τιμή της Trace Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value για επίπεδο εμπιστοσύνης 0,05% και συγκεκριμένα για την 1η σειρά 2645,150 > 47,85613, για την 2η 1900,308 > 29,79707, για την 3η 1208,299 > 15,49471 και για την 4η 542,9653 > 3,841466. Επομένως απορρίπτουμε και στις τέσσερις περιπτώσεις την μηδενική υπόθεση H_0 και δεχόμαστε την H_1. Με την ίδια διαδικασία παρατηρούμε ότι και στην στήλη της Unresrticted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή της Max-Eigen Statistic είναι μεγαλύτερη από την Critical Value και για τις τέσσερις σειρές μας. Συγκεκριμένα για την πρώτη είναι 744,8418 > 27,58434, για την δεύτερη 692,0090 > 21,13162, για την τρίτη 665,3339 > 14,26460 και για την τέταρτη 5429653 > 3,841466.

Johansen Cointegration Test

Date: 02/17/13 Time: 13:06
Sample (adjusted): 12/13/1999 12/28/2012
Included observations: 3314 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: X301 X401 Y301 Y401
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.201289	2645.150	47.85613	1.0000
At most 1 *	0.188454	1900.308	29.79707	1.0000
At most 2 *	0.181895	1208.299	15.49471	1.0000
At most 3 *	0.151122	542.9653	3.841466	0.0000

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.201289	744.8418	27.58434	0.0001
At most 1 *	0.188454	692.0090	21.13162	0.0001
At most 2 *	0.181895	665.3339	14.26460	0.0001
At most 3 *	0.151122	542.9653	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

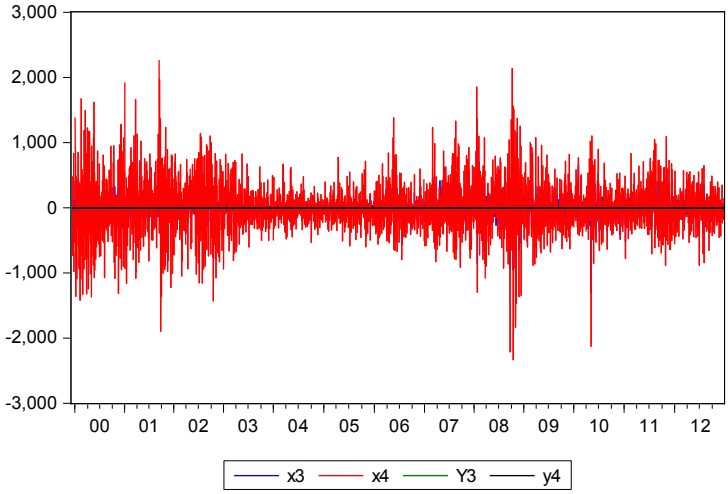
Αντίστοιχα και η εξίσωση που προκύπτει για τον δείκτη του χρηματιστηρίου της Ισπανίας σε σχέση με τις αποδόσεις 10ετούς ομολόγων της ίδιας και των αντίστοιχων σειρών της Ιταλίας είναι η παρακάτω:

$SP_{X301} = 0.460145SP_{Y301} - 18537.09IT_{X401} - 2448.595IT_{Y401}$

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

X301	X401	Y301	Y401
1.000000	-0.460145	18537.09	2448.595
	(0.12119)	(1154.21)	(1284.99)

Συμπεραίνουμε και εδώ ότι οι τέσσερις χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται σε βάθους χρόνου και η μία σειρά επηρεάζει και επηρεάζεται από την άλλη ταυτόχρονα. Αυτό μπορούμε να το διαπιστώσουμε και από το γράφημα που παρουσιάζουμε παρακάτω με τις τέσσερις σειρές.



7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Τα αποτελέσματα μας από την ανωτέρω εργασία είναι ότι υπάρχει μία σημαντική συσχέτιση των αγορών των μετοχών και των αποδόσεων των 10ετών ομολόγων των υπό εξέταση χωρών. Αυτό μας δείχνει πόσο τελικά είναι συνδεδεμένες οι χώρες αυτές οικονομικά και πως η πορεία της μίας χώρας επηρεάζει την οικονομική πορεία και των άλλων. Αυτό μπορεί να γίνει κατανοητό και από την άποψη του ότι οι παραπάνω χώρες είναι ιδρυτικά μέλη της ζώνης του ευρώ, δηλαδή έχουν κοινό νόμισμα, η νομισματική πολιτική είναι κοινή και ο στόχος τους είναι να δημιουργήσουν και μια ενιαία δημοσιονομική πολιτική.

Επιπλέον, είδαμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις που εξετάσαμε είδαμε ότι οι αγορές συνολοκληρώνονται και επομένως υπάρχει μία μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ τους. Αυτό σημαίνει ότι οι αγορές συσχετίζονται μεταξύ τους και θα είναι πολύ χρήσιμο σε έναν επενδυτή να τον γνωρίζει γιατί σε βάθος χρόνου μπορεί να γνωρίζει εάν το χαρτοφυλάκιο που θα φτιάξει μπορεί να έχει υψηλό ή χαμηλό ρίσκο. Από τις περιπτώσεις που εξετάσαμε διαπιστώσαμε ότι οι αγορές των ομολόγων και των μετοχών συνολοκληρώνονται και για τις τέσσερις υπό εξέταση ευρωπαϊκές χώρες. Επιπροσθέτως, εξετάσαμε και την Γερμανία με την Γαλλία και την Ισπανία με την Ιταλία και βρήκαμε ότι και στις δύο περιπτώσεις έχουμε συνολοκλήρωση και στις τέσσερις σειρές.

Η εργασία μας δίνει την δυνατότητα σε όποιον ερευνητή επιθυμεί να πραγματοποιήσει μία πιο ενδελεχή έρευνα για περισσότερα συμπεράσματα χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (error correction mechanism - VECM), με το οποίο μπορούμε να εξετάσουμε το σφάλμα ισορροπίας που μπορεί να βρίσκονται οι αγορές μας στην βραχυχρόνια

περίοδο. Έτσι, μπορούμε να έχουμε μία πλήρη εικόνα τόσο για την βραχυχρόνια όσο και για την μακροχρόνια περίοδο. Η μέθοδος αυτή ονομάζεται «μηχανισμός διόρθωσης λαθών».

8. Βιβλιογραφία - Πηγές

1. Συριόπουλος Κωνσταντίνος - Φίλιππας Διονύσης: Οικονομετρικά Υποδείγματα και Εφαρμογές με το Eviews

2. Baur, D., Lucey, B.M., 2006. Flight-to-quality or contagion? An empirical analysis of stockbond correlations. IIIS Discussion Paper No. 122.

3. Bekaert G., Engstrom E. April 2009: Inflation and the Stock Market: Understanding thn "Fed Model", SSRN 1125355

4. Bollerslev, T., 1990. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model. Review of Economics and Statistics 72: 498-505

5. Bollerslev, T., 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-27

6. Connolly, R., Stivers, C. and Sun, L., 2005. Stock Market Uncertainty and the Stock- Bond Return Relation, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 40: 161- 194.

7. Campbell, J., Ammer, J., 1993. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. Journal of Finance, 48, 3-37.

8. Engle, R., 2002. Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models. Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350

9. Engle, R.F., Sheppard, K., 2001. Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, Working Paper, UCSD, San Diego.

10. Engle, R. F., 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica, 50, 987-1007

11. Keim, D.B. Stambaugh, E.B., 1986. Predicting returns in the stock and bond markets, Journal of Financial Economics, 17, 357-390

12. Li, L., 2004. Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns. Proceeding of the 2004 American Finance Association Meeting

13. Markowitz, H., 1952. Portfolio Selection. Journal of Finance 7, 77-91.

14. Shiller, R., Beltratti, A., 1992. Stock prices and bond yields. Journal of Monetary Economics, 30, 25-26.

15. Scruggs, J.T., Glabdanidis, P., 2003. Risk premia and the dynamic covariance between stock and bond return. Journal of Financial and Quantitative Analysis 38: 295-316.