

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΧΡΗΣΤΟΣ ΜΠΟΥΡΑΣ

«ΔΙΑΧΥΣΕΙΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ : ΕΡΕΥΝΑ ΣΤΑ
ΕΥΡΩΠΑΪΚΑ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑ»

SUPERVISOR:
Δρ. ΧΡΙΣΤΙΝΑ ΧΡΙΣΤΟΥ

ΟΜΑΔΑ ΚΑΘΗΓΗΤΩΝ:

Καθηγητής Νικόλαος Πιττής
Λέκτορας Γεώργιος Σκιαδόπουλος
Δρ. Χριστίνα Χρίστου

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΡΩΤΟ ΜΕΡΟΣ

Εισαγωγή	σελ.1
Έννοια της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών	σελ.2
Διάχυση της μεταβλητότητας στις διεθνείς χρημ/κές αγορές	σελ.3
Μακροοικονομικοί παράγοντες	σελ.4
Οι ροές των διεθνών χαρτοφυλακίων	σελ.5
ADRs	σελ.5
Γεωγραφική προσεγγισιμότητα αγορών	σελ.6
Trading volume	σελ.6
Παράγωγα	σελ.6
Ασυμμετρία της μεταβλητότητας	σελ.7
Επισκόπηση βιβλιογραφίας	σελ.8
Αρχική βιβλιογραφία	σελ.8
Δεύτερη κατηγορία μελετών	σελ.9
Οικογένεια στατιστικών μοντέλων ARCH	σελ.16
Προβλήματα με την οικογένεια στατιστικών μοντέλων ARCH	σελ.18
Μελέτες βασισμένες στη χρήση μοντέλων ARCH	σελ.19
Μοντέλα EGARCH	σελ.27
Μελέτες βασισμένες στη χρήση μοντέλων EGARCH	σελ.27
Μεθοδολογία των Cheung and Ng	σελ.42
Μελέτες βασισμένες στη χρήση της μεθοδολογίας των Cheung and Ng	σελ.42

ΔΕΥΤΕΡΟ ΜΕΡΟΣ

Περιγραφή 1 ^{ης} εφαρμοζόμενης μεθοδολογίας (GARCH-BEKK)	σελ.48
Περιγραφή 2 ^{ης} εφαρμοζόμενης μεθοδολογίας (Cheung και Ng)	σελ.49
Βάση δεδομένων-μεταβλητών	σελ.49
Αρχική στατιστική ανάλυση	σελ.51
Μονομεταβλητά μοντέλα (για την 2 ^η μεθοδολογία)	σελ.56
Μ. Βρετανία	σελ.56
Βέλγιο	σελ.58
Γερμανία	σελ.59
Ιταλία	σελ.60
Ισπανία	σελ.61
Ελβετία	σελ.62
Πορτογαλία	σελ.63

Γαλλία	σελ.64
Ολλανδία	σελ.65
Ελλάδα	σελ.66
Εμπειρικά αποτελέσματα	σελ.68
Βέλγιο-Γαλλία	σελ.69
Βέλγιο-Γερμανία	σελ.71
Βέλγιο- Ιταλία	σελ.75
Βέλγιο- Ισπανία	σελ.77
Βέλγιο- Ελβετία	σελ.79
Βέλγιο Πορτογαλία	σελ.81
Βέλγιο- Ολλανδία	σελ.83
Γερμανία-Γαλλία	σελ.85
Γερμανία-Ιταλία	σελ.88
Γερμανία-Πορτογαλία	σελ.91
Γερμανία- Ισπανία	σελ.93
Γερμανία- Ελβετία	σελ.96
Γερμανία-Αγγλία	σελ.99
Γερμανία-Ολλανδία	σελ.102
Γαλλία- Ιταλία	σελ.105
Γαλλία-Πορτογαλία	σελ.107
Γαλλία-Ισπανία	σελ.109
Γαλλία- Ελβετία	σελ.111
Γαλλία- Αγγλία	σελ.113
Γαλλία-Ολλανδία	σελ.115
Ιταλία- Πορτογαλία	σελ.117
Ιταλία-Ισπανία	σελ.119
Ιταλία- Ελβετία	σελ.121
Ιταλία- Αγγλία	σελ.123
Ιταλία- Ολλανδία	σελ.125
Ελβετία- Αγγλία	σελ.128
Ελβετία-Ολλανδία	σελ.130
Πορτογαλία-Ισπανία	σελ.132
Πορτογαλία-Ελβετία	σελ.134
Πορτογαλία-Αγγλία	σελ.136
Πορτογαλία- Ολλανδία	σελ.138
Αγγλία- Ολλανδία	σελ.141
Ισπανία-Ελβετία	σελ.142
Ισπανία- Αγγλία	σελ.144
Ισπανία-Ολλανδία	σελ.146
Ελλάδα- Βέλγιο	σελ.150
Ελλάδα - Αγγλία	σελ.153
Ελλάδα- Γερμανία	σελ.156
Ελλάδα- Γαλλία	σελ.159
Ελλάδα- Ισπανία	σελ.162
Ελλάδα-Ελβετία	σελ.165
Ελλάδα- Πορτογαλία	σελ.168
Ελλάδα- Ολλανδία	σελ.171
Ελλάδα- Ιταλία	σελ.174
Τελικά συμπεράσματα	σελ.178
Παράρτημα	

Volatility spillovers: evidence from European stock markets

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα τελευταία χρόνια έχουμε γίνει μάρτυρες μιας ραγδαίας ενοποίησης των διεθνών αγορών. Πλέον οι κρατικοί φορείς υπεύθυνοι για τη διαχείριση των οικονομικών θεμάτων, οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων, οι traders, οι απλοί επενδυτές δεν λαμβάνουν αποφάσεις βασιζόμενοι αποκλειστικά σε πληροφόρηση που αφορά την εγχώρια οικονομική πραγματικότητα, αλλά και πληροφόρηση που αφορά αγορές του εξωτερικού. Αυτό το νέο περιβάλλον που έχει διαμορφωθεί έχει αυξήσει την ευαισθησία των αγορών, τόσο σε εσωτερικά όσο και εξωτερικά ερεθίσματα. Αυτή η αυξανόμενη ευαισθησία μεταφράζεται σε αύξηση ή μείωση της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, ένα φαινόμενο που έχει απασχολήσει αρκετά την ακαδημαϊκή κοινότητα. Ένα μεγάλο τμήμα των ερευνών που έχουν γίνει αποδίδει το φαινόμενο αυτό (όχι κατ' ανάγκη αποκλειστικά) στους δεσμούς μεταβλητότητας που έχουν αναπτυχθεί μεταξύ των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Αυτοί οι δεσμοί ονομάζονται διαχύσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers). Έχει αποδειχθεί ότι η πληροφόρηση που αφορά τις αποδόσεις των μετοχών ορισμένων εθνικών χρηματιστηρίων ενσωματώνεται στις αποδόσεις των μετοχών άλλων χρηματιστηρίων και ακόμα περισσότερο στη μεταβλητότητα των αποδόσεων τους. Ωστόσο νεότερες μελέτες θεωρούν ότι οι traders και οι επενδυτές επηρεάζονται στην αποτίμηση των μετοχών από τη πληροφόρηση που περιέχεται στις κινήσεις των τιμών των μετοχών των άλλων αγορών. Δηλαδή, το μεγαλύτερο μέρος της πληροφόρησης θα αποκαλυφθεί από τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών παρά από τα επίπεδα των αποδόσεων.

Σκοπός της μελέτης είναι ο εντοπισμός των δεσμών μεταβλητότητας που μπορεί να ισχύουν μεταξύ των εθνικών χρηματιστηριακών αγορών της Ευρώπης. Υπάρχουν διάφοροι λόγοι για να ερευνήσουμε τις διαχύσεις μεταβλητότητας μεταξύ των χωρών ως προσδιοριστικούς παράγοντες της συνολικής μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών (μαζί με τους εγχώριους παράγοντες). Από τη πλευρά των επαγγελματιών, η ανάλυση της μεταβλητότητας ρίχνει φως στο καθορισμό του κινδύνου ενός στοιχείου του ενεργητικού (asset risk) και διευκολύνει την αποτίμηση των χρηματοοικονομικών προϊόντων καθώς και την ανάπτυξη των τεχνικών αντιστάθμισης κινδύνου. Ο βαθμός κατά τον οποίο η μεταβλητότητα των αποδόσεων μιας ξένης αγοράς επηρεάζει την μεταβλητότητα των εγχώριων αποδόσεων πρέπει να ληφθεί υπόψη για να γίνουν ακριβείς εκτιμήσεις του κινδύνου. Για τους ακαδημαϊκούς, οι αλλαγές στην μεταβλητότητα αποκαλύπτουν την εισροή νέων πληροφοριών, την αποτίμηση τους, και το μέγεθος της αφομοίωσης τους από την αγορά. Ακόμη περισσότερο, τα patterns στο causation της μεταβλητότητας αντανακλούν τα χαρακτηριστικά και τις δυναμικές των τιμών των στοιχείων του ενεργητικού (asset prices). Στη συνέχεια γίνεται μια πιο αναλυτική παρουσίαση του φαινομένου.

Στο πρώτο μέρος της μελέτης γίνεται η θεωρητική ανάλυση του φαινομένου της διάχυσης μεταβλητότητας. Στο δεύτερο μέρος παρουσιάζονται αναλυτικά οι κυριότερες μελέτες που έχουν γίνει, με έμφαση στη μεθοδολογία που ακολουθήθηκε από κάθε ομάδα ερευνητών. Στο τρίτο μέρος αναλύεται η μεθοδολογία που θα εφαρμοστεί στη συγκεκριμένη έρευνα.

Τι εννοούμε με τον όρο μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών ;

Η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών αντιπροσωπεύει την ευμεταβλητότητα των αλλαγών των τιμών των μετοχών κατά τη διάρκεια μιας χρονικής περιόδου. Οι επενδυτές ενδιαφέρονται για τη μεταβλητότητα των αποδόσεων όχι μόνο γιατί γίνεται αντιληπτή ως ένα μέτρο του κινδύνου , αλλά γιατί ανησυχούν για την υπερβάλλουσα μεταβλητότητα όπου παρατηρούμενες ταλαντεύσεις στις τιμές των μετοχών δεν φαίνεται να συνοδεύονται από σημαντικές ειδήσεις για την εταιρία ή για την αγορά σαν σύνολο.

Η ύπαρξη της υπερβάλλουσας μεταβλητότητας , ή θορύβου , υπονομεύει τη χρησιμότητα των τιμών των μετοχών ως «σήμα» για την πραγματική αξία μιας εταιρίας. Ωστόσο η μεταβλητότητα δεν αποτελεί απόδειξη της μη ορθολογικής συμπεριφοράς της αγοράς ή μη αποτελεσματικής αγοράς.

Πως μετριέται ;

Ο συμβατικός εκτιμητής της ετήσιας μεταβλητότητας υπολογίζεται ως το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων των αποδόσεων από τη μέση μηνιαία απόδοση κατά τη διάρκεια του έτους .Ωστόσο υπάρχει και ένας βελτιωμένος εκτιμητής της μεταβλητότητας από τους French, Schwert και Stamburgh (1987) και Schwert (1990), όπου περιλαμβάνει το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων των αποδόσεων από τη μέση μηνιαία απόδοση συν δύο φορές το cross-covariance των μηνιαίων αποδόσεων (για έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στις μηνιαίες αποδόσεις).

Χρησιμοποιώντας δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1981 έως το 1999 κάνουμε μηνιαίες εκτιμήσεις της μεταβλητότητας των καθημερινών αποδόσεων για το γενικό δείκτη S&P 500. Ύστερα κάνουμε ετήσιες εκτιμήσεις της μεταβλητότητας των καθημερινών αποδόσεων για το γενικό δείκτη S&P 500 εφαρμόζοντας με τον ίδιο τρόπο τον εκτιμητή , με μόνη διαφορά ότι αλλάζει ο αριθμός των ημερών και των τετραγωνισμένων αποκλίσεων (και των cross-covariances). Θα παρατηρήσουμε ότι στις μηνιαίες εκτιμήσεις από κάποιο και ύστερα , κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του '90 πραγματοποιείται μια απότομη αύξηση της μεταβλητότητας. Αντιμετωπίζουμε δηλαδή ένα φαινόμενο στις μηνιαίες εκτιμήσεις “volatility of volatility”.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε μια σειρά από στατιστικές , όπως ο μέσος όρος , η τυπική απόκλιση, οι συντελεστές λοξότητας και κύρτωσης , καθώς και την αυτοσυσχέτιση για την ετήσια και μηνιαία μεταβλητότητα των αποδόσεων του S&P 500. Προκύπτει συντελεστής λοξότητας στατιστικά σημαντικός και θετικός , κύρτωση, όπου αποκαλύπτει πιο «χονδρές» ουρές στις αποδόσεις απ’ ότι αναμέναμε για μια Κανονική Κατανομή. Το άλλο αξιοσημείωτο χαρακτηριστικό είναι η χρονική εξάρτηση των έτος – με – έτος και μήνα – με – μήνα εκτιμήσεων της μεταβλητότητας που αποκαλύπτεται στις αυτοσυσχετίσεις (μέχρι και 3 lags). Το φαινόμενο αυτό είναι γνωστό ως «**συγκέντρωση της μεταβλητότητας**» (**volatility clustering**). Για χρόνια γνωρίζαμε ότι η μεταβλητότητα σε αντίθεση με τις αποδόσεις είναι προβλέψιμη: μια μεγάλη αλλαγή των τιμών αυτό το μήνα είναι πιθανό να ακολουθηθεί από μία μεγάλη αλλαγή τιμών τον επόμενο μήνα . Το μεγαλύτερο μέρος της συγκέντρωσης της μεταβλητότητας οφείλεται στις διαχύσεις μεταβλητότητας (volatility spillovers). Οι Baillie και Bollerslev (1990) μελέτησαν τις spot ισοτιμίες και βρήκαν ωριαία patterns να είναι παρόμοια στο πλανήτη με τις σημαντικές διαχύσεις μεταξύ των μεγαλύτερων αγορών συναλλάγματος. Αυτού του είδους η εξάρτηση είναι στοιχείο

κλειδί για μια οικογένεια μοντέλων πρόβλεψης , γνωστά ως ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedastic) , που αναπτύχθηκαν από τους Engle (1982) και Bollerslev (1986) . Έχει αποδειχθεί στη πράξη ότι τα μοντέλα αυτά λειτουργούν αποτελεσματικά σε προβλεπτικά πειράματα μεταβλητότητας των αποδόσεων γενικών δεικτών και μεμονωμένων μετοχών και αποτελούν κοινή πρακτική ερευνητών . Όμως αυτά τα μοντέλα έχουν δεχθεί κριτική , γιατί σαν μοντέλα χρονοσειρών , από τη φύση τους δεν ρίχνουν φώς στις οικονομικές δυνάμεις που κινούν την μεταβλητότητα των αποδόσεων.

Προτού αναφερθούμε σε πιθανούς λόγους που προκαλούν τη μεταβλητότητα διατυπώνουμε κάποια βέβαια γεγονότα :

Πρώτον, γνωρίζουμε ότι η μεταβλητότητα είναι προβλέψιμη έτος – με – έτος και μήνα – με – μήνα , και τα μοντέλα μέτρησης έχουν ενσωματώσει αυτό το γεγονός.

Δεύτερον, σύμφωνα με τελευταίες έρευνες η μεταβλητότητα τα τελευταία χρόνια έχει μειωθεί σε αντίθεση με την γενική αντίληψη της παγκόσμιας αγοράς ότι έχει αυξηθεί.

Διάχυση της μεταβλητότητας στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές

Ένα σημαντικό γεγονός είναι ότι η χρηματιστηριακή κρίση της 19^{ης} Οκτωβρίου του 1987 υπήρξε ταυτόχρονη και παρόμοια σε όλες σχεδόν τις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές του κόσμου. Αυτό το γεγονός οδήγησε σε μια σειρά από μελέτες σχετικά με τις κοινές μορφές της χρηματιστηριακής μεταβλητότητας σε παγκόσμια κλίμακα , και πιο συγκεκριμένα στις κοινές δυναμικές τους. Διάφορες μελέτες αποκάλυψαν ότι αυξήσεις στη μεταβλητότητα σε ορισμένα χρηματιστήρια , όπως των Η.Π.Α. , οδηγούσαν σε αύξηση της μεταβλητότητας σε άλλα χρηματιστήρια, όπως στην Ιαπωνία, στην Ευρώπη και στη Λατινική Αμερική, μέσα σε μία ημέρα ή και μέσα σ' ένα μήνα. Αυτές οι δυναμικές μορφές έγιναν γνωστές ως «**διαχύσεις μεταβλητότητας**» (**volatility spillovers**). Ενώ ορισμένοι ερευνητές κατάφεραν να διακρίνουν κάποια τακτικότητα σε αυτές τις μορφές , όπως ότι μεγάλες διαχύσεις μεταβλητότητας ακολουθούν μεγάλες , αρνητικές αποδόσεις σε σχέση με μεγάλες θετικές αποδόσεις, οι περισσότεροι δεν μπόρεσαν να βρουν κάποια θεμελιώδη ή μακροοικονομικά γεγονότα που να μπορούν να εξηγήσουν τις διαχύσεις της μεταβλητότητας. Επίσης εκτός από τους θεμελιώδεις παράγοντες, κάποιοι εξέτασαν κατά πόσο αυτές οι διαχύσεις προκαλούνται από παράγοντες όπως , ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται παράλληλα σε μεγάλα διεθνή χρηματιστήρια, οι ροές των διεθνών χαρτοφυλακίων και οι κανονισμοί περιθωρίου που ισχύουν σε αρκετά χρηματιστήρια. Η έλλειψη αποδείξεων , σε συνδυασμό με την δραματική έκρηξη της διάχυσης της μεταβλητότητας που καταγράφηκε στην Ασιατική Κρίση του 1997 και στη Ρωσική Κρίση του 1998, οδήγησαν ένα αριθμό ερευνητών να αποδεκτούν ως μοναδική εξήγηση αυτού του φαινομένου την μη ορθολογικότητα ή τις επιδράσεις “contagion”. Προτού περάσουμε στην επισκόπηση της βιβλιογραφίας κάνουμε μια σύντομη παράθεση των πιθανών αιτιών της διάχυσης της μεταβλητότητας.

ο Μακροοικονομικοί παράγοντες

Οι King, Sentana και Wadhani (1994) εκπόνησαν μια μελέτη όπου χρησιμοποίησαν μηνιαίες αποδόσεις μετοχών για να διαπιστώσουν ότι τα cross – country covariances αλλάζουν διαχρονικά. Σχετίζοντας τις αποδόσεις των στοιχείων του ενεργητικού με παράγοντες που προκύπτουν από μακροοικονομικές μεταβλητές απέδειξαν ότι κάτι τέτοιο καθιστά ικανούς τους ερευνητές να εξηγήσουν μόνο ένα ασήμαντο μέρος της δυναμικής των covariances.

Αφού ερεύνησαν τον αντίκτυπο των μακροοικονομικών μεταβλητών, οι Von Furstenberg και Jeon (1989) εξέτασαν τις επιδράσεις της βιομηχανίας χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα και βρήκαν λίγες αποδείξεις για το γεγονός ότι οι εξελίξεις στη βιομηχανία μας βοηθάει να κατανοήσουμε καλύτερα αυτού του είδους τις συνδιακυμάνσεις.

Χρησιμοποιώντας διαφορετική μέθοδο, οι Ammer και Mei (1994) βρήκαν ότι το μεγαλύτερο μέρος των συνδιακυμάνσεων μεταξύ γενικών δεικτών εξηγείται από τη κοινή κίνηση των risk premia κοινών μετοχών μεταξύ των χωρών παρά από τη κοινή κίνηση θεμελιωδών μεταβλητών.

Οι Longin και Solnik (1995) πραγματοποίησαν κατά κάποιο τρόπο πιο επιτυχημένες μελέτες αφού επικεντρώνονται στις συσχετίσεις (correlations) παρά στις συνδιακυμάνσεις. Χρησιμοποιούν μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις για 7 μεγάλες χώρες από το 1960 έως το 1990 και βρίσκουν ότι οι συσχετίσεις αυξάνονται διαχρονικά, είναι μεγαλύτερα όταν συμβαίνουν μεγάλες κρίσεις, και σχετίζονται με τις μερισματικές αποδόσεις και τα επιτόκια. Δεν ερευνούν την επίδραση άλλων μακροοικονομικών μεταβλητών εκτός από τα επιτόκια. Η απόδειξη για μηνιαίες και εβδομαδιαίες αποδόσεις προτείνει ότι η έκθεση σε μακροοικονομικούς και βιομηχανικούς παράγοντες δεν βοηθάει στην κατανόηση των επιπέδων ή των αλλαγών των cross – country covariances.

Οι Karolyi και Stulz (1996) ερευνώντας τις ιδιότητες των κοινών κινήσεων των cross – country αποδόσεων των μετοχών, χρησιμοποίησαν αποδόσεις μετοχών των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας αποτιμημένες σε δολάρια, και έδειξαν ότι ούτε οι μακροοικονομικές ανακοινώσεις ούτε οι κρίσεις επιτοκίων επηρεάζουν σημαντικά τις κοινές κινήσεις των αποδόσεων των μετοχών Ιαπωνίας και ΗΠΑ. Οι βιομηχανικές επιδράσεις έχουν μικρό ή και καθόλου αντίκτυπο στο μέγεθος των κοινών κινήσεων των αποδόσεων των μετοχών μεταξύ των δύο αγορών. Σε αντίθεση οι κοινές κινήσεις των αποδόσεων παρουσιάζουν day – of – the – week επιδράσεις, με τις κοινές κινήσεις της Δευτέρας να αποτελούν τις μεγαλύτερες από τις άλλες ημέρες. Όμως το πιο σημαντικό σημείο στην έρευνα τους, είναι ότι απέδειξαν χρησιμοποιώντας μια σειρά από μεθόδους, ότι οι κοινές κινήσεις είναι υψηλές όταν οι ταυτόχρονες απόλυτες αποδόσεις των γενικών δεικτών είναι υψηλές.

Ο Kearney (1998) βρίσκει ότι ισχύει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ του Δουβλίνου και του Λονδίνου χρησιμοποιώντας μηνιαίες παρατηρήσεις. Εξετάζει τις αιτίες της μεταβλητότητας στην χρηματιστηριακή αγορά της Ιρλανδίας με τη χρήση ενός univariate GARCH χρησιμοποιώντας μακροοικονομικές επεξηγηματικές μεταβλητές. Βρίσκει ότι η μεταβλητότητα του χρηματιστηρίου της Ιρλανδίας επηρεάζεται περισσότερο από το FTSE και τη μεταβλητότητα των ισοτιμιών.

Γιατί τότε οι αγορές κινούνται μαζί;

Μία πιθανή απάντηση είναι το “market contagion”. Οι επιδράσεις του contagion προκύπτουν όταν ο ενθουσιασμός για μετοχές σ’ ένα χρηματιστήριο προκαλεί ενθουσιασμό για μετοχές σε άλλα χρηματιστήρια, ανεξάρτητα αν υπάρχει εξέλιξη στα θεμελιακά στοιχεία τους.

Μία δεύτερη πιθανή απάντηση θα μπορούσε να είναι ότι μηνιαίες απροσδόκητες αλλαγές σε μακροοικονομικές μεταβλητές δεν περιέχουν πολλές πληροφορίες για τις μηνιαίες αποδόσεις. Υπάρχουν αποδείξεις ότι μακροχρόνιοι ορίζοντες αποδόσεων σχετίζονται πιο στενά με μακροοικονομικούς παράγοντες, αλλά επίσης υπάρχει απόδειξη ότι μακροοικονομικές ανακοινώσεις παρέχουν πληροφόρηση για καθημερινές και intraday αποδόσεις. Οι μακροχρόνιοι ορίζοντες δεν είναι πολύ πρακτικοί για την διεθνή οικονομική έρευνα αφού με τα δεδομένα δεν είναι πάντα διαθέσιμα και δε ο βαθμός ενοποίησης των διεθνών κεφαλαιαγορών αλλάζει διαχρονικά.

Μία τρίτη πιθανή απάντηση θα μπορούσε να είναι ότι οι προσδιοριστικοί παράγοντες των cross – country covariances αλλάζουν διαχρονικά, έτσι ώστε μακροχρόνια δείγματα να μην είναι κατάλληλα για τη μελέτη των covariances αν δεν μοντελοποιηθεί πρώτα το πώς και το γιατί αυτά τα covariances αλλάζουν διαχρονικά.

ο οι ροές των διεθνών χαρτοφυλακίων

Τα τελευταία χρόνια το ενδιαφέρον των ερευνητών έχει στραφεί στις αναπτυσσόμενες χώρες γιατί κατά τη διάρκεια της τελευταίας δεκαετίας συνέβησαν διάφορες οικονομικές κρίσεις οι οποίες προήλθαν από μια τέτοια χώρα, και μέσα σε μικρό χρονικό διάστημα, μεταδόθηκαν σε άλλες αγορές. Ο μηχανισμός μετάδοσης μπορεί να εξηγηθεί είτε ως μια φυσική συνέπεια των πραγματικών και οικονομικών διεθνών σχέσεων ανάμεσα σε αυτές τις χώρες, ή (και) ως αποτέλεσμα των ενεργειών των θεσμικών επενδυτών οι οποίοι είχαν long τοποθετήσεις σε αυτές τις αναπτυσσόμενες αγορές και όποτε συνέβαινε μια κρίση, ήθελαν να μειώσουν τα χαρτοφυλάκια τους πουλώντας τις πιο επικίνδυνες τοποθετήσεις τους. Η αλήθεια είναι ότι οι αποδόσεις των αναπτυσσόμενων αγορών χαρακτηρίζονται σύμφωνα με έρευνες, ως προβλέψιμες, υψηλές και με χαμηλή συσχέτιση με αυτές των αναπτυγμένων χωρών. Οι περισσότεροι διαχειριστές χαρτοφυλακίων και αμοιβαίων κεφαλαίων βρίσκουν μια μοναδική ευκαιρία να βελτιώσουν τα χαρτοφυλάκια τους επενδύοντας σε αυτές τις αγορές. Καθώς αυτές οι επενδύσεις αυξάνονται, οι δεσμοί των αγορών αυτών με τη παγκόσμια αγορά κεφαλαίου και χρήματος αυξάνονται, με αποτέλεσμα να αυξάνεται η πιθανότητα επιδράσεων διάχυσης μεταβλητότητας.

ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται παράλληλα σε μεγάλα διεθνή χρηματιστήρια (ADRs)

Δεν έχει αποδειχθεί ότι τα ADRs (American Depositary Receipts) είναι υπεύθυνα για τη διάχυση μεταβλητότητας που παρατηρούνται στις διεθνείς

χρηματιστηριακές αγορές. Ωστόσο, ο Cotter (2004) απέδειξε ότι τα ADRs που αφορούσαν ιρλανδικές μετοχές, δηλαδή ιρλανδικές μετοχές που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Ν. Υόρκης, παίζουν σημαντικό ρόλο στη διάχυση της μεταβλητότητας σε μια μικρή και αναπτυσσόμενη χρηματιστηριακή αγορά όπως η Ιρλανδία.

- ο Η γεωγραφική προσεγγισιμότητα των χρηματιστηριακών αγορών και οι εμπορικοί δεσμοί των χωρών

Και σε αυτή τη περίπτωση δεν μπορεί να δοθεί απάντηση με απόλυτο τρόπο. Μελέτες όπως αυτή των Gebka και Serwa υποδεικνύουν ότι οι διαχύσεις μεταβλητότητας είναι πιο έντονες και πιο συχνές μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών που βρίσκονται στην ίδια γεωγραφική επικράτεια όπως της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης, της Λατινικής Αμερικής, και της Νοτιοανατολικής Ασίας. Στα ίδια ακριβώς συμπεράσματα καταλήγουν και οι Sola, Spagnolo, και Spagnolo(2002) χρησιμοποιώντας διαφορετική μεθοδολογία, καθώς και οι Booth, Martikainen και Tse (1997) εξετάζοντας χώρες μιας συγκεκριμένης επικράτειας με στενούς οικονομικούς δεσμούς. Ωστόσο οι Hu, Chen, Fok και Huang(1997) εξετάζοντας το causality στη μεταβλητότητα μεταξύ δύο αναπτυσσόμενων αγορών (ΗΠΑ, Ιαπωνία), και 4 αναπτυσσόμενων αγορών (Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν, Σανγκάι, και Σεντζέν) απέδειξαν ότι η γεωγραφική προσεγγισιμότητα και οι οικονομικοί δεσμοί δεν θα οδηγήσουν απαραίτητα σε μια ισχυρή σχέση στη μεταβλητότητα μεταξύ των χωρών.

- ο Trading volume

Οι Lamoureux και Lastrapes (1990) χρησιμοποιώντας ένα συμβατικό μοντέλο GARCH βρίσκουν ότι ο βαθμός του persistence της μεταβλητότητας για το μεγαλύτερο αριθμό δειγμάτων μετοχών μειώνεται σημαντικά όταν το trading volume συμπεριληφθεί ως μία επεξηγηματική μεταβλητή. Αυτό υποδεικνύει ότι το trading volume μπορεί να θεωρηθεί μία καλή προσέγγιση του information arrival. Ωστόσο, για ορισμένες αγορές μπορεί να μην ισχύει κάτι τέτοιο. Για παράδειγμα, οι Huang και Yang (1996) βρήκαν ότι ο βαθμός του persistence της μεταβλητότητας δεν μειώνεται σημαντικά όταν συμπεριληφθεί το trading volume ως μία επεξηγηματική μεταβλητή της αγοράς της Ταϊβάν.

- ο Παράγωγα

Έχει γίνει εκτενής έρευνα γύρω από το ζήτημα του κατά πόσο το εμπόριο των options και futures έχει προκαλέσει μεταβολές στη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών. Οι αποκαλούμενες “triple witching days” όταν τα συμβόλαια στα options, στα futures και στα options on futures ταυτόχρονα λήγουν θεωρούνται ότι σχετίζονται με ασυνήθιστες εκρήξεις μεταβλητότητας. Ενώ οι traders δηλώνουν ανήσυχοι για αυτή την υποθετική σχέση, η ακαδημαϊκή έρευνα έχει καταλήξει σε μια σταθερή άποψη: τα παράγωγα δεν επιδεινώνουν την μεταβλητότητα. Ο Edwards (1988) σε μια από τις αρχικές μελέτες πάνω σε αυτό το ζήτημα, έδειξε ότι η μεταβλητότητα της χρηματιστηριακής αγοράς δεν έχει αυξηθεί από τότε που άρχισε το εμπόριο των options και futures στο γενικό

δείκτη στις αρχές της δεκαετίας του 80. Οι Stoll και Whaley (1987) έδειξαν επίσης ότι η μεταβλητότητα των μεμονωμένων μετοχών που περιλαμβάνονται σε δείκτες στους οποίους είναι γραμμένα συμβόλαια options και futures δεν εκδήλωσαν κάποια ασυνήθιστη αύξηση την χρονική περίοδο των “triple witching days” σε σύγκριση με τις περιόδους της μη λήξης, και σε σύγκριση με μετοχές που δεν περιλαμβάνονται στους δείκτες.

Ασυμμετρία της μεταβλητότητας

Ο Black (1976) αναφέρεται στην ασυμμετρική ανταπόκριση της μεταβλητότητας στα παρελθοντικά σοκ. Η δεσμευμένη μεταβλητότητα είναι υψηλότερη ύστερα από ένα αρνητικό σοκ απ’ ότι ύστερα από ένα θετικό σοκ του ίδιου μεγέθους, ή με άλλα λόγια κακά νέα έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στη δεσμευμένη μεταβλητότητα απ’ ότι τα καλά νέα. Η πιο διάσημη εξήγηση για το φαινόμενο αυτό είναι ότι μετά από ένα αρνητικό σοκ ο λόγος χρέος προς μετοχικό κεφάλαιο (debt to equity ratio) αυξάνεται και καθιστά την εταιρία πιο επικίνδυνη, γι’ αυτό και το φαινόμενο αυτό έχει χαρακτηριστεί ως «επίδραση της μόχλευσης» (leverage effect). Άλλοι θεωρούν ότι αυτή η αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και της μεταβλητότητας τους προκύπτει από τη φυσική διαφορά χρόνου στα risk premium των αποδόσεων των μετοχών. Αυτό είναι δηλαδή, ότι μια αναπάντεχη αύξηση της μεταβλητότητας σήμερα οδηγεί σε υψηλότερη αναθεώρηση της μελλοντικής αναμενόμενης μεταβλητότητας από την αγορά, και άρα σε υψηλότερη αναθεώρηση των risk premium, ως αμοιβή για τον υψηλότερο κίνδυνο. Αλλά ένα υψηλότερο risk premium οδηγεί σε υψηλότερο discounting των μελλοντικών αναμενόμενων χρηματικών ροών (διατηρώντας αυτές τις ροές σταθερές) και , άρα , σε χαμηλότερες τιμές μετοχών σήμερα ή αρνητικές αποδόσεις. Αυτή η εξήγηση αναφέρεται ως “volatility feedback effect”.

Ποια από τις δύο αντιμαχόμενες επεξηγήσεις αποτελεί τη κύρια αιτία της ασυμμετρικής μεταβλητότητας αποτελεί ένα ζήτημα που ακόμα δεν έχει διευκρινιστεί. Οι Kroner και Ng (1998) ρίχνουν πιο πολύ φως σε αυτό το θέμα εντοπίζοντας σημαντικές επιδράσεις ασυμμετρίας και στις διακυμάνσεις και στις συνδιακυμάνσεις. Όταν οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις χρησιμοποιούνται για να μελετηθεί η δυναμική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων , είναι σημαντικό να διαφοροποιούμε την ασυμμετρία της μεταβλητότητας από την ασυμμετρία της συνδιακύμανσης. Η πρώτη αναφέρεται στην εμπειρική απόδειξη ότι οι αποδόσεις μετοχών είναι περισσότερο μεταβαλλόμενες σε καθοδικές απ’ ότι σε ανοδικές αγορές ενώ η δεύτερη βοηθάει στην επεξήγηση της πρώτης. Συγκεκριμένα , κακά νέα για μεγάλες εταιρίες μπορούν να προκαλέσουν μεταβλητότητα και στις αποδόσεις των μικρών εταιριών και στις αποδόσεις των μεγάλων εταιριών . Πιο συχνά , η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των μικρών και των μεγάλων επιχειρήσεων τείνει να γίνεται υψηλότερη όταν υπάρχουν κακά νέα για τις μεγάλες επιχειρήσεις απ’ ότι όταν υπάρχουν καλά νέα. Ακολουθώντας το προηγούμενο , οι Bekaert και Wu (2000) παρέχουν ένα γενικό εμπειρικό πλαίσιο για την εξέταση της μεταβλητότητας διαχωρίζοντας αυτές τις δύο επεξηγήσεις , και εξετάζοντας την ασυμμετρική μεταβλητότητα σε επίπεδο επιχείρησης και αγοράς. Αποδεικνύουν ότι το “volatility feedback effect” είναι ιδιαίτερα ισχυρό όταν η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης της αγοράς και μιας μεμονωμένης μετοχής αντιδρά περισσότερο σε αρνητικά παρά σε θετικά σοκ της αγοράς.

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Την περίοδο της αυξανόμενης παγκοσμιοποίησης των αγορών χρήματος και κεφαλαίου, η μετάδοση της κινητικότητας των διεθνών αγορών είναι ένα σημαντικό θέμα για οικονομική πολιτική, ιδιαίτερα σε περιόδους όπου οι αγορές αναταράσσονται. Ο προσδιορισμός στρατηγικών αντιστάθμισης και διαφοροποίησης από κάποιο διεθνή επενδυτή εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τη φύση και το μέγεθος των σχέσεων που ισχύουν ανάμεσα στα διαφορετικά χρηματιστήρια. Στον οικονομικό τύπο συναντάμε συχνά δηλώσεις που υποστηρίζουν την ύπαρξη τέτοιου είδους δεσμών. Αυτοί οι δεσμοί έχουν διερευνηθεί με πολλούς διαφορετικούς τρόπους σε ακαδημαϊκό επίπεδο σε μια προσπάθεια να περιγραφεί και να ποσοτικοποιηθεί ο τρόπος με τον οποίο αλληλεπιδρούν οι αγορές.

Η βιβλιογραφία της μετάδοσης των κινήσεων μεταξύ των αγορών μπορεί να διαιρεθεί σε δύο κατηγορίες. Η πρώτη κατηγορία περιλαμβάνει την αρχική βιβλιογραφία η οποία εστιάζει αποκλειστικά στους δεσμούς που ισχύουν ανάμεσα σε αποδόσεις γενικών δεικτών διαφόρων χωρών. Ένας πρώτος τύπος ερευνών συγκεντρώνεται στις κοινές κινήσεις που ισχύουν ανάμεσα στις διάφορες αγορές και απλά εξετάζει τις συσχετίσεις, με σκοπό να προσδιοριστούν πιθανά οφέλη διαφοροποίησης. Ο Grubel (1968) είναι ο πρώτος που θα ασχοληθεί με αυτό το ζήτημα και θα υπολογίσει τα πιθανά οφέλη από μια διεθνή διαφοροποίηση. Ένας δεύτερος τύπος ερευνών επεκτείνει την προσέγγιση και εξετάζει κατά πόσο η απόδοση σε μια χώρα τη χρονική στιγμή t είναι χρήσιμη για να προβλεφτεί η απόδοση σε μια άλλη αγορά τη χρονική στιγμή $t+1$. Ο πιο απλός τρόπος να αποκτήσουμε μια ιδέα γι' αυτό το φαινόμενο είναι να εξετάσουμε την lagged συσχέτιση ή να τρέξουμε μονομεταβλητές παλινδρομήσεις της απόδοσης ενός γενικού δείκτη σε lagged αποδόσεις ξένων γενικών δεικτών, όπως έκαναν και οι Copeland και Copeland (1998). Μια παρόμοια προσέγγιση είναι η εκτίμηση ενός δυναμικού ταυτόχρονου συστήματος εξισώσεων (Koch και Koch (1991)).

Στην ίδια λογική, οι Eun και Shim (1989) εκτιμούν ένα σύστημα VAR (vector autoregression), χρησιμοποιώντας καθημερινά δεδομένα γενικών δεκτών των 9 μεγαλύτερων χρηματιστηρίων του κόσμου, με σκοπό να βρουν για κάθε αγορά μια συνάρτηση ανταπόκρισης σε παρελθοντικά σοκ που προέρχονται από άλλες χώρες. Βρίσκουν μια σημαντική ποσότητα πολυπλευρικών αλληλεπιδράσεων ανάμεσα στις αγορές, με την χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ να αποτελεί την πιο επιδραστική. Οι Joen και von Furstenberg (1991) χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία VAR, παρουσιάζουν αποδείξεις της αυξανόμενης διεθνοποίησης των 4 μεγαλύτερων χρηματιστηριακών αγορών κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 80. Οι Malliaris και Ugutia (1992) παρέχουν ένα τεστ αιτιότητας για να εντοπίσουν ποιες αγορές οδηγούν τις άλλες. Παρόλο που δεν έχουν διατυπωθεί συστηματικά συμπεράσματα όσον αφορά την κατεύθυνση και το μέγεθος των διεθνών δεσμών, τα εξής δύο ευρήματα αναφέρονται συχνά στις παραπάνω εργασίες: η χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ είναι η πιο

επιδραστική καθώς οδηγεί πολλές άλλες αγορές και οι σχέσεις lead-lag που ισχύουν μεταξύ διάφορων αγορών εξαφανίζεται μέσα σε μια μέρα.

Εξετάζοντας τη μετάδοση των κινήσεων των χρηματιστηρίων καταλαβαίνουμε ότι πρέπει να μελετήσουμε με κοινό τρόπο τη διάχυση των τιμών και τη μεταβλητότητα των τιμών. Έτσι εισερχόμαστε στη δεύτερη κατηγορία μελετών που είναι και πιο πρόσφατη, όπου αναλύονται ταυτόχρονα η δυναμική σχέση που ισχύει ανάμεσα στις καθημερινές αποδόσεις των μετοχών καθώς επίσης και ανάμεσα στις μεταβλητότητες των αποδόσεων των μετοχών, καθώς έχει αποδειχθεί ότι η μεταβλητότητα δεν παραμένει σταθερή διαχρονικά.

Οι King και Wadhani (1990) υποκινούμενοι από την τεράστια και ομοιόμορφη πτώση των αποδόσεων των γενικών δεικτών των μεγαλύτερων χρηματιστηρίων κατά τη διάρκεια της κρίσης του Οκτωβρίου του 1987 και της ανυπαρξίας πειστικών εξηγήσεων που να δικαιολογούν τέτοιου είδους φαινόμενο, ανέπτυξαν ένα contagion μοντέλο όπου η μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών μεταδίδεται στις αγορές και εξέτασαν ένα σετ δεδομένων 15λέπτων αποδόσεων των γενικών δεικτών της Ν. Υόρκης, του Λονδίνου και του Τόκιο.

Θεώρησαν ότι οι επενδυτές και οι market makers έχουν πρόσβαση σε διαφορετικά σετ πληροφόρησης αφού δεν είναι δημόσια διαθέσιμη όλη η πληροφόρηση ή η ικανότητα να επεξεργαστεί, και μπορούν να μεταφέρουν πολύτιμη πληροφόρηση από τις αλλαγές των τιμών σε άλλες αγορές, και γι' αυτόν τον λόγο έθεσαν σαν στόχο την μοντελοποίηση του contagion ως αποτέλεσμα των ορθολογικών προσπαθειών να χρησιμοποιηθεί μη τέλεια πληροφόρηση σχετικά με τα γεγονότα που σχετίζονται με την αξία των μετοχών.

Στα μοντέλα ισορροπίας ορθολογικών προσδοκιών με μη συμμετρική πληροφόρηση, οι χρηματιστηριακές τιμές αποκαλύπτουν όλη τη σχετική πληροφόρηση στους agents, δεδομένου ότι το information structure είναι σχετικά απλό. Όταν όμως το information structure είναι πιο περίπλοκο, η ισορροπία δεν θα είναι πλήρως αποκαλυπτική, και οι αλλαγές των τιμών σε μια αγορά θα εξαρτώνται από τις αλλαγές των τιμών σε άλλες χώρες δια μέσω structural contagion coefficients. Λάθη ή ιδιοσυγκρασιακές αλλαγές σε μία αγορά μπορούν να μεταδοθούν σε άλλες αγορές, αυξάνοντας τη μεταβλητότητα. Για παράδειγμα μια αποτυχία στο μηχανισμό της αγοράς μιας χώρας που δεν αναγνωρίζεται ως τέτοια, δηλαδή ένα ιδιοσυγκρασιακό γεγονός, θα μεταδοθεί στις άλλες αγορές.

Επίσης επειδή οι δεσμοί των αγορών αλλάζουν διαχρονικά, απέδειξαν ότι οι χρονικά μεταβαλλόμενες συνδιακυμάνσεις σχετίζονται με την μεταβλητότητα με τρόπο που είναι συνεπής και με το contagion model και με τις παρατηρούμενες συσχετίσεις χαμηλής συχνότητας. Μια εφαρμογή αυτού του συμπεράσματος είναι ότι μια αύξηση της μεταβλητότητας θα είναι αυτοτροφοδοτούμενη και θα επιμένει για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα απ' ό,τι θα γινόταν διαφορετικά. Θεώρησαν ότι το παραπάνω είναι ένας λόγος που δικαιολογεί την ομοιόμορφη πτώση των χρηματιστηρίων κατά τη διάρκεια του Οκτωβρίου του 1987, παρόλο που προηγουμένως και μετά τη κρίση υπήρχε διαφορετικότητα. Καθώς η μεταβλητότητα μειώνεται, οι δεσμοί των αγορών γίνονται πιο αδύναμοι, και οι αλλαγές των τιμών είναι λιγότερο συσχετισμένες.

Αρχικά, ξεκινούν την ανάπτυξη του μοντέλου μ' ένα απλό παράδειγμα 2 αγορών. Κάνουν την υπόθεση ότι οι επενδυτές είναι risk neutral, όμως η υπόθεση αυτή έχει κόστος ότι όλη η πληροφόρηση είναι πλήρως αποκαλυπτόμενη, και γι' αυτό προσθέτουν και την υπόθεση ότι δεν διεξάγεται εμπόριο μετοχών εκτός των

συνόρων. Αυτήν την υπόθεση την κάνουν για διάφορους λόγους. Οι δύο αγορές ανοίγουν ταυτόχρονα. Η αλλαγή στον γενικό δείκτη στη περίοδο μιας ώρας είναι μια διαδικασία γεγονότων που ανακοινώνονται στην αρχή και στο τέλος αυτής της ώρας. Η πληροφόρηση είναι δύο ειδών, συστηματική και ιδιοσυγκρασιακή. Η πρώτη συμβολίζεται με u , είναι πληροφόρηση που επηρεάζει τα market values και στις δύο χώρες, ενώ η δεύτερη με v , και σχετίζεται μόνο με μια χώρα. Θεωρούν αρχικά μια πλήρως αποκαλυπτική ισορροπία, όπου η διαδικασία που θα παράγει αλλαγές στις τιμές των μετοχών αυτών των δύο χωρών υποτίθεται ότι είναι:

$$\begin{aligned}\Delta S_t^{(1)} &= u_t^{(1)} + a_{12} u_t^{(2)} + v_t^{(1)} \\ \Delta S_t^{(2)} &= u_t^{(2)} + a_{21} u_t^{(1)} + v_t^{(2)}\end{aligned}$$

όπου $\Delta S_t^{(j)}$ συμβολίζει την ποσοστιαία απόδοση στη χώρα j μεταξύ του χρόνου $t-1$ και του t , μετρούμενη ως η αλλαγή στο λογάριθμο της τιμής του γενικού δείκτη. Οι 4 μεταβλητές υποτίθεται ότι είναι ασυσχέτιστες και ότι ακολουθούν white noise ακολουθία. Θέτουν ως περιορισμό, ότι τα $u^{(1)}$ και $u^{(2)}$ είναι ανεξάρτητα δηλαδή ότι τα γεγονότα που επηρεάζουν και τις 2 χώρες αποκαλύπτονται πρώτα στην μία χώρα και μετά στην άλλη, ποτέ ταυτόχρονα. Αν η πληροφόρηση δεν είναι πλήρως παρατηρίσιμη και στις 2 χώρες, τότε οι επενδυτές και οι market makers θέτουν τιμές σύμφωνα με:

$$\Delta S_t^{(1)} = u_t^{(1)} + a_{12} E_1(u_t^{(2)}) + v_t^{(1)} \quad (3)$$

$$\Delta S_t^{(2)} = u_t^{(2)} + a_{21} E_2(u_t^{(1)}) + v_t^{(2)} \quad (4)$$

όπου E_1 και E_2 υποδηλώνουν τις προσδοκίες δεσμευμένες στη πληροφόρηση που παρατηρείται στις αγορές 1 και 2. Υποθέτουμε ότι η μοναδική πληροφορία που είναι διαθέσιμη στην αγορά 1 για την τιμή του $u^{(2)}$ είναι η ταυτόχρονη αλλαγή στη τιμή στην αγορά 2. Το unconditional expectation του $u^{(2)}$ στην αγορά 1 είναι 0, αλλά μία μη μηδενική πραγματοποίηση του $\Delta S_t^{(2)}$ παρέχει πληροφόρηση στην αγορά 1, σχετικά με τη πληροφόρηση που έχει παρατηρηθεί στην αγορά 2. Το μήνυμα «μολύνεται» από το γεγονός ότι κάποια πληροφόρηση, η οποία οδηγεί σε αλλαγές τιμών στην αγορά 2 είναι ιδιοσυγκρασιακή και άσχετη με την αγορά 1. Έτσι η ισορροπία δεν είναι πλήρως αποκαλυπτική. Επιπρόσθετα οι παίκτες της αγοράς 1 συνειδητοποιούν ότι οι συμπαίκτες τους στην αγορά 2 ακολουθούν την ίδια διαδικασία για να εισάγουν την πληροφόρηση από τις αλλαγές στην αγορά 1. Υποθέτουμε ότι οι κατανομές των νέων στοχαστικών ανελιξέων και οι παράμετροι του μοντέλου είναι κοινή γνώση. Έτσι οι agents μπορούν να λύσουν το πρόβλημα εξαγωγής σήματος για να βρουν τον minimum variance estimator για την αξία όλων των σχετικών νέων που έχουν παρατηρηθεί στην άλλη αγορά. Η λύση στο πρόβλημα αυτό είναι:

$$E_1(u_t^{(2)}) = \lambda_2 (\Delta S_t^{(2)} - a_{21} E_2(u_t^{(1)})) \quad (5)$$

$$E_1(u_t^{(1)}) = \lambda_1 (\Delta S_t^{(1)} - a_{12} E_1(u_t^{(2)})) \quad (6)$$

$$\text{όπου } \sigma_x^2 \text{ συμβολίζει τη διακύμανση του } x \text{ και } \lambda_i = \frac{\sigma_{u^{(i)}}^2}{\sigma_{u^{(i)}}^2 + \sigma_{v^{(i)}}^2} \quad i=1,2 \quad (7)$$

Αντικαθιστώντας αυτές τις εκφράσεις πίσω στις εξισώσεις (3) και (4) έχουμε :

$$\Delta S_t^{(1)} = (1 - a_{12}a_{21}\lambda_1\lambda_2)(u_t^{(1)} + v_t^{(1)}) + a_{12}\lambda_2\Delta S_t^{(2)} \quad (8)$$

$$\Delta S_t^{(2)} = (1 - a_{12}a_{21}\lambda_1\lambda_2)(u_t^{(2)} + v_t^{(2)}) + a_{21}\lambda_1\Delta S_t^{(1)} \quad (9)$$

Επειδή οι παράμετροι a και λ δεν μπορούν ξεχωριστά να αναγνωριστούν ορίζονται τα εξής :

$$\beta_{ij} = a_{ij}\lambda_{ij} \quad i,j=1,2 \quad (10)$$

$$\text{και } n^{(i)} = u^{(i)} + v^{(i)} \quad i=1,2 \quad (11)$$

Λύνοντας τις εξισώσεις (8) και (9) ταυτόχρονα έχουμε :

$$\Delta S_t^{(1)} = n_t^{(1)} + \beta_{12}n_t^{(2)} \quad (12)$$

$$\Delta S_t^{(2)} = n_t^{(2)} + \beta_{21}n_t^{(1)} \quad (13)$$

Οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις των αλλαγών των τιμών των μετοχών είναι :

$$\text{Var}(\Delta S^{(1)}) = \sigma_{n(1)}^2 + (\beta_{12})^2 \sigma_{n(2)}^2 \quad (14)$$

$$\text{Var}(\Delta S^{(2)}) = \sigma_{n(2)}^2 + (\beta_{21})^2 \sigma_{n(1)}^2 \quad (15)$$

$$\text{Cov}(\Delta S^{(1)}, \Delta S^{(2)}) = \beta_{21}\sigma_{n(1)}^2 + \beta_{12}\sigma_{n(2)}^2 \quad (16)$$

Ως τώρα επικεντρωθήκαμε στη περίπτωση που οι διακυμάνσεις είναι σταθερές. Όμως η ανάλυση γίνεται και στη περίπτωση που οι διακυμάνσεις μεταβάλλονται διαχρονικά. Στην εμπειρική εργασία τους οι King και Wadhani εξετάζουν αλλαγές στο β_{ij} που μπορούν να προκύψουν ως αποτέλεσμα αλλαγών στο λ_j . Αν τώρα συγκρίνουμε τις διακυμάνσεις της αλλαγής των τιμών της πλήρως αποκαλυπτικής ισορροπίας (για την αγορά 1 είναι $\sigma_{n(1)}^2 + (a_{12})^2 \sigma_{u(2)}^2$) και του contagion model (για την αγορά 1 είναι $\sigma_{n(2)}^2 + \lambda_2(a_{12})^2 \sigma_{u(2)}^2$) βλέπουμε ότι είναι μεγαλύτερη στη πρώτη περίπτωση. Αν θεωρήσουμε την επίδραση ενός ιδιοσυγκρασιακού σοκ σε μια αγορά στις τιμές μιας άλλης, στην ισορροπία πλήρους αποκάλυψης ο αντίκτυπος ενός τέτοιου σοκ είναι μηδέν, ενώ στο contagion model η ελαστικότητα της αλλαγής της τιμής στην αγορά i σε σχέση με το ιδιοσυγκρασιακό σοκ στην αγορά j είναι β_{ij} . Είναι εξαιτίας αυτής της επίδρασης που έχουμε υψηλότερο συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αγορών, και γι' αυτό αποκαλούμε την μη πλήρως αποκαλυπτική ισορροπία contagion model. Το contagion model που περιγράφεται στις εξισώσεις (14) και (16) δεν έχει αναγνωριστεί πλήρως γιατί υπάρχουν 4 παράμετροι και μόνο 3 κομμάτια πληροφόρησης από τα δεδομένα. Το γεγονός ότι οι αγορές λειτουργούν σε διαφορετικές χρονικές ζώνες και είναι κλειστές για ένα μέρος της ημέρας μπορεί να βοηθήσει να αναγνωρίσουμε τους contagion coefficients. Έχουμε δύο περιπτώσεις, τις συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης και τις μη συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης.

Συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης : εδώ πρέπει να εξεταστούν τα άλματα στη τιμή που γίνονται όταν αλλάζουμε από τη μία επικράτεια στην άλλη. Τέτοια άλματα συμβαίνουν όποτε μία αγορά ξανανοίγει και αποτελούν ένα μοναδικό χαρακτηριστικό του μοντέλου μη πλήρως αποκαλυπτικής ισορροπίας. Εξετάζουμε δύο περιπτώσεις. Πρώτη περίπτωση είναι όταν η αγορά 1 ξανανοίγει ο σκιώδης γενικός δείκτης της αγοράς 2 (όταν μια αγορά είναι κλειστή δεν

υπάρχει δείκτης τιμών, αλλά μπορούμε να ορίσουμε ένα σκιάδη γενικό δείκτη ως η τιμή που θα άρμοζε στην αγορά αν η διαπραγμάτευση γινόταν δεσμευμένη με την πληροφόρηση που είναι διαθέσιμη όταν είναι κλειστή) κάνει άλμα για να αντικατοπτρίσει την πληροφόρηση που περιέχεται στην τιμή ανοίγματος της αγοράς 1. Συμβολίζουμε με t_{oi} και t_{ci} τις χρονικές στιγμές στις οποίες η αγορά i ανοίγει και κλείνει, και με $S_{oi}^{(j)}$ και $S_{ci}^{(j)}$ τον λογάριθμο των τιμών των μετοχών στην αγορά j τη χρονική στιγμή που η αγορά i ανοίγει και κλείνει αντίστοιχα. Η αλλαγή στη τιμή μεταξύ του κλεισίματος στη διαπραγμάτευση και του ανοίγματος την επόμενη μέρα, η “close-to-open” (CO) αλλαγής τιμής ορίζεται (για την αγορά j) με $CO^{(j)} = S_{oj}^{(j)} - S_{cj}^{(j)}$ (17). Συμβολίζουμε με $J_i^{(j)}$ το άλμα στην πραγματική ή σκιάδη τιμή στην αγορά j όταν η αγορά i ξανανοίγει. Όταν η αγορά 1 ξανανοίγει η αγορά 2 είναι κλειστή και έτσι γίνεται ένα άλμα στη σκιάδη τιμή της αγοράς 2. Αυτό ισούται με την αξία που προκύπτει από τη σχετική πληροφόρηση που περιέχεται στην τιμή ανοίγματος στην αγορά 1 αναγνωρίζοντας το γεγονός ότι η αγορά 1 μόνη της αντιδράει στη πληροφόρηση που αποκαλύπτεται από την αλλαγή της προηγούμενης μέρας στην αγορά 2 αφού είχε κλείσει η αγορά 1.

$$J_1^{(2)} = \beta_{21}(CO^{(1)} - \beta_{12}(S_{c2}^{(2)} - S_{c1}^{(2)}))_t \quad (18)$$

Όταν η διαπραγμάτευση αρχίζει στην αγορά 1, η τιμή ανοίγματος θα αντανακλά την αντίδραση της αγοράς στις αλλαγές των τιμών στην αγορά 2 όταν η αγορά 1 ήταν κλειστή. Η “close-to-open” (CO) αλλαγή της τιμής στην αγορά 1 είναι το άθροισμα των αλλαγών στη σκιάδη τιμή από την αγορά 2 καθώς επίσης και το άθροισμα των αλλαγών στη σκιάδη τιμή άλλων αγορών που είναι κλειστές (το άθροισμα τους ισούται με $\sum_{t=t_c,1}^{t_o,1} n_t^{(1)}$). Άρα $CO^{(1)} = \sum_{t=t_c,1}^{t_o,1} n_t^{(1)} + \beta_{12}(S_{c2}^{(2)} - S_{c1}^{(2)})$ (19).

Συνδυάζοντας τις εξισώσεις (18) και (19) μπορούμε να έχουμε το άλμα τιμής

$$J_1^{(2)} = \beta_{21} \sum_{t=t_c,1}^{t_o,1} n_t^{(1)} \quad (20)$$

, όπου η τιμή ανοίγματος στην αγορά 1 αποκαλύπτει

στην αγορά 2 την σωρευτική αξία των συνολικών γεγονότων $n^{(1)}$ από τη στιγμή που η αγορά ήταν κλειστή την προηγούμενη ημέρα.

Η δεύτερη περίπτωση είναι όταν η αγορά 2 ξανανοίγει, και η αγορά 1 είναι ανοικτή έτσι ώστε να υπάρχει ένα άλμα στη πραγματική τιμή στην αγορά 1 που δίνεται από

$$J_2^{(1)} = \beta_{12}(CO^{(2)} - \beta_{21}(S_{o2}^{(1)} - S_{c1}^{(1)})) + (\beta_{12})^2 \beta_{21}(S_{c2}^{(2)} - S_{c1}^{(2)}) \quad (21)$$

Η “close-to-open” (CO) αλλαγή της τιμής στην αγορά 2 είναι το άθροισμα των αλλαγών από το άλμα στη σκιάδη τιμή στην αγορά 1 που ξανανοίγει, το άθροισμα των αλλαγών στη σκιάδη τιμή άλλων αγορών που είναι κλειστές (το άθροισμα τους ισούται με $\sum_{t=t_c,i}^{t_o,i} n_t^{(i)}$), και το άθροισμα των αλλαγών στη σκιάδη

τιμή άλλων αγορών που είναι κλειστές αλλά έχουν επηρεαστεί από τις αλλαγές που συνέβησαν ενώ η αγορά 1 ήταν ακόμα ανοικτή (ισούνται με $\Delta S_t^{(1s)} = n_t^{(1)} + \beta_{12} \Delta S_t^{(2)}$) δηλαδή

$$CO^{(2)} = \sum_{t=t_c,2}^{t_o,2} n_t^{(2)} + \beta_{21}(S_{o2}^{(1)} - S_{c1}^{(1)}) - \beta_{12} \beta_{21}(S_{c2}^{(2)} - S_{c1}^{(2)}) \quad (22)$$

Συνδυάζοντας τις εξισώσεις (21) και (22) έχουμε

$$J_2^{(1)} = \beta_{12} \sum_{t=t_c,2}^{t_0,2} n_t^{(2)} \quad (23)$$

Η εκτίμηση της (19) με OLS έχουμε συνεπή εκτιμητή του contagion coefficient β_{12} . Χρησιμοποιούν την (23) για να εξετάσουν την επίδραση που έχουν οι τιμές ανοίγματος της Ν. Υόρκης στις τιμές του Λονδίνου.

Μη συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης: Όταν συμβαίνει κάτι τέτοιο (Λονδίνο και Τόκιο) το αποτέλεσμα είναι συμμετρικό. Οι εξισώσεις για τις αλλαγές των τιμών και για τα άλματα είναι οι ίδιες με προηγουμένως. Εξετάζουμε τις αλλαγές των τιμών σε 24ωρη βάση, από το κλείσιμο της διαπραγμάτευσης σε μια μέρα έως στο κλείσιμο της διαπραγμάτευσης την άλλη μέρα.

“Close-to-close” (CC) αλλαγή τιμής την ημέρα d στην αγορά j συμβολίζεται με $CC_d^{(j)}$, και η σωρευτική αξία των συνολικών γεγονότων $n^{(j)}$ κατά τη διάρκεια της Close-to-close περιόδου που τελειώνει την ημέρα d με $N_d^{(j)}$. Έτσι έχουμε

$$CC_d^{(1)} = N_d^{(1)} + \beta_{12} N_{d-1}^{(2)} \quad (24)$$

$$CC_d^{(2)} = N_d^{(2)} + \beta_{21} N_d^{(1)} \quad (25)$$

Οι εξισώσεις (24) και (25) είναι γενικεύσεις των εξισώσεων (12) και (13). Το lag στην (24) αντανakλά το γεγονός ότι η αγορά 1 ανοίγει και κλείνει πριν την 2. Αυτές οι δύο εξισώσεις μπορούν να λυθούν για να μας δώσουν

$$CC_d^{(1)} = \beta_{12} CC_{d-1}^{(2)} + (1 - \beta_{12}\beta_{21}L)N_d^{(1)} \quad (26)$$

$$CC_d^{(2)} = \beta_{21} CC_d^{(1)} + (1 - \beta_{12}\beta_{21}L)N_d^{(2)} \quad (27)$$

Και στις δύο περιπτώσεις η “Close-to-close” (CC) αλλαγή τιμής είναι γραμμικά συσχετισμένη με τη προηγούμενη “Close-to-close” (CC) αλλαγή τιμής στην άλλη αγορά και μία πρώτης τάξης moving average error process.

Μοντέλο για πολλές αγορές

Όταν οι αγορές συμπίπτουν πλήρως η εξίσωση που περιγράφει τις αλλαγές των τιμών για την γενική περίπτωση j αγορών είναι

$$\Delta \mathbf{S} = \mathbf{n} + \mathbf{Ae} \quad (28)$$

Όπου $\Delta \mathbf{S}$ = ένα $j \times 1$ διάνυσμα των αλλαγών των τιμών

\mathbf{n} = ένα $j \times 1$ διάνυσμα των όρων που περιγράφουν τα νέα

\mathbf{A} = ένας $j \times 1$ πίνακας των a_{ij} συντελεστών ($a_{jj} = 0, \forall j$)

\mathbf{e} = ένα $j \times 1$ διάνυσμα των προσδοκιών των u που έχουν οι

agents των άλλων αγορών

Η λύση για το πρόβλημα εξαγωγής σήματος είναι

$$\mathbf{E} = \mathbf{A}(\Delta \mathbf{S} - \mathbf{Ae}) \quad (29)$$

Όπου \mathbf{A} είναι ένας $j \times j$ διαγώνιος πίνακας με λ_j το j κατά σειρά στοιχείο της κυρίας διαγώνιου. Συνδυάζοντας τις (28) και (29) έχουμε

$$\Delta \mathbf{S} = (\mathbf{I} + \mathbf{B}) \mathbf{n} \quad (30)$$

Όπου $\mathbf{B} = \mathbf{A}\mathbf{A}$, και το ij στοιχείο κατά σειρά, β_{ij} , είναι η ανταπόκριση της αγοράς i στις αλλαγές των τιμών στην αγορά j . \mathbf{B} είναι ο πίνακας των contagion coefficients. Όπως είδαμε στην περίπτωση δύο αγορών, το contagion model έχει

την ιδιότητα ότι ένα ιδιοσυγκρασιακό σοκ σε μια αγορά να μπορεί να προκαλεί μία πολλαπλασιαστική επίδραση σε αγορές αλλού. Η διαμόρφωση πίνακα επιτρέπει την εκτέλεση τεστ δύο υποθέσεων : Πρώτον, υπάρχουν πολλαπλές ισορροπίες έτσι ώστε ο βαθμός αλλαγής των τιμών είναι απροσδιόριστος. Αυτό συμβαίνει όταν ο πίνακας (I + B) είναι μοναδικός έτσι ώστε να μην υπάρχει καμία μοναδική λύση για τον ρυθμό αλλαγής των τιμών της αγοράς. Δεύτερον, αν ο πίνακας είναι decomposable , τότε υπάρχει μία ιεραρχία επίδρασης των αγορών μεταξύ τους , που μπορεί να θεωρηθεί ως μια σχέση ηγέτη- ακόλουθου.

Η ύπαρξη του time zone trading στην περίπτωση των j αγορών σημαίνει ότι υπάρχουν 2^j πιθανές περιοχές , που αποτελούνται από όλους τους πιθανούς συνδυασμούς αγορών που θα είναι ανοικτές ή κλειστές. Το μοντέλο που περιγράφει τις αλλαγές των τιμών στις περιοχές είναι ένα switching regressions model με exogenous switching. Η μορφή των εξισώσεων που θα διαχειρίζονται τις αλλαγές των τιμών σε κάθε περιοχή είναι σαν την (30) με το B να έχει αντικατασταθεί από ένα υποπίνακα που θα έχει δημιουργηθεί διαγράφοντας τις γραμμές και τις στήλες που αντιπροσωπεύουν αγορές που είναι κλειστές. Ο αριθμός και η σειρά των περιοχών είναι εξωγενείς στο μοντέλο και προσδιορίζονται από τις διαφορές της χρονικής ζώνης και από τις τοπικές ώρες εμπορίου. Επίσης υπάρχουν j σημεία άλματος όταν η αγορά ξανανοίγει και άρα j(j-1) άλματα σε πραγματικές ή σκιδωδεις τιμές. Όταν η αγορά j ξανανοίγει το άλμα στην αγορά i είναι ίσο με

$$J_j^{(i)} = \beta_{ij} \sum_{t=t_{e,j}}^{t_{o,j}} n_t^{(j)} \forall i \neq j \quad (31)$$

Ο εμπειρικός έλεγχος του contagion model γίνεται για τα χρηματιστήρια του Λονδίνου, Ν. Υόρκης , και του Τόκιο για την περίοδο Ιούλιος 1987-Φεβρουάριος του 1988. Αρχικά κάνουν έλεγχο για τα άλματα στις τιμές , παρακολουθώντας πως επηρεάζεται η μεταβλητότητα των τιμών στο Λονδίνο όταν ανοίγει το χρηματιστήριο της Ν. Υόρκης κατά τη διάρκεια μιας ημέρας, υπολογίζοντας την μεταβλητότητα μισάωρων αποδόσεων. Αφού παρατηρούνται σημαντικές αλλαγές στο μέσο επίπεδο της μεταβλητότητας, υπολογίζουν την intraday μεταβλητότητα για τρεις αντίστοιχα χρονικές περιόδους. Και στις τρεις περιόδους , τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το χρονικό διάστημα γύρω από το άνοιγμα της αγοράς της Ν. Υόρκης συνδέεται με μια ασυνήθιστη αύξηση της μεταβλητότητας στο Λονδίνο.

Για να αναγνωριστούν οι συντελεστές contagion εκτιμάται το μοντέλο με ωριαία δεδομένα για τις αλλαγές των χρηματιστηριακών τιμών στη Ν. Υόρκη , στο Τόκιο, και στο Λονδίνο, για τη περίοδο Σεπτέμβριος – Νοέμβριος 1987 και γενικούς δείκτες Dow Jones, FTSE 30, Nikkei-Dow. Παρατηρείται ότι οι συντελεστές contagion αυξήθηκαν κατά τη διάρκεια και μετά τη κρίση , σε ανταπόκριση με την αύξηση της μεταβλητότητας , και μετά μειώθηκαν καθώς μειώθηκε και η μεταβλητότητα. Άρα αναμένεται ότι οι συντελεστές contagion θα είναι μια αυξητική συνάρτηση της μεταβλητότητας. Από τις τρεις αγορές μόνο το Λονδίνο (αγορά 1) και η Ν. Υόρκη (αγορά 2) έχουν εν μέρει συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης. Το μοντέλο που περιγράφει τις αλλαγές στις τιμές των μετοχών όταν και οι δύο αγορές είναι ανοικτές είναι

$$\Delta S_t^{(1)} = \beta_{12} \Delta S_t^{(2)} + (1 - \beta_{12} \beta_{21}) n_t^{(1)} \quad (32 \alpha)$$

$$\Delta S_t^{(2)} = \beta_{21} \Delta S_t^{(1)} + (1 - \beta_{12} \beta_{21}) n_t^{(2)} \quad (32 \beta)$$

Όπως έχει παρουσιαστεί προηγουμένως, οι συντελεστές contagion β_{12} και β_{21} δεν αναγνωρίζονται από την εκτίμηση του μοντέλου όταν συμπίπτουν εν μέρει οι ώρες διαπραγμάτευσης. Θέτονται περιορισμοί παρακάτω που θα μας βοηθήσουν σε αυτό το πρόβλημα.

Όταν οι δύο αγορές είναι ανοικτές είναι δύσκολο να γίνει διάκριση ανάμεσα στο μοντέλο contagion και στο μοντέλο πλήρους αποκαλυπτικής ισορροπίας όπως το IMM. Για να εξακριβωθεί αυτό υποθέτουμε ότι οι αλλαγές των τιμών ικανοποιούν το IMM έτσι ώστε

$$\Delta S_t^{(i)} = \alpha_i + \beta_i \Delta S_t^W + \varepsilon_t^{(i)} \quad (33)$$

όπου ΔS_t^W = η ποσοστιαία αλλαγή στον παγκόσμιο γενικό δείκτη

β_i = η normalized συνδιακύμανση με τον παγκόσμιο δείκτη

$\varepsilon_t^{(i)}$ = το ιδιοσυγκρασιακό στοιχείο των αποδόσεων.

Στη περίπτωση δύο αγορών

$$\Delta S_t^W = w_1 \Delta S_t^{(1)} + w_2 \Delta S_t^{(2)} \quad (34)$$

όπου w_i είναι το μερίδιο της αγοράς i στο παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο ($w_1 + w_2 = 1$). Επίσης ισχύει $\beta_1 w_1 + \beta_2 w_2 = 1$ (35)

Από αυτές τις εξισώσεις προκύπτει ότι

$$\Delta S_t^{(1)} = \frac{\beta_1}{\beta_2} \Delta S_t^{(2)} + \frac{\alpha_1 + \varepsilon_t^{(1)}}{1 - \beta_1 w_1} \quad (36 \text{ a})$$

$$\Delta S_t^{(2)} = \frac{\beta_2}{\beta_1} \Delta S_t^{(1)} + \frac{\alpha_2 + \varepsilon_t^{(2)}}{1 - \beta_2 w_2} \quad (36 \text{ b})$$

Η διαφορά ανάμεσα στις εξισώσεις (32) και (36) είναι ότι το IMM θέτει ένα μη γραμμικό περιορισμό στους συντελεστές της παλινδρόμησης. Ο περιορισμός αυτός απορρίπτεται από τα δεδομένα. Συνεχίζεται η ανάλυση με την εξέταση της διαχρονικής σχέσης των συντελεστών με τη μεταβλητότητα.

Αρχικά εξετάζεται ο συντελεστής συσχέτισης των δύο αγορών όταν αυτές είναι ανοικτές, ο οποίος είναι θετικός. Μετά την κρίση φαίνεται να έχει αυξηθεί. Κρίνεται ότι ο γενικός δείκτης Dow Jones δεν αντικατοπτρίζει την πραγματική κατάσταση στην αγορά εκείνη τη περίοδο λόγω των “stale quotes” και γι’ αυτό επιλέγεται αντί αυτού να χρησιμοποιηθούν οι δείκτες των futures (εκείνη τη περίοδο ήταν σε σημαντικό discount σε σχέση με τον cash). Χρησιμοποιούνται οι δείκτες S&P futures (ΗΠΑ) και FTSE futures (Αγγλία) και ο συντελεστής συσχέτισης που υπολογίζεται είναι αρκετά υψηλότερος από πριν. Ύστερα παρατηρώντας τις μετρήσεις της αναμενόμενης μεταβλητότητας (implied volatility) που προκύπτει από τις τιμές των option βλέπουμε ότι αυξήθηκε λιγότερο απ’ ότι η πραγματική μεταβλητότητα κατά τη διάρκεια της εβδομάδας της κρίσης, παρόλο που το time pattern είναι παρόμοιο. Χρησιμοποιώντας την αναμενόμενη μεταβλητότητα γίνεται έλεγχος της διαχρονικής σχέσης των συντελεστών contagion με τη μεταβλητότητα. Όταν η αλλαγή των τιμών στην άλλη αγορά και η τιμή της αναμενόμενης μεταβλητότητας προστεθούν στην εξίσωση (32), μας παρέχεται απόδειξη ότι οι δεσμοί των δύο αγορών όντως μεταβάλλονται με τις αλλαγές της μεταβλητότητας.

Με τη χρήση της μεθόδου εκτίμησης των instrumental variables (IV) γίνεται προσπάθεια να αναγνωριστούν οι συντελεστές contagion. Χρησιμοποιούνται οι lagged αποδόσεις των μετοχών ως instruments στην εκτίμηση των εξισώσεων (37)

$$\Delta S_t^{(1)} = \beta_{12} \Delta S_t^{(2)} + \phi_1 \Delta S_{t-1}^{(1)} + (1 - \beta_{12} \beta_{21}) n_t^{(1)} \quad (37 \text{ a})$$

$$\Delta S_t^{(2)} = \beta_{21} \Delta S_t^{(1)} + \phi_2 \Delta S_{t-1}^{(2)} + (1 - \beta_{12} \beta_{21}) n_t^{(2)} \quad (37 \text{ b})$$

Η εκτίμηση των εξισώσεων με IV και OLS μας δίνει στατιστικά σημαντικούς μη μηδενικούς συντελεστές, πράγμα που σημαίνει ότι υπάρχει μια σημαντική διεθνής σχέση ανάμεσα σε αυτές τις δύο αγορές .

Οικογένεια στατιστικών μοντέλων ARCH

Όπως αναφέραμε προηγουμένως η δεύτερη κατηγορία μελετών αναλύει ταυτόχρονα τη δυναμική σχέση που υπάρχει ανάμεσα στις καθημερινές αποδόσεις των μετοχών καθώς επίσης και ανάμεσα στις μεταβλητότητες των αποδόσεων των μετοχών . Για να συλλάβει την επίδραση της μεταβαλλόμενης μεταβλητότητας σε μια χρονοσειρά , ο Engle (1982) ανέπτυξε μια οικογένεια μοντέλων, τα ARCH (Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity) , όπου η δεσμευμένη διακύμανση b είναι μια γραμμική συνάρτηση των παρελθόντων τετραγωνισμένων σφαλμάτων ε . Η πιο απλή αναπαράσταση αυτού του μοντέλου είναι ένα ARCH(1) το οποίο έχει τη μορφή

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t \quad \text{όπου } \varepsilon_t / F_{t-1} \sim N(0, b_t)$$

$$\text{και } b_t = \alpha + c\varepsilon_{t-1}^2 \quad \text{όπου } \alpha > 0 \text{ και } c \geq 0$$

Βέβαια, η δεσμευμένη διακύμανση b μπορεί να είναι μια γραμμική συνάρτηση των παρελθόντων τετραγωνισμένων σφαλμάτων ε καθώς και μιας εξωγενούς μεταβλητής X δηλαδή

$$b_t = \alpha + c\varepsilon_{t-1}^2 + fX_t \quad \text{όπου } \alpha > 0 \text{ και } c, f \geq 0$$

Η δεσμευμένη διακύμανση τη χρονική στιγμή t είναι μια θετική συνάρτηση του τετραγώνου του σφάλματος της τελευταίας περιόδου. Ενώ τα μοντέλα ARCH δεν επιτρέπουν η δεσμευμένη διακύμανση τη χρονική στιγμή t να έχει στοχαστικό στοιχείο , τα μοντέλα μπορούν να ενσωματώσουν επιπρόσθετους όρους τετραγωνισμένων σφαλμάτων , από προηγούμενες περιόδους . Για παράδειγμα , σ' ένα μοντέλο ARCH(2) η δεσμευμένη διακύμανση είναι μια γραμμική συνάρτηση των τετραγωνισμένων σφαλμάτων των 2 πιο πρόσφατων προηγούμενων περιόδων ,δηλαδή

$$b_t = \alpha + c_1 \varepsilon_{t-1}^2 + c_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

Για σταθερότητα, το άθροισμα των συντελεστών c πρέπει να είναι λιγότερο από 1. Συνήθως, επιλέγεται να χρησιμοποιούνται λίγα lags.

Οι περιπτώσεις όπου οι επιδράσεις της μεταβλητότητας αναμένονται να είναι μεγαλύτερης διάρκειας ταιριάζουν καλύτερα στο γενικευμένο ARCH, ή GARCH. Ο Bollerslev (1986) γενίκευσε αυτό το μοντέλο ARCH, επιτρέποντας στη δεσμευμένη διακύμανση b να είναι μια συνάρτηση όχι μόνο του τετραγωνισμένου σφάλματος της τελευταίας περιόδου αλλά επίσης και της δεσμευμένης διακύμανσης. Το μοντέλο GARCH(1,1) είναι το πιο απλό και χρησιμοποιείται πιο πολύ από την οικογένεια των GARCH, προσδιορίζει την δεσμευμένη διακύμανση του R τη χρονική στιγμή t να έχει τη μορφή

$$b_t = \alpha + \beta b_{t-1} + c e_{t-1}^2$$

Από τη στιγμή που η αναμενόμενη τιμή του e^2 είναι b , δηλαδή η μακροπρόθεσμη σταθερή αξία της διακύμανσης δίνεται από τον τύπο

$$b_{\text{long run}} = \frac{\alpha}{1 - \beta - c}$$

Για μακροπρόθεσμη σταθερότητα πρέπει να ισχύει $\beta + c < 1$.

Το μοντέλο GARCH(1,1) ενσωματώνει ένα πολύ σημαντικό στοιχείο για χάραξη μιας στρατηγικής πρόβλεψης: η διακύμανση που αναμένεται σε μια συγκεκριμένη ημερομηνία είναι ένας συνδυασμός της μακροπρόθεσμης διακύμανσης και της διακύμανσης που αναμένεται για την τελευταία περίοδο, δηλαδή έχει προσαρμοστεί ώστε να λάβει υπόψη της το μέγεθος του παρατηρούμενου σοκ της τελευταίας περιόδου.

Οι Engle, Lilien και Robius (1987) επεκτείνουν το μοντέλο GARCH ώστε να επιτρέπει στο δεσμευμένο μέσο να είναι μια συνάρτηση της δεσμευμένης διακύμανσης τη στιγμή t . Το μοντέλο GARCH (1,1) – M παίρνει τη μορφή

$$R_t = \alpha + \beta b_t + \varepsilon_t$$

όπου η δεσμευμένη διακύμανση προσδιορίζεται με τον ίδιο τρόπο όπως το μοντέλο GARCH (1,1).

Ορισμένα χαρακτηριστικά των γενικών δεικτών των τιμών των μετοχών πρέπει να αναφερθούν. Οι Scholes και Williams (1977) και οι Cohen et al. (1980), εξετάζουν πως το μη ταυτόχρονο εμπόριο σε μεμονωμένες μετοχές, τα bid-ask spreads, και οι αλλαγές τιμών ελάχιστου μεγέθους μπορούν να προκαλέσουν γραμμική συσχέτιση στις αποδόσεις των μετοχών και των γενικών δεικτών. Επειδή οι παραπάνω παράγοντες μπορούν να προκαλέσουν βραχυπρόθεσμη γραμμική συσχέτιση σε αυτές τις αποδόσεις, ενώ τα μοντέλα ARCH υποθέτουν ότι το δεσμευμένο σφάλμα είναι γραμμικά ασυσχέτιστο, είναι αναγκαίο να εξάγουμε αυτή τη γραμμική συσχέτιση από την πρώτη ροπή των αποδόσεων των μετοχών. Οι Bollerslev (1987) και French, Schwert, Stambaugh (1987) προσαρμόζουν τον δεσμευμένο μέσο των αποδόσεων για ένα κινητό μέσο 1^{ης} τάξης, MA (1), έτσι ώστε η εξίσωση R να αλλάξει με τον εξής τρόπο

$$R_t = \alpha + \beta b_t - \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Το μοντέλο GARCH προσφέρει το πλεονέκτημα ότι είναι αρκετά απλό και κυρίως συλλαμβάνει το χαρακτηριστικό της χρονικής αστάθειας της διακύμανσης. Ωστόσο έχει δύο μειονεκτήματα. Αρχικά, είναι δύσκολο να ταιριάζει, ιδιαίτερα όταν περισσότερα του ενός lag χρησιμοποιούνται για κάθε μεταβλητή. Επίσης απαγορεύει ο αντίκτυπος ενός σοκ να είναι ανεξάρτητος από το πρόσρημο του, γεγονός ιδιαίτερα σημαντικό από τη στιγμή που έχει αποδειχθεί η ασυμμετρική ανταπόκριση της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών. Η μεταβλητότητα των αποδόσεων μιας μετοχής αυξάνεται ακολουθώντας μια απότομη πτώση της τιμής, αλλά μια αύξηση της τιμής του ίδιου μεγέθους δεν οδηγεί σε τέτοια αύξηση αλλά αντιθέτως μπορεί να προκαλέσει χαμηλότερη μεταβλητότητα. Για να αντιμετωπίσει αυτά τα προβλήματα ο Nelson (1991) ανέπτυξε το Exponential GARCH (EGARCH), το οποίο μοντελοποιεί το log της διακύμανσης, έτσι ώστε οι επεξηγηματικές μεταβλητές να μπορούν να πάρουν αρνητικές τιμές χωρίς να δημιουργούν πρόβλημα. Το μοντέλο EGARCH επιτρέπει την ασυμμετρική ανταπόκριση σε θετικά και αρνητικά σοκ. Θα ασχοληθούμε με αυτού του είδους τα μοντέλα αργότερα.

Προβλήματα με την οικογένεια στατιστικών μοντέλων ARCH

Τα μοντέλα ARCH έχουν εφαρμοστεί σε μεγάλο εύρος οικονομικών μελετών. Ο κύριος όγκος των μελετών που έχουν γίνει στα χρηματοοικονομικά με τη χρήση αυτών των μοντέλων αφορά κυρίως την επεξήγηση των κινήσεων της διακύμανσης παρά να την εξαγωγή προβλέψεων. Ένα σημαντικό πρόβλημα στην εφαρμογή των μοντέλων ARCH είναι η εκτίμηση τους. Αυτά τα μοντέλα απαιτούν ένα μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων για να συμπεριφερθούν καλά. Μπορεί να υπάρξουν δυσκολίες να βρεθεί το maximum, ή το maximum για ένα δεδομένο δείγμα να τοποθετείται έξω από τη θεωρητική περιοχή αποδοχής (οι συντελεστές μπορεί να είναι αρνητικοί ή το άθροισμα των τιμών τους να είναι μεγαλύτερο από 1, που σημαίνει μακροπρόθεσμη αστάθεια του συστήματος).

Ακόμα, καθώς περισσότερα παρελθοντικά τετραγωνισμένα κατάλοιπα προσθέτονται στο σύστημα, κάποιοι από τις παραμέτρους που εκτιμούνται είναι πιθανό να γίνουν αρνητικές. Οι αρνητικές παράμετροι μπορούν να προκαλέσουν εξαιρετικές δυσκολίες και στην εκτίμηση, αλλά και στη πρόβλεψη, γιατί μια μεγάλη τιμή ε πολλαπλασιαζόμενη μ' ένα αρνητικό συντελεστή μπορεί να οδηγήσει σε αρνητική διακύμανση για μια δεδομένη περίοδο. Ένα μοντέλο GARCH έχει το πλεονέκτημα ότι, ενώ διαταραχές από όλες τις πρόσφατες περιόδους μπορούν να εισαχθούν στον υπολογισμό, χρησιμοποιείται μικρός αριθμός παραμέτρων, γεγονός που αυξάνει την πιθανότητα ότι όλες θα συμπεριφερθούν καλά.

Όλα τα μοντέλα τύπου ARCH ως εργαλεία πρόβλεψης χαρακτηρίζονται από τα εξής: Αρχικά, όλα φαίνονται να χρειάζονται ένα μεγάλο αριθμό δεδομένων για αποτελεσματική εκτίμηση. Δεύτερον, όσο πιο πολύπλοκο είναι ένα μοντέλο και όσο πιο μεγάλος είναι ο αριθμός των παραμέτρων, τόσο πιο καλά θα ταιριάζει σ' ένα δείγμα, αλλά και πιο γρήγορα θα τείνει να «βρεθεί» εκτός δείγματος, δηλαδή: κάθε διαδικασία για να είναι χρήσιμη για την εξαγωγή προβλέψεων πρέπει να είναι σταθερή διαχρονικά, και άρα κάποιος όταν την χρησιμοποιεί να παίρνει εκτιμήσεις συντελεστών από τα ιστορικά δεδομένα και να είναι βέβαιος ότι το μοντέλο θα συνεχίσει να κρατάει μακροπρόθεσμα. Τρίτον,

όλα τα μοντέλα που αναφέραμε προηγουμένως , εστιάζουν στη διακύμανση ένα βήμα μπροστά. Δηλαδή δεν είναι σχεδιασμένα να εκτελούν μακροχρόνιες προβλέψεις της διακύμανσης. Αν για παράδειγμα θέλουμε να κάνουμε προβλέψεις με ένα μοντέλο GARCH(1,1)

$$\begin{aligned} b_t &= \alpha + bb_{t-1} + ce_{t-1}^2 \\ E_t(b_{t+1}) &= \alpha + bb_t + cE_t(e_t^2) \\ &= \alpha + (b+c)b_t \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ E_t(b_{t+k}) &= \alpha \sum_{s=0}^{k-1} (b+c)^s + (b+c)^k b_t \end{aligned}$$

Επειδή η πρόβλεψη της διακύμανσης για τη περίοδο $t+1$ περιλαμβάνει την άγνωστη τιμή του τετραγωνισμένου κατάλοιπου της περιόδου t , πρέπει να αντικαταστήσουμε με την αναμενόμενη τιμή του της περιόδου t , η οποία είναι η διακύμανση του μοντέλου την περίοδο t . Είναι ξεκάθαρο πως αν κάποιος θέλει να κάνει προβλέψεις για περισσότερες από μία περιόδους μπροστά, οι προβλέψεις δεν μπορούν να ενσωματώσουν οποιεσδήποτε νέες πληροφορίες από τις (άγνωστες) μελλοντικές διαταραχές, και απλά θα συγκλίνουν με τη μακροπρόθεσμη διακύμανση με μια αναλογία που εξαρτάται από τη τιμή του $(b+c)$.

Οι Hamao, Masulis και Ng (1990) ερευνούν τις αλληλεπιδράσεις των χρηματιστηριακών αγορών σε όρους ροπών περί την αρχή αλλά και κεντρικών ροπών δηλαδή εξετάζουν διαχύσεις τιμών (διεθνείς εξαρτήσεις ροπών περί την αρχή) και διαχύσεις μεταβλητότητας (διεθνείς εξαρτήσεις κεντρικών ροπών) στα τρία μεγαλύτερα χρηματιστήρια του κόσμου (Νέα Υόρκη, Τόκιο, και Λονδίνο) χρησιμοποιώντας μονομεταβλητό GARCH μοντέλο. Σε αντίθεση με προηγούμενες εργασίες , χωρίζουν τις καθημερινές close-to-close αποδόσεις σε close-to-open και open-to-close .Αυτό τους βοηθάει να αναλύσουν ξεχωριστά τις επιδράσεις διάχυσης της μεταβλητότητας των τιμών των ξένων αγορών στην τιμή ανοίγματος στην εγχώρια αγορά και σε τιμές κατά τη διάρκεια της διαπραγμάτευσης.

Εξετάζουν την δραστηριότητα των τιμών καθημερινά και κατά τη διάρκεια της ημέρας για μια περίοδο 3 χρόνων , από την 1^η Απριλίου του 1985 εως τις 31 Μαρτίου του 1988, επιλέγοντας γι' αυτόν τον σκοπό τους γενικούς δείκτες Nikkei 225 , FTSE 100, Standard & Poors 500. Προηγούμενη στατιστική ανάλυση αποδόσεων κοινών μετοχών έχει καταγράψει μέτρια γραμμική συσχέτιση για μικρές χρονικές περιόδους . Επίσης προηγούμενες αναλύσεις καθημερινών και μηνιαίων αποδόσεων κοινών μετοχών έχουν καταλήξει στο

συμπέρασμα ότι μεγάλες αλλαγές των τιμών τείνουν να ακολουθούνται από μεγάλες αλλαγές – θετικές ή αρνητικές- ενώ μικρές αλλαγές τείνουν να ακολουθούνται από επίσης μικρές αλλαγές . Έχει αποδειχτεί επίσης ότι ποσοστιαίες αλλαγές των τιμών των μετοχών παρουσιάζουν πιο «χοντρές» ουρές απ’ ότι προβλέπεται από μία στάσιμη κανονική κατανομή. Το ARCH μοντέλο αναγνωρίζει την χρονική εξάρτηση στη κεντρική ροπή των αποδόσεων των μετοχών και παρουσιάζει μια λεπτόκυρτη κατανομή για τα μη δεσμευμένα σφάλματα από το generating process των αποδόσεων των μετοχών. Γι’ αυτό και εκτιμούν τα processes των καθημερινών close-to-open και open-to-close αποδόσεων των 3 γενικών δεικτών μ’ ένα GARCH-M μοντέλο.

Έχουν καταγραφεί αρνητικές μέσες αποδόσεις καθώς και υψηλότερες διακυμάνσεις των αποδόσεων των αμερικάνικων μετοχών τις Δευτέρες . Για να συμπεριλάβουν αυτή την πιθανή επίδραση , προσθέτουν μια ψευδομεταβλητή για την ημέρα που ακολουθεί μετά από ένα σαββατοκύριακο ή τις διακοπές και στην εξίσωση του δεσμευμένου μέσου και της δεσμευμένης διακύμανσης.

Μη γραμμικές τεχνικές βελτιστοποίησης χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των εκτιμήσεων maximum-likelihood βασιζόμενες στον αλγόριθμο των Berndt-Hall-Hausman. Τα αρχικά τεστ προσδιορισμού για το μοντέλο περιλαμβάνουν την στατιστική Ljung-Box , η οποία χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της έλλειψης γραμμικής εξάρτησης στα κατάλοιπα του μοντέλου και στα τετραγωνισμένα κατάλοιπα. Αυτή η στατιστική κατανέμεται ασυμπτωτικά ως chi-square. Εξετάζονται οι συντελεστές λοξότητας και κύρτωσης για τα κανονικοποιημένα κατάλοιπα. Η περιγραφική ισχύς του εκτιμούμενου μοντέλου μπορεί να αξιολογηθεί με την στατιστική likelihood ratio (LR) που κατανέμεται ως chi-square. Τέλος διεξάγουν τον έλεγχο για τις διαχύσεις στο δεσμευμένο μέσο και στη μεταβλητότητα κάνοντας ανάλυση συσχέτισης και συνυπολογίζοντας τις lagged αποδόσεις και τα εκτιμημένα τετραγωνισμένα κατάλοιπα από τις άλλες χρηματιστηριακές αγορές στα μοντέλα ARCH.

Αρχικά εξετάζουν τη γραμμική συσχέτιση των close-to-close, close-to-open και open-to-close αποδόσεων των 3 γενικών δεικτών . Δεδομένου της έλλειψης αποδείξεων ύπαρξης σημαντικής γραμμικής συσχέτισης υψηλότερης τάξης πέρα από μία πιθανή “day of the week” επίδραση , προσδιορίζουν μία MA(1) process από κοινού μ’ ένα μοντέλο GARCH-M, το οποίο το εφαρμόζουν και στις 3 σειρές αποδόσεων .

Για να αποτιμηθεί η καταλληλότητα του GARCH-M προσδιορισμού για τις ημερήσιες open-to-close αποδόσεις χρησιμοποιούν ένα μοντέλο MA(1)-GARCH-M(1,1) , το οποίο έχει την εξής μορφή

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta b_t + \delta D_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ b_t &= \alpha + \beta b_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t \end{aligned} \quad (1)$$

όπου b αναπαριστά τη δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του γενικού δείκτη , R_t το χρόνο t , και D είναι μια ψευδομεταβλητή που παίρνει τη τιμή 1 τις ημέρες που ακολουθούν μετά από σαββατοκύριακα και διακοπές και 0 όταν δεν συμβαίνει αυτό. Αυτή η μορφοποίηση εξετάζει πιο ξεκάθαρα την επίδραση διάχυσης που συχνά υποστηρίζεται ότι υπάρχει όταν μελετούνται συμπίπτουσες close-to-close αποδόσεις .Χρησιμοποιώντας open-to-close αποδόσεις για χρηματιστήρια που δεν συμπίπτουν οι ώρες διαπραγμάτευσης , εξαιλούμε την επίδραση διάχυσης στις τιμές ανοίγματος που προβλέπονται από τα μοντέλα διεθνούς αποτίμησης

κεφαλαιουχικών στοιχείων. Εξετάζοντας τις στατιστικές δεν παρατηρούνται ενδείξεις σοβαρού misspecification του μοντέλου μας.

Υστερα εισάγουν μια εξωγενή μεταβλητή στη δεσμευμένη διακύμανση η οποία συλλαμβάνει την πιθανή επίδραση διάχυσης μεταβλητότητας στην εγχώρια αγορά από ξένες αγορές που ήταν ανοικτές από πριν. Μεταφράζοντας το τετραγωνισμένο κατάλοιπο από το παραπάνω μοντέλο ως μία « έκπληξη μεταβλητότητας », παίρνουμε το πιο πρόσφατο τετραγωνισμένο κατάλοιπο που προέρχεται από το μοντέλο (1) , συμβολίζεται με X_t , χρησιμοποιώντας τις open-to-close αποδόσεις της ξένης αγοράς που ήταν ανοικτή πιο πρόσφατα (το Τόκιο για το Λονδίνο, το Λονδίνο για την Νέα Υόρκη, και η Νέα Υόρκη για το Τόκιο) , και το προσάπτουμε στον προσδιορισμό της δεσμευμένης διακύμανσης της εγχώριας αγοράς

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta b_t + \delta D_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ b_t &= \alpha + \beta b_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t + f X_t \quad (2) \end{aligned}$$

Σε αυτόν τον προσδιορισμό του GARCH μοντέλου, η X_t μπορεί να μεταφραστεί ως η πιο πρόσφατη έκπληξη μεταβλητότητας που παρατηρήθηκε στις ξένες αγορές. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης αυτού του μοντέλου μας δείχνουν ότι η επίδραση μιας έκπληξης μεταβλητότητας στην πιο πρόσφατη ως προς την περίοδο διαπραγμάτευσης ξένη αγορά στη μεταβλητότητα των αποδόσεων της εγχώριας αγοράς είναι στατιστικά σημαντική και θετική και για τις 3 αγορές.

Το επόμενο βήμα που ακολουθούν είναι να επεκτείνουν τις εξωγενείς μεταβλητές στην εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης περιλαμβάνοντας τα τετραγωνισμένα κατάλοιπα από το μοντέλο GARCH-M των open-to-close αποδόσεων και των δύο ξένων αγορών που έχουν ολοκληρώσει τη διαπραγμάτευση ενώ η εγχώρια αγορά είναι κλειστή. Έτσι έχουμε

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta b_t + \delta D_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ b_t &= \alpha + \beta b_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t + f_1 X_{1t} + f_2 X_{2t} \quad (3) \end{aligned}$$

Με αυτόν το τρόπο μπορούμε να εξετάσουμε ξεχωριστά τις επιδράσεις της διάχυσης μεταβλητότητας και από τις δύο αγορές. Αν η επίδραση της διάχυσης αντανακλά την επιρροή μιας κοινής οικονομικής επίδρασης στη μεταβλητότητα και των τριών χρηματιστηριακών δεικτών , θεωρείται απίθανο η εισαγωγή της δεύτερης ξένης αγοράς να προσθέτει σε επεξηγηματική δύναμη. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι και οι 3 αγορές επηρεάστηκαν από τις εκπλήξεις μεταβλητότητας των δύο πιο πρόσφατα ανοικτών αγορών, με την εξαίρεση ότι το Τόκιο δεν έχει σημαντική επίδραση στην Νέα Υόρκη. Επίσης βρίσκουν ότι η επίδραση της διάχυσης της αγοράς της Νέας Υόρκης είναι μεγαλύτερη απ' ότι αυτή της άλλης ξένης αγοράς στην επιρροή στην μεταβλητότητα είτε του Λονδίνου είτε του Τόκιο. Συνολικά, ο συνυπολογισμός μιας δεύτερης ξένης αγοράς δεν φαίνεται να μειώνει την επίδραση της διάχυσης της μεταβλητότητας της πρώτης ξένης αγοράς και για το μεγαλύτερο μέρος και οι δύο αγορές φαίνονται να έχουν ίσης σημασίας επιδράσεις διάχυσης. Θεωρείται απίθανο αυτές οι παρατηρούμενες σχέσεις να είναι το αποτέλεσμα μιας κοινής οικονομικής επίδρασης.

Στη συνέχεια, θεωρούν την πιθανότητα μιας επίδρασης διάχυσης στις αποδόσεις μιας αγοράς στο δεσμευμένο μέσο καθώς και στη δεσμευμένη διακύμανση στην επόμενη αγορά που θα αρχίσει διαπραγμάτευση, χρησιμοποιώντας πάλι δεδομένα open-to-close αποδόσεων. Προσαρμόζουν τον προσδιορισμό στο μοντέλο (2), επεκτείνοντας τον ορισμό του δεσμευμένου μέσου ώστε να περιλαμβάνει την τρέχουσα open-to-close απόδοση της πιο πρόσφατης ξένης αγοράς που άρχισε εμπόριο, Y_t , και ορίζουν την εξωγενή μεταβλητή X_t στη δεσμευμένη διακύμανση να είναι το πιο πρόσφατο τετραγωνισμένο κατάλοιπο από το μοντέλο (1) για την open-to-close απόδοση της ίδιας ξένης αγοράς. Η μορφή του μοντέλου είναι

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta b_t + \delta D_t + \phi Y_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ b_t &= \alpha + \beta b_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t + f X_t \end{aligned} \quad (4)$$

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι στατιστικά σημαντικές επιδράσεις διάχυσης στο μέσο, Y_t , παρατηρούνται και στην Νέα Υόρκη και στο Τόκιο. Με άλλα λόγια, ο δεσμευμένος μέσος των αποδόσεων εμφανίζει μία θετική επίδραση διάχυσης από την ξένη αγορά, δηλαδή μια υψηλή απόδοση στην Νέα Υόρκη (Λονδίνο) ακολουθείται από μία υψηλή απόδοση στο Τόκιο (Νέα Υόρκη), αλλά μια τέτοια σχέση δεν εντοπίζεται μεταξύ του Τόκιο και του Λονδίνου. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με τη δεσμευμένη διακύμανση που παρουσιάζει μια επίδραση διάχυσης και στις 3 αγορές σε όλη τη περίοδο του δείγματος. Για την Νέα Υόρκη όπου η επίδραση της διάχυσης στο μέσο είναι πιο μεγάλη και πιο σημαντική, μια πιθανή εξήγηση που δίνεται είναι η 1 ώρα ταύτιση στο χρόνο διαπραγμάτευσης με το Λονδίνο. Για το Τόκιο είναι πιο δύσκολο να εξηγηθεί. Μια προσέγγιση να εξαιρεθεί αυτή η επίδραση που παρατηρείται στις open-to-close αποδόσεις της Νέας Υόρκης είναι να αντικαταστήσουν τις open-to-close αποδόσεις με τις noon-to-close αποδόσεις του S&P 500. Επανεκτιμώντας το μοντέλο (4) για την αγορά της Νέας Υόρκης χρησιμοποιώντας noon-to-close αποδόσεις, μπορούν να συγκρίνουν τα αποτελέσματα με αυτά που πήραν προηγουμένως. Το βασικό μοντέλο (1) επανεκτιμάται για να προσδιοριστεί κατά πόσο το μοντέλο GARCH-M είναι ένας κατάλληλος προσδιορισμός για τις noon-to-close αποδόσεις του S&P 500. Αυτή η σύγκριση επιτρέπει την αποτίμηση της επιρροής στο δεσμευμένο μέσο και διακύμανση της Νέας Υόρκης. Τα αποτελέσματα για αυτές τις 2 εκτιμήσεις μας δείχνουν ότι οι noon-to-close αποδόσεις του S&P 500 χαρακτηρίζονται καλά από το βασικό μοντέλο. Αυτό το αποτέλεσμα υποστηρίζει την επανεκτίμηση της επίδρασης της διάχυσης χρησιμοποιώντας το μοντέλο (4) και τις ίδιες τις noon-to-close αποδόσεις του S&P 500. Βρίσκουν ότι η επίδραση διάχυσης στο δεσμευμένο μέσο δεν είναι πλέον σημαντική, ενώ η επίδραση διάχυσης στη δεσμευμένη διακύμανση ενισχύεται.

Προηγούμενες μελέτες των επιδράσεων διάχυσης έχουν βασιστεί σε close-to-close αποδόσεις για την εκτίμηση αυτών των επιδράσεων. Κάτι τέτοιο τείνει να δημιουργεί σύγχυση για τις διάφορες εναλλακτικές αιτίες της συσχέτισης της απόδοσης στα processes των αποδόσεων στις διάφορες αγορές από τη στιγμή που το χρονικό διάστημα που αντιπροσωπεύεται από αυτές τις αποδόσεις συμπίπτουν. Με ένα σημαντικό βαθμό διεθνούς οικονομικής ενοποίησης, όταν συμπίπτουν τα χρονικά διαστήματα των αποδόσεων στις διάφορες αγορές παράγουν θετική συσχέτιση στις μετρούμενες αποδόσεις και πιθανώς και στη μεταβλητότητα των

αποδόσεων. Ο βαθμός στον οποίο προηγούμενες καταγραμμένες θετικές συσχετίσεις στις αποδόσεις μεταξύ διάφορων αγορών οφείλονται στις συμπίπτουσες ώρες διαπραγμάτευσης, μπορεί να αξιολογηθεί με τη μελέτη των επιδράσεων διάχυσης των ταυτόχρονων open-to-close αποδόσεων των ξένων αγορών στις close-to-open αποδόσεις της εγχώριας αγοράς. Με αυτό λαμβάνουμε υπόψιν μας την επίδραση της “overnight” διαπραγμάτευσης των ξένων αγορών στην τιμή ανοίγματος της εγχώριας αγοράς. Για την εκτίμηση των επιδράσεων διάχυσης και στο δεσμευμένο μέσο και στη δεσμευμένη διακύμανση των close-to-open αποδόσεων της εγχώριας αγοράς, χρησιμοποιούμε το μοντέλο (4) όπου οι εξωγενείς μεταβλητές Y και X ορίζονται ως η πιο πρόσφατη open-to-close απόδοση και πιο πρόσφατο τετραγωνισμένο κατάλοιπο χρησιμοποιώντας το μοντέλο (1) για τις δύο ξένες αγορές που έχουν διαπραγμάτευση σε αυτό το χρονικό διάστημα. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης μας δείχνουν ότι οι πιο πρόσφατες open-to-close αποδόσεις των δύο ξένων αγορών έχουν θετικές επιδράσεις στη τιμή ανοίγματος στην αγορά που διαπραγματεύεται ύστερα από αυτές με τουλάχιστον μία από αυτές τις δύο ξένες αγορές να επιδεικνύει στατιστική σημαντικότητα. Βρίσκουν επίσης ότι, τουλάχιστον στη μία από τις δύο ξένες αγορές, το κατάλοιπο της από το μοντέλο GARCH έχει μία σημαντική επίδραση διάχυσης στη δεσμευμένη διακύμανση των close-to-open αποδόσεων στην αγορά που διαπραγματεύεται ύστερα από αυτές. Συγκρίνοντας αυτά τα αποτελέσματα με αυτά που πήραμε προηγουμένως με τις open-to-close αποδόσεις, βρίσκουμε παρόμοια patterns διάχυσης με την απόδοση της αγοράς του Τόκιο να έχει μικρή επιρροή στη τιμή ανοίγματος του Λονδίνου. Επίσης, το μέγεθος της επίδρασης της διάχυσης μεταβλητότητας είναι πολύ πιο ισχυρή στη δεσμευμένη διακύμανση των open-to-close αποδόσεων.

Συνοψίζοντας, βρίσκουν επιδράσεις διάχυσης μεταβλητότητας από τις ΗΠΑ και την Αγγλία στην Ιαπωνία. Αυτό η επίδραση παρουσιάζει μια ασυμμετρία: ενώ η διάχυση μεταβλητότητας στην Ιαπωνία είναι σημαντική, οι επιδράσεις διάχυσης στις άλλες δύο αγορές είναι πολύ πιο αδύναμες.

Μη αναμενόμενες αλλαγές στους γενικούς δείκτες ξένων χρηματιστηρίων συνδέονται με σημαντικές επιδράσεις διάχυσης στο δεσμευμένο μέσο της εγχώριας αγοράς και για open-to-close αποδόσεις αλλά και close-to-open αποδόσεις. Το μέγεθος της διάχυσης μεταβλητότητας είναι γενικά πιο μικρό στη περίπτωση των close-to-open αποδόσεων.

Μια παρεμφερή με τη προηγούμενη εργασία εκπόνησαν οι Kim και Rogers (1994) εξετάζοντας κατά πόσο μία αναπτυσσόμενη και πρόσφατα απελευθερωμένη αγορά όπως η Κορέα είναι δεκτική στη μετάδοση της κινητικότητας των τιμών των μετοχών και της μεταβλητότητας από τις μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αγορές (Ιαπωνία και ΗΠΑ). Χρησιμοποιούν GARCH μεθοδολογία για να εξετάσουν κατά πόσο έχει υπάρξει κάποια αλλαγή στη μετάδοση της μεταβλητότητας ύστερα από την απελευθέρωση της κορεάτικης αγοράς. Εξετάζουν ένα ολόκληρο σετ δεδομένων και μια υποπερίοδο ύστερα από την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς. Επειδή οι υπό εξέταση χρηματιστηριακές αγορές λειτουργούν σε διαφορετικές ώρες, χρησιμοποιούνται intraday δεδομένα. Κατά τη διάρκεια της ώρας λειτουργίας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, το χρηματιστήριο της Κορέας έχει ήδη ολοκληρώσει τον ημερήσιο κύκλο διαπραγμάτευσης. Έτσι, οι επενδυτές στην

Ασία θα έχουν τη πληροφόρηση για τις κινήσεις των χρηματιστηριακών τιμών της Ν. Υόρκης της προηγούμενης ημέρας πριν ξεκινήσει η διαπραγματεύση στο εγχώριο χρηματιστήριο. Αν η πληροφόρηση είναι «κατάλληλη» για τους επενδυτές στις αγορές της Ασίας και οι αγορές είναι αποτελεσματικές όσον αφορά τη πληροφόρηση, θα υπάρχουν επιδράσεις διάχυσης στις τιμές ανοίγματος αυτών των χρηματιστηρίων. Κατά τους Kim και Rogers υπάρχει ένας ακόμα λόγος να αναμένονται διαχύσεις, και αυτός είναι η διαχείριση χαρτοφυλακίου/στρατηγικές αντιστάθμισης κινδύνου. Ο Harvey (1993) προτείνει την επένδυση σε αναπτυσσόμενες αγορές ως ένα τρόπο βελτιστοποίησης ενός χαρτοφυλακίου και αυτό γιατί έχει αποδειχθεί ότι οι αποδόσεις αυτών των αναπτυσσόμενων αγορών (1) είναι προβλέψιμες, (2) είναι υψηλές και (3) έχουν χαμηλές συσχετίσεις με τις αποδόσεις των μεγάλων χρηματιστηρίων. Καθώς οι επενδύσεις θα αυξάνονται, οποιεσδήποτε διαχύσεις συμβούν που θα οφείλονται στη πληροφόρηση που έρχεται από την Νέα Υόρκη θα εμφανιστούν στη τιμή ανοίγματος του Κορεάτικου χρηματιστηρίου.

Χρησιμοποιούν καθημερινές τιμές ανοίγματος και κλεισίματος των γενικών δεικτών KOSPI (γενικός δείκτης της Κορέας), NIKKEI, και S&P 500 για να υπολογίσουν τις open-to-close (OC) αλλά και close-to-open (CO) αποδόσεις τους. Το χρηματιστήριο της Κορέας περιορίζει την ποσότητα της καθημερινής αλλαγής της τιμής μιας μετοχής θέτοντας κάποια όρια μέσα στα οποία η τιμή μιας μετοχής θα κυμανθεί. Αν στη καθημερινή διαπραγματεύση των μετοχών οι τιμές των μετοχών φτάνουν αυτά τα όρια, τότε κάτι τέτοιο δημιουργεί σημαντικά προβλήματα, εκ των οποίων το πιο προφανές η ψεύτικη χαμηλή μεταβλητότητα. Καθώς οι τιμές των μετοχών αναγκάζονται να κυμανθούν σε συγκεκριμένα όρια καθημερινά, η μεταβλητότητα των αποδόσεων που θα υπολογίζεται θα αντανάκλα την πραγματική μεταβλητότητα συν κάποιο αρνητικό μεροληπτικό σφάλμα (bias). Ακόμα περισσότερο η μεταβλητότητα μπορεί να επεκταθεί καθώς οι επενδυτές θα χρειαστούν αρκετές ημέρες για να κάνουν τις διαπραγματεύσεις τους χρησιμοποιώντας πληροφόρηση που είναι διαθέσιμη σε αυτούς. Παρομοίως οι αποδόσεις που υπολογίζονται δεν θα αντανάκλουν την πραγματική απόδοση, αλλά την πραγματική συν κάποιο μεροληπτικό σφάλμα. Επίσης, καθώς οι τιμές των μετοχών θα χρειάζονται μέρες για να φτάσουν στη πραγματική τιμή τους αντί για κάποιες ώρες, αυτό θα δημιουργήσει κάποια βραχυπρόθεσμη αυτοσυσχέτιση. Ωστόσο τα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτοσυσχέτισης δείχνουν ότι οι αποδόσεις παρουσιάζουν μια βραχυπρόθεσμη αυτοσυσχέτιση ενός lag, η οποία είναι παρόμοια με αυτή των NIKKEI, και S&P 500. Επειδή δεν γνωρίζουν με ακρίβεια τη σημαντικότητα των παραπάνω προβλημάτων, κάνουν την υπόθεση ότι είναι τόσο μικρά ώστε να μην επηρεάζουν τα κύρια αποτελέσματα της μελέτης.

Οι συντελεστές λοξότητας και κύρτωσης παρουσιάζουν τις σειρές των αποδόσεων αρκετά λεπτόκυρτες. Οι διαφορές ανάμεσα σε ολόκληρη τη περίοδο και στην περίοδο ύστερα από την ανακοίνωση δείχνουν χρονικά μεταβαλλόμενη μεταβλητότητα. Τα cross-correlations είναι αρκετά χαμηλά σε σχέση με αυτά μεταξύ των μεγάλων αγορών. Γενικά τα cross-correlations μεταξύ του KOSPI και του NIKKEI είναι υψηλότερα απ' ό,τι αυτά μεταξύ του KOSPI και του S&P 500. Είναι επίσης υψηλότερα για τις αποδόσεις CO KOSPI παρά για τις OC. Πρέπει να σημειωθεί ότι στο άνοιγμα του κορεάτικου χρηματιστηρίου, οι εγχώριοι traders έχουν στη διάθεση τους τις τιμές ανοίγματος και κλεισίματος του Τόκιο και της Ν. Υόρκης, καθώς και τις τιμές ανοίγματος της ίδιας μέρας του Τόκιο καθώς το χρηματιστήριο της Κορέας ανοίγει 30 λεπτά μετά από του Τόκιο.

Επομένως, σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς, οι Κορεάτες επενδυτές θα λάβουν υπόψιν τους όλη αυτή τη πληροφόρηση και θα την ενσωματώσουν στα δικά τους opening bids. Οι προκύπτουσες επιδράσεις διάχυσης θα επηρεάσουν πιο πολύ τις τιμές ανοίγματος KOSPI απ' ό,τι τις τιμές κλεισίματος και άρα θα υπάρχει ισχυρότερη επίδραση στις CO αποδόσεις. Επίσης, κατά το κλείσιμο της χρηματιστηριακής αγοράς της Κορέας δεν υπάρχει νέα πληροφόρηση από τη Νέα Υόρκη (δεν έχει ανοίξει ακόμα το χρηματιστήριο) ενώ υπάρχει από το Τόκιο. Επομένως οι τιμές κλεισίματος KOSPI θα αντανακλούν μόνο τις διαχύσεις από το Τόκιο. Άρα, μπορούμε να πούμε ότι διαχύσεις από την Ν. Υόρκη θα συμβούν μόνο στις αποδόσεις KOSPI CO, ενώ διαχύσεις από το Τόκιο θα συμβούν στις CO και OC αποδόσεις.

Στη συνέχεια εξετάζουν κατά πόσο παρόμοια cross-correlation patterns υπάρχουν στις τετραγωνισμένες αποδόσεις. Παρατηρούμε ότι η αύξηση στη συσχέτιση με τις τετραγωνισμένες αποδόσεις είναι πολύ μεγαλύτερη τη περίοδο μετά την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς. Επίσης, οι συσχετίσεις των τετραγωνισμένων αποδόσεων είναι σχετικά αρκετά υψηλότερες μεταξύ των KOSPI και NIKKEI απ' ό,τι μεταξύ KOSPI και S&P 500 σε σύγκριση με αυτές των επιπέδων αποδόσεων.

Το βασικό μοντέλο που χρησιμοποιούν είναι ένα GARCH-M, το οποίο παρουσιάζεται παρακάτω. Μη γραμμικές τεχνικές βελτιστοποίησης χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των εκτιμήσεων maximum-likelihood βασιζόμενες στον αλγόριθμο των Berndt-Hall-Hall-Hausman.

$$R_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 h_t^{1/2} + \gamma_2 DL_t + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta_1 DL_t + \delta_2 DS_t$$

όπου, R_t^i είναι η απόδοση KOSPI ($i = OC, CO$) και h_t είναι η δεσμευμένη διακύμανση. Στην εξίσωση του μέσου, το μοντέλο 1 περιλαμβάνει έναν όρο κινδύνου, $h_t^{1/2}$ η οποία εκφράζεται ως μία τετραγωνική ρίζα της ταυτόχρονης δεσμευμένης διακύμανσης. Ο συντελεστής του $h_t^{1/2}$ είναι υψηλός και σημαντικός, που σημαίνει ότι υπάρχει μία σημαντική ποσότητα tradeoff απόδοσης-κινδύνου στις αποδόσεις KOSPI OC. Η εξίσωση του μέσου περιλαμβάνει επίσης ένα κινητό μέσο 1^{ης} τάξης (MA(1)). Αυτό γίνεται για λόγους που έχουμε αναφέρει σε προηγούμενο τμήμα της ανασκόπησης. Επίσης περιλαμβάνει και μια «μετά την ανακοίνωση» ψευδομεταβλητή, DL_t , η οποία είναι 1 στην υποπερίοδο μετά την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς και 0 στην αντίθετη περίπτωση. Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής είναι υψηλός σε απόλυτη αξία και στατιστικά σημαντικός κάτι που μας δείχνει ότι η ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς είχε αρνητικό αντίκτυπο στις αποδόσεις των μετοχών στην Κορέα. Η εξίσωση της διακύμανσης περιλαμβάνει μια ακόμα ψευδομεταβλητή τη DS_t που εξετάζει την επίδραση του Σαββάτου. Ο συντελεστής του DL_t στην εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης είναι στατιστικά ασήμαντος και απορρίπτεται.

Προχωρούν στο στήσιμο και εκτίμηση ενός μοντέλου GARCH που θα χρησιμοποιηθεί για να ελεγχθεί η αύξηση των διαχύσεων μεταβλητότητας από την Νέα Υόρκη και το Τόκιο στη Κορέα μετά την απελευθέρωση της αγοράς. Για να συλλάβουν την πιθανή άμεση επίδραση της μεταβλητότητας στις αποδόσεις

της κορεάτικης αγοράς, άλλαξαν τον προσδιορισμό των αποδόσεων των μετοχών στην εξίσωση του μέσου, χωρίζοντας τον όρο του χρονικά μεταβαλλόμενου κινδύνου σε δύο μέρη: μία μέτρηση κινδύνου που προέρχεται από την μεταβλητότητα της ίδιας της αγοράς, $h_t^{1/2}$, και τέσσερις μετρήσεις κινδύνου που συλλαμβάνουν τις άμεσες επιδράσεις διάχυσης μεταβλητότητας από τις πιο επιδραστικές αγορές. Συμβολίζουν την διάχυση μεταβλητότητας από την Ν. Υόρκη με XS_t , του Τόκιο με XN_t , και οι δύο όροι διάχυσης μετά την ανακοίνωση με $XS_t \cdot DL_t$ και $XN_t \cdot DL_t$. Αυτή η προσέγγιση διαφέρει από αυτή των Hamao, Masulis και Ng όπου οι αποδόσεις των ξένων αγορών αντί η διάχυση της μεταβλητότητας μοντελοποιούνται στην εξίσωση του μέσου. Ενώ τα επίπεδα των αποδόσεων των ξένων χρηματιστηρίων αποτελούν σημαντικούς προσδιοριστικούς παράγοντες των αποδόσεων μιας εγχώριας αγοράς, η πραγματική πληροφόρηση αποκαλύπτεται στη κίνηση των αποδόσεων, η οποία απεικονίζεται στην μεταβλητότητα των αποδόσεων. Όροι διάχυσης μεταβλητότητας περιλαμβάνονται επίσης και στην εξίσωση της διακύμανσης ως ανεξάρτητες μεταβλητές. Αυτό επιτρέπει την εκτίμηση της άμεσης σχέσης μεταξύ των διαχύσεων των 2 μεγάλων αγορών και της μεταβλητότητας της Κορεάτικης αγοράς. Επομένως ο διαχωρισμός των όρων του κινδύνου στην εξίσωση του μέσου, και ο συνυπολογισμός τους ως επεξηγηματικές μεταβλητές στην εξίσωση της διακύμανσης, επιτρέπει την πλήρη εξέταση της διάχυσης της μεταβλητότητας στο μέσο και στη διακύμανση των αποδόσεων KOSPI.

Πρέπει να σημειώσουμε ότι υιοθετείται η μέθοδος της «έκπληξης της μεταβλητότητας» των Hamao, Masulis και Ng, όπου η πιο πρόσφατη παρατήρηση διάχυσης μεταβλητότητας χρησιμοποιείται. Επίσης, επειδή η Κορέα είναι μια μικρή χώρα εξετάζουν μόνο τις περιπτώσεις διάχυσης μεταβλητότητας από την Ν. Υόρκη και το Τόκιο στη Κορέα. Η χρήση των μεταβλητών $XS_t \cdot DL_t$ και $XN_t \cdot DL_t$ μας επιτρέπει μια άμεση εκτίμηση της αύξησης στις διαχύσεις μεταβλητότητας μετά από την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς. Το μοντέλο 2 είναι το εξής

$$R_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 h_t^{1/2} + \gamma_2 DL_t + \gamma_3 XN_t + \gamma_4 XN_t \cdot DL_t + \gamma_5 XS_t + \gamma_6 XS_t \cdot DL_t + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta_1 DL_t + \delta_2 DS_t + \delta_3 XN_t + \delta_4 XS_t + \delta_5 XS_t \cdot DL_t$$

Επειδή τα εμπειρικά αποτελέσματα μας δείχνουν ότι οι επιδράσεις της διάχυσης της μεταβλητότητας δεν έχουν αυξηθεί με την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς για τις αποδόσεις OC, είναι σημαντικό να εξεταστεί αν οι διαχύσεις θα είχαν αυξηθεί για τις αποδόσεις CO. Αν κάτι τέτοιο γινόταν, αυτό θα σήμαινε ότι όλη αυτή η νέα πληροφόρηση θα αποκαλυπτόταν στις τιμές ανοίγματος, και άρα θα είχαν ισχυρή επίδραση στις αποδόσεις CO, ιδιαίτερα μετά την ανακοίνωση της απελευθέρωσης. Για να ελέγξουν αυτή την υπόθεση, εκτιμούν το Μοντέλο 1 για τις αποδόσεις CO. Ύστερα εκτιμούν το μοντέλο 2. Τα αποτελέσματα που παίρνουν είναι αρκετά διαφορετικά από αυτά που πήραν προηγουμένως με τις OC αποδόσεις: οι διαχύσεις από την Ν. Υόρκη στη διακύμανση είναι τόσο μεγάλες (και στατιστικά σημαντικές) όσο και αυτές από το Τόκιο. Επίσης, η αλλαγή στις διαχύσεις μετά από την ανακοίνωση της απελευθέρωσης της αγοράς είναι σημαντική.

Συνοψίζοντας, οι Kim και Rogers έδειξαν ότι οι διαχύσεις μεταβλητότητας έχουν αυξηθεί στη Κορέα για αποδόσεις CO ύστερα από την απελευθέρωση της αγοράς, ενώ για αποδόσεις OC οι αυξήσεις φαίνονται αμηλητές. Αυτό υποδεικνύει ότι η πληροφόρηση σχετικά με τη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών στα μεγάλα ξένα χρηματιστήρια έχει γίνει πολύ σημαντικός παράγοντας για τις τιμές ανοίγματος μετά από την απελευθέρωση της αγοράς.

ΜΟΝΤΕΛΑ EGARCH

Μια δεύτερη γενιά GARCH μοντέλων έχουν διατυπωθεί από τον Nelson (1991). Αυτά τα μοντέλα λαμβάνουν υπόψιν τους ένα χαρακτηριστικό που ήδη έχει αναφερθεί από τον Black (1976), την ασυμμετρική ανταπόκριση της μεταβλητότητας στα παρελθοντικά σοκ. Η δεσμευμένη μεταβλητότητα είναι υψηλότερη ύστερα από ένα αρνητικό σοκ απ' ό,τι ύστερα από ένα θετικό σοκ του ίδιου μεγέθους, ή με άλλα λόγια κακά νέα έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στη δεσμευμένη μεταβλητότητα απ' ό,τι τα καλά νέα. Η πιο διάσημη εξήγηση για το φαινόμενο αυτό είναι ότι μετά από ένα αρνητικό σοκ ο λόγος χρέος προς μετοχικό κεφάλαιο (debt to equity ratio) αυξάνεται και καθιστά την εταιρία πιο επικίνδυνη, γι' αυτό και το φαινόμενο αυτό έχει χαρακτηριστεί ως «επίδραση της μόχλευσης» (leverage effect). Τα παραδοσιακά μοντέλα της οικογένειας ARCH δεν επιτρέπουν ο αντίκτυπος ενός σοκ να είναι ανεξάρτητος από το πρόσημο του. Για να αντιμετωπίσει αυτά τα προβλήματα ο Nelson (1991) ανέπτυξε το Exponential GARCH (EGARCH), το οποίο μοντελοποιεί το log της διακύμανσης, έτσι ώστε οι επεξηγηματικές μεταβλητές να μπορούν να πάρουν αρνητικές τιμές χωρίς να δημιουργούν πρόβλημα. Το μοντέλο EGARCH επιτρέπει την ασυμμετρική ανταπόκριση σε θετικά και αρνητικά σοκ. Ένα ανταγωνιστικό μοντέλο το οποίο επίσης επιτρέπει στη μεταβλητότητα να ανταποκριθεί ασυμμετρικά στις αλλαγές είναι το Quadratic GARCH το οποίο προτάθηκε από τον Engle (1990), όμως οι Engle και Ng (1993) βρίσκουν ότι το μοντέλο EGARCH είναι πιο αποτελεσματικό αφού το πρώτο δεν προβλέπει σε ικανοποιητικό βαθμό τη μεταβλητότητα που σχετίζεται με αρνητικές αλλαγές. Η ύπαρξη σημαντικών ασυμμετρικών διαχύσεων μεταβλητότητας στις διάφορες αγορές έχει εξεταστεί από τους Booth και Koutmos (1995), και Booth, Martikainen και Tse (1997) με το πλαίσιο πολυμεταβλητών EGARCH μοντέλων με σταθερές συσχετίσεις. Σε αυτές τις έρευνες θα αναφερθώ αρκετά διεξοδικά αργότερα.

Οι Isakov Perignon (2000) εξετάζουν τις δυναμικές σχέσεις σε όρους αποδόσεων και μεταβλητότητας ανάμεσα στην Ελβετική χρηματιστηριακή αγορά και τα μεγάλα χρηματιστήρια του κόσμου (ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γερμανία, Γαλλία). Μοντελοποιούν την δυναμική της μεταβλητότητας ως μία GARCH process που επιτρέπει ασυμμετρικές επιδράσεις. Επειδή θεωρούν την υπόθεση της σταθερής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε σε παρόμοιες έρευνες αρκετά περιοριστική, χρησιμοποιούν ένα πιο ευέλικτο προσδιορισμό με την ονομασία BEKK.

Η έρευνα για την ύπαρξη δεσμών ανάμεσα στην Ελβετική αγορά και τα μεγαλύτερα χρηματιστήρια βασίζεται σε καθημερινές τιμές κλεισίματος της

περιόδου 1^η Ιουλίου 1988-1^η Αυγούστου 1998, και οι γενικοί δείκτες που επιλέγονται είναι οι εξής : Ελβετικός Γενικός Δείκτης (ΕΓΔ), FTSE 100(Αγγλία), CAC40(Γαλλία), S&P 500(ΗΠΑ), Nikkei (Ιαπωνία), DAX (Γερμανία) . Οι αποδόσεις υπολογίζονται με τον εξής τρόπο

$$r_{it} = \log(P_{it}) - \log(P_{it-1}) \quad (1)$$

Καθώς η Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά ανοίγει πριν από τη Ελβετική , και των ΗΠΑ μετά το κλείσιμο της Ελβετικής αγοράς , και η μελέτη βασίζεται στη σχέση μεταξύ των lagged αποδόσεων δύο αγορών πρέπει να αντιμετωπίσουν το πρόβλημα των μη συγχρονισμένων ωρών διαπραγματεύσεως . Το πρόβλημα συναντάται σε δύο περιπτώσεις : 1^ο ισχύει μια εν μέρει συμπίπτουσα περίοδος μεταξύ των υπολογιζόμενων lagged αποδόσεων των ΗΠΑ ($r_{US,t-1}$) και των ταυτόχρονων αποδόσεων της Ελβετίας ($r_{CH,t}$). 2^ο ισχύει μια εν μέρει συμπίπτουσα περίοδος μεταξύ των υπολογιζόμενων lagged αποδόσεων της Ελβετίας ($r_{CH,t-1}$) και των ταυτόχρονων αποδόσεων της Ιαπωνίας ($r_{JP,t}$). Κάτι τέτοιο έχει σαν συνέπεια ότι το Granger causality μεταξύ των $r_{CH,t}$ και $r_{US,t-1}$ στη μία πλευρά και $r_{CH,t-1}$ και $r_{JP,t}$ στην άλλη πλευρά να οδηγηθεί σε μεροληπτικό σφάλμα. Για να περιορίσουν αυτό το πρόβλημα, υπολογίζουν open-to-close αποδόσεις , όπως και οι Hamao, Masulis και Ng (1990) ή οι Booth και Koutmos (1995).

Οι αποδόσεις των έξι γενικών δεικτών παρουσιάζουν ασυμμετρικές κατανομές σύμφωνα με το συντελεστή λοξότητας , ενώ η κύρτωση είναι μεγαλύτερη από 3 υποδεικνύοντας ότι οι ουρές της κατανομής είναι πιο χοντρές από αυτές της κανονικής κατανομής. Υπολογίζουν την 1^η τάξης αυτοσυσχέτιση για τους δείκτες καθώς και τις στατιστικές Ljung-Box για 12 lags για να εξετάσουν την παρουσία γραμμικής εξάρτησης στις αποδόσεις. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι Ιαπωνικές και Βρετανικές αγορές παρουσιάζουν σημαντική αυτοσυσχέτιση 1^{ης} τάξης. Υπολογίζουν τις συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων της Ελβετικής αγοράς και των αποδόσεων των άλλων αγορών καθώς και τις lagged συσχετίσεις για να ερευνήσουν κατά πόσο εμφανίζεται κάποια lagged εξάρτηση . Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η συσχέτιση μεταξύ των ταυτόχρονων αποδόσεων είναι η υψηλότερη , κάτι που επιβεβαιώνει το γεγονός ότι κάποιοι διεισδυτικοί παράγοντες επηρεάζουν όλες τις αγορές ταυτόχρονα , και γι' αυτό οι χρηματιστηριακές αγορές τείνουν να κινούνται μαζί διεθνώς. Επιπλέον , καθώς οι συντελεστές αυτοί είναι θετικοί , αυτό σημαίνει ότι οι αγορές αυτές τείνουν να κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση και αντιλαμβάνονται την νέα πληροφόρηση με τον ίδιο τρόπο. Η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της Ελβετίας και των lagged αποδόσεων των ΗΠΑ είναι σχετικά υψηλή (0,337) υποδεικνύοντας ότι οι αποδόσεις των ΗΠΑ Granger causes τις αποδόσεις της Ελβετικής αγοράς αλλά και αντανακλά το γεγονός ότι οι και δύο αποδόσεις συμπίπτουν εν μέρει χρονικά όπως αναφέρθηκε προηγουμένως. Το ίδιο ισχύει και για την υψηλή συσχέτιση μεταξύ των lagged αποδόσεων της Ελβετίας με τις Ιαπωνικές αποδόσεις.

Υπολογίζοντας τις συσχετίσεις των τετραγωνισμένων αποδόσεων προσπαθούν να ανιχνεύσουν αν υπάρχει κάποια μη γραμμική εξάρτηση στις αποδόσεις και πιο συγκεκριμένα αν υπάρχουν κάποια patterns στη δεσμευμένη διακύμανση. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μια ισχυρή γραμμική εξάρτηση μεταξύ των δεύτερων ροών . Αυτό ερμηνεύεται όπως είδαμε και σε προηγούμενες σημεία της

επισκόπησης της βιβλιογραφίας ως απόδειξη της παρουσίας επιδράσεων τύπου ARCH στη δεσμευμένη μεταβλητότητα, κάτι που σημαίνει, ότι πρέπει να χρησιμοποιηθεί μια ARCH μοντελοποίηση για την αναπαράσταση της χρονικής εξέλιξης των γενικών δεικτών. Η συσχέτιση μεταξύ των δευτέρων ροπών είναι μια πρώτη προσέγγιση για την αναπαράσταση των δεσμών των μεταβλητοτήτων ανάμεσα στις διάφορες χώρες. Οι δεσμοί αυτοί είναι υψηλότεροι απ' ό,τι αυτοί που παρατηρήθηκαν από τις συσχετίσεις των απλών αποδόσεων υποδεικνύοντας την πιθανή ύπαρξη αλληλεπιδράσεων μεταξύ των μεταβλητοτήτων ανάμεσα στις διαφορετικές αγορές.

Με σκοπό να εξετάσουν την παρουσία ασυμμετρικής ανταπόκρισης της διακύμανσης σε παρελθοντικά σοκ, οι Engle και Ng (1993) πρότειναν ένα τεστ το οποίο εφαρμόζεται εδώ. Σε αυτό το τεστ, θεωρούνται δύο πηγές της ασυμμετρικής ανταπόκρισης της διακύμανσης: η επίδραση του πρόσημου, όπου παρελθοντικά σοκ διαφορετικού πρόσημου έχουν διαφορετική επίδραση στην παρούσα μεταβλητότητα, και η επίδραση του μεγέθους, όπου παρελθοντικά σοκ που έχουν το ίδιο πρόσημο αλλά διαφορετικά μεγέθη, προκαλούν διαφορετικές επιδράσεις στην παρούσα διακύμανση. Το τεστ περιλαμβάνει σε πρώτο στάδιο την εκτίμηση ενός συμμετρικού GARCH(1,1) μοντέλου, και μετά τη χρησιμοποίηση των εκτιμημένων τυποποιημένων καταλοίπων τα οποία προσδιορίζονται ως $\hat{v}_t = \hat{\varepsilon}_t / \hat{\sigma}_t$.

Για να ελεγχθεί κατά πόσο κάποιες ασυμμετρικές επιδράσεις παρουσιάζονται στα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα, γίνεται εκτίμηση των παραμέτρων των παρακάτω παλινδρομήσεων:

$$\hat{v}_{it}^2 = \phi_{i0} + \phi_{i1} S_{it-1}^- + u_{it} \quad (2)$$

$$\hat{v}_{it}^2 = \phi_{i0} + \phi_{i2} S_{it-1}^- \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

$$\hat{v}_{it}^2 = \phi_{i0} + \phi_{i3} S_{it-1}^+ \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

όπου u_{it} είναι ένας όρος σφάλματος κανονικά κατανομημένος με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση, S_{it-1}^- είναι μια ψευδομεταβλητή η οποία ισούται με 1 όταν το ε_{it-1} είναι αρνητικό και 0 όταν συμβαίνει το αντίθετο, το S_{it-1}^+ ισούται με 1 όταν το ε_{it-1} είναι αρνητικό ή ίσο με το μηδέν και 0 όταν συμβαίνει το αντίθετο. Όταν το ϕ_{i1} είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό στην εξίσωση (2), σηματοδοτεί την ύπαρξη μεροληπτικού σφάλματος πρόσημου (sign bias), το οποίο σημαίνει ότι η διακύμανση των αποδόσεων είναι μεγαλύτερη ύστερα από ένα αρνητικό σοκ παρά από ένα θετικό σοκ. Αν ο συντελεστής ϕ_{i2} είναι στατιστικά σημαντικός στην εξίσωση (3) αυτό σηματοδοτεί την ύπαρξη μεροληπτικού σφάλματος αρνητικού μεγέθους (negative size bias), το οποίο υποδεικνύει ότι αρνητικά σοκ διαφορετικού μεγέθους έχουν διαφορετικές επιδράσεις στα τυποποιημένα κατάλοιπα. Η διαφορετικότητα των επιδράσεων των θετικών σοκ ελέγχονται στην εξίσωση (4), όπου ερευνάται η ύπαρξη ενός μεροληπτικού σφάλματος θετικού μεγέθους (positive size bias). Οι Engle και Ng (1993) επίσης προτείνουν να ελεγχθεί η ταυτόχρονη παρουσία και των 3 επιδράσεων μ' ένα Lagrange πολλαπλασιαστικό τεστ το οποίο κατανέμεται ως $\chi^2(3)$. Αυτή η στατιστική αποκτάται πολλαπλασιάζοντας τον αριθμό των παρατηρήσεων με το R^2 της παλινδρόμησης των τυποποιημένων τετραγωνισμένων σφαλμάτων στις 3 ανεξάρτητες μεταβλητές των εξισώσεων (2)-(4). Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όλων των παραπάνω μας δείχνουν ότι είναι αναγκαία μια ασυμμετρική

μοντελοποίηση της χρονικής εξέλιξης της δεσμευμένης μεταβλητότητας για τις περισσότερες αγορές.

Τα αποτελέσματα των αρχικών στατιστικών ελέγχων και των διαγνωστικών τεστ που παρουσιάστηκαν προηγουμένως υποδεικνύουν την παρουσία ασυμμετρικών ARCH επιδράσεων στις χρονοσειρές των αποδόσεων . Η μοντελοποίηση γίνεται ως εξής :

Μονομεταβλητά μοντέλα GARCH

Ως πρώτο βήμα εκτιμούνται μονομεταβλητά μοντέλα για κάθε αγορά λαμβάνοντας υπόψιν τα χαρακτηριστικά των δεδομένων που παρουσιάστηκαν προηγουμένως. Μοντελοποιείται η εξίσωση του μέσου ως μια αυτοπαλίνδρομη process 1^{ης} τάξης καθώς παρατηρήθηκε αυτοσυσχέτιση 1^{ης} τάξης στα δεδομένα . Η εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης μοντελοποιείται ως ένα κλασικό μοντέλο GARCH στο οποίο προσθέτουμε έναν ασυμμετρικό όρο ο οποίος αντιπροσωπεύει την επίδραση μόχλευσης. Επιλέχθηκε ο προσδιορισμός που προτάθηκε από τους Glosten et al. (1993) καθώς οι Engle και Ng(1993) ανακάλυψαν ότι παράγει καταλληλότερα αποτελέσματα από τον προσδιορισμό EGARCH του Nelson (1991) , ιδιαίτερα για μεγάλα σοκ. Το μοντέλο είναι

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma(S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2) + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

Ο όρος $\gamma(S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2)$ αντιπροσωπεύει την επίδραση μόχλευσης, όπου το S_{t-1}^- ισούται με 1 αν το ε_{t-1} είναι αρνητικό και 0 όταν συμβαίνει το αντίθετο. Έχει γίνει η υπόθεση ότι ο όρος σφάλματος ε_t κατανέμεται κανονικά με μέσο 0 και δεσμευμένη διακύμανση σ_t^2 . Αν υπάρχει επίδραση μόχλευσης το γ θα είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό. Υποδεικνύει ότι μετά από ένα μεγάλο αρνητικό σοκ (κακά νέα) η μεταβλητότητα αυξάνεται περισσότερο απ' ότι ύστερα από ένα θετικό σοκ του ίδιου μεγέθους (καλά νέα). Καθώς το μοντέλο είναι μη γραμμικό εκτιμάται με τη μέθοδο του maximum likelihood. Οι εκτιμήσεις αποκτούνται δια μέσω του μη γραμμικού αλγόριθμου βελτιστοποίησης των Berndt-Hall-Hall-Hausman. Καθώς τα τυποποιημένα κατάλοιπα που αποκτώνται από αυτή την εκτίμηση έχουν αποδειχθεί συχνά να είναι μη-κανονικά για τα οικονομικά δεδομένα, χρησιμοποιούνται τα τυπικά σφάλματα των Bollerslev και Wooldridge(1992) .

Πολυμεταβλητά μοντέλα GARCH

Καθώς το ενδιαφέρον εστιάζεται στην διεθνή σχέση που ισχύει ανάμεσα σε πολλές αγορές , ένα πολυμεταβλητό πλαίσιο GARCH κρίνεται απαραίτητο. Υποθέτουμε ότι ο πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων ακολουθεί μία GARCH process. Ωστόσο αυτή η εργασία γίνεται πολύπλοκη λόγω της ύπαρξης πολλών παραμέτρων . Έστω ότι έχουμε το παράδειγμα δύο εξισώσεων. Εστιάζεται η προσοχή στη περιγραφή της χρονικής εξέλιξης του πίνακα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων H_t . Η πολυμεταβλητή GARCH process για ένα πρόβλημα δύο διαστάσεων μπορεί να γραφτεί ως :

$$\begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 \\ \sigma_{12t} \\ \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} = C + A \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 \\ \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \varepsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} + B \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{1t-1}^2 \\ \sigma_{12t-1} \\ \sigma_{2t-1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{όπου } A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Στην απλή περίπτωση των δύο εξισώσεων, παρατηρούμε ότι η εκτίμηση του συστήματος της διακύμανσης απαιτεί εκτίμηση 21 παραμέτρων. Ο αριθμός αυτός πολλαπλασιάζεται όταν έχουμε 3 εξισώσεις σε 78, σε 210 όταν έχουμε 4 εξισώσεις και σε 465 στη περίπτωση που έχουμε 5 εξισώσεις. Αυτό το γενικό μοντέλο καθίσταται γρήγορα πολύ δύσκολο για να εκτιμηθεί καθώς ο αριθμός των παραμέτρων αυξάνεται δραματικά. Για να αντιμετωπιστεί αυτό το πρόβλημα διάφορες απλοποιήσεις έχουν προταθεί. Οι Bollerslev et al. (1990) έχουν προτείνει να γίνουν οι πίνακες A και B διαγώνιοι, αλλά αυτή η εξειδίκευση τυπικά αφαιρεί τις πιθανές αλληλεπιδράσεις των διακυμάνσεων των δύο αγορών. Ο Bollerslev (1990) πρότεινε ένα μοντέλο με σταθερές συσχετίσεις ανάμεσα στις αγορές. Αυτή η υπόθεση όμως παραβιάζεται από τις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Μια τρίτη απλοποίηση είναι γνωστή και ως BEKK. Αυτή η εξειδίκευση έχει μελετηθεί λεπτομερώς από τους Engle και Kroner (1995) και υποθέτει ότι το process της διακύμανσης μπορεί να περιγραφεί ως εξής

$$H_t = C_0' C_0^* + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B \quad (8)$$

όπου A, B και C_0^* είναι πίνακες διαστάσεων (2×2) , το ε_t είναι το (2×1) διάνυσμα των σφαλμάτων. Το πλεονέκτημα αυτής της εξειδίκευσης είναι ότι μειώνει δραστικά τον αριθμό των παραμέτρων προς εκτίμηση χωρίς να θέτει ισχυρούς περιορισμούς στο σχήμα των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των αγορών. Με αυτήν την εξειδίκευση, η εξίσωση της διακύμανσης έχει 11 παραμέτρους για 2 εξισώσεις, 24 για 3, 42 για 4, και 65 για 5 εξισώσεις. Είμαστε σε θέση να εισάγουμε τον όρο της επίδρασης μόχλευσης στο μονομεταβλητό μοντέλο με παρόμοιο τρόπο. Στη συνέχεια εκτιμούν μια σειρά από διμεταβλητά μοντέλα με ασυμμετρική BEKK εξειδίκευση της διακύμανσης. Πιο συγκεκριμένα το μοντέλο που εκτιμούν είναι

$$r_t = K + Lr_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_t = C_0' C_0 + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B \cdot H_{t-1} + N' \chi_{t-1}^- \chi_{t-1}^- N \quad (9)$$

$$\text{όπου } r_t = \begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{bmatrix}, K = \begin{bmatrix} k_1 \\ k_2 \end{bmatrix}, L = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} \\ l_{21} & l_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$C_0 = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix}, N = \begin{bmatrix} n_{11} & n_{12} \\ n_{21} & n_{22} \end{bmatrix}$$

Εναντί η εξίσωση του μέσου μοντελοποιείται ως vector autoregression 1ης τάξης εξαιτίας της αυτοσυσχέτισης που εντοπίστηκε στις αποδόσεις των δεικτών και

επίσης εξαιτίας του γεγονότος ότι η επίδραση της μιας αγοράς στην άλλη δεν κρατάει περισσότερο από μια μέρα. Όπως και στην αρχική περίπτωση υποθέτουμε ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν δεσμευμένη πολυμεταβλητή κανονική κατανομή με μέσο 0 και με πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων τον H_t . Υπάρχουν κάποιες διαφορές με την αρχική εξειδίκευση BEKK στην εξίσωση (8), που προτάθηκαν από τους Kroner και Ng (1998) με σκοπό να επιτραπεί η ασυμμετρία στη μεταβλητότητα. Οι δύο διαφορές είναι ο autoregressive όρος $B \cdot H_{t-1}$, όπου \cdot είναι το γινόμενο Hadamard (πολλαπλασιασμός στοιχείο με στοιχείο) και ο όρος ασυμμετρίας $N' \chi_{t-1}^- \chi_{t-1}^- N$ όπου $\chi_t = \min(0, \varepsilon_t)$. Χρησιμοποιώντας το γινόμενο Hadamard για τον όρο της μεταβλητότητας εκβιάζουμε το μηχανισμό μετάδοσης της μεταβλητότητας. Με αυτό το set up ο μόνος δυνατός τρόπος με τον οποίο θα μπορεί μια αγορά να επηρεάζει τη μεταβλητότητα μιας άλλης αγοράς είναι διάμεσο των σοκ. Αν δεν τεθεί αυτός ο εξαναγκασμός η ακριβής επίδραση της μιας αγοράς στην μεταβλητότητα της άλλης θα είναι δύσκολο να ερμηνευτεί.

Εκτιμούμε το μοντέλο μας με τη με τη μέθοδο του maximum likelihood. Οι εκτιμήσεις αποκτούνται δια μέσω του μη γραμμικού αλγόριθμου βελτιστοποίησης των Berndt-Hall-Hausman. Τα αποτελέσματα των Bollerslev και Wooldridge(1992) εφαρμόζουν και για τη πολυμεταβλητή περίπτωση και υπολογίζονται τυπικά σφάλματα σύμφωνα με τη διόρθωση τους για τις διαφορετικές παραμέτρους που εκτιμούνται.

Σαν πρώτο βήμα εκτιμούν τα μονομεταβλητά μοντέλα της εξίσωσης (5). Ο συντελεστής της εξίσωσης του μέσου α_1 υποδεικνύει ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση 1^{ης} τάξης στις αποδόσεις. Η χρηματιστηριακή αγορά της Ελβετίας παρουσιάζει την μεγαλύτερη ασυμμετρική ανταπόκριση σε παρελθοντικά σοκ όπως φαίνεται από τον υψηλό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή γ . Ο συντελεστής β_1 υποδεικνύει το μέγεθος του persistence στη διακύμανση. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το μονομεταβλητό μοντέλο συλλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος των χαρακτηριστικών που αναφέρθηκαν προηγουμένως (ασυμμετρία στη διακύμανση, γραμμική εξάρτηση στα κατάλοιπα), και επομένως μια πολυμεταβλητή επέκταση αυτού του μοντέλου φαίνεται ικανή.

Προτού εκτιμηθεί το σύστημα που περιγράφεται στην εξίσωση (9) πρέπει να ελεγχθεί κατά πόσο οι δύο χρονοσειρές των γενικών δεικτών είναι ενοποιημένες (cointegrated) για να υπάρχει βεβαιότητα ότι ένα μοντέλο VAR χρειάζεται. Αν οι σειρές φαίνονται να είναι ενοποιημένες τότε ένας όρος διορθωτικού σφάλματος θα περιληφθεί στις εξισώσεις του μέσου. Αρχικά γίνεται έλεγχος για στασιμότητα του λογαρίθμου των γενικών δεικτών και των αποδόσεων χρησιμοποιώντας ένα επαυξημένο τεστ Dickey-Fuller (1979,1981). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι λογάριθμοι των γενικών δεικτών μπορούν να θεωρηθούν I(1) γιατί οι λογάριθμοι των δεικτών είναι μη στάσιμοι ενώ οι αποδόσεις είναι στάσιμες. Στη συνέχεια εφαρμόζεται Engle-Granger cointegration test. Μ' ένα κανονικό τεστ Dickey-Fuller στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης του λογαρίθμου του ενός δείκτη στον άλλο δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη ενοποίησης για όλα τα ζευγάρια που θεωρούνται. Εφαρμόζεται επίσης ένα επαυξημένο τεστ των Pantula, Gonzales-Faria, και Fuller (1994) το οποίο προσδιορίζει τον ιδεατό αριθμό lags για το επαυξημένο τεστ Dickey-Fuller. Και σε αυτή την περίπτωση δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη ενοποίησης για όλα τα ζευγάρια. Ως συμπέρασμα, μπορεί να διατυπωθεί ότι δεν χρειάζεται να συμπεριληφθεί ένας όρος διορθωτικού σφάλματος στο σύστημα VAR στο διμεταβλητό μοντέλο. Εκτιμούνται μια σειρά από

διμεταβλητά μοντέλα με βάση την εξίσωση (9). Ο δείκτης ένα αφορά την Ελβετία και ο δείκτης 2 την ξένη αγορά. Οι όροι I_{12} και I_{21} μετρών τις αλληλεπιδράσεις ανάμεσα σε παρελθοντικές και παρούσες αποδόσεις. Όσον αφορά τη διάχυση μεταβλητότητας οι συντελεστές α_{21} και η_{21} είναι σχετικοί με τη μέτρηση της επίδρασης της μεταβλητότητας της ξένης αγοράς στην μεταβλητότητα της εγχώριας. Η διάχυση μεταβλητότητας από την Ελβετία στην άλλη χώρα συλλαμβάνονται με τους συντελεστές α_{12} και η_{12} . Η αγορά η οποία έχει την ισχυρότερη Granger causality στην απόδοση της Ελβετικής αγοράς είναι οι ΗΠΑ. Ο συντελεστής I_{21} μετράει την Granger causality της Ελβετικής αγοράς πάνω στις ξένες αγορές. Οι εκτιμημένοι συντελεστές α_{21} αντιπροσωπεύουν την επίδραση ενός ξένου παρελθοντικού σοκ στην μεταβλητότητα της Ελβετίας, είναι όλοι σημαντικοί και οι πιο υψηλοί είναι της Γερμανίας, της Βρετανίας, και των ΗΠΑ, υποδεικνύοντας ότι ένα γεγονός σε αυτές τις αγορές παράγει σημαντικά υψηλότερη μεταβλητότητα στην Ελβετική αγορά. Οι συντελεστές η μετρούν τους δεσμούς ανάμεσα στη μεταβλητότητα και στις αρνητικές εκπλήξεις. Ο η_{21} αντιπροσωπεύει την επίδραση ενός άσχημου νέου σε μια ξένη αγορά στη παρούσα μεταβλητότητα της σουηδικής αγοράς και ο η_{12} την επίδραση ενός άσχημου νέου από την Ελβετία στη μεταβλητότητα των ξένων αγορών. Στη πρώτη περίπτωση η μεταβλητότητα της Ελβετίας είναι ευαίσθητη σε όλες τις αγορές ενώ στη δεύτερη περίπτωση οι κακές ειδήσεις στην Ελβετία έχουν αντίκτυπο με μικρό μέγεθος μόνο στη Γαλλία και ΗΠΑ.

Οι Koutmos και Booth (1995) μελέτησαν το μηχανισμό μετάδοσης των διαχύσεων τιμών και μεταβλητότητας ανάμεσα στην Ν. Υόρκη, το Τόκιο, και το Λονδίνο. Ο ασυμμετρικός αντίκτυπος των καλών νέων (ανοδική αγορά) και των κακών νέων (καθοδική αγορά) στη μετάδοση της μεταβλητότητας περιγράφεται με ένα πολυμεταβλητό EGARCH μοντέλο. Χρησιμοποιώντας καθημερινές open-to-close αποδόσεις, απέδειξαν ότι οι διαχύσεις μεταβλητότητας σε μια αγορά είναι πιο έντονες όταν τα νέα που φτάνουν από τη τελευταία σε λειτουργία αγορά είναι άσχημα. Η ανάλυση που πραγματοποιούν, χωρίζοντας τη χρονική περίοδο εξέτασης σε 2 περιόδους πριν και μετά τη κρίση του Οκτωβρίου του 1987, αποκαλύπτει ότι οι δεσμοί και οι αλληλεπιδράσεις ανάμεσα σε αυτές τις τρεις αγορές έχουν αυξηθεί σημαντικά στη περίοδο μετά τη κρίση, υποδηλώνοντας ότι έχουν αυξηθεί οι διεθνείς εξαρτήσεις ανάμεσα στις εθνικές χρηματιστηριακές αγορές.

Η μέθοδος που ακολουθείται είναι μια πολυμεταβλητή επέκταση του μονομεταβλητού μοντέλου EGARCH του Nelson (1991). Η μοντελοποίηση των αποδόσεων των 3 αγορών με ταυτόχρονο τρόπο προσφέρει κάποια σημαντικά πλεονεκτήματα σε σχέση με τη μονομεταβλητή προσέγγιση που χρησιμοποιείται συνήθως. Πρώτον, ελαχιστοποιεί την διαδικασία των 2 βημάτων, και έτσι αποφεύγει προβλήματα που σχετίζονται με την εκτίμηση των regressors. Δεύτερον, βελτιώνει την αποτελεσματικότητα και την ισχύ των τεστ για διαχύσεις ανάμεσα σε αγορές. Τρίτον, είναι συνεπές μεθοδολογικά με την αντίληψη ότι οι διαχύσεις είναι σε

σημαντικό βαθμό εκδηλώσεις του αντίκτυπου των παγκόσμιων νέων σε κάθε αγορά. Το πολυμεταβλητό μοντέλο EGARCH είναι σε θέση να ελέγχει τη πιθανότητα ασυμμετριών στο μηχανισμό μετάδοσης μεταβλητότητας, επειδή επιτρέπει στις αλλαγές, εγχώριες και διεθνείς, να ασκούν μια ασυμμετρική επίδραση στη μεταβλητότητα οποιασδήποτε αγοράς. Με άλλα λόγια, νέα που παράγονται σε μια αγορά αξιολογούνται σε όρους τόσο του πρόσημου τους όσο και του μεγέθους τους από την αγορά που επόμενη θα ξεκινήσει τη λειτουργία της. Τέλος, ένα επιπρόσθετο πλεονέκτημα αυτού του μοντέλου είναι ότι δεν χρειάζονται να γίνουν παραμετρικοί περιορισμοί για να υπάρχουν θετικές διακυμάνσεις συνέχεια. Αυτό είναι σημαντικό γιατί οι Hamao et al. (1990) αναφέρουν ότι κάποιοι από τους συντελεστές στην εξειδίκευση της δεσμευμένης διακύμανσης παραβιάζουν την υπόθεση της μη-αρνητικότητας.

Το πολυμεταβλητό μοντέλο EGARCH

Αρχικά υποθέτουν ότι και οι τρεις αγορές ανοίγουν και κλείνουν διαδοχικά για λόγους απλοποίησης της ανάλυσης. Θέτουν ως $R_{i,t}$ την open-to-close απόδοση τη χρονική στιγμή t για την αγορά i , ($i = 1,2,3$ όπου $1 = N$. Υόρκη, $2 =$ Λονδίνο, $3 =$ Τόκιο), I_{t-1} το information set τη χρονική στιγμή $t-1$, $\mu_{i,t}$ και $\sigma_{i,t}^2$ το δεσμευμένο μέσο και τη δεσμευμένη διακύμανση αντίστοιχα, $\sigma_{i,j,t}$ τη δεσμευμένη συνδιακύμανση, $\varepsilon_{i,t}$ το innovation τη χρονική στιγμή t ($\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - \mu_{i,t}$) και $z_{i,t}$ το τυποποιημένο innovation ($z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$). Το μοντέλο είναι το εξής

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

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

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

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

Οι δείκτες χρόνου στις εξισώσεις (1) – (4) υποδηλώνουν άμεσα το χρόνο διαπραγμάτευσης. Η εξίσωση (1) περιγράφει τις open-to-close αποδόσεις των τριών αγορών ως ένα διανυσματικό κινητό μέσο (VMA), όπου ο δεσμευμένος μέσος σε κάθε αγορά επηρεάζεται από τις παρελθούσες αλλαγές (innovations) που συνέβησαν στην ίδια την αγορά, καθώς και από τις αλλαγές που προέρχονται από τις ξένες αγορές που είναι ετοιμάζονται να κλείσουν την διαπραγμάτευση τους. Ο όρος $\beta_{i,j} \varepsilon_{j,t-1}$ για $i=j$ στην (1) επιτρέπει την αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις λόγω της μη ταυτόχρονης διαπραγμάτευσης. Οι αλλαγές στην αγορά j εισάγονται στο information set των traders στην αγορά i . Ας αναφερθεί για παράδειγμα η αγορά του Τόκιο, η οποία ανοίγει μετά το κλείσιμο των αγορών της Ν. Υόρκης και του Λονδίνου. Στο βαθμό που οι αλλαγές που προέρχονται από αυτές τις δύο αγορές είναι χρήσιμες για την αξιολόγηση των εγχώριων securities (αντανακλούν παγκόσμια πληροφόρηση), θα γίνουν αντικείμενο εκμετάλλευσης από τους traders στο Τόκιο με αποτέλεσμα η

εγχώρια τιμή κλεισίματος να περιλαμβάνει πληροφόρηση τόσο για την εγχώρια αγορά όσο και για τις διεθνείς αγορές. Το ίδιο μπορεί να ειπωθεί και για τις άλλες δύο αγορές. Επομένως οι συντελεστές $\beta_{i,j}$ για $i \neq j$, μετρούν το βαθμό της διάχυσης των τιμών στις αγορές.

Το process της δεσμευμένης διακύμανσης -δίνεται από την (2)- ακολουθεί μία επέκταση του EGARCH process, όπου επιτρέπεται στα δικά του lagged τυποποιημένα innovations καθώς και στα τυποποιημένα innovations των άλλων αγορών να εξάγουν μία ασυμμετρική επίδραση στη μεταβλητότητα της αγοράς i . Η ασυμμετρία μοντελοποιείται με την εξίσωση (3), με τις μερικές παραγώγους να είναι

$$\partial f_j(z_{j,t}) / \partial z_{j,t} = 1 + \delta_j \quad \text{για } z_j > 0 \text{ και}$$

$$\partial f_j(z_{j,t}) / \partial z_{j,t} = -1 + \delta_j \quad \text{για } z_j < 0 \quad (5)$$

Αν υπάρχει ασυμμετρία, το δ_j θα είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό. Ο όρος $|z_{j,t}| - E(|z_{j,t}|)$ μετράει την επίδραση του μεγέθους και το $\delta_j z_{j,t}$ μετράει την επίδραση του πρόσημου. Αν το δ_j είναι αρνητικό, ένα αρνητικό $z_{j,t}$ θα τείνει να ενδυναμώσει την επίδραση του μεγέθους, ενώ ένα θετικό $z_{j,t}$ θα τείνει να την αποδυναμώσει μερικώς. Η σχετική σημασία της ασυμμετρίας (ή επίδραση της μόχλευσης) μπορεί να μετρηθεί με τον λόγο $|-1 + \delta_j| / (1 + \delta)$. Οι διαχύσεις μεταβλητότητας στις διάφορες χώρες μπορούν να μετρηθούν με το $\alpha_{i,j}$ για $i, j = 1, 2, 3$ και $i \neq j$. Ένα στατιστικά σημαντικό και θετικό $\alpha_{i,j}$ σε συνδυασμό μ' ένα αρνητικό δ_j υποδηλώνουν ότι αρνητικές αλλαγές (innovations) στην αγορά j έχουν ένα μεγαλύτερο αντίκτυπο στη μεταβλητότητα της αγοράς i απ' ό,τι οι θετικές αλλαγές, δηλαδή ο μηχανισμός διάχυσης της μεταβλητότητας είναι ασυμμετρικός.

Ο προσδιορισμός της δεσμευμένης συνδιακύμανσης στην (4) υποθέτει σταθερούς συντελεστές συσχέτισης. Αυτή η υπόθεση μειώνει σημαντικά τον αριθμό των παραμέτρων που θα εκτιμηθούν. Η αξιοπιστία της πρέπει βέβαια να αποτιμηθεί εμπειρικά. Πρέπει να δοθεί προσοχή στην ερμηνεία αυτών των συντελεστών συσχέτισης των αποδόσεων των διεθνών αγορών. Αφού οι αποδόσεις που χρησιμοποιούνται δεν είναι ταυτόχρονες ως προς το χρόνο διαπραγμάτευσης δεν πρέπει να θεωρηθούν οι συσχετίσεις αυτές ως μετρήσεις των ταυτόχρονων σχέσεων. Αντιθέτως, μπορούν να ερμηνευτούν ως intraday lead/lag σχέσεις.

Το persistence της μεταβλητότητας στην εξίσωση (2), μετριέται με το γ_i . Η μη δεσμευμένη διακύμανση είναι πεπερασμένη αν $\gamma_i < 1$. Αν $\gamma_i = 1$, τότε η μη δεσμευμένη διακύμανση δεν υπάρχει και η δεσμευμένη διακύμανση ακολουθεί ένα integrated process 1^{ης} τάξης. Ο Hsieh (1989) έχει σημειώσει ότι είναι μάλλον απίθανο ο exponential προσδιορισμός να παράγει integrated διακυμάνσεις.

Καθώς το μοντέλο είναι μη γραμμικό εκτιμάται με τη μέθοδο του maximum likelihood. Οι εκτιμήσεις αποκτούνται δια μέσω του μη γραμμικού αλγόριθμου βελτιστοποίησης των Berndt-Hall-Hausman.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται είναι καθημερινές τιμές ανοίγματος και κλεισίματος των γενικών δεικτών FTSE 100 (Αγγλία), Nikkei 225 (Ιαπωνία), S&P 500 (ΗΠΑ). Οι καθημερινές open-to-close αποδόσεις υπολογίζονται ως

$$R_{i,t} = 100 * \log(P_{i,close,t} / P_{i,open,t}) .$$

Για να αποτιμηθεί το μέγεθος του bias που προκαλείται από την 2ωρη περίοδο που συμπίπτουν εν μέρει το Λονδίνο με την Νέα Υόρκη , υπολογίζονται οι noon-to-close αποδόσεις του S&P 500. Η χρονική περίοδος εξέτασης επεκτείνεται από τις 3 Σεπτεμβρίου του 1986 έως την 1^η Δεκεμβρίου του 1993. Ακολουθεί η αρχική στατιστική ανάλυση των καθημερινών αποδόσεων των γενικών δεικτών (μέσος, τυπική απόκλιση , συντελεστές λοξότητας και κύρτωσης) καθώς και έλεγχοι για τη κανονικότητα και ανεξαρτησία. Η διαδικασία που ακολουθείται είναι παρόμοια με αυτές των μελετών που αναφέρθηκαν προηγουμένως. Τα αποτελέσματα επίσης είναι παρόμοια με αυτά που έχουν αναφερθεί στις προηγούμενες μελέτες .

Αρχικά εκτιμούν το μοντέλο που δίνεται από τις εξισώσεις (1)-(4) θέτοντας όλους τους cross-market συντελεστές , που μετρούν τις διαχύσεις των τιμών και της μεταβλητότητας, καθώς και τους συντελεστές συσχέτισης να είναι ίσοι με μηδέν. Αυτός ο περιορισμός μειώνει το πολυμεταβλητό μοντέλο σε 3 μονομεταβλητά μοντέλα EGARCH. Το περιορισμένο αυτό μοντέλο χρησιμοποιείται ως μοντέλο benchmark .Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων μας δείχνουν ότι οι συντελεστές κινητών μέσων $\beta_{i,j}$, είναι στατιστικά σημαντικοί για την Ιαπωνική και Αγγλική αγορά. Η δεσμευμένη ετεροσκεδαστικότητα είναι ίσως και η μοναδική πιο σημαντική ιδιότητα που περιγράφει τις βραχυπρόθεσμες δυναμικές και των τριών αγορών. Η δεσμευμένη διακύμανση είναι μια συνάρτηση των παρελθουσών αλλαγών (innovations) και των παρελθουσών δεσμευμένων διακυμάνσεων. Οι σχετικοί συντελεστές $\alpha_{i,j}$ και γ_i είναι στατιστικά σημαντικοί. Η επίδραση μόχλευσης είναι στατιστικά σημαντική, υποστηρίζοντας τον ισχυρισμό των μελετητών ότι οι διαχύσεις της μεταβλητότητας μπορούν να παρουσιάζουν ασυμμετρία. Ο βαθμός της ασυμμετρίας , σύμφωνα με τους εκτιμημένους συντελεστές δ_i , είναι υψηλότερος για την Ιαπωνική αγορά (αρνητικές αλλαγές αυξάνουν τη μεταβλητότητα κατά 4,34 φορές περισσότερο απ' ό τι οι θετικές αλλαγές) , μετά για την Αγγλική αγορά (3,27 φορές) και τέλος για την αγορά των ΗΠΑ(2,14 φορές). Το persistence της μεταβλητότητας , μετρούμενο με γ_i είναι το υψηλότερο για τη Νέα Υόρκη , μετά για το Λονδίνο και την Ιαπωνία.

Το επόμενο βήμα που ακολουθούν είναι να εκτιμήσουν με τη μέθοδο του maximum likelihood το πολυμεταβλητό μοντέλο, χωρίς όμως να θέσουν αυτή τη φορά παραμετρικούς περιορισμούς. Αυτή τη φορά περιλαμβάνονται στο μοντέλο οι διαχύσεις τιμών και μεταβλητότητας από τις δύο αγορές που είναι έτοιμες να κλείσουν στην επόμενη αγορά που θα αρχίσει διαπραγμάτευση. Σε όρους διεθνών εξαρτήσεων των πρώτων ροπών, υπάρχουν σημαντικές διαχύσεις τιμών από τη Νέα Υόρκη στο Τόκιο καθώς και από το Τόκιο και την Ν. Υόρκη στο Λονδίνο. Παρόλο που για τις δύο αγορές συμπίπτουν για 2 ώρες η λειτουργία τους , δεν υπάρχουν σημαντικές διαχύσεις μεταβλητότητας τιμών από το Λονδίνο στη Νέα Υόρκη . Όσον αφορά τις διεθνείς εξαρτήσεις των δεύτερων ροπών (διαχύσεις μεταβλητότητας) , τα αποτελέσματα δείχνουν ότι αυτές είναι πιο επεκταμένες και αμοιβαίες. Επιπρόσθετα με τις παρελθούσες αλλαγές της ίδιας της αγοράς, η δεσμευμένη διακύμανση σε κάθε αγορά έχει επίσης επηρεαστεί από τις αλλαγές που προέρχονται από τις τελευταίες δύο αγορές που επρόκειτο να κλείσουν . Επομένως υπάρχουν σημαντικές διαχύσεις μεταβλητότητας από τη Νέα Υόρκη και το Λονδίνο στο Τόκιο, από το Τόκιο και την Νέα Υόρκη στο Λονδίνο και από το Λονδίνο και το Τόκιο στη Νέα Υόρκη. Επίσης , ο μηχανισμός μετάδοσης μεταβλητότητας χαρακτηρίζεται από ασυμμετρία και στις 3

αγορές. Οι συντελεστές που μετρούν την ασυμμετρία, δ_i είναι σημαντικοί και για τις τρεις αγορές.

Ο βαθμός στον οποίο αρνητικά νέα σε μια αγορά αυξάνουν την μεταβλητότητα περισσότερο απ' ό,τι τα θετικά νέα της επόμενης αγοράς που θ' ανοίξει μπορεί να αποτιμηθεί χρησιμοποιώντας τους εκτιμημένους συντελεστές. Επομένως, ένα αρνητικό γεγονός στην 1) Νέα Υόρκη, 2) Λονδίνο, 3) Τόκιο αυξάνει τη μεταβλητότητα στις άλλες δύο αγορές κατά 1) 2,6, 2) 1,68, 3) 3,12 φορές περισσότερο απ' ό,τι ένα θετικό νέο. Με βάση αυτές τις εκτιμήσεις υπολογίζεται ο αντίκτυπος μιας αλλαγής $\pm 5\%$ στην αγορά i στη δεσμευμένη διακύμανση της αγοράς j υποθέτοντας ότι όλες οι άλλες αλλαγές είναι αρνητικές. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι μια αλλαγή στην αγορά i γίνεται περισσότερο αισθητή στην αγορά που θ' ανοίξει επόμενη.

Χρησιμοποιούν τη στατιστική likelihood ratio για να ελέγξουν την υπόθεση ότι οι διαχύσεις τιμών και μεταβλητότητας από τις τελευταίες δύο αγορές που είναι έτοιμες να κλείσουν στην επόμενη που θα ανοίξει είναι από κοινού μηδέν (δηλαδή το μοντέλο benchmark εναντίον του μοντέλου χωρίς περιορισμούς). Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας. Η ύπαρξη των διεθνών εξαρτήσεων των πρώτων και δεύτερων ροπών υποδεικνύει το γεγονός ότι στη παγκόσμια αγορά τα νέα που επηρεάζουν την αποτίμηση των κεφαλαιουχικών στοιχείων δεν είναι καθαρά εγχώρια στη φύση αλλά, σε σημαντικό βαθμό, διεθνή. Τα αποτελέσματα της μελέτης των Koutmos και Booth υποστηρίζουν την «υπόθεση της βροχής μετεωριτών» (meteor shower hypothesis) του Engle (1990), ο οποίος βρίσκει ότι τα νέα των ξένων αγορών ακολουθούν μια διαδικασία σαν μια βροχή μετεωριτών που χτυπάει τη γη καθώς αυτή περιστρέφεται. Ο αντίκτυπος μιας τέτοιας διαδικασίας απεικονίζεται με τη μορφή των διαχύσεων μεταβλητότητας από τη μία αγορά στην επόμενη.

Τέλος ερευνάται η πιθανότητα που διατυπώθηκε από τους Bollerslev et al. (1992) ότι η ασυμμετρική ανταπόκριση της μεταβλητότητας στις αλλαγές μπορεί να είναι αποτέλεσμα ορισμένων λίγων ακραίων παρατηρήσεων όπως αυτές που σχετίζονται με τη κρίση του Οκτωβρίου του 1987. Επανεκτιμούν το μοντέλο χωρίς περιορισμούς για τη περίοδο πριν και μετά τη κρίση. Τα αποτελέσματα παρουσιάζουν τις αγορές να έχουν αναπτύξει περιορισμένες αλληλεπιδράσεις με την αγορά της Ν. Υόρκης να αποτελεί τη κύρια τροφοδότρια πληροφοριών στη περίοδο πριν τη κρίση. Στη περίοδο μετά τη κρίση η εικόνα αλλάζει καθώς οι αλληλεπιδράσεις είναι πολύ όμοιες με αυτές που καταγράφηκαν για ολόκληρη τη περίοδο.

Οι Booth, Martikainen και Tse (1997) παρέχουν νέες αποδείξεις για τις διαχύσεις τιμών και μεταβλητότητας ανάμεσα στις χρηματιστηριακές αγορές της Δανίας, Νορβηγίας, Σουηδίας και Φινλανδίας. Ο αντίκτυπος των καλών (άνοδος αγοράς) και των κακών νέων (πτώση αγοράς) περιγράφεται μ' ένα EGARCH μοντέλο.

Το μοντέλο που χρησιμοποιούν είναι παρόμοιο με αυτό που παρουσιάστηκε προηγουμένως, μια πολυμεταβλητή επέκταση του μοντέλου EGARCH του Nelson (1991). Η έρευνα των σχέσεων διάχυσης των Σκανδιναβικών χρηματιστηρίων (Κοπεγχάγη για Δανία, Όσλο για Νορβηγία, Στοκχόλμη για Σουηδία, Ελσίνκι για Φινλανδία) είναι ιδιαίτερης σημασίας για τους εξής λόγους:

Πρώτον, υπάρχει μια ισχυρή οικονομική συνεργασία ανάμεσα σε αυτές τις χώρες. Δεύτερον, τα συστήματα φορολόγησης (και η πολιτική ως προς τις συναλλαγματικές ισοτιμίες πριν από την νομισματική ενοποίηση) των χωρών αυτών σχετίζονται στενά. Τρίτον, επιπρόσθετα με τις σημαντικές σχέσεις με τους κοινούς διεθνείς εμπορικούς

συνεργάτες (ΗΠΑ, Αγγλία, και Γερμανία), υπάρχει σημαντικό εμπόριο ανάμεσα στις ίδιες αυτές τις χώρες. Τέταρτον, οι χώρες αυτές έχουν ακολουθήσει τον Γερμανικό νόμο όταν ανέπτυξαν τις εταιρικές πράξεις τους και τα λογιστικά συστήματα.

Επειδή οι ώρες λειτουργίας των χρηματιστηριακών αγορών αυτών των χωρών συμπίπτουν υπολογίζονται close-to-close αποδόσεις . Οι γενικοί δείκτες KFX, OBX, OMX και FOX χρησιμοποιούνται για να απεικονίσουν την συμπεριφορά των χρηματιστηρίων της Δανίας, Νορβηγίας, Σουηδίας και Φινλανδίας αντίστοιχα. Η περίοδος που εξετάζουν ξεκινάει στις 2 Μαΐου του 1988 και τελειώνει στις 30 Ιουνίου 1994.

Το πρώτο βήμα που ακολουθούν είναι η αρχική στατιστική ανάλυση των καθημερινών αποδόσεων των γενικών δεικτών (μέσος, τυπική απόκλιση , συντελεστές λοξότητας και κύρτωσης) καθώς και έλεγχοι για τη κανονικότητα και ανεξαρτησία. Η διαδικασία που ακολουθείται είναι παρόμοια με αυτές των μελετών που αναφέρθηκαν προηγουμένως. Τα αποτελέσματα επίσης είναι παρόμοια με αυτά που έχουν αναφερθεί στις προηγούμενες μελέτες .

Εκτελούνται τα Johansen trace και λ_{\max} (1991) τεστ και Geweke και Porter-Hudak (1983) τεστ για να εξεταστεί κατά πόσο ισχύει cointegration ή κοινή μεταβλητότητα. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν υπάρχει cointegration κάτι που υποδηλώνει ότι αν διαχύσεις τιμών υπάρχουν θα είναι βραχυπρόθεσμοι χαρακτήρα. Επίσης , η μη ανίχνευση της παρουσίας κοινής μεταβλητότητας είναι ισοδύναμο με το ότι το μη αναμενόμενο στοιχείο των αποδόσεων για κάθε αγορά είναι ιδιοσυγκρασιακό. Αυτό σημαίνει ότι αν οι διαχύσεις μεταβλητότητας υπάρχουν , θα πρέπει να μοντελοποιηθούν ανά ζεύγη.

Το πολυμεταβλητό μοντέλο EGARCH

Θέτουν ως $R_{i,t}$ την open-to-close απόδοση τη χρονική στιγμή t για την αγορά i , ($i = 1,2,3,4$ όπου $1=$ Δανία , $2=$ Νορβηγία, $3=$ Σουηδία, $4=$ Φινλανδία), Ω_{t-1} το information set τη χρονική στιγμή $t-1$, $\mu_{i,t}$ και $\sigma_{i,t}^2$ το δεσμευμένο μέσο και τη δεσμευμένη διακύμανση αντίστοιχα, $\sigma_{i,j,t}$ τη δεσμευμένη συνδιακύμανση , $\varepsilon_{i,t}$ το innovation τη χρονική στιγμή t ($\varepsilon_{i,t} = R_{i,t} - \mu_{i,t}$) και $z_{i,t}$ το τυποποιημένο innovation ($z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$). Το μοντέλο είναι το εξής

$$R_{i,t} = \beta_{i,0} + \sum_{j=1}^4 \beta_{i,j} \varepsilon_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{για } i,j = 1,2,3,4$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim \text{Student-t} (0, H_t, \nu) \quad (1)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp \left\{ \alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^4 \alpha_{i,j} f_j(z_{j,t-1}) + \gamma_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right\} \quad \text{για } i,j = 1,2,3,4 \quad (2)$$

$$f_j(z_{j,t-1}) = |z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|) + \delta_j z_{j,t-1} \quad \text{για } j = 1,2,3,4 \quad (3)$$

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

όπου $E(|z_{i,t}|) = (2/\pi)^{1/2} (\Gamma(v-1)/2) / \Gamma(v/2)$, και H είναι ο δεσμευμένος πίνακας του διανύσματος του σφάλματος, ε_t . Σύμφωνα με τους Bollerslev (1987) και Baillie και Bollerslev (1989), η κατανομή Student-t λαμβάνει υπόψιν της την πιθανή υπερβάλλουσα κύρτωση που εμφανίζουν τα κατάλοιπα, κάτι που προκαλεί την επίδραση ARCH. Οι Baillie και Bollerslev (1995) υποδεικνύουν ότι η χρήση της κατανομής Student-t για να επιτευχθεί το παραπάνω είναι η κατάλληλη, αρκεί η εκτιμώμενη -βαθμός ελευθερίας- παράμετρος v να είναι μεγαλύτερη από 4.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης δείχνουν ότι οι τιμές σε όλες τις αγορές είναι εξαρτημένες από τις δικές τους παλιές τιμές, όπως υποδεικνύει ο $\beta_{i,j}$, $i=j$. Οι πιο ισχυρές γραμμικές εξαρτήσεις παρατηρούνται στη Δανία και Φινλανδία. Οι συντελεστές $\beta_{i,j}$, $i \neq j$, μετράνε την έκταση της διάχυσης των τιμών μεταξύ των αγορών. Αυτοί οι συντελεστές δείχνουν ότι ενώ η Σουηδία και η Νορβηγία προκαλούν διάχυση τιμών σε άλλες αγορές, η Φινλανδία και η Δανία δεν προκαλούν.

Η εξίσωση (2) προσδιορίζει μία process δεσμευμένης διακύμανσης για την αγορά i που επιτρέπει στα δικά της παρελθοντικά τυποποιημένα innovations καθώς και σε παρελθοντικά τυποποιημένα innovations άλλων αγορών να προκαλέσουν μία ασυμμετρική επίδραση στη μεταβλητότητα του. Οι τιμές των παραμέτρων $\alpha_{i,j}$, $i=j$, δείχνουν ότι οι μεταβλητότητες σε κάθε αγορά είναι εξαρτημένες από τα δικά τους παρελθοντικά innovations. Παρόμοια με τις αποδόσεις, αυτή η εξάρτηση είναι μεγαλύτερη στη Δανία και στη Φινλανδία. Οι συντελεστές $\alpha_{i,j}$, $i \neq j$, μετράνε την έκταση των διαχύσεων μεταβλητότητας στις αγορές. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η Σουηδία μεταδίδει μεταβλητότητα στη Νορβηγία και στη Φινλανδία. Η Φινλανδία μεταδίδει μεταβλητότητα στη Σουηδία.

Το persistence της μεταβλητότητας μετριέται με γ_i . Όπως δείχνουν οι εκτιμήσεις οι τιμές του γ είναι όλες στατιστικά σημαντικές και μικρότερες του 1, αποτέλεσμα που είναι απαραίτητο για να είναι η μη δεσμευμένη διακύμανση πεπερασμένη.

Η ασυμμετρία μοντελοποιείται με την εξίσωση (3), με τις μερικές παραγώγους να είναι

$$\partial f_j(z_{j,t}) / \partial z_{j,t} = 1 + \delta_j \quad \text{για } z_j > 0 \text{ και}$$

$$\partial f_j(z_{j,t}) / \partial z_{j,t} = -1 + \delta_j \quad \text{για } z_j < 0 \quad (5)$$

Ο όρος $|z_{j,t}| - E(|z_{j,t}|)$ μετράει την επίδραση του μεγέθους και το $\delta_j z_{j,t}$ μετράει την επίδραση του πρόσημου. Αν το δ_j είναι αρνητικό, ένα αρνητικό $z_{j,t}$ θα τείνει να ενδυναμώσει την επίδραση του μεγέθους, ενώ ένα θετικό $z_{j,t}$ θα τείνει να την αποδυναμώσει μερικώς. Η σχετική σημασία της ασυμμετρίας (ή επίδραση της μόχλευσης) μπορεί να μετρηθεί με τον λόγο $|-1 + \delta_j| / (1 + \delta)$. Τα αποτελέσματα δείχνουν ασυμμετρία σε όλες τις αγορές εκτός από τη Δανία.

Πρέπει να σημειωθεί ότι έχει γίνει η υπόθεση ότι οι συντελεστές συσχέτισης είναι σταθεροί, για να μειωθεί ο μεγάλος αριθμός παραμέτρων που πρέπει να εκτιμηθούν.

Οι Sola , Spagnolo, και Spagnolo (2002) ανέπτυξαν μια νέα διαδικασία για την ανάλυση των δεσμών μεταβλητότητας ανάμεσα σε διαφορετικές αγορές βασιζόμενοι σ' ένα διμεταβλητό Markov switching model και την εφάρμοσαν σε τρεις αναπτυσσόμενες αγορές.

Το ενδιαφέρον των ερευνητών στράφηκε για τις αναπτυσσόμενες χώρες γιατί κατά τη διάρκεια των πρόσφατων χρόνων συνέβησαν διάφορες οικονομικές κρίσεις οι οποίες προήλθαν από μια τέτοια χώρα , και μέσα σε μικρό χρονικό διάστημα , μεταδόθηκαν σε άλλες αγορές. Ο μηχανισμός μετάδοσης μπορεί να εξηγηθεί είτε ως μια φυσική συνέπεια των πραγματικών και οικονομικών διεθνών σχέσεων ανάμεσα σε αυτές τις χώρες, ή (και) ως αποτέλεσμα των ενεργειών των θεσμικών επενδυτών οι οποίοι είχαν long τοποθετήσεις σε αυτές τις αναπτυσσόμενες αγορές και όποτε συνέβαινε μια κρίση , ήθελαν να μειώσουν τα χαρτοφυλάκια τους πουλώντας τις πιο επικίνδυνες τοποθετήσεις τους.

Για τους Sola , Spagnolo, και Spagnolo τα κλασικά μοντέλα GARCH για την διενέργεια ελέγχων για contagion δεν επιτρέπουν να διακρίνουν οι ερευνητές κατά πόσο η αλληλεπίδραση συμβαίνει σε περιόδους ηρεμίας (χαμηλή μεταβλητότητα) ή σε κρίσεις (υψηλή μεταβλητότητα). Αυτά τα μοντέλα είναι συμμετρικά τόσο στη παραμετροποίηση (μια οικονομία επηρεάζει την άλλη τόσο σε περιόδους ηρεμίας όσο και σε περιόδους κρίσεων) όσο και στη χρονική αιτιότητα (μια οικονομία επηρεάζει τη μελλοντική μεταβλητότητα της άλλης και σε περιόδους ηρεμίας και σε περιόδους κρίσεως). Άρα, αυτά τα μοντέλα δεν φαίνονται να είναι τα καταλληλότερα για να επεξηγήσουν τις κρίσεις που αναφέρθηκαν προηγουμένως.

Προτείνουν ένα εναλλακτικό τρόπο για την ανίχνευση της μετάδοσης υψηλής μεταβλητότητας από τη μια οικονομία στην άλλη . Προχωρούν στη παραμετροποίηση ενός Markov switching model , το οποίο επιτρέπει 4 πιθανές καταστάσεις να συμβούν (αποτέλεσμα συνδυασμών χαμηλής είτε υψηλής μεταβλητότητας) και ελέγχει κατά πόσο μια χώρα οδηγεί την άλλη σε κρίση (ή την οδηγεί έξω από αυτή). Ένα σημαντικό χαρακτηριστικό αυτής της προσέγγισης είναι ότι μια κρίση (και η μετάδοσή της) αντιμετωπίζεται ως ένα σποραδικό γεγονός, παρά μια οικοδομημένη σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αγορών όπως συμβαίνει σ' ένα πολυμεταβλητό GARCH.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα αυτής της προσέγγισης μας δείχνουν ότι η Ταϊλάνδη μετέδωσε τη κρίση στη Νότια Κορέα . Δεν βρέθηκαν αποδείξεις για διάχυση μεταβλητότητας μεταξύ της Νότιας Κορέας και Βραζιλίας.

Θεωρούμε το επόμενο μοντέλο για το 2×1 διάνυσμα

$$z_t = [x_t, y_t]' , z_t = \mu + \Phi_{s_t} u_t \quad (1) ,$$

όπου $\mu = [\mu_x, \mu_y]'$ και u_t είναι μια Gaussian process με μέσο μηδέν και θετικά ημι ορισμένος πίνακας συνδιακύμανσης Σ , $\{s_t\}$ μοντελοποιείται ως μια χρονικά ομογενή Markov αλυσίδα στα $\{1,2,3,4\}$, ανεξάρτητη του $\{u_t\}$, με s_t την κατάσταση στην οποία είναι το σύστημα την ημερομηνία t . Η χρονοσειρά $\{z_t\}$ (το διάνυσμα των αποδόσεων της χώρας x_t και y_t) ικανοποιεί έτσι μια Markov process 4 καταστάσεων

$$z_t / (s_t = s) \sim N (\mu, \Omega_s) , \quad (2)$$

για $s = 1,2,3,4$ με $\Omega_{s_t} = \Phi'_{s_t} \Sigma \Phi_{s_t}$. Οι πίνακες διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων είναι

$$\Omega = \left\{ \Omega_{s=1} = \begin{bmatrix} \sigma_{xh}^2 & \sigma_{xh,yh} \\ \sigma_{yh,xh} & \sigma_{yh}^2 \end{bmatrix}, \Omega_{s=2} = \begin{bmatrix} \sigma_{xh}^2 & \sigma_{xh,yl} \\ \sigma_{yl,xh} & \sigma_{yl}^2 \end{bmatrix}, \Omega_{s=3} = \begin{bmatrix} \sigma_{xl}^2 & \sigma_{xl,yh} \\ \sigma_{yh,xl} & \sigma_{yh}^2 \end{bmatrix}, \Omega_{s=4} = \begin{bmatrix} \sigma_{xl}^2 & \sigma_{xl,yl} \\ \sigma_{yl,xl} & \sigma_{yl}^2 \end{bmatrix} \right\}$$

όπου οι δείκτες h και l αναφέρονται στη μεγάλη μεταβλητότητα. Στη γενική περίπτωση ο πίνακας μετάβασης θα δίνεται από ένα 4×4 πίνακα Π (με στοιχεία $\pi_{ij} = \Pr(s_t = i / s_{t-1} = j), i, j = 1,2,3,4$), όπου κάθε στήλη αθροίζει στη μονάδα και όλα τα στοιχεία είναι μη αρνητικά. Μπορούμε να θέσουμε διάφορους περιορισμούς στον πίνακα μετάβασης για να ελέγξουμε συγκεκριμένες υποθέσεις. Για παράδειγμα, αν η μεταβλητότητα των αποδόσεων μιας χώρας ακολουθεί μια ανεξάρτητη regime-shifting process , ο μεταβατικός πίνακας 4 καταστάσεων θα είναι

$$\Pi^{\text{indep}} = \begin{pmatrix} \pi_{xh} \pi_{yh} & \pi_{xh} (1 - \pi_{yl}) & (1 - \pi_{xl}) \pi_{yh} & (1 - \pi_{xl})(1 - \pi_{yl}) \\ \pi_{xh} (1 - \pi_{yh}) & \pi_{xh} \pi_{yl} & (1 - \pi_{xl})(1 - \pi_{yh}) & (1 - \pi_{xl}) \pi_{yl} \\ (1 - \pi_{xh}) \pi_{yh} & (1 - \pi_{xh})(1 - \pi_{yl}) & \pi_{xl} \pi_{yh} & \pi_{xl} (1 - \pi_{yl}) \\ (1 - \pi_{xh})(1 - \pi_{yl}) & (1 - \pi_{xh}) \pi_{yl} & \pi_{xl} (1 - \pi_{yh}) & \pi_{xl} \pi_{yl} \end{pmatrix}$$

Μπορούμε να ελέγξουμε την εγκυρότητα της περιορισμένης εκδοχής χρησιμοποιώντας ένα τεστ LR όπου κάτω από την μηδενική υπόθεση κατανέμεται ως $\chi^2(8)$. Θα αναφερθούμε σε αυτή ως υπόθεση της ανεξαρτησίας (ή μη contagion) μεταξύ του x και του y . Το contagion , καθώς αντίθετο με την ανεξαρτησία, συμβαίνει όποτε μία από τις χώρες οδηγεί (ή οδηγείται) την άλλη μέσα σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας (ή την οδηγεί έξω από αυτή). Αυτή θα ήταν η περίπτωση αν , για παράδειγμα η y είναι πάντα στην ίδια κατάσταση όπως ήταν η x μια περίοδο πριν. Η καταλληλότητα αυτής της υπόθεσης μπορεί να εξακριβωθεί με έλεγχο (χρησιμοποιώντας LR tests τα οποία κατανέμονται ως $\chi^2(8)$) αν μπορούμε να μειώσουμε τους μεταβατικούς πίνακες σε

$$\Pi_1^{xly} = \begin{pmatrix} \pi_{xh} & \pi_{xh} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (1 - \pi_{xl}) & (1 - \pi_{xl}) \\ (1 - \pi_{xh}) & (1 - \pi_{xh}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \pi_{xl} & \pi_{xl} \end{pmatrix}$$

όπου ο Π_1^{xly} δείχνει ότι η x οδηγεί την y μια περίοδο. Είναι δυνατό να συμπεριληφθούν αναμενόμενα leads για περισσότερες από μια περιόδους . Όποτε τα αποτελέσματα δεν οδηγούν σε σαφή συμπεράσμα (π.χ. περισσότερα του ενός από τα μοντέλα που παρουσιάστηκαν προηγουμένως δεν απορρίπτεται), τα μοντέλα μπορούν να συγκριθούν με κριτήρια όπως τα Akaike Information και Criterion Schwarz Bayesian Criterion .

Μεθοδολογία των Cheung and Ng

Το τεστ των Cheung και Ng(1996) προσφέρει σημαντικά πλεονεκτήματα έναντι άλλων μεθόδων, αφού δεν εξαρτάται από την επιλογή ενός συγκεκριμένου μοντέλου, έχει σημαντική ισχύ έναντι άλλων εναλλακτικών causality στο μέσο και στη διακύμανση, και δείχνει να αντέχει στα σφάλματα με μησυμμετρική και λεπτόκυρτη κατανομή. Η διαδικασία ελέγχου είναι πιο εύκολη να εφαρμοστεί από αυτές που βασίζονται στην εκτίμηση πολυμεταβλητών GARCH μοντέλων, επειδή περιλαμβάνει την εκτίμηση μονομεταβλητών μοντέλων, και οι στατιστικές ελέγχου ακολουθούν ασυμπτωτικές κατανομές κάτω από τη μηδενική υπόθεση. Σε σύγκριση με τα Markov switching models, αυτή η μεθοδολογία επιτρέπει όχι μόνο την αποτίμηση της ύπαρξης επιδράσεων διάχυσης, αλλά και τη μέτρηση της έντασης αυτών των επιδράσεων. Η διαδικασία παράγει αποτελέσματα που μπορούν εύκολα να ερμηνευθούν ως προς το τρόπο που οι αγορές αφομοιώνουν τη καινούργια πληροφορία, και βοηθάει στη καλύτερη κατανόηση των δυναμικών των αποδόσεων των αγορών, κάτι που είναι πολύ χρήσιμο για την κατασκευή οικονομικών μοντέλων για τη μέτρηση των αλλαγών των τιμών των μετοχών.

Η διαδικασία που ακολουθείται για την εξεύρεση πιθανών patterns οικονομικών διαχύσεων μεταξύ των αγορών αναπτύσσεται σε δύο βήματα. Αρχικά γίνεται εκτίμηση των μοντέλων των αποδόσεων των γενικών δεικτών, και ύστερα εφαρμόζονται standardized innovations από αυτά τα μοντέλα για να ελεγχθεί η υπόθεση του causality στο μέσο και στη διακύμανση μεταξύ των εθνικών αγορών. Causality στη διακύμανση μεταφράζεται ως διαχύσεις μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών (Caporale, Pittis, και Spagnolo (2002)). Παρακάτω γίνεται αναλυτική παρουσίαση της μεθοδολογίας.

Οι Gebka και Serwa ερευνούν τις διαχύσεις αποδόσεων και μεταβλητότητας ανάμεσα στις αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης, της Λατινικής Αμερικής και της Νοτιοανατολικής Ασίας. Στην έρευνα τους διαχωρίζουν τους δεσμούς ανάμεσα σε χώρες που βρίσκονται σε μια επικράτεια (intra-regional spillovers) και σε χώρες που βρίσκονται σε διαφορετικές επικράτειες (inter-regional spillovers) αφού πρώτα διεξάγουν έλεγχο για σοκ που προέρχονται από την εγχώρια και την διεθνή αγορά. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι και οι δύο ειδών διαχύσεις είναι στατιστικά σημαντικές, με τις πρώτες να είναι πιο έντονες από τις δεύτερες και για τις τρεις επικράτειες που εξετάστηκαν. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν επίσης, ότι αυτοί οι δεσμοί ανάμεσα στις αναπτυσσόμενες χώρες δεν αποδίδονται αποκλειστικά στη κοινή τους εξάρτηση με την παγκόσμια κεφαλαιαγορά, αλλά και στους κοινούς παράγοντες διαμόρφωσης της συμπεριφοράς των αποδόσεων των μετοχών που ισχύουν στις χώρες μιας επικράτειας.

Εφαρμόζουν την μεθοδολογία που αναπτύχθηκε από τους Cheung και Ng(1996) με σκοπό τον εντοπισμό δεσμών causality μεταξύ των υπό εξέταση αγορών.

Ξεκινούν μοντελοποιώντας τις αποδόσεις των γενικών δεικτών για κάθε χώρα, χρησιμοποιώντας μοντέλο GARCH. Περιλαμβάνουν κάποιες επεξηγηματικές μεταβλητές, οι οποίες αντιπροσωπεύουν τα εξωτερικά σοκ, σε διαφορετικά lags στις εξισώσεις του μέσου και της διακύμανσης. Το μοντέλο αυτό είναι:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i R_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_i X_{t-1} + \lambda C_{t-1} + z_t \quad (1)$$

$$z_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0,1), \quad (2)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=0}^v \eta_i X_{t-1}^2, \quad (3)$$

όπου R_t είναι η απόδοση του γενικού δείκτη της επιλεγόμενης αναπτυσσόμενης αγοράς και X_t είναι ένα μέτρο των εξωτερικών παγκόσμιων σοκ στις αποδόσεις των γενικών δεικτών των αναπτυσσόμενων αγορών. Αυτά τα σοκ αντιπροσωπεύονται από τις αποδόσεις των γενικών δεικτών σημαντικών αναπτυγμένων χωρών. Η επιλογή της μέτρησης του εξωτερικού σοκ εξαρτάται από την χώρα που επιλέγεται και θα συζητηθεί με περισσότερη λεπτομέρεια παρακάτω. Τα σοκ που προέρχονται από την εγχώρια αγορά αντιπροσωπεύονται από τις lagged τιμές των εγχώριων αποδόσεων των γενικών δεικτών, R_{t-1} ($i=0, \dots, m$). Τα παγκόσμια σοκ, X_t , και οι αποδόσεις των εγχώριων αγορών, R_t , υπολογίζονται ως η διαφορά των log τιμών του παγκόσμιου δείκτη και του εγχώριου δείκτη αντίστοιχα. Περιλαμβάνεται και ένας lagged διορθωτικός όρος σφάλματος, C_{t-1} , από τη πιθανή σχέση cointegration μεταξύ των log τιμών των 2 γενικών δεικτών (παγκόσμιας και εγχώριας αγοράς) στην εξίσωση του μέσου (1) μόνο όταν οι δύο δείκτες είναι cointegrated. Οι α_i ($i=0, \dots, m$) και ϕ_i ($i=0, \dots, n$) είναι structural παράμετροι στην εξίσωση του μέσου (1), οι β_i ($i=0, \dots, p$), δ_i ($i=0, \dots, q$) και η_i ($i=0, \dots, v$) είναι structural παράμετροι στην εξίσωση της διακύμανσης (3). Η διαταραχή z_t έχει τοποθετηθεί σε μια αυτοπαλίνδρομη δεσμευμένη ετεροσκεδαστική process με δεσμευμένη διακύμανση h_t . Οι τυποποιημένες διαταραχές, ε_t , μπορούν να ερμηνευτούν ως υπερβάλλουσες αποδόσεις γενικών δεικτών ή απρόβλεπτα σοκ σε αποδόσεις γενικών δεικτών της επιλεγμένης αγοράς. Έχει γίνει η υπόθεση ότι είναι NIID με μέσο 0 και διακύμανση 1.

Το δεύτερο βήμα της διαδικασίας είναι ο έλεγχος για causality δεσμούς μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών των αναπτυσσόμενων χωρών. Τα μοντέλα των αποδόσεων των γενικών δεικτών (εξισώσεις (1)-(3)), εκτιμούνται και τα standard innovations, ε_t , αντλούνται από κάθε αναπτυσσόμενη αγορά. Θεωρούμε τις αποδόσεις των γενικών δεικτών $R_{1,t}$ και $R_{2,t}$ δύο αναπτυσσόμενων αγορών. Τα απρόβλεπτα σοκ σε αυτές τις αγορές, ε_t , εκτιμούνται χρησιμοποιώντας τις εξισώσεις (1)-(3), και ορίζονται ως ξ_t και ζ_t αντίστοιχα. Αν ορίσουμε τα τετραγωνισμένα innovations των δύο αγορών ως $U_t \equiv \xi_t$ και $V_t \equiv \zeta_t$, είναι πιθανό να υπολογίσουμε τις επιδράσεις διάχυσης ανάμεσα στις αποδόσεις των δύο αγορών εφαρμόζοντας τα σοκ ξ_t, ζ_t, U_t και V_t σε τεστ για causality. Το τεστ των Cheung και Ng (1996), βασισμένο σε εκτιμήσεις της συνάρτησης του cross-correlation, χρησιμοποιείται εδώ για να εξακριβώσει τη παρουσία των επιδράσεων causality στο μέσο και στη διακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των γενικών δεικτών αναπτυσσόμενων χωρών. Κάτω από τη μηδενική υπόθεση δεν υπάρχει κανένα causality ανάμεσα στις δύο επιλεγόμενες χώρες. Δεν υπάρχει causality στο μέσο όταν απρόβλεπτες αποδόσεις

από τη πρώτη αγορά, ξ_t , είναι ανεξάρτητες από το σοκ από τη δεύτερη αγορά, ζ_{t-1} , σε όλα τα leads και lags ($i=0, \pm 1, \pm 2, \dots$). Δεν υπάρχει causality στο μέσο, όταν τα τετραγωνισμένα σοκ U_t και V_{t-1} είναι ανεξάρτητα σε όλα τα leads και lags ($i=0, \pm 1, \pm 2, \dots$). Κάτω από την μηδενική υπόθεση που παρουσιάστηκε προηγουμένως και οι δύο στατιστικές για causality στο μέσο στο lag i

$$Q_{\xi\xi} = T^{1/2} r_{\xi\xi}(i), \quad (4)$$

και για causality στη διακύμανση στο lag i

$$Q_{UV} = T^{1/2} r_{UV}(i) \quad (5)$$

ακολουθούν ασυμπτωτικές standard κανονικές κατανομές. Τα $\hat{r}_{\xi\xi}(i)$ και $\hat{r}_{UV}(i)$ είναι συναρτήσεις cross-correlation του δείγματος, και υπολογίζονται με βάση τους τύπους $r_{\xi\xi}(i) = c_{\xi\xi}(i)[c_{\xi\xi}(0)c_{\xi\xi}(0)]^{-1/2}$ και $r_{UV}(i) = c_{UV}(i)[c_{UU}(0)c_{VV}(0)]^{-1/2}$. Οι συναρτήσεις cross-correlation του δείγματος ορίζονται ως $c_{\xi\xi}(i) = T^{-1} \sum (\xi_t - \bar{\xi})(\xi_{t-i} - \bar{\xi})$ και $c_{UV}(i) = T^{-1} \sum (U_t - \bar{U})(V_{t-i} - \bar{V})$, όπου $c_{\xi\xi}(0)$, $c_{\xi\xi}(0)$, $c_{UU}(0)$ και $c_{VV}(0)$ είναι οι διακυμάνσεις του δείγματος.

Η εναλλακτική υπόθεση για causality στο μέσο στο επιλεγμένο lag i είναι ότι η $R_{1,t-1}$ προκαλεί την $R_{2,t}$ στο μέσο όταν $i > 0$ και η $R_{2,t}$ προκαλεί την $R_{1,t-1}$ όταν $i < 0$. Αυτό είναι αλήθεια όταν η συσχέτιση μεταξύ των ζ_{t-1} και ξ_t , $r_{\xi\xi}(i)$, είναι σημαντικά διαφορετική του μηδενός, δηλαδή η στατιστική $Q_{\xi\xi}$ υπερβαίνει την κριτική τιμή της για ένα επιλεγμένο lag i . Ανάλογα, αν η στατιστική Q_{UV} υπερβαίνει την κριτική τιμή της για ένα επιλεγμένο lag i , η $R_{1,t-1}$ προκαλεί την $R_{2,t}$ στη διακύμανση όταν $i > 0$ και η $R_{2,t}$ προκαλεί την $R_{1,t-1}$ όταν $i < 0$.

Causality στο μέσο (στη διακύμανση) υποδεικνύει ότι αλλαγές στις αποδόσεις (μεταβλητότητα των αποδόσεων) σε μία αγορά μεταφέρονται στις αποδόσεις (μεταβλητότητα) της άλλης αγοράς σε κάποιο lag i . Και για τα δύο τεστ, instantaneous causality προκύπτει όταν η εναλλακτική υπόθεση είναι αληθής για $i=0$, και σχέση ανατροφοδότησης συμβαίνει όταν και οι δύο αγορές προκαλούν causality η μία στην άλλη σε κάποια lags. Η instantaneous causality υποδεικνύει την παρουσία ισχυρών διμερών δεσμών ανάμεσα σε δύο αγορές, όπου είτε υπάρχουν διαχύσεις ανατροφοδότησης είτε η κατεύθυνση των διαχύσεων είναι άγνωστη.

Επιπρόσθετα, ελέγχεται η υπόθεση να μην υπάρχει causality σε όλα τα lags από το j έως το k , χρησιμοποιώντας τη στατιστική που ορίζεται από

$$S_{\xi\xi}(j, k) = T \sum_{i=j}^k r_{\xi\xi}(i)^2 \quad (6)$$

ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση του causality στο μέσο, και τη στατιστική

$$S_{UV}(j, k) = T \sum_{i=j}^k r_{UV}(i)^2 \quad (7)$$

για να ελεγχθεί ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση του causality στη διακύμανση. Κάτω από την μηδενική υπόθεση και οι δύο στατιστικές (6) και (7) έχουν ασυμπτωτικές χ^2 κατανομές με $(k-j+1)$ βαθμούς ελευθερίας (Cheung και Ng (1996)).

Επιλέγονται καθημερινές αποδόσεις των γενικών δεικτών από επιλεγμένες αναπτυσσόμενες αγορές της Ασίας (Μαλαισία, Νότια Κορέα, Ταϊβάν και Ταϊλάνδη) , της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης (Τσέχικη Δημοκρατία, Ουγγαρία, Πολωνία, και Ρωσία) και της Λατινικής Αμερικής (Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, και Μεξικό). Αυτές οι αγορές θεωρούνται οι πιο σημαντικές αναπτυσσόμενες αγορές στις επικράτειες τους.

Τα εθνικά χρηματιστήρια επηρεάζονται από κοινά παγκόσμια σοκ , γι' αυτό το λόγο ερευνούνται οι αποδόσεις των γενικών δεικτών 4 μεγάλων εθνικών χρηματιστηρίων (Γερμανία, Ιαπωνία, Αγγλία, και ΗΠΑ) , οι αποδόσεις 3 διεθνών γενικών δεικτών διαφορετικών περιφερειών (Αμερική, Ευρώπη, και Ειρηνικός) και οι αποδόσεις 2 παγκόσμιων γενικών δεικτών των αναπτυγμένων χωρών (G7, World). Το δείγμα καλύπτει τη περίοδο από την 1^η Απριλίου του 1998 έως την 31 Μαρτίου του 2003.

Η διαδικασία που ακολουθήθηκε από τους συγκεκριμένους ερευνητές αναπτύχθηκε προηγουμένως. Θα πρέπει να γίνουν ορισμένες σημειώσεις σχετικά με την εξωγενή μεταβλητή που συμπεριέλαβαν για τα εξωτερικά σοκ, X_t . Η επιλογή της μεταβλητής που θα προσεγγίζει τα εξωτερικά σοκ εξαρτάται από την αναπτυσσόμενη αγορά για την οποία γίνεται εκτίμηση των αποδόσεων. Η επιλογή βασίζεται στο κριτήριο της ελαχιστοποίησης της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων , αλλά παρόμοια αποτελέσματα αποκτούνται αφού μεγιστοποιηθεί η συνάρτηση likelihood και ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 των εκτιμημένων μοντέλων. Οι ερευνητές προτιμούν να επιλέξουν με βάση το στατιστικό κριτήριο παρά τη γεωγραφική προσεγγισιμότητα ή τους δεσμούς εμπορίου , και έτσι επιλέγουν μια στατιστική που συλλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της εξωτερικής επίδρασης στις εγχώριες αποδόσεις.

Επιλέγονται επίσης 5 lags για κάθε επεξηγηματική μεταβλητή στην εξίσωση του μέσου και της διακύμανσης και αυτό γίνεται γιατί οι παρελθούσες αποδόσεις μπορούν να αντανakλούν σημαντική πληροφορία για τις μελλοντικές αποδόσεις.

Τα συμπεράσματα που βγαίνουν μετά από την εφαρμογή αυτής της μεθοδολογίας είναι ότι μια συγκεκριμένη ποσότητα διαχύσεων αποδόσεων και μεταβλητότητας μεταξύ των αναπτυσσόμενων χωρών μπορούν να εξηγηθούν από την κοινή αντίδραση τους σε σοκ που πηγάζουν από την παγκόσμια αγορά κεφαλαίου. Επίσης αποδεικνύουν ότι οι δεσμοί που αναπτύσσονται μεταξύ των αγορών που ανήκουν στην ίδια επικράτεια είναι πιο συχνοί από αυτούς που αναπτύσσονται ανάμεσα σε αγορές που ανήκουν σε διαφορετικές επικράτειες.

Οι Hu, Chen, Fok, και Huang(1997), εφάρμοσαν την μεθοδολογία causality in variance των Cheung και Ng(1996) για να μελετήσουν τις επιδράσεις διάχυσης της μεταβλητότητας ανάμεσα σε 2 αναπτυγμένες αγορές (ΗΠΑ και Ιαπωνία) και τέσσερις αναπτυσσόμενες (Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν, Σανγκάι, και Σεντζέν).

Η διαδικασία που ακολουθείται είναι ίδια με προηγουμένως. Επειδή θέλουν παράλληλα να ερευνήσουν κατά πόσο οικονομετρικά μοντέλα βασισμένα στα αποτελέσματα του causality in variance test μπορούν να βελτιώσουν την προβλεπτική τους ικανότητα σε σύγκριση με αυτή του συμβατικού GARCH. Επίσης επειδή αυτή η μεθοδολογία επιτρέπει να χρησιμοποιηθεί όποιο μοντέλο κρίνει πιο αποτελεσματικό ο ερευνητής, η διαφορά με τους προηγούμενους έγκειται στην επιλογή των μοντέλων για την εξαγωγή των standardized innovations τα οποία θα χρησιμοποιηθούν στο δεύτερο βήμα για την εξέταση του causality στο μέσο και στη διακύμανση.

Εφαρμόζοντας το μοντέλο GARCH(1,1) στις αποδόσεις των 6 αγορών παρατήρησαν ότι για τις περισσότερες αγορές η διαχρονική σταθερότητα της μεταβλητότητα του μοντέλου παραβιαζόταν αφού το άθροισμα των συντελεστών ήταν σημαντικά μεγαλύτερο της μονάδας. Γι' αυτό το λόγο εκτίμησαν επιπρόσθετα με το GARCH(1,1) άλλα 3 μοντέλα, τα GARCH(1,1)-MA(1), GARCH(1,1)-M, και εξειδικεύσεις του GARCH(1,1) ανάλογα με τη φύση της αυτοσυσχέτισης. Επιλέξανε για κάθε αγορά το μοντέλο με την μεγαλύτερη αύξηση στη τιμή του likelihood ratio για να υπολογιστούν τα standardized innovations. Έτσι, αφού οι αποδόσεις της Ιαπωνίας και ΗΠΑ δεν χαρακτηρίζονταν από αυτοσυσχέτιση, χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο GARCH(1,1). Για τις αγορές της Ταϊβάν και Σανγκάι επιλέγονται τα μοντέλα GARCH(1,1)-ARMA(4,4) και GARCH(1,1)-AR(6) αντίστοιχα. Το επιλεγμένο μοντέλο για το Χονγκ Κονγκ και Σεντζέν είναι GARCH(1,1)-MA(4). Επιλέγουν ως και 5 leads και lags για την εκτέλεση του test. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχουν σημαντικές διαχύσεις μεταβλητότητας από την Ιαπωνία στις ΗΠΑ. Σχέση ανατροφοδότησης υπάρχει επίσης μεταξύ των αγορών του Χονγκ Κονγκ και των ΗΠΑ, με την επίδραση των ΗΠΑ να είναι ισχυρότερη. Επίσης αποδεικνύεται ότι οι 6 αυτές αγορές είναι σημαντικά ταυτόχρονα συσχετισμένες. Θεωρητικά δεν γίνεται να προσδιοριστεί η κατεύθυνση της σχέσης causation βασισμένοι στο αποτέλεσμα των ταυτόχρονων σχέσεων, ωστόσο λαμβάνοντας υπόψιν τις ώρες λειτουργίας των χρηματιστηρίων μπορούμε να συμπεράνουμε την εξής σειρά: διάχυση μεταβλητότητας από τις ΗΠΑ στην Ιαπωνία και τις 4 άλλες αγορές, από την Ιαπωνία στις 4 άλλες ασιατικές αγορές, και από την Ταϊβάν στην αγορά του Χονγκ Κονγκ.

Εκτελούν στη συνέχεια το causality-in-variance t-test για lags 1-5. Από εδώ μπορούμε να καταλάβουμε την πηγή της σχέσης causation. Για παράδειγμα η επίδραση από την Ιαπωνική αγορά στις ΗΠΑ προέρχεται από τη μεταβλητότητα της Ιαπωνίας στο lag 4. Με βάση αυτά τα αποτελέσματα ενσωματώνουν την ταυτόχρονη ή / και lagged μεταβλητότητα των ξένων αγορών στην εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης του μοντέλου GARCH. Για να συλλάβουν την πιθανή επίδραση της μεταβλητότητας της ξένης αγοράς στη μεταβλητότητα των εγχώριων αποδόσεων, εκτιμάται το ακόλουθο μοντέλο για κάθε σειρά αποδόσεων

$$\begin{aligned} r_t &= \beta_0 U_{i,t} + \beta_1 Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} / \phi_{i,t-1} &\sim N(0, h_{i,t}) \\ h_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_2 h_{i,t-1}^2 + \alpha_3 X_{j,t}, \quad i=j= \text{ΗΠΑ, Ιαπωνία, Χονγκ Κονγκ,} \\ &\quad \text{Ταϊβάν, Σεντζέν, Σανγκάι} \end{aligned}$$

όπου η Y_t είναι επεξηγηματική μεταβλητή για το r_t . Για παράδειγμα, για το GARCH(1,1)-MA(4) η Y_t είναι ίση με ε_{t-4} . Η $X_{j,t}$ στην εξίσωση της δεσμευμένης

διακύμανσης αντιπροσωπεύει την μεταβλητότητα της ξένης αγοράς j τη χρονική στιγμή t . Η μεταβλητότητα μετριέται ως το τετράγωνο των αποδόσεων. Η επιλογή των ξένων αγορών και το κατάλληλο μήκος των lag της μεταβλητότητας βασίζεται στα αποτελέσματα του causality-in-variance τεστ. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η προβλεπτική ισχύς του καινούργιου μοντέλου έχει βελτιωθεί αισθητά με την είσοδο της μεταβλητότητας της ξένης αγοράς. Ο βαθμός του volatility persistence έχει μειωθεί αισθητά όπως μας δείχνει η εκτίμηση του καινούργιου μοντέλου.

Τα συμπεράσματα της έρευνας μπορούν να συνοψιστούν στα εξής : 1) η γεωγραφική προσεγγισιμότητα και οι εμπορικές σχέσεις δεν σημαίνουν και απαραίτητα ότι ισχύουν και ισχυροί δεσμοί ως προς τη διάχυση της μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών, 2) Η ευαισθησία της μεταβλητότητας μιας αγοράς στη μεταβλητότητα μιας ξένης αγοράς φαίνεται να είναι αντιστρόφως ανάλογη του βαθμού απελευθέρωσης της αγοράς.

ΠΡΩΤΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ (χρήση GARCH-BEKK)

Σε αυτό το τμήμα θα ασχοληθούμε με την αναπαράσταση BEKK μιας πολυμεταβλητής GARCH διαδικασίας που έχει προταθεί από τους Engle και Kroner (1995), και το τεστ για causality in variance που εφαρμόστηκε από τους Caporale et al.(2001) εντός αυτού του πλαισίου.

Μοντελοποιούμε τις διαχύσεις μεταβλητότητας ανάμεσα σε 2 χρηματιστηριακές αγορές μ' ένα διμεταβλητό μοντέλο GARCH(1,1) :

$$x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

όπου $x_t = (r_{1t}, r_{2t})$, με r_{1t} = η απόδοση της αγοράς 1 την χρονική στιγμή t και r_{2t} = η απόδοση της αγοράς 2 την χρονική στιγμή t. Το διάνυσμα των καταλοίπων $u_t = (e_{1,t}, e_{2,t})$ ακολουθεί μία διμεταβλητή κατανομή t, με τον αντίστοιχο πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων που δίνεται από

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Το διάνυσμα των παραμέτρων της εξίσωσης (1) προσδιορίζεται με μια σταθερά $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ και ο πίνακας των συντελεστών $\beta = (\beta_{11}, \beta_{12} / \beta_{21}, \beta_{22})$, ενώ οι πίνακες των παραμέτρων για τη διακύμανση (εξίσωση (2)) προσδιορίζονται ως C_0 , ο οποίος περιορίζεται να είναι ανώτερος τριγωνικός, και ως A_{11} και G_{11} , δύο πίνακες στους οποίους δεν έχουν τεθεί περιορισμοί. Επομένως η δεύτερη ροπή παίρνει τη μορφή :

$$H_t = C_0' C_0 + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 & e_{1,t-1}' e_{2,t-1} \\ e_{1,t-1}' e_{2,t-1} & e_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Η εξίσωση (3) μοντελοποιεί το δυναμικό process της H_t ως μια γραμμική συνάρτηση των παρελθοντικών τιμών της, H_{t-1} και των παρελθοντικών τιμών των τετραγωνισμένων innoations ($e_{1,t-1}^2, e_{2,t-1}^2$), και στις δύο περιπτώσεις επιτρέποντας εγχώριες και ξένες επιδράσεις στη δεσμευμένη διακύμανση. Ένας τέτοιος προσδιορισμός (με τους πίνακες A_{11} και G_{11} χωρίς κανένα περιορισμό) επιτρέπει στις διακυμάνσεις και στις συνδιακυμάνσεις των δύο σειρών να επηρεάζονται μεταξύ τους, και έτσι να μπορεί κάποιος να ελέγξει τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης καμίας επίδρασης διάχυσης μεταβλητότητας προς τη μία ή την άλλη κατεύθυνση.

Έχοντας σαν δεδομένα ένα δείγμα T παρατηρήσεων, ένα διάνυσμα άγνωστων παραμέτρων θ και ένα 2×1 διάνυσμα των αποδόσεων x_t , η συνάρτηση log-likelihood για το μοντέλο (1) είναι :

$$LLF = T \log \left\{ \frac{\Gamma[(\nu+1)/2]}{\pi^{1/2} \Gamma(\nu/2)} (\nu-2)^{-1/2} \right\} - 1/2 \sum_{t=1}^T \log H_t - \frac{\nu+1}{2} \sum_{t=1}^T \log \left[1 + \frac{\varepsilon_t^2}{H_t(\nu-2)} \right]$$

Πρέπει να σημειωθεί ότι οι βαθμοί ελευθερίας ν πρέπει να είναι μεγαλύτεροι από 2. Τα τυπικά σφάλματα υπολογίζονται χρησιμοποιώντας τις quasi-maximum likelihood μεθόδους των Bollerslev και Wooldridge (1992), όπου βασιζόμαστε στη κατανομή που ακολουθούν τα κατάλοιπα.

ΥΠΟΘΕΣΗ ΠΡΟΣ ΕΛΕΓΧΟ

Οι Caporale et al.(2001) προτείνουν την διεξαγωγή likelihood ratio tests μέσα σ' ένα πλαίσιο τέτοιο ώστε να επιτρέπει τον έλεγχο για causality in variance. Συγκεκριμένα, τεστ για causality in variance μπορούν να πραγματοποιηθούν για κάθε μοντέλο, περιορίζοντας εναλλακτικά τους πίνακες A_{11} και G_{11} να είναι ανώτεροι τριγωνικοί και κατώτεροι τριγωνικοί, επιτρέποντας με αυτόν τον τρόπο το causality για κάθε κατεύθυνση. Έτσι θέτουμε 3 περιορισμένα μοντέλα, το πρώτο με περιορισμούς $a_{12} = g_{12} = 0$, το δεύτερο με $a_{21} = g_{21} = 0$, και το τρίτο με $a_{12} = g_{12} = a_{21} = g_{21} = 0$. Διεξάγουμε likelihood ratio tests του μοντέλου χωρίς περιορισμούς με τα αντίστοιχα 3 περιορισμένα, για να εξετάσουμε την κατεύθυνση της αιτιότητας.

Η έρευνα θα προσπαθήσει να εξακριβώσει αν ισχύει μεταξύ των υπό εξέταση αγορών Granger causality in variance. Η απόδειξη ότι ισχύει causality στη διακύμανση μεταφράζεται ως διαχύσεις μεταβλητότητας μεταξύ των αγορών (Caporale, Pittis, και Spagnolo (2002)).

ΔΕΥΤΕΡΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ (των Cheung και Ng)

Η διαδικασία που ακολουθείται για την εξεύρεση πιθανών patterns οικονομικών διαχύσεων μεταξύ των αγορών αναπτύσσεται σε δύο βήματα. Αρχικά γίνεται εκτίμηση των μοντέλων των αποδόσεων των γενικών δεικτών, και ύστερα εφαρμόζονται standardized innovations από αυτά τα μοντέλα για να ελεγχθεί η υπόθεση του causality στο μέσο και στη διακύμανση μεταξύ των εθνικών αγορών.

1^ο βήμα

Θα ξεκινήσουμε μοντελοποιώντας τις αποδόσεις των γενικών δεικτών για κάθε χώρα, χρησιμοποιώντας μοντέλο GARCH. Το είδος της μοντελοποίησης που θα επιλεγεί για τις σειρές των αποδόσεων θα αναλυθεί περισσότερο παρακάτω.

2^ο βήμα

Το δεύτερο βήμα της διαδικασίας είναι ο έλεγχος για causality δεσμούς μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών των ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών αγορών. Τα μοντέλα των αποδόσεων των γενικών δεικτών εκτιμούνται και τα standardized innovations, ε_t , αντλούνται από κάθε αναπτυσσόμενη αγορά. Θεωρούμε τις αποδόσεις των γενικών δεικτών $R_{1,t}$ και $R_{2,t}$ δύο αναπτυσσόμενων αγορών. Τα απρόβλεπτα σοκ σε

αυτές τις αγορές, ε_t , εκτιμούνται χρησιμοποιώντας τις εξισώσεις (1)-(3), και ορίζονται ως ξ_t και ζ_t αντίστοιχα. Αν ορίσουμε τα τετραγωνισμένα innovations των δύο αγορών ως $U_t \equiv \xi_t$ και $V_t \equiv \zeta_t$, είναι πιθανό να υπολογίσουμε τις επιδράσεις διάχυσης ανάμεσα στις αποδόσεις των δύο αγορών εφαρμόζοντας τα σοκ ξ_t, ζ_t, U_t και V_t σε τεστ για causality. Το τεστ των Cheung και Ng(1996), βασιζόμενο σε εκτιμήσεις της συνάρτησης του cross-correlation, χρησιμοποιείται εδώ για να εξακριβώσει τη παρουσία των επιδράσεων causality στο μέσο και στη διακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των γενικών δεικτών αναπτυσσόμενων χωρών. *Κάτω από τη μηδενική υπόθεση δεν υπάρχει κανένα causality ανάμεσα στις δύο επιλεγόμενες χώρες.* Δεν υπάρχει causality στο μέσο όταν απρόβλεπτες αποδόσεις από τη πρώτη αγορά, ξ_t , είναι ανεξάρτητες από το σοκ από τη δεύτερη αγορά, ζ_{t-1} , σε όλα τα leads και lags ($i=0, \pm 1, \pm 2, \dots$). Δεν υπάρχει causality στο μέσο, όταν τα τετραγωνισμένα σοκ U_t και V_{t-1} είναι ανεξάρτητα σε όλα τα leads και lags ($i=0, \pm 1, \pm 2, \dots$). Κάτω από την μηδενική υπόθεση που παρουσιάστηκε προηγουμένως και οι δύο στατιστικές για causality στο μέσο στο lag i

$$t_{\xi\xi} = T^{1/2} r_{\xi\xi}(i),$$

και για causality στη διακύμανση στο lag i

$$t_{UV} = T^{1/2} r_{UV}(i)$$

ακολουθούν ασυμπτωτικές standard κανονικές κατανομές. Τα $\hat{r}_{\xi\xi}(i)$ και $\hat{r}_{UV}(i)$ είναι συναρτήσεις cross-correlation του δείγματος, και υπολογίζονται με βάση τους τύπους $r_{\xi\xi}(i) = c_{\xi\xi}(i)[c_{\xi\xi}(0)c_{\xi\xi}(0)]^{-1/2}$ και $r_{UV}(i) = c_{UV}(i)[c_{UU}(0)c_{VV}(0)]^{-1/2}$. Οι συναρτήσεις cross-correlation του δείγματος ορίζονται ως $c_{\xi\xi}(i) = T^{-1} \sum (\xi_t - \bar{\xi})(\xi_{t-i} - \bar{\xi})$ και $c_{UV}(i) = T^{-1} \sum (U_t - \bar{U})(V_{t-i} - \bar{V})$, όπου $c_{\xi\xi}(0)$, $c_{\xi\xi}(0)$, $c_{UU}(0)$ και $c_{VV}(0)$ είναι οι διακυμάνσεις του δείγματος.

Causality στο μέσο (στη διακύμανση) υποδεικνύει ότι αλλαγές στις αποδόσεις (μεταβλητότητα των αποδόσεων) σε μία αγορά μεταφέρονται στις αποδόσεις (μεταβλητότητα) της άλλης αγοράς σε κάποιο lag i . Και για τα δύο τεστ, instantaneous causality προκύπτει όταν η εναλλακτική υπόθεση είναι αληθής για $i=0$, και σχέση ανατροφοδότησης συμβαίνει όταν και οι δύο αγορές προκαλούν causality η μία στην άλλη σε κάποια lags. Η instantaneous causality υποδεικνύει την παρουσία ισχυρών διμερών δεσμών ανάμεσα σε δύο αγορές, όπου είτε υπάρχουν διαχύσεις ανατροφοδότησης είτε η κατεύθυνση των διαχύσεων είναι άγνωστη.

Επιπρόσθετα, ελέγχεται η υπόθεση να μην υπάρχει causality σε όλα τα lags από το j έως το k , χρησιμοποιώντας τη στατιστική που ορίζεται από

$$S_{\xi\xi}(j, k) = T \sum_{i=j}^k r_{\xi\xi}(i)^2$$

ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση του causality στο μέσο, και τη στατιστική

$$S_{UV}(j, k) = T \sum_{i=j}^k r_{UV}(i)^2$$

για να ελεγχθεί ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση του causality στη διακύμανση. Κάτω από την μηδενική υπόθεση και οι δύο στατιστικές (6) και (7) έχουν ασυμπτωτικές χ^2 κατανομές με $(k-j+1)$ βαθμούς ελευθερίας (Cheung και Ng(1996)).

ΒΑΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ – ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Θα χρησιμοποιηθεί η Datastream International ως πηγή άντλησης δεδομένων. Θα εξεταστούν τα εθνικά χρηματιστήρια των σημαντικότερων ευρωπαϊκών κρατών , δηλαδή η Αγγλία, Γαλλία, Ιταλία, Γερμανία, Ισπανία, Πορτογαλία, Βέλγιο, Ελβετία , Ολλανδία, και Ελλάδα. Τα δεδομένα θα αφορούν γενικούς δείκτες , και συγκεκριμένα τις καθημερινές τιμές κλεισίματος τους , και θα καλύπτουν την χρονική περίοδο 17 Οκτωβρίου 1994 – 28 Φεβρουαρίου 2005, δηλαδή ένα σύνολο 2705 παρατηρήσεων. Όλοι οι χρηματιστηριακοί δείκτες που χρησιμοποιούνται είναι δείκτες τιμών καθώς δεν περιλαμβάνουν μερίσματα και είναι value weighted. Συγκεκριμένα αυτοί είναι οι DAX για Γερμανία, BEL για το Βέλγιο, CAC 40 για τη Γαλλία, ο AEX για την Ολλανδία, ο MIB 30 για την Ιταλία, ο PSI – 20 για την Πορτογαλία, ο IBEX 35 για την Ισπανία, ο Ελβετικός Γενικός Χρηματιστηριακός Δείκτης, ο FTSE 100 για την Μ. Βρετανία, και τέλος ο ΑΣΕΕ για την Ελλάδα.

ΑΡΧΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Οι αποδόσεις των γενικών δεικτών υπολογίζονται ως εξής :

$$r_{it} = \log(P_{it}) - \log(P_{it-1})$$

Ένα σημαντικό σημείο που πρέπει να γίνει αντικείμενο προσοχής σε τέτοιου είδους μελέτες είναι ότι οι ώρες διαπραγμάτευσης των διάφορων χρηματιστηριακών αγορών δεν συμπίπτουν πάντα και αυτό μπορεί να προκαλέσει προβλήματα με τα καθημερινά δεδομένα . Στη περίπτωση μας θα αντιμετωπίσουμε τέτοιου είδους πρόβλημα μόνο με την Ελλάδα, αφού η διαπραγμάτευση αρχίζει στις 11:00 , ενώ των υπολοίπων χρηματιστηρίων γύρω στις 8-9:00. Με τις υπόλοιπες αγορές, δεν αντιμετωπίζουμε τέτοιου είδους πρόβλημα γιατί δεν ισχύουν μεγάλες διαφορές ώρας λόγω γεωγραφικής προσεγγισιμότητας.

Παρακάτω παρακολουθούμε κάποια στατιστικά αποτελέσματα των δέκα σειρών αποδόσεων . Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές λοξότητας (skewness coefficients) είναι αρνητικοί , εκτός του Βελγίου. Όλες οι σειρές αποδόσεων έχουν ασυμμετρικές κατανομές καθώς ο συντελεστής λοξότητας είναι διάφορος του μηδενός. Οι συντελεστές κύρτωσης είναι όλοι μεγαλύτεροι του 3 υποδεικνύοντας ότι οι ουρές της κατανομής είναι πιο «χοντρές» από αυτές της κανονικής κατανομής. Οι αποδόσεις των αναπτυσσόμενων αγορών έχουν υψηλότερη τιμή κύρτωσης και συμμορφώνονται λιγότερο στην υπόθεση κανονικότητας απ' ότι οι αναπτυγμένες αγορές. Αυτές οι δύο παράμετροι συνδυάζονται για να ελέγξουν κατά πόσο η

κατανομή είναι κανονική στο Jarque-Bera test . Το τεστ μας δείχνει ότι η υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται για όλους τους εξεταζόμενους δείκτες.

Οι πιο μεγάλες και πιο μικρές καθημερινές αποδόσεις συμβαίνουν στο Βέλγιο, στην Ολλανδία, στην Ελλάδα και στην Πορτογαλία, υποδεικνύοντας ότι οι αποδόσεις αυτές είναι και οι πιο ευμετάβλητες.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1 : Αρχικά στατιστικά μεγέθη

	<u>ΒΕΛΓΙΟ</u>	<u>Μ.ΒΡΕΤΑΝΙΑ</u>	<u>ΓΑΛΛΙΑ</u>	<u>ΓΕΡΜΑΝΙΑ</u>	<u>ΕΛΛΑΔΑ</u>
Mean	0.000300	0.000172	0.000276	0.000271	0.000488
Median	0.000244	0.000134	0.000000	0.000404	0.000000
Maximum	0.093340	0.059026	0.070023	0.075527	0.076606
Minimum	-0.056102	-0.058853	-0.076781	-0.088747	-0.096920
Std. Dev.	0.011199	0.011063	0.014148	0.015645	0.016142
Skewness	0.241102	-0.175349	-0.083116	-0.234304	-0.059606
Kurtosis	8.476329	5.893016	5.567465	5.992798	7.185523
Jarque-Bera Probability	3406.350 0.000000	957.1790 0.000000	746.0737 0.000000	1034.260 0.000000	1976.095 0.000000
Sum	0.810513	0.465221	0.747834	0.732703	1.321242
Sum Sq. Dev.	0.339158	0.330927	0.541237	0.661857	0.704530
Observations	2705	2705	2705	2705	2705
	<u>ΟΛΛΑΝΔΙΑ</u>	<u>ΙΤΑΛΙΑ</u>	<u>ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ</u>	<u>ΙΣΠΑΝΙΑ</u>	<u>ΕΛΒΕΤΙΑ</u>
Mean	0.000260	0.000289	0.000234	0.000393	0.000308
Median	0.000314	0.000000	0.000000	0.000455	0.000291
Maximum	0.095169	0.077736	0.069413	0.063232	0.074625
Minimum	-0.075310	-0.081073	-0.095898	-0.073390	-0.073311
Std. Dev.	0.014644	0.014392	0.010453	0.013767	0.012231
Skewness	-0.109143	-0.086756	-0.581304	-0.194676	-0.152957
Kurtosis	7.059353	5.475508	10.36710	5.711122	7.328917
Jarque-Bera Probability	1862.617 0.000000	694.0855 0.000000	6269.492 0.000000	845.5126 0.000000	2122.648 0.000000
Sum	0.703053	0.782676	0.632323	1.063315	0.834161
Sum Sq. Dev.	0.579868	0.560105	0.295480	0.512479	0.404511
Observations	2705	2705	2705	2705	2705

Στο παράρτημα , παρουσιάζονται οι γραφικές παραστάσεις των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών. Εξετάζοντας αυτές τις παραστάσεις, γίνεται φανερό ότι διαδοχικές διαταραχές , παρόλο που είναι ασυσχέτιστες, είναι σίγουρα γραμμικά εξαρτημένες. Αυτό το φαινόμενο , όπως έχει αναφερθεί και προηγουμένως ονομάζεται «συγκέντρωση μεταβλητότητας» (volatility clustering) και μοντελοποιείται κατάλληλα με μοντέλα GARCH. Η «συγκέντρωση μεταβλητότητας» (ένα είδος ετεροσκεδαστικότητας) είναι η υπαίτιος για ένα μέρος της υπερβολικής κύρτωσης που παρουσιάζουν οι σειρές των αποδόσεων των χρηματιστηριακών γενικών δεικτών. Το μεγαλύτερο μέρος της συγκέντρωσης της μεταβλητότητας οφείλεται στις διαχύσεις μεταβλητότητας.

Στη συνέχεια εξετάζουμε για κάθε αγορά τη δειγματική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης αποδόσεων καθώς και τη δειγματική συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης. Ως αρχικά αναγνωριστικά εργαλεία, οι δύο αυτές συναρτήσεις μας παρέχουν κάποια ένδειξη για τα γενικά χαρακτηριστικά συσχέτισης των αποδόσεων. Οι γραφικές παραστάσεις που βρίσκονται στο παράρτημα , παράλληλα με τις τιμές των δειγματικών συναρτήσεων , παρουσιάζουν τα ανώτερα και κατώτερα όρια εμπιστοσύνης τυπικής απόκλισης , με βάση την υπόθεση ότι όλες οι αυτοσυσχετίσεις είναι μηδέν κάτω από το lag 0. Εξετάζοντας τις γραφικές παραστάσεις , γίνεται αντιληπτό ότι οι περισσότερες δειγματικές συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων επιδεικνύουν ισχυρή συσχέτιση, πράγμα που σημαίνει ότι πρέπει να χρησιμοποιηθεί κάποια δομή συσχέτισης στο δεσμευμένο μέσο.

Ποσοτικοποιούμε το προηγούμενο έλεγχο για αυτοσυσχέτιση χρησιμοποιώντας το Ljung-Box-Pierce Q- test στα κατάλοιπα. Με αυτό τον τρόπο επαληθεύουμε , τουλάχιστον έστω και κατά προσέγγιση , ότι ισχύει σημαντική συσχέτιση στις αποδόσεις όταν γίνεται έλεγχος μέχρι και 12 lags της ACF για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του πίνακα 3 αντιλαμβανόμαστε ότι το Βέλγιο, η Πορτογαλία, η Ελλάδα, η Ολλανδία, η Γαλλία, και η Μ. Βρετανία αντιμετωπίζουν σοβαρό πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3: Ljung-Box-Pierce Q- test των αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 5% μέχρι και 12 lags. Παραθέτουμε την τιμή της στατιστικής και από κάτω το pvalue.

lags	Μ.Βρετανία	Βέλγιο	Γερμανία	Ιταλία	Ισπανία	Ελβετία	Πορτ/λία	Ελλάδα	Γαλλία	Ολλανδία
1	0.1016 0.7499	51.6652 0.0000	1.3382 0.2474	0.1892 0.6636	2.7420 0.0977	3.3349 0.0678	52.5056 0.0000	63.8511 0.0000	0.2505 0.6167	0.3179 0.5729
2	5.6940 0.0580	52.4450 0.0000	2.0014 0.3676	0.8276 0.6611	5.8934 0.0525	3.3681 0.1856	53.9933 0.0000	63.8511 0.0000	1.2555 0.5338	0.5341 0.7656
3	25.3344 0.0000	65.1213 0.0000	2.3176 0.5092	2.4512 0.4842	11.6114 0.0088	5.9093 0.1161	56.2036 0.0000	63.8514 0.0000	11.9678 0.0075	10.2169 0.0168
4	26.1719 0.0000	66.3107 0.0000	3.2391 0.5186	14.2372 0.0066	12.1446 0.0163	7.1989 0.1257	66.7528 0.0000	63.8803 0.0000	11.9678 0.0176	11.0302 0.0262
5	33.2305 0.0000	76.0668 0.0000	5.0106 0.4146	19.9467 0.0013	12.3360 0.0305	17.6517 0.0034	66.7562 0.0000	64.6011 0.0000	18.0999 0.0028	22.7533 0.0004
6	38.2577 0.0000	78.1361 0.0000	12.6153 0.0496	20.3999 0.0024	13.5586 0.0350	20.5403 0.0022	67.0292 0.0000	64.7305 0.0000	20.0572 0.0027	24.2244 0.0005
7	38.2906 0.0000	79.8952 0.0000	12.6462 0.0812	23.2276 0.0016	13.5902 0.0590	22.5328 0.0021	67.2723 0.0000	65.8196 0.0000	21.7704 0.0028	25.7454 0.0006
8	45.8632 0.0000	83.7205 0.0000	16.6498 0.0340	25.2772 0.0014	20.1611 0.0097	24.7283 0.0017	77.9425 0.0000	66.6203 0.0000	24.1144 0.0022	41.2736 0.0000
9	47.9189 0.0000	85.7095 0.0000	16.8377 0.0513	26.1893 0.0019	20.6427 0.0143	25.5500 0.0024	77.9436 0.0000	66.6204 0.0000	24.3290 0.0038	46.3480 0.0000
10	52.3298 0.0000	85.7233 0.0000	18.3426 0.0495	27.3577 0.0023	24.2420 0.0070	26.6646 0.0029	79.8345 0.0000	67.0386 0.0000	24.7334 0.0059	46.5322 0.0000
11	52.4228 0.0000	85.8944 0.0000	19.6041 0.0511	27.9267 0.0033	25.0492 0.0090	28.0083 0.0032	79.8822 0.0000	67.1747 0.0000	24.7418 0.0099	47.4147 0.0000
12	53.1810 0.0000	98.4592 0.0000	19.7038 0.0729	28.3766 0.0049	26.1344 0.0103	29.4749 0.0033	80.1763 0.0000	67.1763 0.0000	24.8298 0.0157	48.9400 0.0000

Το επόμενο βήμα είναι να εξετάσουμε τις γραφικές παραστάσεις των δειγματικών συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης των τετραγωνισμένων αποδόσεων (παράρτημα), με σκοπό να ανιχνεύσουμε κατά πόσο υπάρχει κάποια μη- γραμμική εξάρτηση στις αποδόσεις , και πιο συγκεκριμένα να ελέγξουμε αν υπάρχουν κάποια patterns στη δεσμευμένη μεταβλητότητα. Παρόλο που αρκετές σειρές αποδόσεων είναι σε μεγάλο βαθμό ασυσχέτιστες , σε όλες ανεξαιρέτως το process της διακύμανσης επιδεικνύει κάποια συσχέτιση. Πρέπει να σημειωθεί ότι το ACF σε αρκετές περιπτώσεις (Ελλάδα, Ελβετία, Ιταλία, Βέλγιο, Ολλανδία) φαίνεται να «σβήνει» σιγά, υποδεικνύοντας την πιθανότητα ενός process διακύμανσης που μπορεί να χαρακτηριστεί μη στάσιμο.

Παράλληλα με το προηγούμενο βήμα , διεξάγουμε Ljung-Box-Pierce Q- test στις τετραγωνισμένες αποδόσεις για 12 lags με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει ισχυρή γραμμική εξάρτηση μεταξύ των δεύτερων ροπών καθώς τα pvalue των Ljung-Box-Pierce Q statistics είναι μηδενικά σε όλα τα lags (απορρίπτεται δηλαδή η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση) και για τους 10 γενικούς δείκτες.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4: Ljung-Box-Pierce Q- test των τετραγωνισμένων αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 5% μέχρι και 12 lags. Παραθέτουμε την τιμή της στατιστικής και από κάτω το pvalue.

lags	Μ.Βρετανία	Βέλγιο	Γερμανία	Ιταλία	Ισπανία	Ελβετία	Πορτ/λία	Ελλάδα	Γαλλία	Ολλανδία
1	135.0 0.0000	294.1 0.0000	124.9 0.0000	97.4 0.0000	91.0 0.0000	165.3 0.0000	165.4594 0.0000	137.9623 0.0000	90.4 0.0000	175.0 0.0000
2	407.3 0.0000	431.3 0.0000	299.7 0.0000	270.7 0.0000	202.8 0.0000	346.2 0.0000	204.1736 0.0000	334.1496 0.0000	242.4 0.0000	396.7 0.0000
3	631.9 0.0000	573.7 0.0000	500.3 0.0000	428.5 0.0000	335.9 0.0000	526.1 0.0000	264.4592 0.0000	437.0653 0.0000	399.7 0.0000	664.3 0.0000
4	799.1 0.0000	673.9 0.0000	692.5 0.0000	531.7 0.0000	449.7 0.0000	759.4 0.0000	305.5002 0.0000	531.8080 0.0000	499.6 0.0000	827.7 0.0000
5	978.1 0.0000	793.3 0.0000	827.9 0.0000	653.9 0.0000	522.7 0.0000	908.3 0.0000	320.2553 0.0000	569.2132 0.0000	616.0 0.0000	1068.2 0.0000
6	1173.7 0.0000	928.3 0.0000	999.4 0.0000	749.6 0.0000	670.3 0.0000	1075.2 0.0000	334.0068 0.0000	598.6587 0.0000	798.4 0.0000	1332.0 0.0000
7	1315.2 0.0000	1066.4 0.0000	1189.8 0.0000	866.3 0.0000	823.1 0.0000	1245.1 0.0000	402.8199 0.0000	632.1924 0.0000	937.3 0.0000	1568.1 0.0000
8	1542.6 0.0000	1156.4 0.0000	1360.5 0.0000	928.4 0.0000	978.3 0.0000	1433.2 0.0000	553.5813 0.0000	664.2037 0.0000	1072.6 0.0000	1771.2 0.0000
9	1648.1 0.0000	1229.3 0.0000	1490.2 0.0000	1017.4 0.0000	1113.4 0.0000	1567.4 0.0000	620.1808 0.0000	674.8362 0.0000	1180.4 0.0000	1898.9 0.0000
10	1792.5 0.0000	1310.5 0.0000	1594.2 0.0000	1107.7 0.0000	1240.4 0.0000	1704.4 0.0000	640.5942 0.0000	703.8114 0.0000	1296.9 0.0000	2090.3 0.0000
11	1941.0 0.0000	1374.7 0.0000	1724.6 0.0000	1167.3 0.0000	1359.9 0.0000	1847.9 0.0000	660.4653 0.0000	724.4628 0.0000	1435.2 0.0000	2304.4 0.0000
12	2047.8 0.0000	1448.8 0.0000	1839.7 0.0000	1239.0 0.0000	1392.7 0.0000	1911.7 0.0000	669.3122 0.0000	731.9509 0.0000	1534.4 0.0000	2453.1 0.0000

Τα αποτελέσματα των δύο προηγούμενων βημάτων μεταφράζονται ως απόδειξη της παρουσίας επιδράσεων τύπου ARCH στη δεσμευμένη μεταβλητότητα. Όμως κάτι τέτοιο ήταν αναμενόμενο αφού η παρουσία της δεσμευμένης ετεροσκεδαστικότητας έγινε εμφανής από τις γραφικές παραστάσεις των αποδόσεων, όπου μπορεί κανείς να διακρίνει περιόδους υψηλής μεταβλητότητας να ακολουθούνται από περιόδους χαμηλής μεταβλητότητας. Για να ελέγξουμε τα παραπάνω πιο επίσημα, πραγματοποιούμε το ARCH test του Engle (1982) για 5 lags, το οποίο κατανέμεται ως chi-square με ένα βαθμό ελευθερίας. Πάλι τα pvalues είναι μηδενικά, δείχνοντας ότι σε όλους τους δείκτες ισχύει ετεροσκεδαστικότητα για όλα τα lags.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5 : ARCH test για 5 lags. Παραθέτουμε την τιμή της στατιστικής και από κάτω το pvalue.

lags	Μ.Βρετανία	Βέλγιο	Γερμανία	Ιταλία	Ισπανία	Ελβετία	Πορτ/λία	Ελλάδα	Γαλλία	Ολλανδία
1	134.7917 0.0000	293.6493 0.0000	124.7773 0.0000	97.3069 0.0000	90.8984 0.0000	165.0636 0.0000	165.2279 0.0000	137.7747 0.0000	90.2961 0.0000	174.7934 0.0000
2	337.8667 0.0000	334.6266 0.0000	247.1691 0.0000	229.2392 0.0000	171.2676 0.0000	277.1993 0.0000	174.9677 0.0000	273.2643 0.0000	206.0572 0.0000	316.3851 0.0000
3	431.5360 0.0000	380.1298 0.0000	346.2791 0.0000	306.1054 0.0000	243.9474 0.0000	349.6929 0.0000	207.3745 0.0000	300.9297 0.0000	288.8063 0.0000	436.9276 0.0000
4	460.2499 0.0000	393.0549 0.0000	409.3068 0.0000	328.2404 0.0000	284.1638 0.0000	433.1121 0.0000	216.8253 0.0000	318.7104 0.0000	312.9355 0.0000	462.1627 0.0000
5	485.4120 0.0000	418.2025 0.0000	427.6221 0.0000	353.6231 0.0000	294.8737 0.0000	451.9730 0.0000	217.3338 0.0000	318.8077 0.0000	338.3647 0.0000	515.2425 0.0000

Οι πρωταρχικές στατιστικές και τα διαγνωστικά τεστ δείχνουν ότι οι αποδόσεις των δεικτών θεωρούνται να κατανομούνται μη κανονικά και είναι γραμμικά συσχετιζόμενες. Επίσης η ανάλυση έδειξε ότι οι δείκτες επιδεικνύουν εξάρτηση στις δεύτερες ροπές και πιο συγκεκριμένα χρονικά μεταβαλλόμενη δεσμευμένη μεταβλητότητα, η οποία μπορεί να μοντελοποιηθεί κατάλληλα με GARCH. Τώρα περνάμε στη περιγραφή των μοντέλων που χρησιμοποιούνται για την μέτρηση της εξάρτησης που ισχύει μεταξύ των ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών αγορών.

Μονομεταβλητά μοντέλα

(για την εφαρμογή της μεθοδολογίας των Cheung και Ng)

Σαν πρώτο βήμα γίνεται εκτίμηση των μονομεταβλητών μοντέλων για κάθε αγορά, τα οποία λαμβάνονται υπόψη τα διάφορα χαρακτηριστικά που αναφέρθηκαν στο προηγούμενο τμήμα. Μοντελοποιούμε την εξίσωση του μέσου σαν αυτοπαλίνδρομο process της τάξης που χαρακτηρίζεται η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων (Πίνακας 3). Η εξίσωση της δεσμευμένης διακύμανσης μοντελοποιείται σαν ένα κλασσικό μοντέλο GARCH, με το κατάλληλο αριθμό lagged GARCH και ARCH όρων να περιλαμβάνεται στην εξίσωση ώστε να εξαλειφθεί η ετεροσκεδαστικότητα.

Η συζήτηση για την περιγραφή αυτών των μοντέλων θα γίνει για κάθε χώρα.

M. Βρετανία

Για να εξετάσουμε πόσους autoregressive όρους θα περιλάβουμε στην εξίσωση του μέσου, χρησιμοποιούμε 2 τρόπους.

Πρώτα με βάση το LM autocorrelation test βάζουμε τόσα lags στο μονομεταβλητό VAR των αποδόσεων του συγκεκριμένου δείκτη μέχρι ώστε να μας δείξει το τεστ ότι δεν ισχύει γραμμική συσχέτιση. Στη συγκεκριμένη αγορά χρειάζεται ένα αυτοπαλίνδρομο process της τάξης 8.

Ο δεύτερος τρόπος που ακολουθούθηκε είναι διαμέσω των lag length criteria, δηλαδή με βάση μια σειρά από κριτήρια όπως τα log-likelihood, LR statistic, FPE (Final Prediction Error), Akaike information criterion, Schwarz information criterion και Hannan-Quinn information criterion επιλέγουμε τη τάξη του αυτοπαλίνδρομου process. Ο δεύτερος δρόμος μας δείχνει ότι πρέπει να προσθέσουμε 3 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους στην εξίσωση του μέσου. Τελικά εφαρμόζουμε το likelihood ratio test στο GARCH και με 8 και 3 lags και μας υποδεικνύει ως καλύτερη μοντελοποίηση αυτή με 8 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους στην εξίσωση του μέσου. Σημειώνουμε ότι η κατανομή που ακολουθούν τα κατάλοιπα είναι Gaussian (ισχύει και για τις υπόλοιπες σειρές).

Μοντελοποιούμε τη δεσμευμένη διακύμανση με 1 GARCH και 1 ARCH όρο. Έτσι καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (8) για το δείκτη της Γερμανίας.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \phi_7 r_{t-7} + \phi_8 r_{t-8} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00049676	0.00016276	3.0522
AR(1)	0.0044704	0.020568	0.2173
AR(2)	-0.025274	0.020101	-1.2573
AR(3)	-0.052532	0.020145	-2.6077
AR(4)	-0.0057266	0.020451	-0.2800
AR(5)	-0.061713	0.019466	-3.1702
AR(6)	-0.041068	0.019665	-2.0883
AR(7)	-0.0086139	0.020077	-0.4290
AR(8)	0.0020054	0.019629	0.1022
K	8.6603e-007	2.4385e-007	3.5514
GARCH(1)	0.92073	0.0079232	116.2066
ARCH(1)	0.071972	0.0074374	9.6769

όπου C ο σταθερός όρος της εξίσωσης του μέσου και K ο σταθερός όρος της εξίσωσης της διακύμανσης.

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχου για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της M. Βρετανίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce test των τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
0.0480	0.8266		0.0481	0.8265
3.3737	0.1851		3.3797	0.1845
6.7448	0.0805		6.7196	0.0814
7.1003	0.1307		7.0655	0.1325
7.1712	0.2082		7.2821	0.2005
7.2090	0.3020		7.3541	0.2893
7.7932	0.3512		7.9578	0.3363
10.5486	0.2286		10.7882	0.2140
11.6366	0.2346		11.7799	0.2260
11.5952	0.3131		11.7834	0.2998
11.6591	0.3898		11.8635	0.3740
11.657	0.4736		11.865	0.4565

ΒΕΛΓΙΟ

Ακολουθώντας τη διαδικασία που περιγράψαμε προηγουμένως καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (5), δηλαδή

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00066451	0.00015184	4.3763
AR(1)	0.10926	0.01993	5.4821
AR(2)	0.025352	0.02093	1.2113
AR(3)	-0.029171	0.020967	-1.3913
AR(4)	-0.015266	0.020188	-0.7562
AR(5)	-0.048066	0.020841	-2.3063
K	1.5205e-006	2.9269e-007	5.1950
GARCH(1)	0.86211	0.0096253	89.5675
ARCH(1)	0.12895	0.0097931	13.1671

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχων για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο του Βελγίου

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce	Q- test των τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
1.2873	0.2566		1.2887	0.2563
4.1303	0.1268		4.2339	0.1204
4.3350	0.2275		4.5513	0.2078
5.5276	0.2373		5.6207	0.2293
6.1603	0.2909		6.3008	0.2780
6.5153	0.3680		6.7815	0.3415
6.5301	0.4794		6.7815	0.4520
6.5685	0.5838		6.8149	0.5567
7.0090	0.6362		7.2817	0.6078
7.0368	0.7220		7.3631	0.6908
7.7964	0.7314		8.0265	0.7109
7.8587	0.7961		8.0906	0.7780

ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 6 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 1 GARCH και 1 ARCH όρο, δηλαδή καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (6).

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.0007485	0.00022261	3.3624
AR(1)	-0.020913	0.021248	-0.9842
AR(2)	0.0018819	0.020024	0.0940
AR(3)	-0.0086558	0.019834	-0.4364
AR(4)	0.015542	0.019497	0.7972
AR(5)	-0.025708	0.01937	-1.3272
AR(6)	-0.045806	0.019776	-2.3162
K	1.9835e-006	3.9252e-007	5.0532
GARCH(1)	0.90054	0.008745	102.9776
ARCH(1)	0.092457	0.0088356	10.4642

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχων για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλου της Γερμανίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce test των τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
3.6251	0.0569		3.6295	0.0568
4.1835	0.1235		4.2698	0.1183
5.0305	0.1696		5.0049	0.1714
5.0382	0.2834		5.0211	0.2851
5.9226	0.3138		5.9677	0.3094
5.9243	0.4317		5.9938	0.4239
8.3908	0.2994		8.5737	0.2847
8.5419	0.3824		8.7173	0.3667
8.9022	0.4463		9.0799	0.4299
9.3231	0.5017		9.3582	0.4985
10.2222	0.5105		10.3534	0.4989
10.6743	0.5570		10.7404	0.5513

ΙΤΑΛΙΑ

Ακολουθώντας τη διαδικασία που περιγράψαμε προηγουμένως καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (7).

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \phi_7 r_{t-7} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00051299	0.0002172	2.3618
AR(1)	0.002242	0.020702	0.1083
AR(2)	0.022038	0.020115	1.0956
AR(3)	-0.0075354	0.020338	-0.3705
AR(4)	0.048457	0.020086	2.4124
AR(5)	-0.030563	0.019686	-1.5525
AR(6)	-0.0070818	0.019997	-0.3541
AR(7)	-0.046475	0.020053	-2.3176
K	2.0783e-006	4.5339e-007	4.5839
GARCH(1)	0.89745	0.0082206	109.1703
ARCH(1)	0.09544	0.0080368	11.8754

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχων για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της Ιταλίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce test των τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	
Qstat	pvalue	Qstat	pvalue
0.5225	0.4698	0.5231	0.4695
0.6163	0.7348	0.6329	0.7287
1.9290	0.5873	1.9818	0.5762
2.0920	0.7188	2.2026	0.6986
2.3558	0.7980	2.5275	0.7723
3.7069	0.7163	3.8140	0.7018
3.8487	0.7970	3.9852	0.7815
3.8685	0.8688	4.0229	0.8550
4.4534	0.8791	4.4505	0.8793
4.5905	0.9168	4.5841	0.9172
4.6684	0.9462	4.6873	0.9454
5.0334	0.9569	5.2373	0.9496

ΙΣΠΑΝΙΑ

Ακολουθώντας τη διαδικασία που περιγράψαμε προηγουμένως καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-ARMA (3,1). Με βάση το autocorrelation LM test προσθέτουμε 3 lagged autoregressive όρους στην εξίσωση του μέσου, όμως αν προσθέσουμε και 1 κινητό μέσο η τιμή του log-likelihood αυξάνεται.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00042783	0.00088076	0.4858
AR(1)	0.51184	1.1117	0.4604
AR(2)	-0.038377	0.056056	-0.6846
AR(3)	-0.0036939	0.034308	-0.1077
MA(1)	-0.46719	1.1109	-0.4205
K	1.912e-006	3.4393e-007	5.5591
GARCH(1)	0.91152	0.007026	129.7338
ARCH(1)	0.078968	0.007032	11.2299

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχων για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της Ισπανίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
1.0836	0.2979		1.0851	0.2976
1.5246	0.4666		1.5436	0.4622
3.4579	0.3263		3.4039	0.3334
3.5745	0.4666		3.5609	0.4687
3.9130	0.5620		3.8569	0.5702
4.0304	0.6726		4.0146	0.6747
5.2539	0.6290		5.1444	0.6424
6.6556	0.5742		6.4146	0.6009
7.4707	0.5882		7.2037	0.6159
7.4341	0.6839		7.2097	0.7055
7.4536	0.7613		7.2361	0.7797
7.4566	0.8260		7.2694	0.8393

ΕΛΒΕΤΙΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 5 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 1 GARCH και 1 ARCH όρο, δηλαδή καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (5).

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00065546	0.00017973	3.6470
AR(1)	0.010035	0.022019	0.4557
AR(2)	-0.0065681	0.020788	-0.3160
AR(3)	-0.034898	0.019572	-1.7831
AR(4)	0.048466	0.020327	2.3843
AR(5)	-0.055735	0.019422	-2.8697
K	2.6663e-006	4.7352e-007	5.6309
GARCH(1)	0.8776	0.011403	76.9638
ARCH(1)	0.10331	0.0097796	10.5640

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχων για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της Ελβετίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce	Q-	test	των
		τετραγωνισμένων	standardized	innovations	για
		12 lags	12 lags		
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue	
2.6864	0.1012		2.6898	0.1010	
3.9624	0.1379		3.8369	0.1468	
4.9310	0.1769		4.9191	0.1778	
4.9487	0.2926		4.9202	0.2956	
5.9983	0.3064		5.8720	0.3189	
7.1864	0.3040		6.9733	0.3233	
7.3684	0.3916		7.0851	0.4201	
8.8202	0.3577		8.4849	0.3876	
9.1424	0.4242		8.7549	0.4602	
9.1234	0.5204		8.7582	0.5552	
10.1550	0.5165		9.7045	0.5571	
10.1712	0.6009		9.7047	0.6419	

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 4 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 5 GARCH και 5 ARCH όρους. Προσθέτοντας στην εξίσωση του μέσου 1 κινητό μέσο η τιμή του log-likelihood αυξάνεται, και έτσι το μοντέλο που προκύπτει για τη σειρά της Πορτογαλίας είναι αρχικά GARCH(5,5)-ARMA(4,1).

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00040593	0.00023578	1.7217
AR(1)	-0.086186	0.49636	-0.1736
AR(2)	0.055051	0.071683	0.7680
AR(3)	0.045685	0.024513	1.8637
AR(4)	0.047568	0.025833	1.8413
MA(1)	0.22195	0.49741	0.4462
K	9.0794e-007	4.9105e-007	1.8490
GARCH(1)	0.53445	0.79321	0.6738
GARCH(2)	0	1.0408	0.0000
GARCH(3)	0	0.89754	0.0000
GARCH(4)	0	0.77617	0.0000
GARCH(5)	0.29295	0.4172	0.7022
ARCH(1)	0.14358	0.016343	8.7856
ARCH(2)	0.028547	0.11973	0.2384
ARCH(3)	0	0.097218	0.0000
ARCH(4)	0	0.081128	0.0000
ARCH(5)	0	0.055338	0.0000

Επειδή όπως βλέπουμε και από το πίνακα ορισμένοι GARCH και ARCH όροι έχουν τιμή μηδέν (και με βάση το t statistic είναι και στατιστικά ασήμαντοι) το μοντέλο που προκύπτει είναι το εξής :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_5 \sigma_{t-5}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχου για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της Πορτογαλίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των standardized innovations για 12 lags	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
1.5669	0.2107		1.5690	0.2104
2.4159	0.2988		2.4872	0.2883
2.9978	0.3920		3.1605	0.3675
7.7691	0.1004		8.2080	0.0842
7.7791	0.1688		8.3338	0.1388
9.6756	0.1390		9.9787	0.1256
9.9259	0.1928		10.2435	0.1752
9.9217	0.2706		10.2730	0.2464
10.0328	0.3478		10.4299	0.3168
12.3892	0.2599		13.2561	0.2097
16.4654	0.1247		17.9404	0.0830
18.2856	0.1073		20.0946	0.0653

ΓΑΛΛΙΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 5 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 1 GARCH και 1 ARCH όρο, δηλαδή καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,1)-AR (5),

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00063789	0.00022018	2.8971
AR(1)	-0.0033218	0.020765	-0.1600
AR(2)	-0.0058279	0.020228	-0.2881
AR(3)	-0.053869	0.019184	-2.8081
AR(4)	0.003421	0.020285	0.1687
AR(5)	-0.04924	0.019899	-2.4746
K	1.3784e-006	4.318e-007	3.1922
GARCH(1)	0.92959	0.0067728	137.2536
ARCH(1)	0.063754	0.0064483	9.8870

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη (μόνο στο 3^ο lag έχουμε πρόβλημα).

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχου για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλου της Γαλλίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των standardized innovations για 12 lags	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
1.7464	0.1863		1.7485	0.1861
2.2413	0.3261		2.2717	0.3211
8.8485	0.0314		8.6927	0.0337
9.0444	0.0600		9.0450	0.0600
9.3840	0.0947		9.2982	0.0977
9.3763	0.1535		9.3097	0.1569
9.7315	0.2043		9.6066	0.2120
10.4376	0.2356		10.1922	0.2518
10.8909	0.2833		10.5702	0.3063
11.6764	0.3073		11.5532	0.3161
12.4194	0.3330		12.2298	0.3466
12.5217	0.4047		12.4458	0.4106

ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 5 lagged αυτοπαλίνδρομους όρους (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 1 GARCH και 2 ARCH όρους, δηλαδή καταλήγουμε σ' ένα μοντέλο GARCH (1,2)-AR (5),

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00067053	0.0001876	3.5743
AR(1)	0.0047218	0.019193	0.2460
AR(2)	-0.011932	0.020657	-0.5776
AR(3)	-0.023154	0.020069	-1.1537
AR(4)	0.021637	0.019831	1.0911
AR(5)	-0.038059	0.019887	-1.9138
K	1.7611e-006	4.0177e-007	4.3833
GARCH(1)	0.87901	0.0094955	92.5720
ARCH(1)	0.029424	0.018719	1.5719
ARCH(2)	0.085124	0.020438	4.1649

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχου για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλο της Ολλανδίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce test των τετραγωνισμένων standardized innovations για 12 lags	Q- test των standardized innovations για 12 lags	
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue
0.0026	0.9595		0.0026	0.9595
0.0235	0.9883		0.0241	0.9880
4.0139	0.2600		4.0189	0.2594
5.0544	0.2818		5.0954	0.2776
5.9526	0.3109		6.0532	0.3011
6.7436	0.3452		6.9907	0.3217
6.7079	0.4599		6.9967	0.4292
6.7343	0.5656		7.0169	0.5348
6.7400	0.6642		7.0251	0.6345
7.8669	0.6418		8.0577	0.6232
8.6102	0.6578		8.8552	0.6353
8.6732	0.7306		8.9090	0.7107

ΕΛΛΑΔΑ

Ακολουθώντας τους δύο τρόπους που περιγράψαμε στην αρχή επιλέγουμε να προσθέσουμε 1 lagged αυτοπαλίνδρομο όρο (συμπίπτουν τα αποτελέσματα) στην εξίσωση του μέσου, ενώ στην εξίσωση της διακύμανσης 1 GARCH και 2 ARCH όρους. Προσθέτοντας στην εξίσωση του μέσου 1 κινητό μέσο η τιμή του log-likelihood αυξάνεται, και έτσι το μοντέλο που προκύπτει για τη σειρά της Ελλάδας είναι GARCH(1,2)-ARMA(1,1).

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου μας δίνει :

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ	ΤΙΜΗ	ΤΥΠΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ	T STATISTIC
C	0.00040883	0.00026637	1.5348
AR(1)	0.035413	0.1359	0.2606
MA(1)	0.11259	0.13611	0.8272
K	7.3008e-006	7.9975e-007	9.1288
GARCH(1)	0.82126	0.010401	78.9592
ARCH(1)	0.096353	0.015618	6.1692
ARCH(2)	0.06202	0.018061	3.4339

Όπως βλέπουμε και στον παρακάτω πίνακα η εξίσωση της διακύμανσης είναι καλά ορισμένη.

ΠΙΝΑΚΑΣ : Διεξαγωγή ελέγχου για να διαπιστωθεί πόσο καλά είναι προσδιορισμένο το μοντέλου της Ολλανδίας

ARCH test των standardized innovations για 12 lags		Ljung-Box-Pierce	Q-	test	των
		τετραγωνισμένων	standardized	innovations	για
		12 lags			
Qstat	pvalue		Qstat	pvalue	
0.1365	0.7118		0.1367	0.7116	
3.5119	0.1727		3.5305	0.1711	
3.9954	0.2620		4.0669	0.2543	
3.9722	0.4098		4.0772	0.3957	
4.0540	0.5417		4.1489	0.5282	
6.1953	0.4017		6.2648	0.3942	
6.5013	0.4826		6.6198	0.4695	
6.9440	0.5427		7.2253	0.5125	
10.7649	0.2922		11.4150	0.2483	
10.9669	0.3601		11.7029	0.3054	
11.1362	0.4319		11.9996	0.3637	
13.8973	0.3073		14.9625	0.2435	

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Παραθέτουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα από την εφαρμογή των δύο μεθοδολογιών παράλληλα για κάθε ζεύγος χωρών. Με αυτόν τρόπο γίνεται πιο εύκολη η σύγκριση των αποτελεσμάτων που έδωσαν οι δύο μεθοδολογίες. Θα πρέπει να γίνουν κάποια σχόλια σχετικά με την εφαρμογή των δύο μεθοδολογιών.

Αρχικά, οι Cheung και Ng (1996) θεώρησαν ότι τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τεστ για causality in variance μεταξύ δύο διαφορετικών αγορών επηρεάζονται όταν έχει αποδειχθεί ότι ισχύει causality in mean μεταξύ των innovations που προκύπτουν από την εκτίμηση των μοντέλων GARCH αυτών των αγορών. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν οι Pittis και Pantelidis.

Επομένως όποτε αποδεικνύεται causality in mean, πάντα με βάση τη δεύτερη μεθοδολογία, δεν μπορούμε να θεωρήσουμε αξιόπιστη την σχέση αιτιότητας που μπορεί να ισχύει μεταξύ των δύο μεταβλητών ως προς τη διακύμανση. Γι' αυτό το λόγο έγινε προσπάθεια να εξαλειφθεί το causality in mean μεταξύ των δύο αγορών προστίθοντας παρούσες και lagged αποδόσεις από τη δεύτερη αγορά ως επεξηγηματικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου της πρώτης αγοράς. Αποδόσεις από την πρώτη αγορά περιλαμβάνονται επίσης ως επεξηγηματικές μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου της δεύτερης αγοράς. Προσθέτουμε τόσες lagged αποδόσεις της άλλης αγοράς ώστε να εξαλειφθεί η σχέση αιτιότητας (βέβαια πρέπει να είναι στατιστικά σημαντικές).

Στη συνέχεια, εξετάζουμε τα νέα μοντέλα εφαρμόζοντας το Ljung-Box Q-statistic στα τετραγωνισμένα standardized innovations για 12 lags για να δούμε αν είναι καλά ορισμένη η εξίσωση της διακύμανσης. Αν αποδειχθεί ότι έχουμε πρόβλημα γραμμικής συσχέτισης στις δεύτερες ροπές, προσθέτουμε κάποιο επιπλέον GARCH ή ARCH όρο ώστε να ξεπεραστεί αυτό το πρόβλημα. Πρέπει να σημειωθεί ότι σκοπός μας δεν είναι να προβούμε σε μια τέτοια διαδικασία ανακατασκευής για να παράγουμε καλύτερα μοντέλα που έχουν ενσωματώσει τις σχέσεις αιτιότητας ως προς το μέσο και τη διακύμανση, αλλά να πάρουμε μοντέλα που να μας δίνουν όσο το δυνατόν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα για το causality in variance.

Επίσης, πρέπει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα του cross-correlation function και της στατιστικής t παραθέτονται γραφικά για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 95% και 99%. Όταν τα σημεία ξεπερνούν τα όρια, τότε απορρίπτεται η υπόθεση ότι δεν ισχύει causality. Όσον αφορά τη στατιστική S , την εξετάζουμε για 5 lags, ενώ παράλληλα και στο lag 0 για να ελέγξουμε το ταυτόχρονο causality.

Το πρώτο πράγμα που παρατηρούμε στα αποτελέσματα είναι ότι ισχύει σε όλες τις περιπτώσεις ταυτόχρονο causality in mean και causality in variance. Αυτό το ενδιαφέρον φαινόμενο μπορεί να αποδοθεί στις διεθνείς οικονομικές αλληλεξαρτήσεις που ισχύουν ανάμεσα στις χώρες. Βλέποντας τις υψηλές τιμές των στατιστικών S και t στο lag 0 σε όλα τα ζευγάρια αγορών, μπορεί κανείς να φτάσει στο συμπέρασμα ότι οι ταυτόχρονες διαχύσεις αποδόσεων και μεταβλητότητας συμβαίνουν ανεξαρτήτως της γεωγραφικής προσεγγισιμότητας και των οικονομικών δεσμών που ισχύουν μεταξύ των ευρωπαϊκών αγορών.

Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία :

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι το Βέλγιο Granger causes την Γαλλία ως προς το μέσο ενώ δεν συμβαίνει το αντίστροφο.

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in mean :

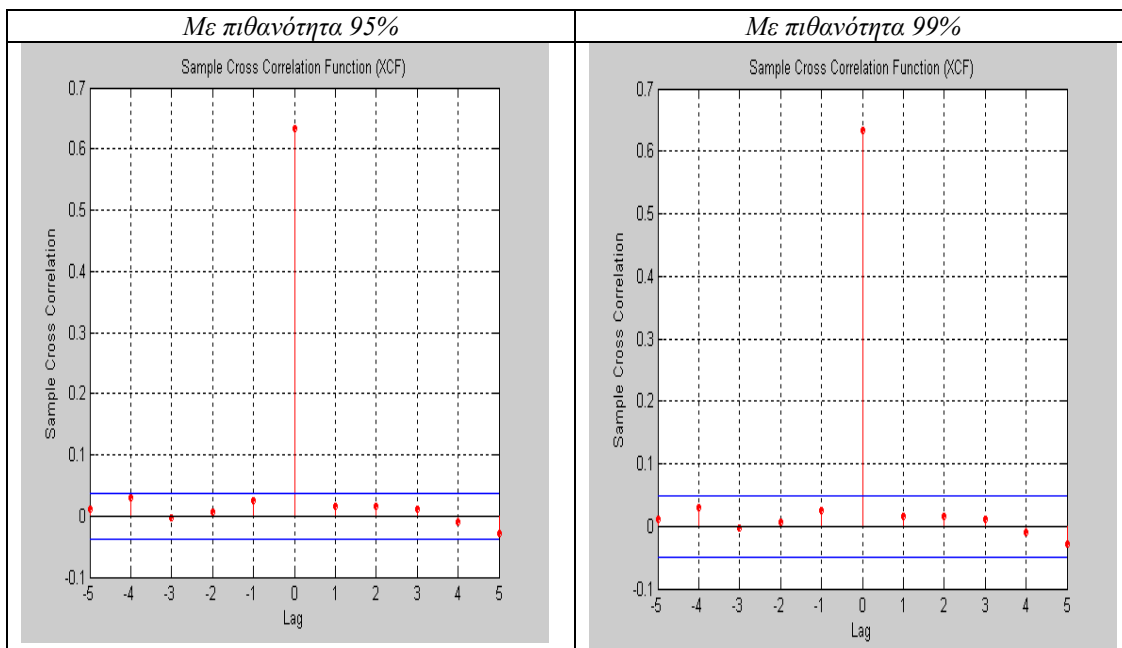
[S_{ΒΕΛ+ΓΑΛ}, S_{ΒΕΛ→ΓΑΛ} , S_{ΒΕΛ←ΓΑΛ}]

1086.3** 4.3587 4.1521

(Σημείωση: η στατιστική S ορίζεται ως $S_{\xi\xi}(j,k) = T \sum_{i=j}^k r_{\xi\xi}(i)^2$, όπου $k = \pm 5$. Για ταυτόχρονες σχέσεις $k=0$. Για κάθε

αγορά η στατιστική είναι η μηδενική υπόθεση ότι δεν ισχύει σχέση αιτιότητας από την αγορά A στην B και αντίστροφα. Η στατιστική S στη πρώτη στήλη ελέγχει τη μηδενική υπόθεση μη ύπαρξης ταυτόχρονων σχέσεων. Τα (*) και (**) υποδεικνύουν σημαντικότητα για επίπεδο 1% και 5% αντίστοιχα.)

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t:



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στη Γαλλία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0426	0.0002
α_{21}	-0.0028	0.0001
g_{12}	0.1449	0.0024
g_{21}	0.0187	0.0019

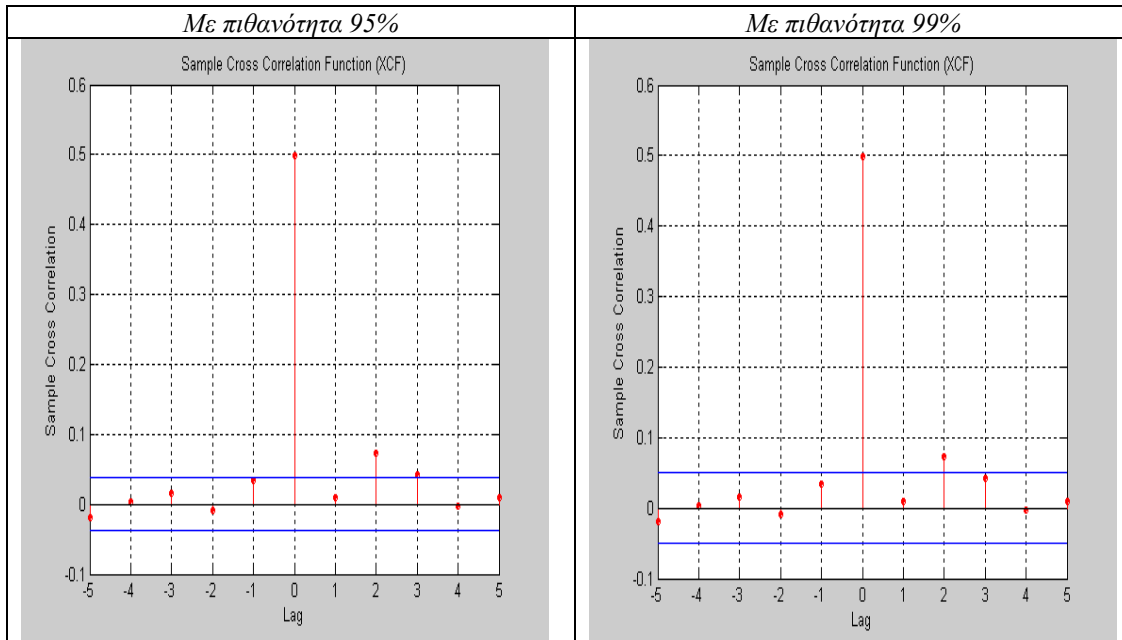
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Γαλλία causes ως προς την διακύμανση το Βέλγιο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance :

$$[S_{\text{ΒΕΛ} \rightarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΒΕΛ} \rightarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΒΕΛ} \leftarrow \text{ΓΑΛ}}]$$

$$670.6221^{**} \quad 5.2669 \quad 19.7513^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα οδηγούμαστε αν εξετάσουμε τα αποτελέσματα της στατιστικής t, αφού η Γαλλία causes ως προς την διακύμανση το Βέλγιο με πιθανότητα 95% στο 3^ο lag και με πιθανότητα 95% και 99% στο 2^ο lag.



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Γερμανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 8 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι το Βέλγιο Granger causes την Γερμανία ως προς το μέσο ενώ δεν συμβαίνει το αντίστροφο.

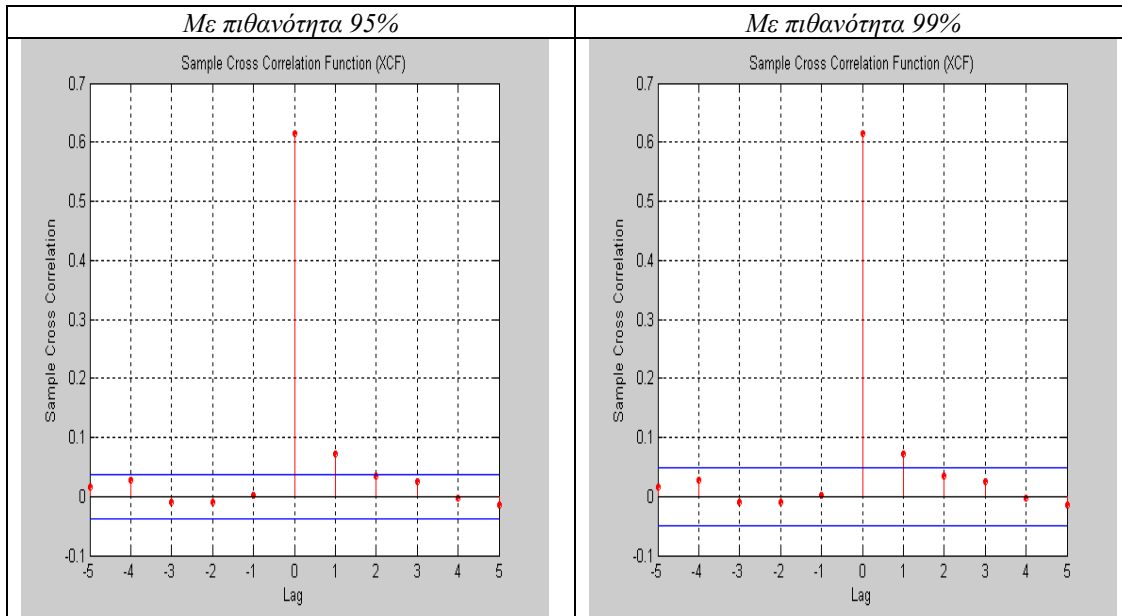
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes το Βέλγιο ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει και ταυτόχρονο causality in mean :

[$S_{BEA+GER}$, $S_{BEA \rightarrow GER}$, $S_{BEA \leftarrow GER}$]

1023.9** 3.3449 19.2488**

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t αφού η Γερμανία causes το Βέλγιο ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό της εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Γερμανίας στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου. Παρολ' αυτά η Γερμανία εξακολουθεί να διαχέει αποδόσεις στο Βέλγιο. Επίσης τα τετραγωνισμένα standardized innovations από το νέο μοντέλο παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Για να αντιμετωπιστεί το τελευταίο πρόβλημα προστίθεται ένας παραπάνω GARCH όρος στην εξίσωση της διακύμανσης. Έτσι το μοντέλο του Βελγίου αποκτά τη μορφή :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα.

Επειδή δεν μπορούμε να προσθέσουμε παραπάνω lagged αποδόσεις της Γερμανίας στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου (το likelihood ratio test δείχνει ότι οι νέες μοντελοποιήσεις είναι χειρότερες) και επειδή ο σκοπός μας είναι η εξάλειψη του causality in mean , προχωρούμε στη προσθήκη present και lagged αποδόσεων του Βελγίου στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Μια τέτοιου είδους κίνηση φαίνεται άστοχη, λόγω του ότι το Βέλγιο δεν διαχέει αποδόσεις στη Γερμανία, όμως όταν πράξουμε έτσι το likelihood ratio test μας υποδεικνύει ότι αυτού του είδους

ανακατασκευή του μοντέλου της Γερμανίας είναι σωστή . Επιπρόσθετα, οδηγεί στην εξάλειψη του causality in mean.

Έτσι προσθέτουμε present αποδόσεις του Βελγίου στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα τετραγωνισμένα standardized innovations δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

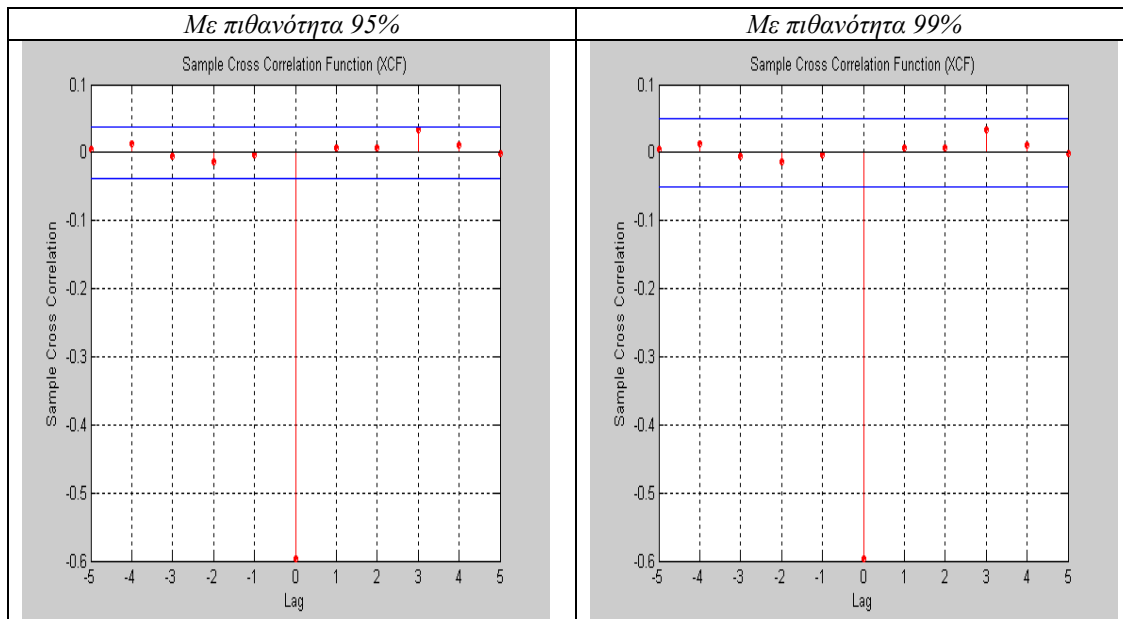
όπου X_t η παρούσα απόδοση του Βέλγιου.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι καταφέραμε να εξαλείψουμε το causality in mean (το ταυτόχρονο causality in mean εξακολουθεί να ισχύει) .

[$S_{BEA \leftarrow GER}$, $S_{BEA \rightarrow GER}$, $S_{BEA \leftrightarrow GER}$]

963.3100** 1.0674 3.7761

Στο ίδιο συμπέρασμα φτάνουμε και με τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Γερμανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στη Γερμανία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ‘volatility surprise’.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0287	0.0001
α_{21}	-0.0041	0.0000
g_{12}	0.0792	0.0010
g_{21}	0.0390	0.0004

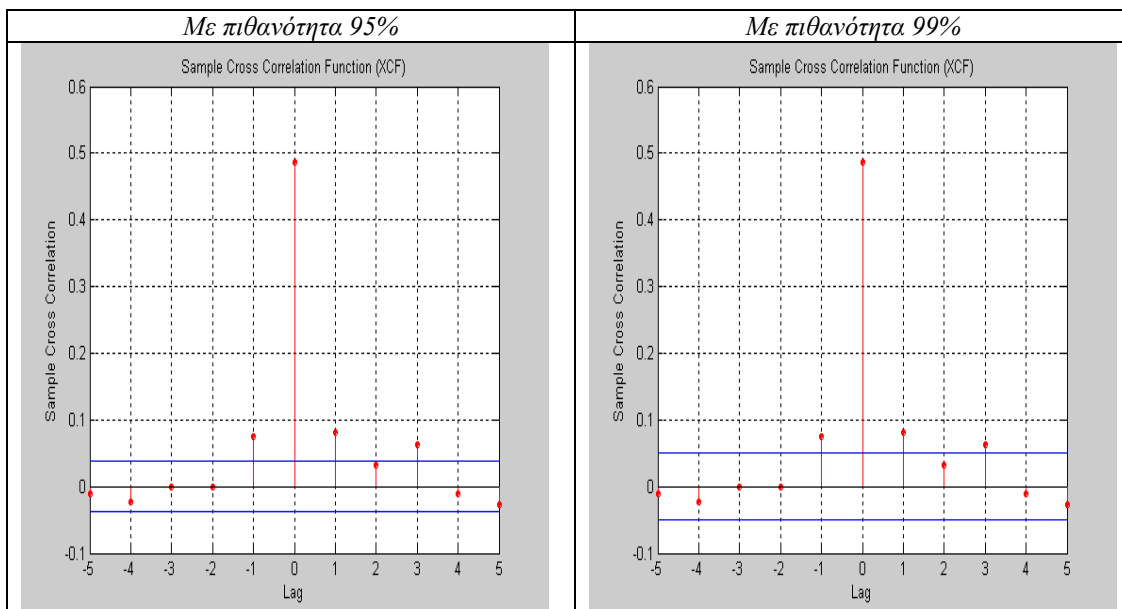
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης

$$[S_{BEA+GER}, S_{BEA \rightarrow GER}, S_{BEA \leftarrow GER}]$$

$$622.6110^{**} \quad 13.0047^* \quad 35.9631^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 7 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean.

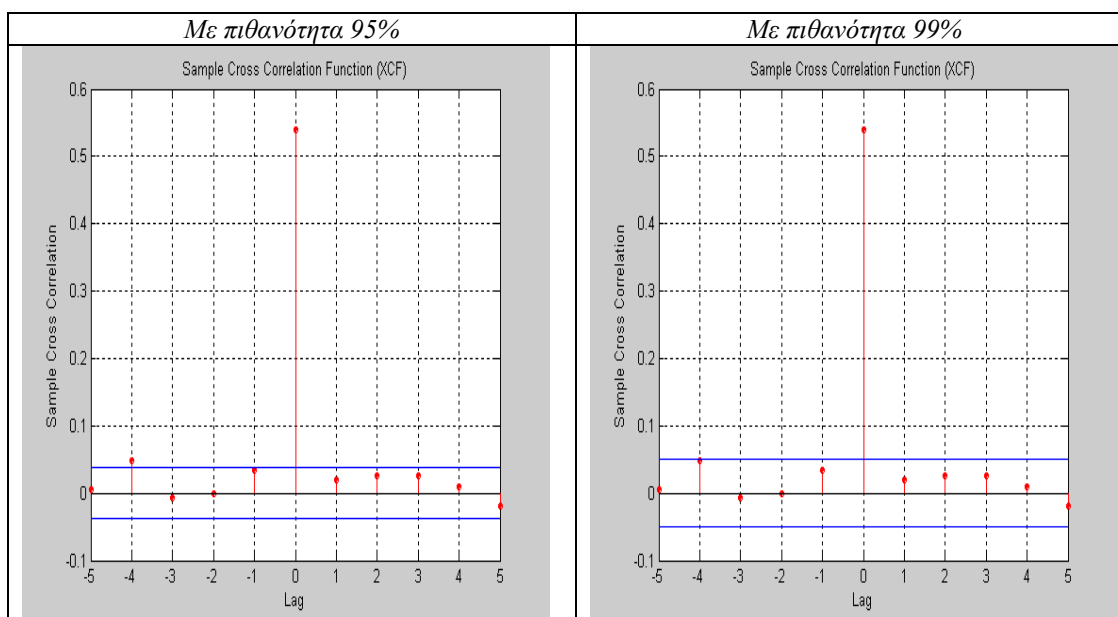
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in mean :

$$[S_{\text{ΒΕΛ} \rightarrow \text{ΙΤΑΛ}}, S_{\text{ΒΕΛ} \leftarrow \text{ΙΤΑΛ}}, S_{\text{ΒΕΛ} \leftrightarrow \text{ΙΤΑΛ}}]$$

789.9709** 9.9979 5.8055

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι το Βέλγιο causes την Ιταλία με πιθανότητα 95% στο 4^ο lag, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στην Ιταλία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0302	0.0001
α_{21}	-0.0048	0.0000
g_{12}	0.0980	0.0014
g_{21}	0.0260	0.0005

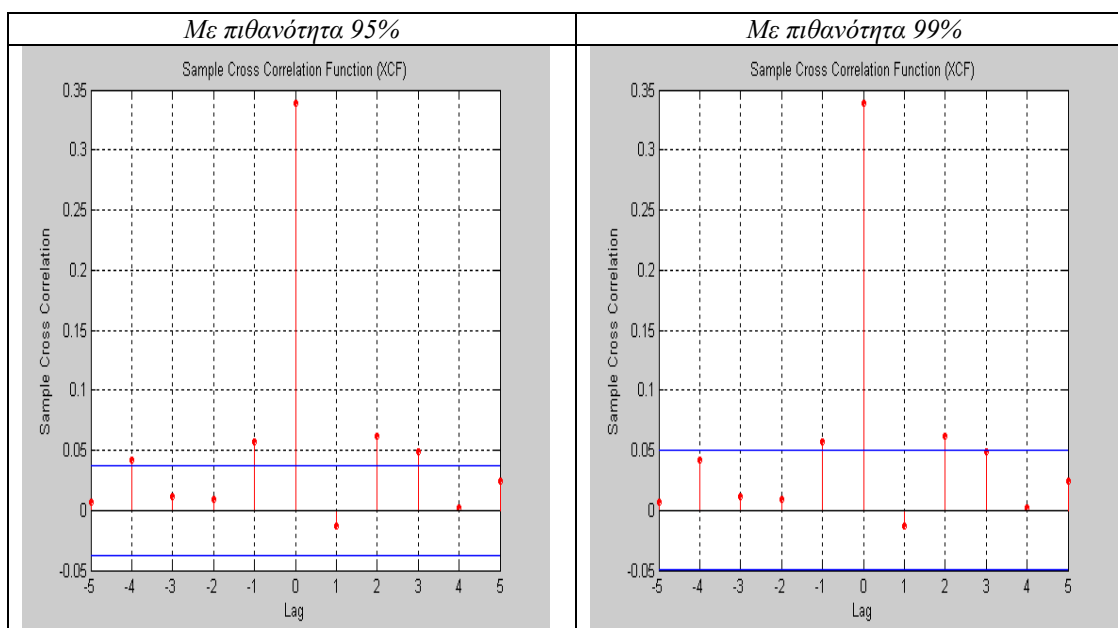
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ιταλίας causes ως προς τη διακύμανση το Βέλγιο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει και ταυτόχρονο causality in variance :

$$[S_{BEA \rightarrow ITAA}, S_{BEA \rightarrow ITAA}, S_{BEA \leftarrow ITAA}]$$

$$311.7050^{**} \quad 14.1356^* \quad 18.8602^{**}$$

Ωστόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι και το Βέλγιο causes την Ιταλία ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% στο 4^ο lag και με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag. Ισχύει δηλαδή causality in variance διπλής κατεύθυνσης.



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι το Βέλγιο Granger causes in mean την Ισπανία.

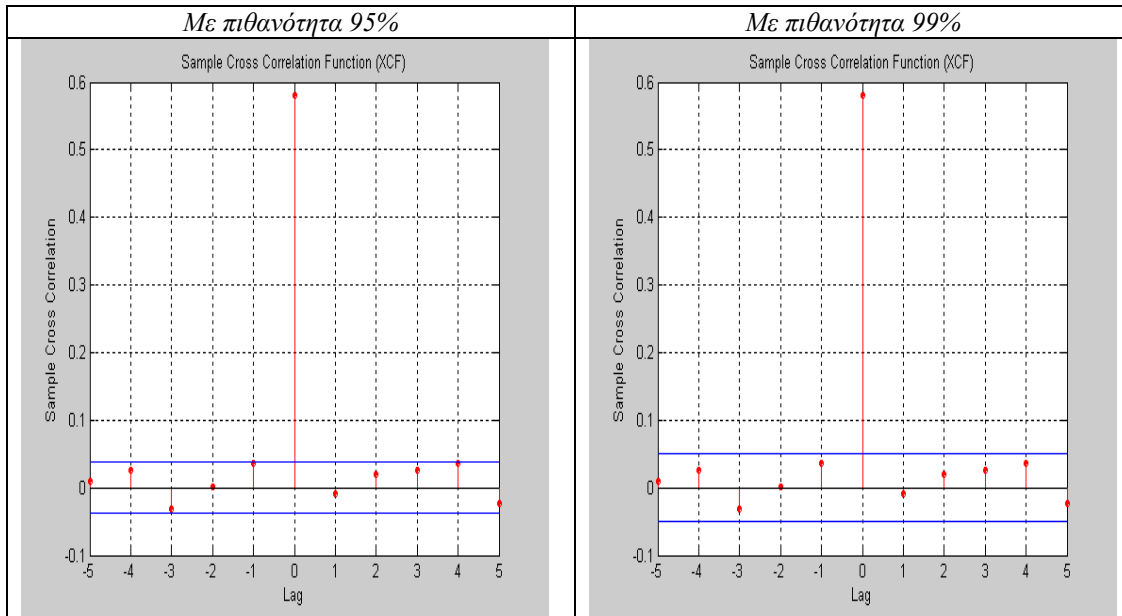
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν ισχύει παρά μόνο ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

$$[S_{BEA+ΙΣΠ}, S_{BEA \rightarrow ΙΣΠ}, S_{BEA \leftarrow ΙΣΠ}]$$

$$913.4303^{**} \quad 8.5386 \quad 8.4856$$

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t επιβεβαιώνουν το παραπάνω συμπέρασμα.



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στην Ισπανία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0304	0.0001
α_{21}	-0.0042	0.0000
g_{12}	0.1010	0.0009
g_{21}	0.0310	0.0003

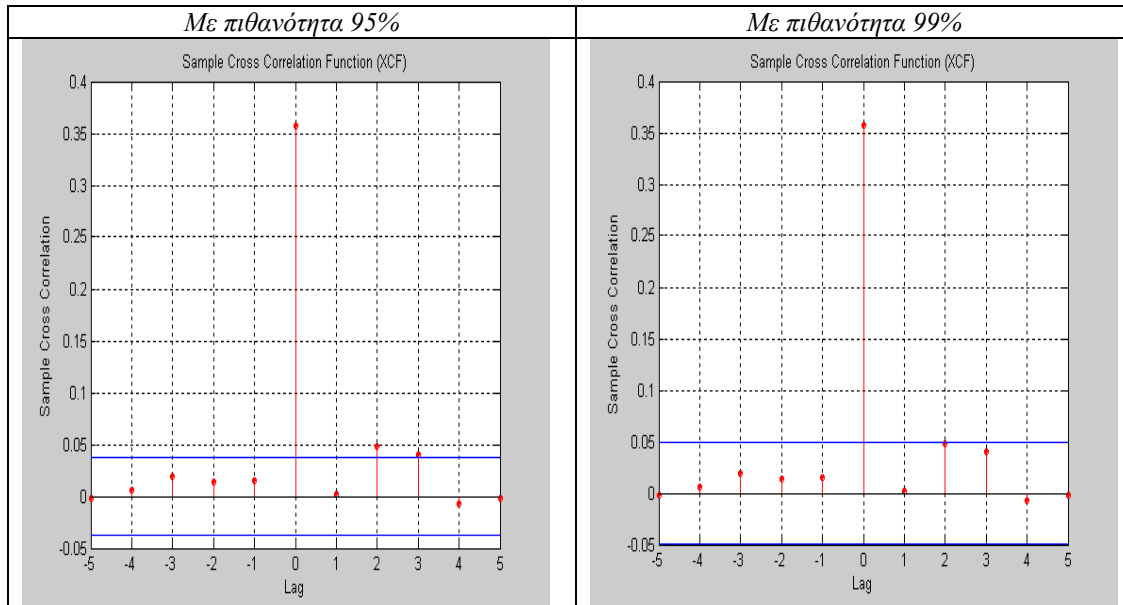
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in variance :

$$[S_{BEA \rightarrow IEH}, S_{BEA \rightarrow IEH}, S_{BEA \leftarrow IEH}]$$

$$345.2451^{**} \quad 2.1942 \quad 10.7412$$

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι σε κανένα lag η Ισπανία δεν διαχέει μεταβλητότητα στο Βέλγιο (ούτε το αντίστροφο).



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

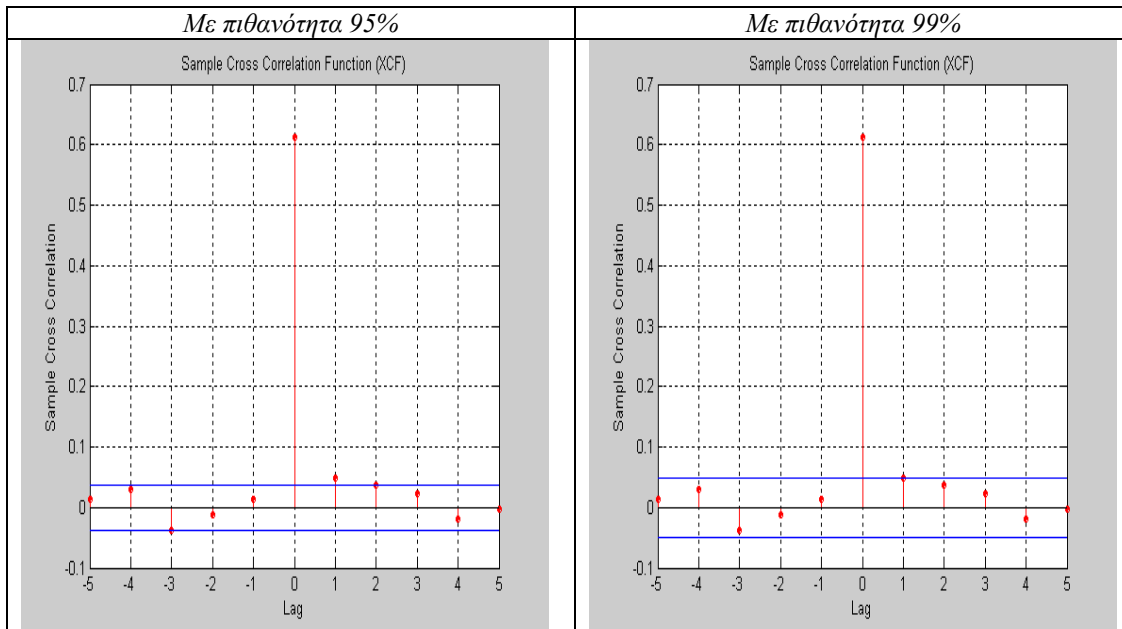
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελβετία causes το Βέλγιο με πιθανότητα 95% καθώς ισχύει επίσης και ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

[$S_{BEA+EAB}$, $S_{BEA \rightarrow EAB}$, $S_{BEA \leftarrow EAB}$]

1011.6** 7.6827 12.3562*

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t επιβεβαιώνουν το παραπάνω συμπέρασμα, αφού όπως βλέπουμε στα διαγράμματα η Ελβετία causes το Βέλγιο μόνο με πιθανότητα 95%, καθώς ισχύει επίσης και ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ελβετία στο Βέλγιο είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0163	0.0001
α_{21}	-0.0211	0.0001
g_{12}	0.0620	0.0010
g_{21}	0.0807	0.0006

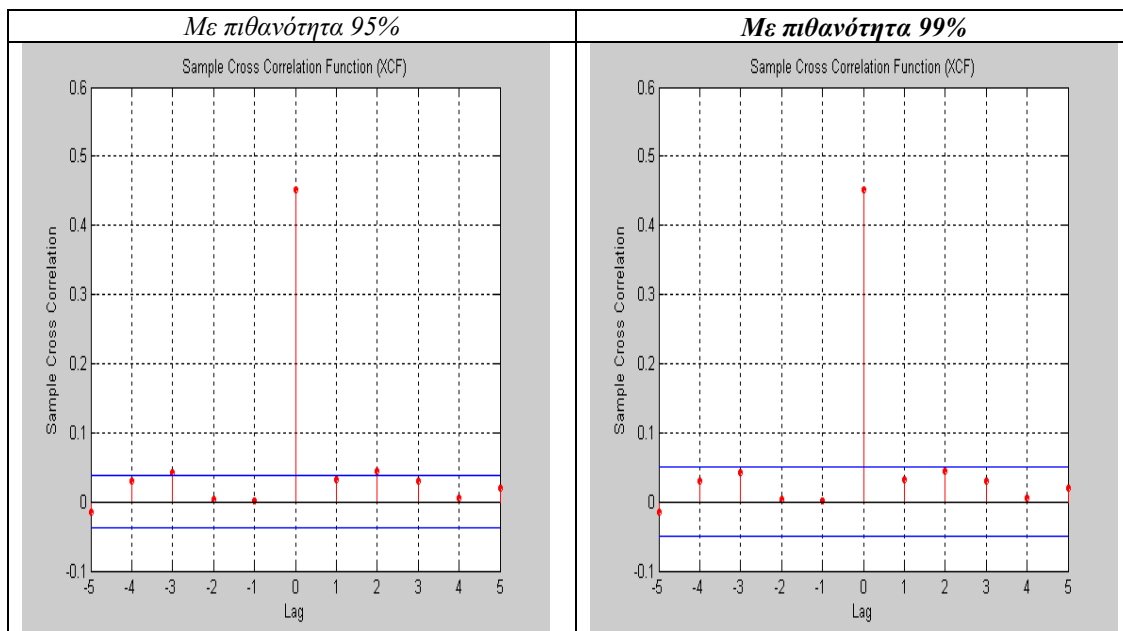
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελβετία causes το Βέλγιο ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95%.

$$[S_{BEA+EAB}, S_{BEA \rightarrow EAB}, S_{BEA \leftarrow EAB}]$$

550.1554** 7.7101 11.9211*

Ωστόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι με πιθανότητα 95% ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης.



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 3 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

2^η μεθοδολογία:

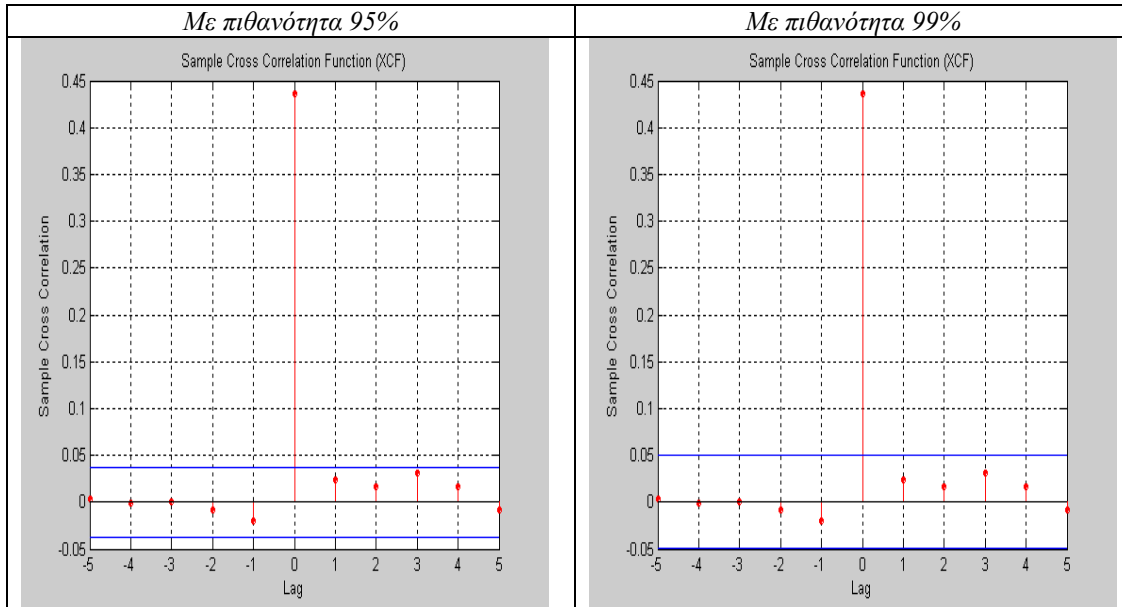
Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean :

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

[$S_{BEA \rightarrow HOP}$, $S_{BEA \rightarrow HOP}$, $S_{BEA \leftarrow HOP}$]

514.5975** 1.1319 5.6618

Στο ίδιο συμπέρασμα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στη Πορτογαλία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ‘volatility surprise’.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0094	0.0120
α_{21}	0.0003	0.0034
g_{12}	0.0322	0.0738
g_{21}	0.0130	0.0598

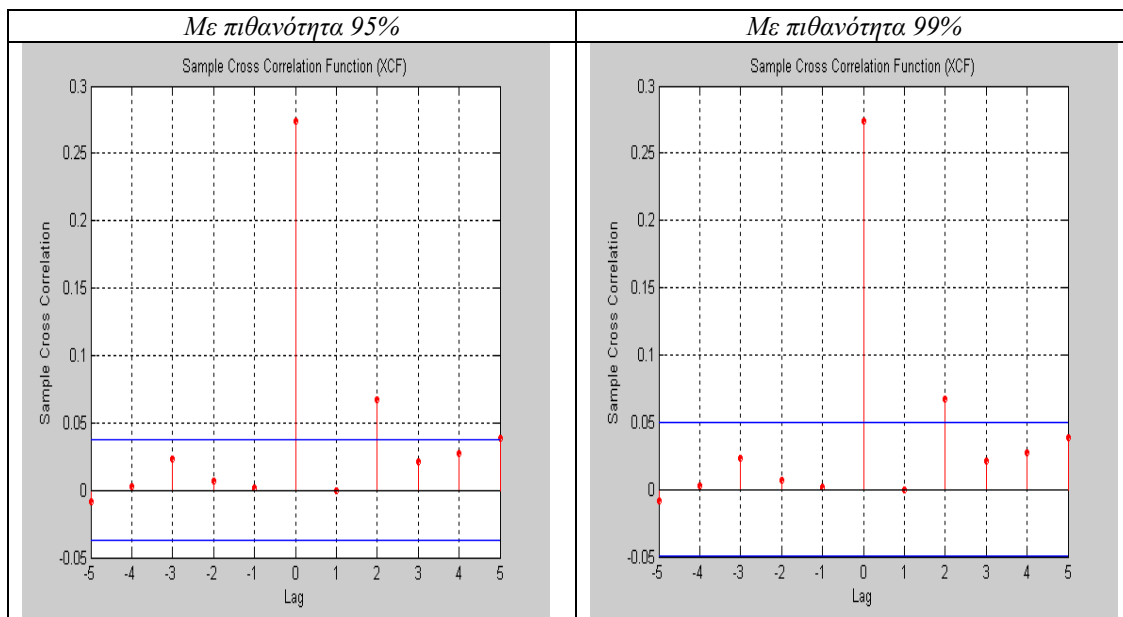
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Πορτογαλία causes το Βέλγιο ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και 99%.

$$[S_{BE\leftarrow POR}, S_{BE\leftarrow POR}, S_{BE\leftarrow POR}]$$

206.5359** 1.9862 17.8200**

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t



Causality in mean μεταξύ Βέλγιου και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 3 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι το Βέλγιο Granger causes in mean την Ολλανδία.

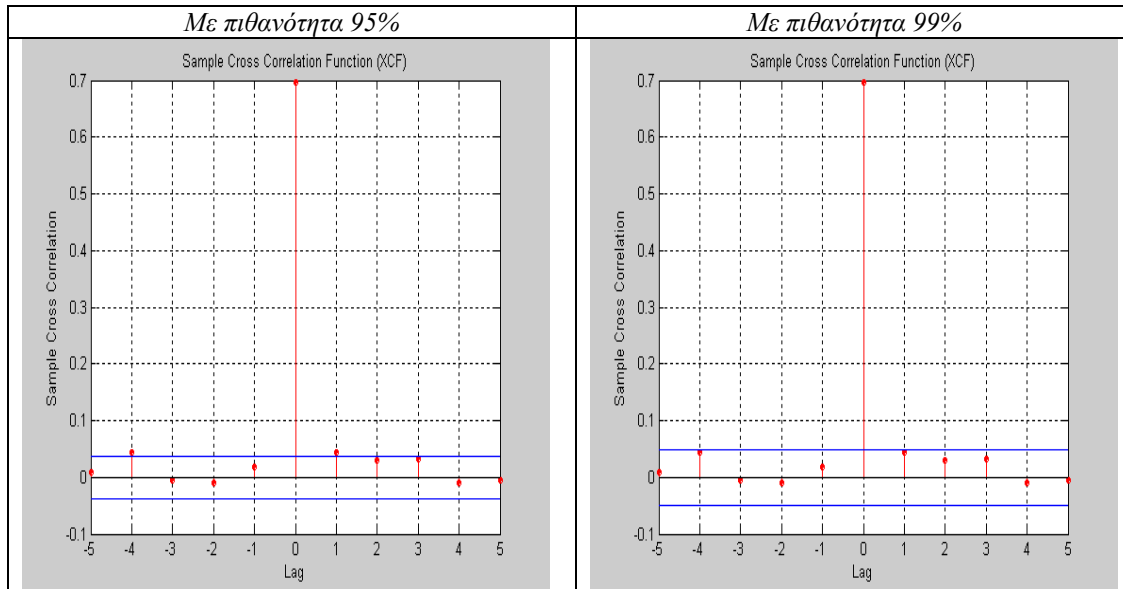
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι αντιμετωπίζουμε ταυτόχρονο causality in mean.

$$[S_{BE\leftarrow OLL}, S_{BE\leftarrow OLL}, S_{BE\leftarrow OLL}]$$

1313.7** 6.7824 9.6890

Ωστόσο εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t παρατηρούμε ότι ισχύει διπλής κατεύθυνσης causality in mean αλλά μόνο με πιθανότητα 95%.



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από το Βέλγιο στην Ολλανδία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0308	0.0001
α_{21}	0.0026	0.0000
g_{12}	0.0894	0.0014
g_{21}	0.0208	0.0002

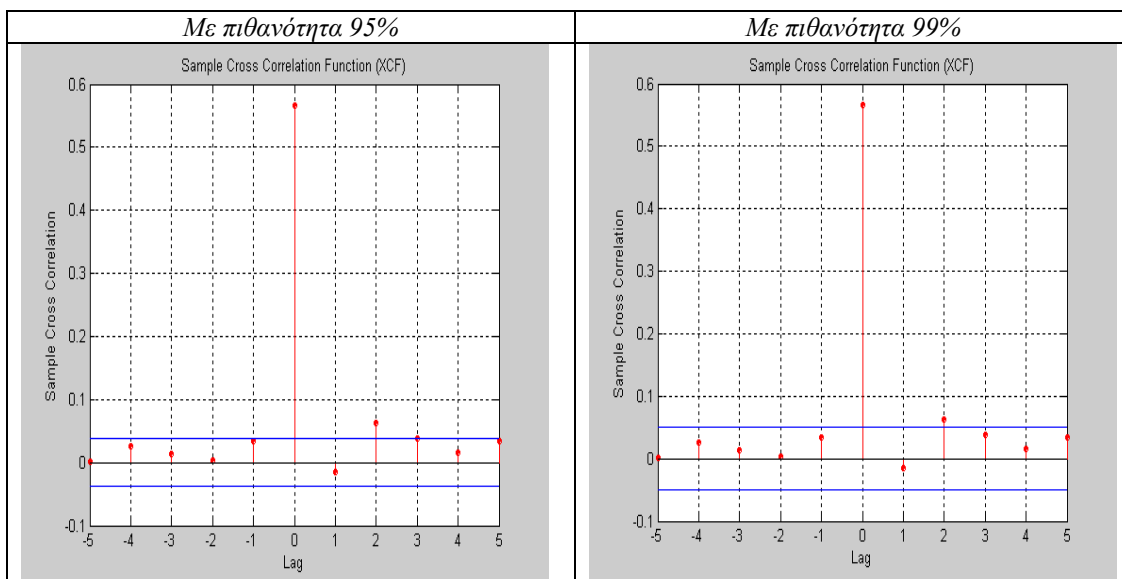
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ολλανδία causes το Βέλγιο ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance .

$$[S_{BEA \rightarrow OAA}, S_{BEA \rightarrow OAA}, S_{BEA \leftarrow OAA}]$$

$$877.6086^{**} \quad 5.1643 \quad 11.9833^*$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t, αφού η Ολλανδία causes το Βέλγιο ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και 99% στο 2^ο lag.



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 4 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

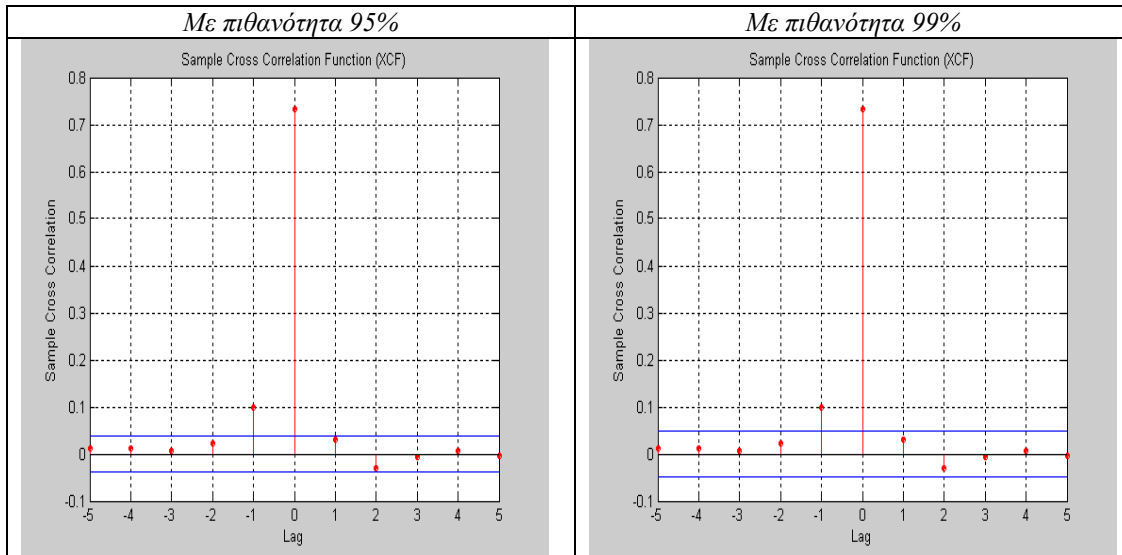
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes την Γαλλία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean :

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΓΑΛ}}]$$

$$1457.9^{**} \quad 27.7134^{**} \quad 4.9217$$

Έχουμε causality in mean όπως φαίνεται και στα παρακάτω διαγράμματα



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Γερμανίας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο, αφού τα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα.

Τελικά όμως δεν καταφέρνουμε να εξαλείψουμε το causality in mean, αφού προηγουμένως η Γερμανία διέχεε αποδόσεις στην Γαλλία, τώρα όμως συμβαίνει το αντίθετο. Γι' αυτό και προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Γαλλίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

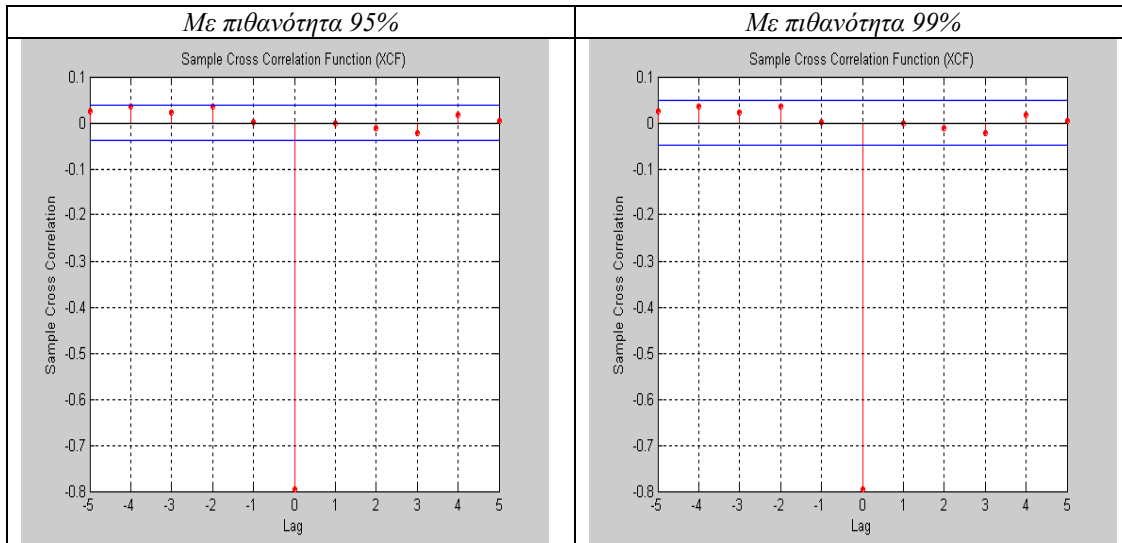
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γαλλίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

[$S_{ΓΕΡ+ΓΑΛ}$, $S_{ΓΕΡ \rightarrow ΓΑΛ}$, $S_{ΓΕΡ \leftarrow ΓΑΛ}$]

1713.0* 10.1436 2.6436

δηλαδή δεν υφίσταται causality in mean με βάση τη στατιστική S. Ισχύει όμως ταυτόχρονο causality in mean όπως φαίνεται και στα παρακάτω διαγράμματα



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Γαλλία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0149	0.0000
α_{21}	-0.0049	0.0000
g_{12}	0.0665	0.0006
g_{21}	0.0155	0.0000

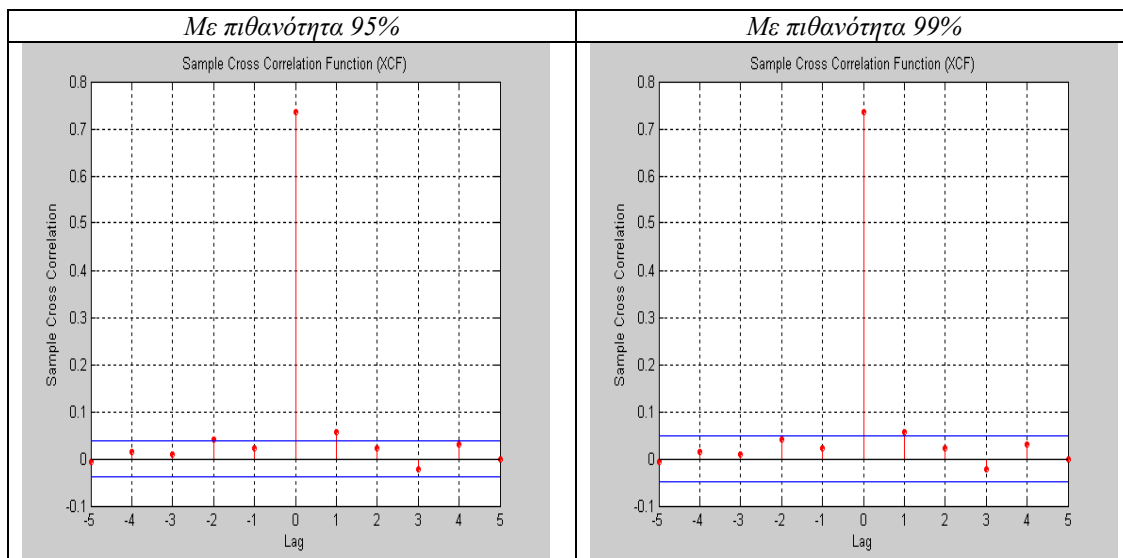
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Γαλλία causes τη Γερμανία ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance .

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΓΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΓΑΛ}}]$$

$$1465.3^{**} \quad 6.8583 \quad 13.7602^*$$

Τα ίδια ισχύουν και για τα αποτελέσματα της στατιστικής t.



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

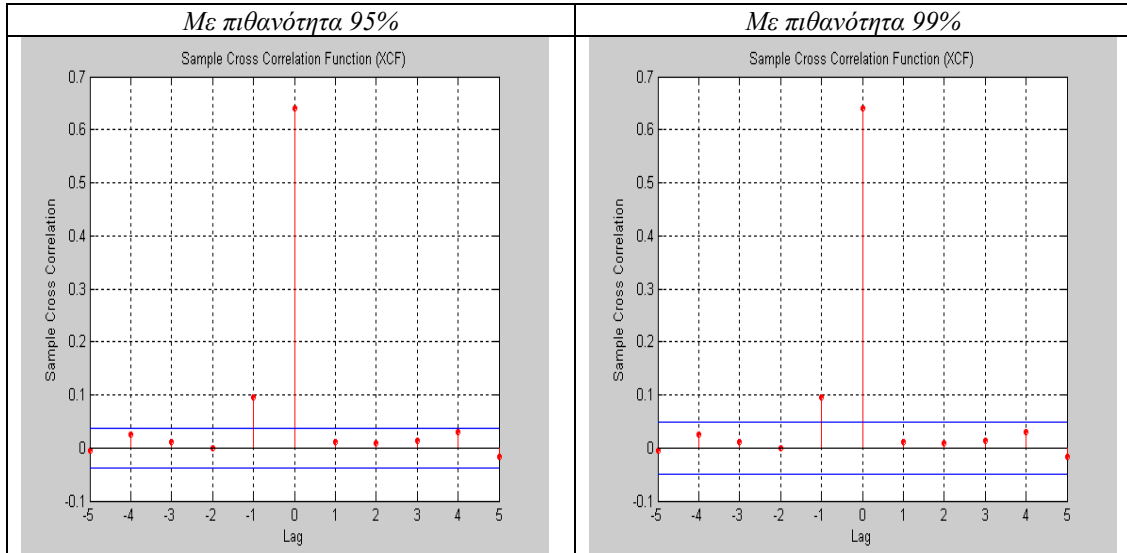
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ιταλία Granger causes in mean την Γερμανία.

2^η μεθοδολογία:

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΙΤΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΙΤΑΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΙΤΑΛ}}]$$

$$1109.8^{**} \quad 26.7508^{**} \quad 4.1778$$

Παρατηρούμε ότι αντιμετωπίζουμε causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%. Συγκεκριμένα η Γερμανία causes την Ιταλία , αλλά υφίσταται και ταυτόχρονο causality in mean .



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Γερμανίας στην εξίσωση του μέσου της Ιταλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο , αφού τα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \phi_7 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα.

Τελικά όμως δεν καταφέρνουμε να εξαλείψουμε το causality in mean, γι' αυτό και προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο , αφού τα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

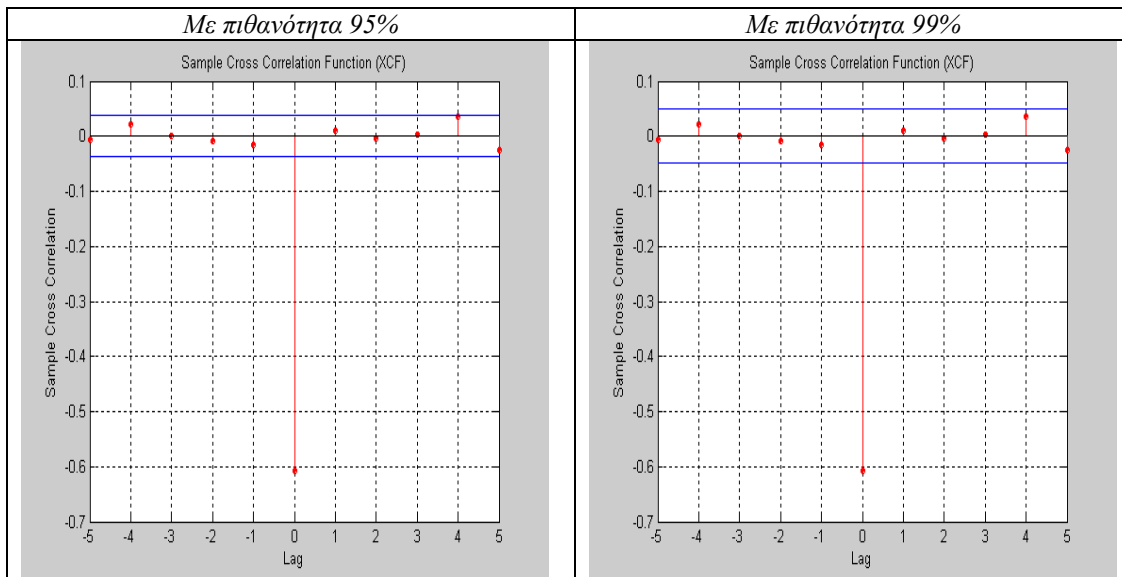
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ιταλίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

[$S_{GER+ITAA}$, $S_{GER \rightarrow ITAA}$, $S_{GER \leftarrow ITAA}$]

999.2168** 2.2814 5.8030

δηλαδή δεν υφίσταται causality in mean . Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t όπως φαίνεται και στα διαγράμματα για πιθανότητα 95% και 99%.



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests μας δείχνουν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά ασήμαντες, επομένως δεν ισχύει causality in variance μεταξύ των δύο αγορών.

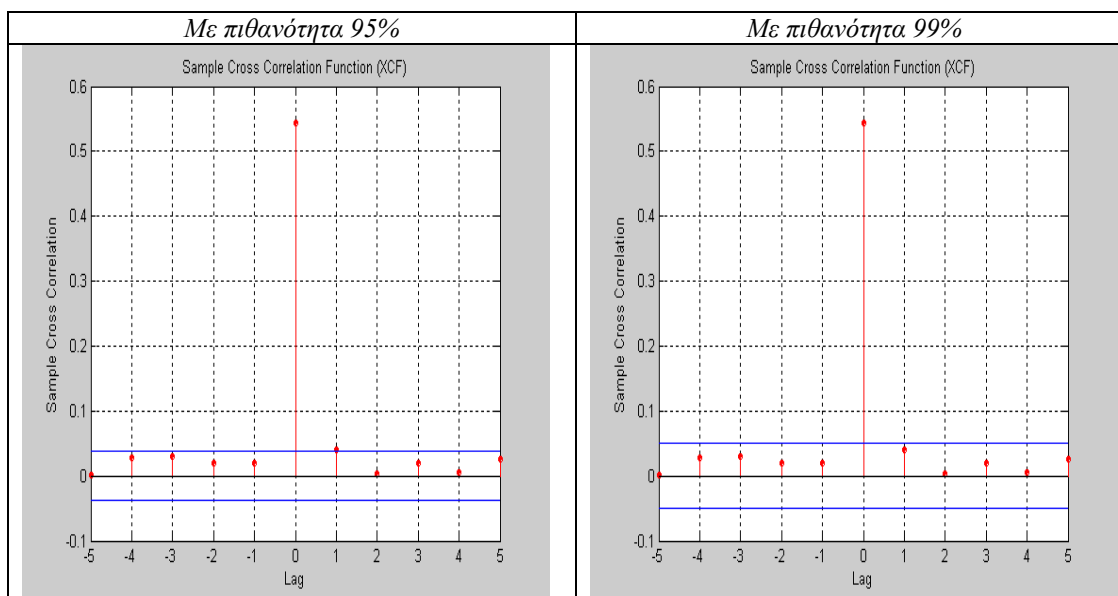
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0003	0.0001
α_{21}	-0.0046	0.0001
β_{12}	-0.0044	0.0010
β_{21}	0.0171	0.0024

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν ισχύει causality in variance, μόνο ταυτόχρονο causality in variance .

[$S_{GER+ITAA}$, $S_{GER \rightarrow ITAA}$, $S_{GER \leftarrow ITAA}$]

801.8371** 6.5245 7.3900



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 8 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

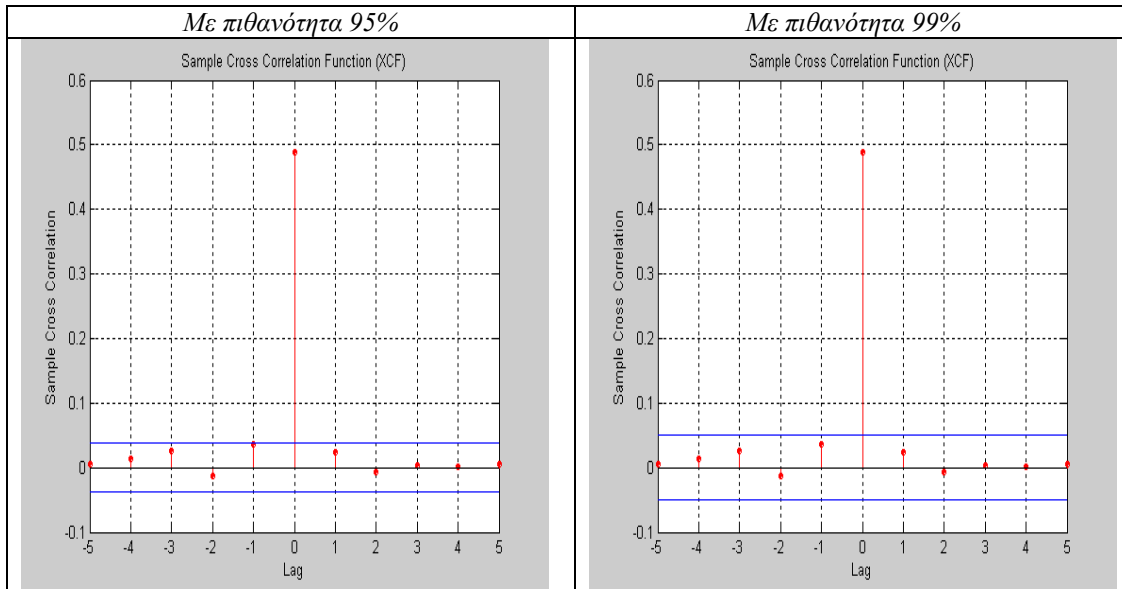
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία Granger causes in mean την Γερμανία.

2^η μεθοδολογία:

Παρατηρούμε ότι υφίσταται ταυτόχρονο causality in mean εξετάζοντας τα αποτελέσματα :

[S_{ΓΕΡ+ΠΟΡΤ}, S_{ΓΕΡ→ΠΟΡΤ} , S_{ΓΕΡ←ΠΟΡΤ}]

650.6104** 6.2380 1.7087



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Πορτογαλία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

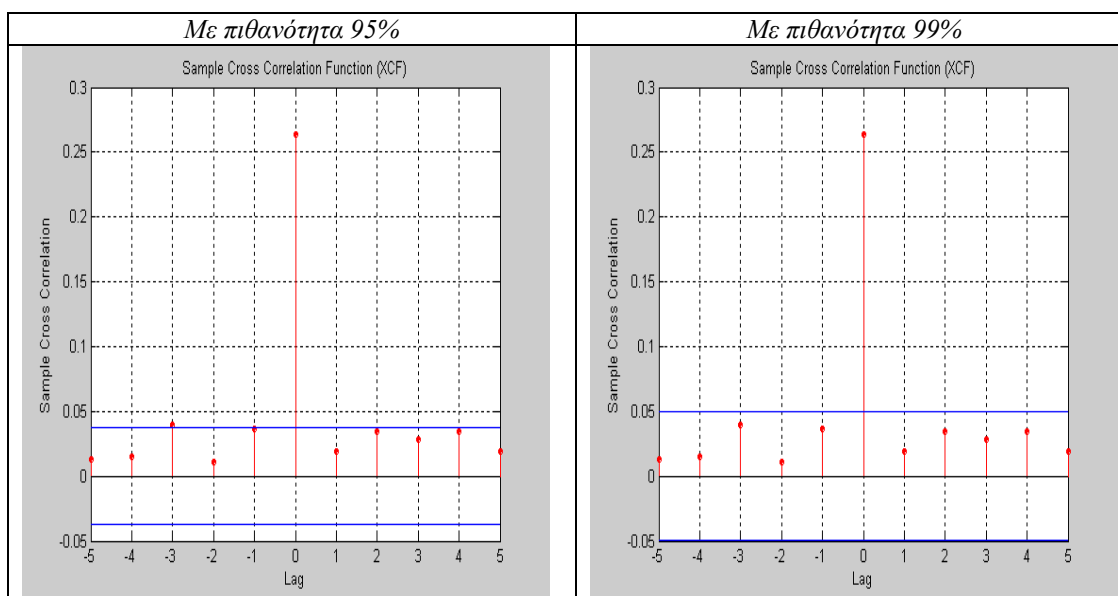
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0115	0.0000
α_{21}	0.0121	0.0003
g_{12}	0.0498	0.0005
g_{21}	0.0300	0.0024

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν ισχύει causality in variance, μόνο ταυτόχρονο causality in variance .

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΠΟΡΤ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΠΟΡΤ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΠΟΡΤ}}]$$

$$197.9890^{**} \quad 8.9844 \quad 10.5965$$



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 2 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

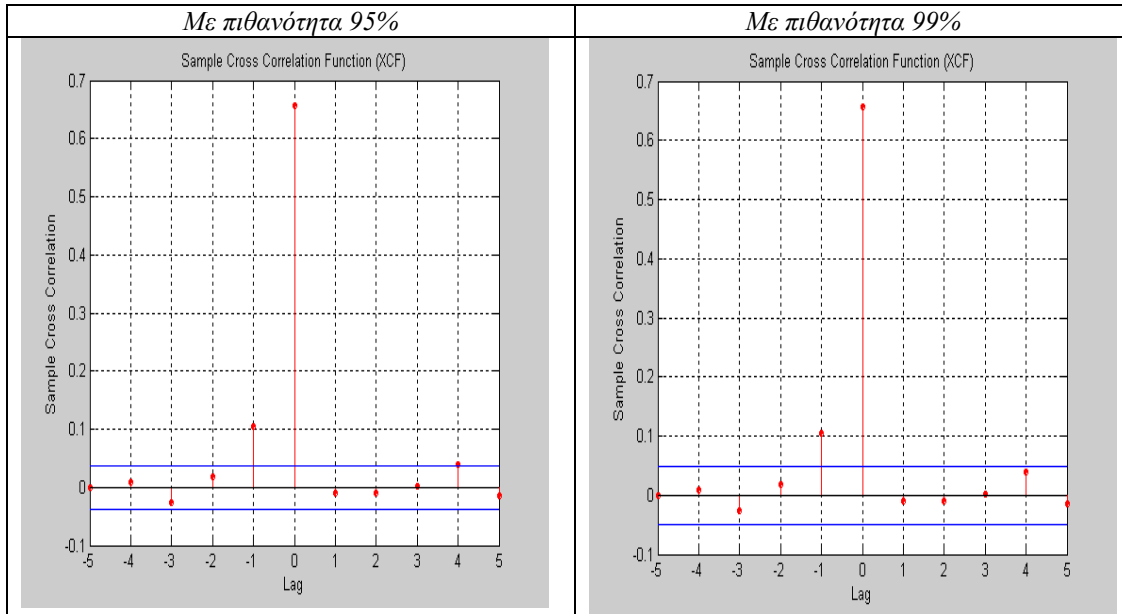
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes την Ισπανία με πιθανότητα 95% και 99%, καθώς επίσης υφίσταται και ταυτόχρονο causality in mean.

[$S_{ΓΕΡ \rightarrow ΙΣΠ}$, $S_{ΓΕΡ \rightarrow ΙΣΠ}$, $S_{ΓΕΡ \leftarrow ΙΣΠ}$]

1163.0** 32.5080** 5.2574



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Για να εξαλείψουμε την σχέση αιτιότητας που ισχύει μεταξύ τους πρέπει να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Ισπανίας προσθέτωντας ως εξωγενείς μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου present και lagged αποδόσεις της Γερμανίας. Όταν όμως το κάνουμε αυτό, η νέα μοντελοποίηση παρουσιάζει κατάλοιπα με αυτοσυσχέτιση. Γι' αυτό και προσθέτουμε στην εξίσωση της διακύμανσης 1 επιπλέον GARCH όρο. Το νέο μοντέλο αποδεικνύεται καλά ορισμένο και είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + f_1 X_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t η παρούσα απόδοση της Γερμανίας.

Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο, αφού τα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

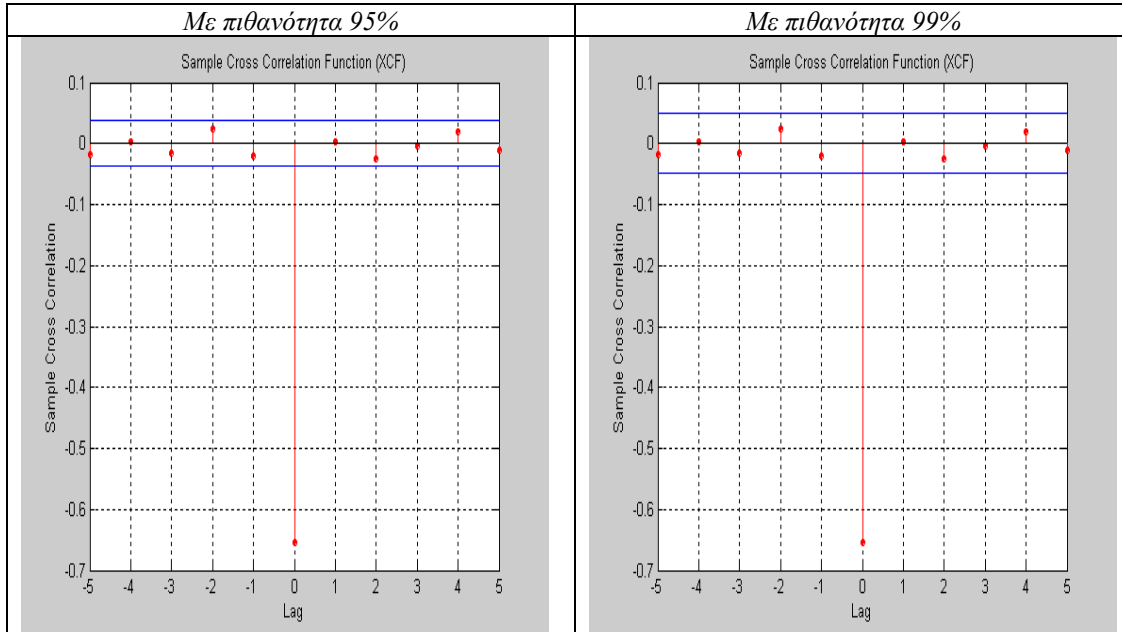
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ισπανίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[\mathbf{S_{ΓΕΡ+ΙΣΠ}}, \mathbf{S_{ΓΕΡ \rightarrow ΙΣΠ}}, \mathbf{S_{ΓΕΡ \leftarrow ΙΣΠ}}]$$

1158.5** 4.1630 2.8340

δηλαδή δεν υφίσταται causality in mean τόσο για πιθανότητα 95% όσο και 99%. Τα ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t.



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Πορτογαλία είναι μικρότερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

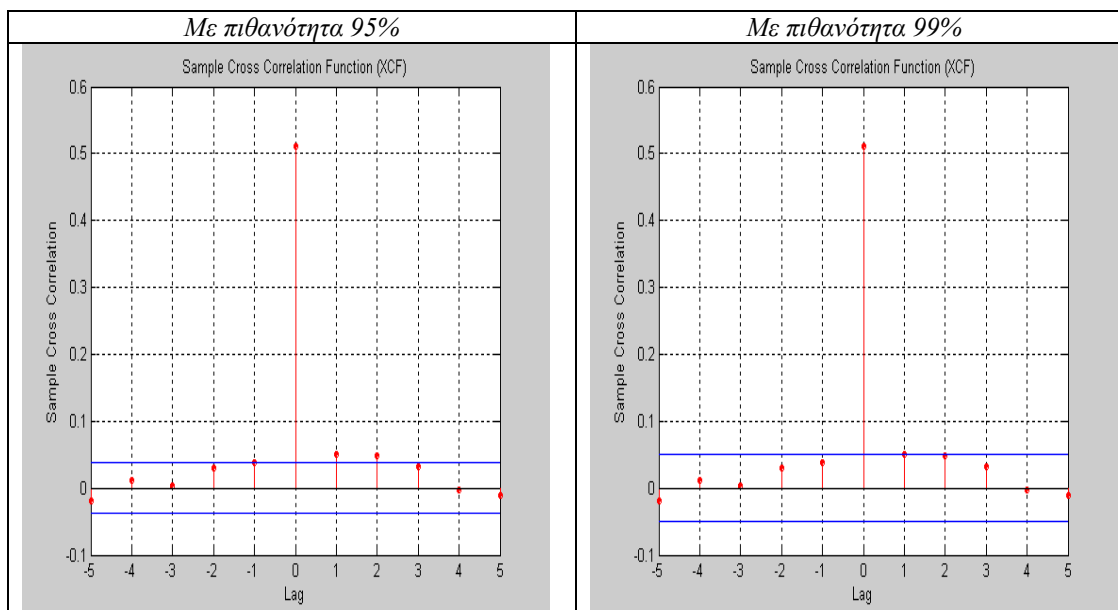
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0079	0.0001
α_{21}	-0.0089	0.0008
g_{12}	0.0349	0.0022
g_{21}	0.0361	0.0179

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ισπανία causes ως προς τη διακύμανση την Γερμανία με πιθανότητα 95% και 99%

[$S_{ΓΕΡ+ΙΣΠ}$, $S_{ΓΕΡ→ΙΣΠ}$, $S_{ΓΕΡ←ΙΣΠ}$]

704.2832** 7.8401 15.9548**



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 8 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

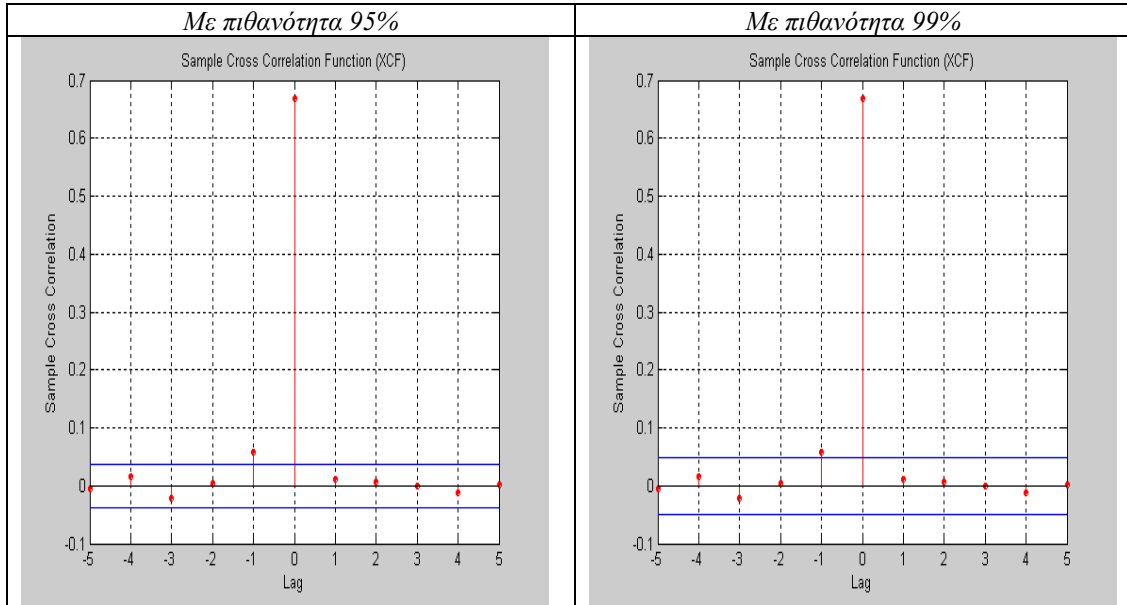
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes την Ελβετία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95%, καθώς επίσης έχουμε και ταυτόχρονο causality in mean .

[$S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΕΛΒ}}$, $S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΕΛΒ}}$, $S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΕΛΒ}}$]

1.0e+003 *

1.2062 0.0112 0.0009



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Για να εξαλείψουμε την σχέση αιτιότητας που ισχύει μεταξύ τους πρέπει να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Ελβετίας προσθέτοντας ως εξωγενείς μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου present και lagged αποδόσεις της Γερμανίας. Όταν όμως το κάνουμε αυτό, η νέα μοντελοποίηση παρουσιάζει κατάλοιπα με αυτοσυσχέτιση. Γι' αυτό και προσθέτουμε 1 επιπλέον GARCH όρο, και το νέο καλά ορισμένο μοντέλο μας είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα. Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Ελβετίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

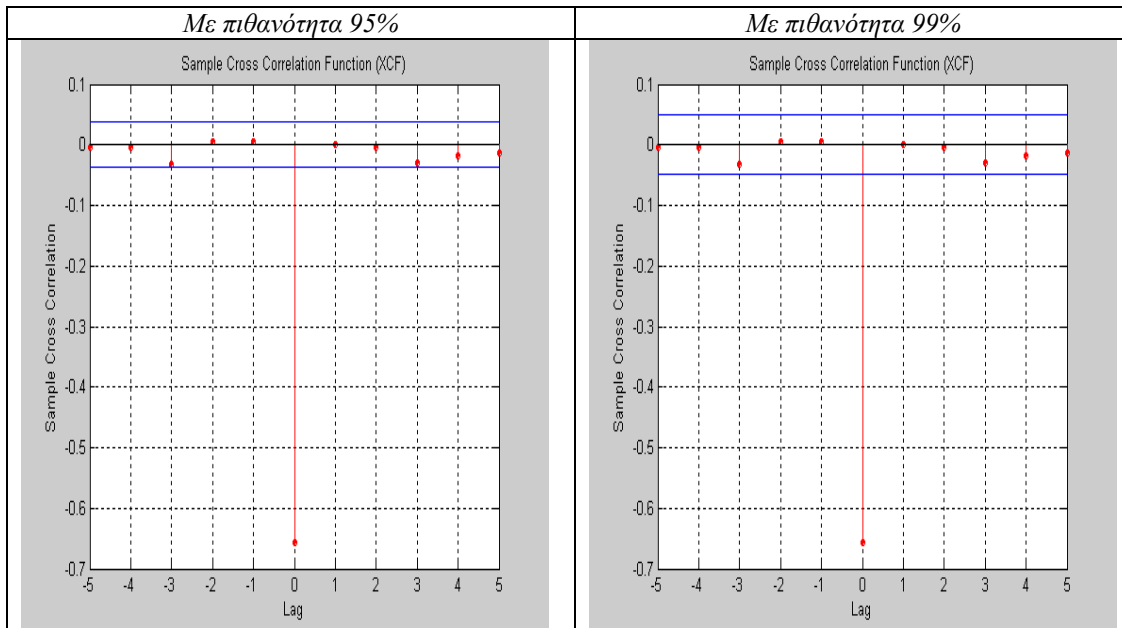
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ελβετίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΕΛΒ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΕΛΒ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΕΛΒ}}]$$

1.1670 3.1138 3.8220

δηλαδή δεν υφίσταται causality in mean τόσο για πιθανότητα 95% όσο και 99%. Τα ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t.



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Ελβετία είναι σχεδόν ίδια με την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Δεν συμβαίνει το ίδιο με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

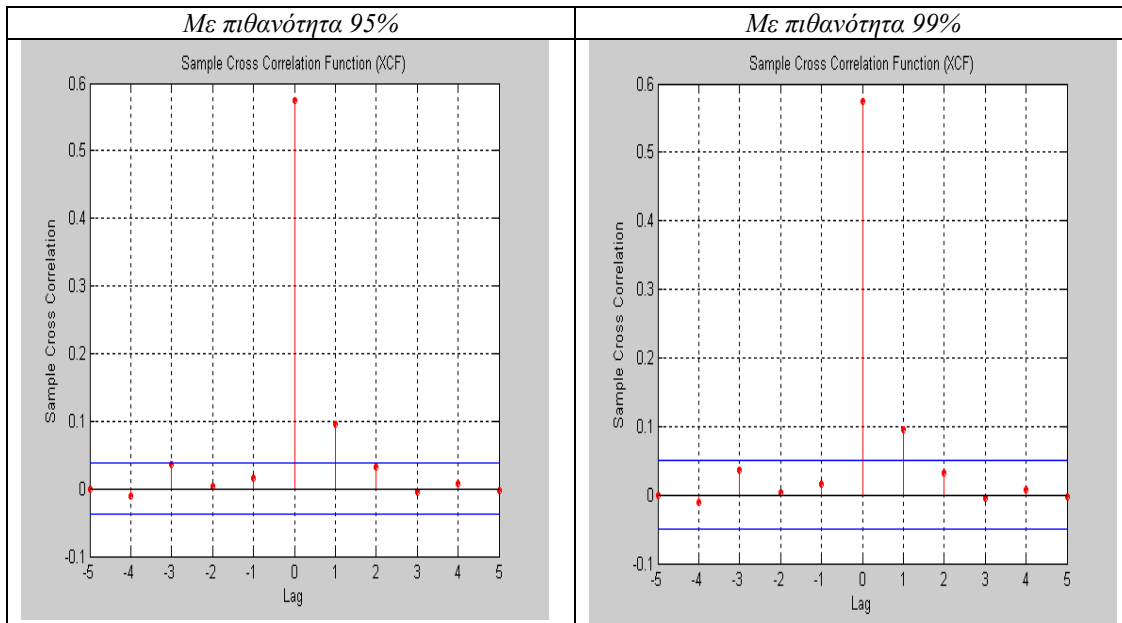
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0082	0.0000
α_{21}	-0.0240	0.0001
g_{12}	0.0580	0.0009
g_{21}	0.0579	0.0009

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα των δύο στατιστικών μας δείχνουν ότι η Ελβετία causes την Γερμανία ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και 99%,

$$[S_{\text{GER}+\text{EAB}}, S_{\text{GER}\rightarrow\text{EAB}}, S_{\text{GER}\leftarrow\text{EAB}}]$$

895.3302** 4.6576 27.9356**



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 8 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

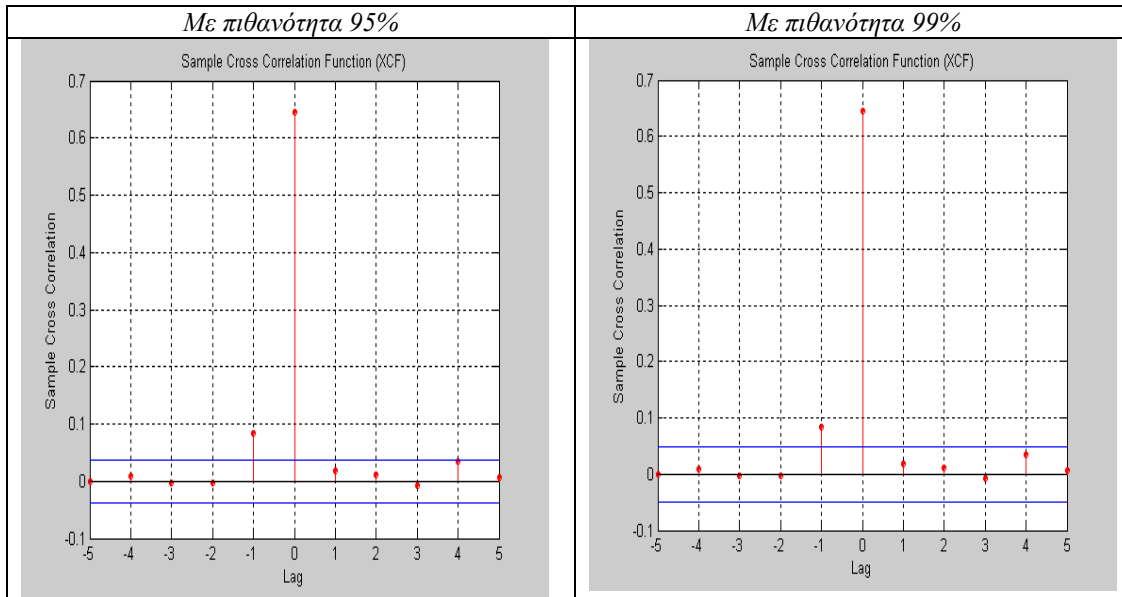
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes την Αγγλία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, καθώς επίσης έχουμε και ταυτόχρονο causality in mean .

$$[S_{\text{GER}+\text{ΑΓΓ}}, S_{\text{GER}\rightarrow\text{ΑΓΓ}}, S_{\text{GER}\leftarrow\text{ΑΓΓ}}]$$

1.0e+003 *

1.1276 0.0195 0.0048



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Για να εξαλείψουμε την σχέση αιτιότητας που ισχύει μεταξύ τους πρέπει να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Αγγλίας προσθέτοντας ως εξωγενείς μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου present και lagged αποδόσεις της Γερμανίας. Όταν όμως το κάνουμε αυτό, η νέα μοντελοποίηση (με present και 2 lagged αποδόσεις της Γερμανίας) παρουσιάζει τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα με αυτοσυσχέτιση. Γι' αυτό και προσθέτουμε 1 επιπλέον GARCH όρο, και το νέο καλά ορισμένο μοντέλο είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \phi_7 r_{t-7} + \phi_8 r_{t-8} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα. Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Αγγλίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν χαρακτηρίζονται από αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

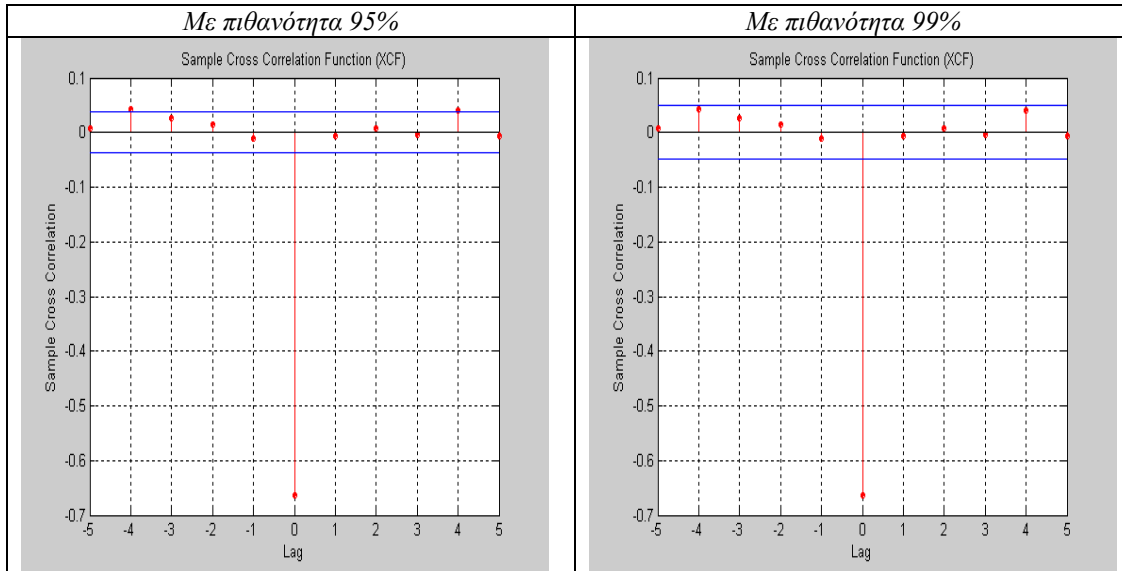
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Αγγλίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[\mathbf{S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΑΓΓ}}, \mathbf{S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΑΓΓ}}, \mathbf{S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΑΓΓ}}}]$$

1189.3** 7.9160 4.8587

δηλαδή δεν υφίσταται causality in mean τόσο για πιθανότητα 95% όσο και 99%. Το ίδιο ισχύει και για τα αποτελέσματα της στατιστικής t αλλά μόνο για πιθανότητα 99%, αφού για πιθανότητα 95% η Αγγλία causes την Γερμανία στο 4^ο lag.



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Αγγλία είναι λίγο μεγαλύτερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το ίδιο συμβαίνει και με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

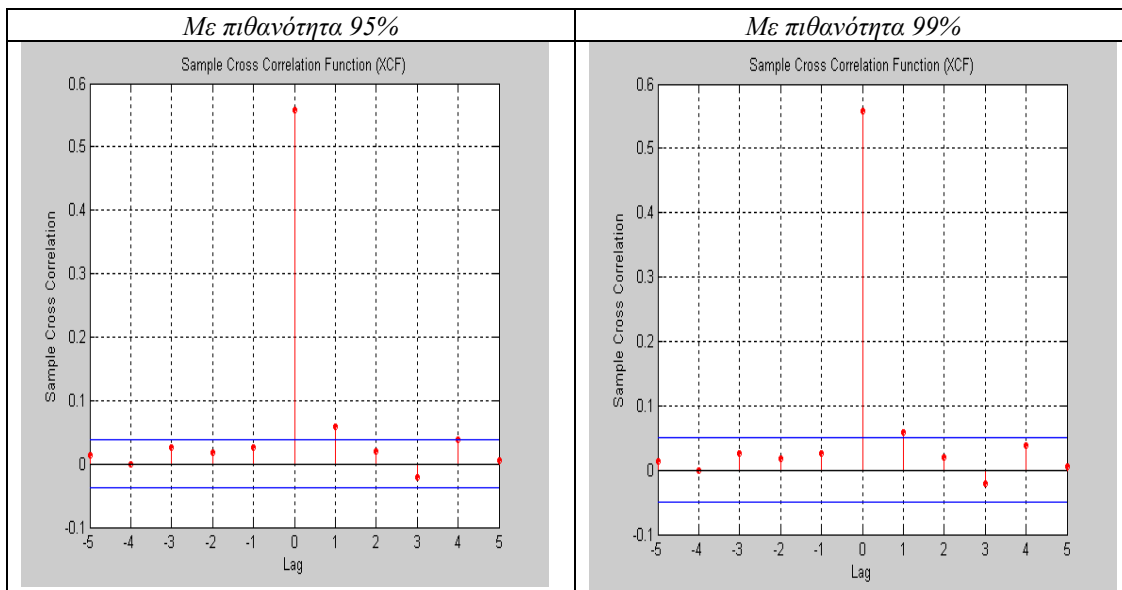
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0124	0.0000
α_{21}	-0.0120	0.0002
g_{12}	0.0535	0.0007
g_{21}	0.0501	0.0032

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν η Αγγλία causes την Γερμανία ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και 99% καθώς επίσης έχουμε και ταυτόχρονο causality in variance .

[S_{ΓΕΡ+ΑΓΓ}, S_{ΓΕΡ→ΑΓΓ} , S_{ΓΕΡ←ΑΓΓ}]

839.4389** 5.0411 15.8673**



Causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

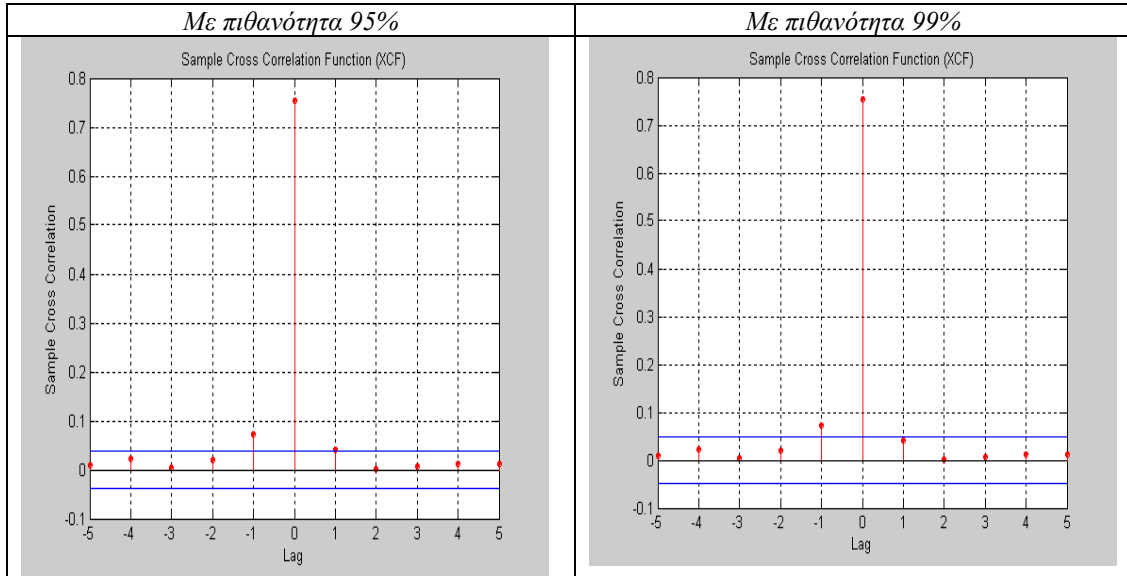
2^η μεθοδολογία:

Παρατηρούμε ότι η Γερμανία causes την Ολλανδία με βάση την στατιστική S για πιθανότητα 95% και 99% , καθώς ισχύει επίσης και ταυτόχρονο causality in mean.

[$S_{ΓΕΡ+ΟΑΛ}$, $S_{ΓΕΡ→ΟΑΛ}$, $S_{ΓΕΡ←ΟΑΛ}$]

1531.5** 16.9646** 5.0001

Η στατιστική t μας δείχνει ότι η Γερμανία causes την Ολλανδία με πιθανότητα 95% και 99%, όμως και η Ολλανδία causes τη Γερμανία με πιθανότητα 95% στο 1^ο lag, καθώς ισχύει επίσης και ταυτόχρονο causality in mean.



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Για να εξαλείψουμε την σχέση αιτιότητας που ισχύει μεταξύ τους πρέπει να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Ολλανδίας προσθέτωντας ως εξωγενείς μεταβλητές στην εξίσωση του μέσου present και lagged αποδόσεις της Γερμανίας. Όταν όμως το κάνουμε αυτό, η νέα μοντελοποίηση (με present και 1 lagged απόδοση της Γερμανίας) παρουσιάζει κατάλοιπα με αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Γερμανίας αντίστοιχα.

Προσθέτουμε present και lagged αποδόσεις (2) της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + f_3 X_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t , X_{t-1} , X_{t-2} η παρούσα και lagged αποδόσεις της Ολλανδίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

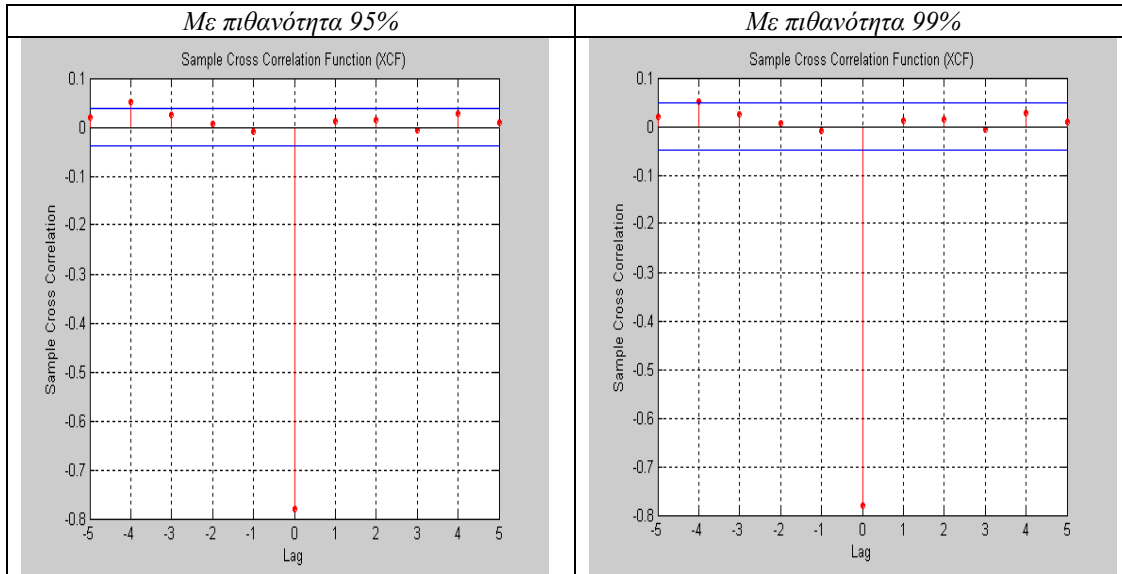
Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

$$[S_{\text{ΓΕΡ} \rightarrow \text{ΟΛΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftarrow \text{ΟΛΛ}}, S_{\text{ΓΕΡ} \leftrightarrow \text{ΟΛΛ}}]$$

1645.6** 10.5473 3.4619

δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γερμανίας και Ολλανδίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι η Ολλανδία causes την Γερμανία στο 1^ο lag για πιθανότητα 95% και 99%.



Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Ολλανδία είναι μικρότερη από την τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει και με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

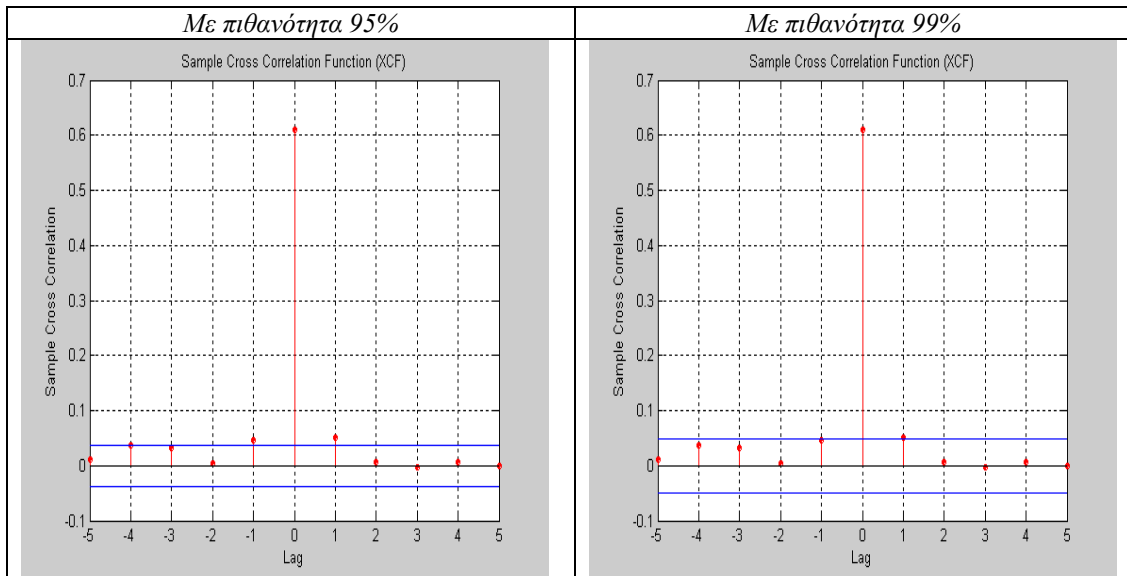
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0040	0.0001
α_{21}	-0.0204	0.0001
g_{12}	0.0236	0.0028
g_{21}	0.0738	0.0024

2^η μεθοδολογία:

Παρατηρούμε ότι η Γερμανία causes in variance την Ολλανδία με πιθανότητα 95%

[$S_{ΓΕΡ+ΟΛΛ}$, $S_{ΓΕΡ\rightarrow ΟΛΛ}$, $S_{ΓΕΡ\leftarrow ΟΛΛ}$]

1004.8** 12.4531* 7.0257



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

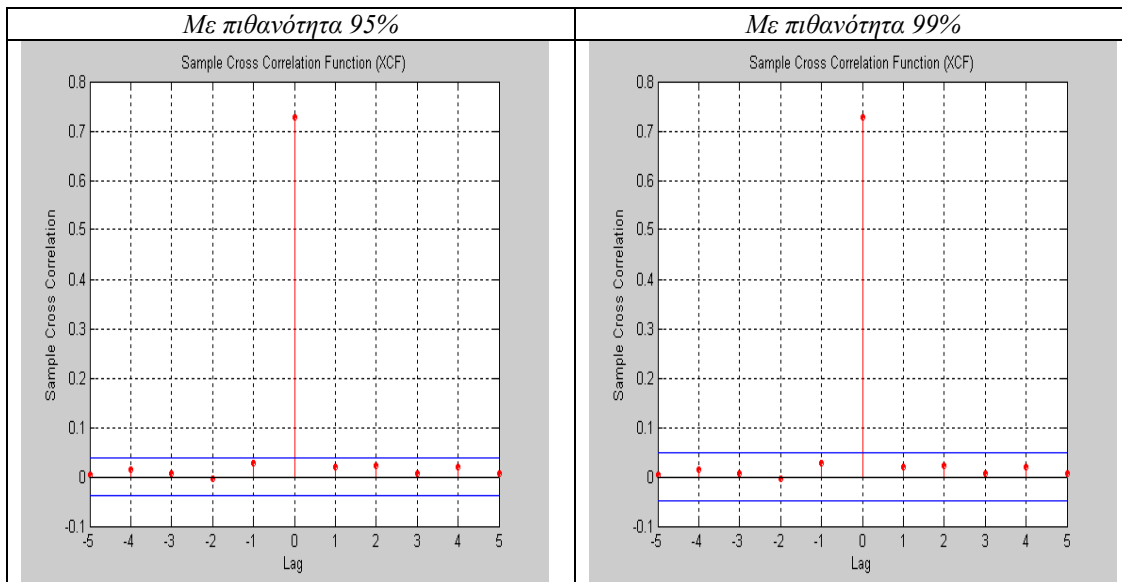
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean .

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο χωρών :

[$S_{ΓΑΛΛ+ΙΤΑΛ}$, $S_{ΓΑΛΛ\rightarrow ΙΤΑΛ}$, $S_{ΓΑΛΛ\leftarrow ΙΤΑΛ}$]

1434.4** 2.8887 3.4472



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Ιταλία είναι αρνητική ενώ η τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει και με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

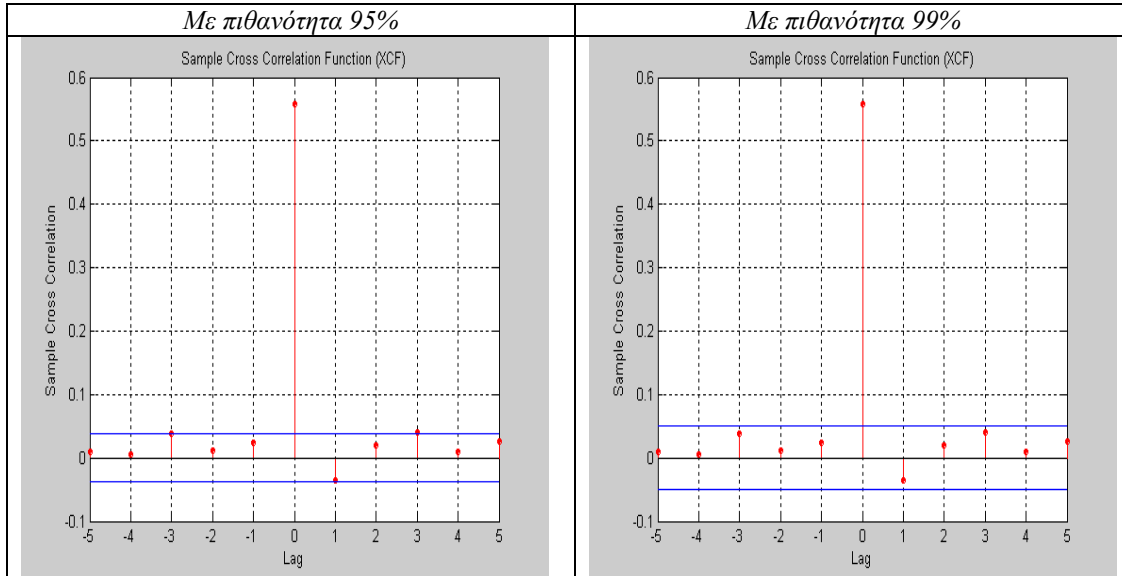
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0018	0.0001
α_{21}	-0.0101	0.0001
g_{12}	-0.0207	0.0013
g_{21}	0.0460	0.0010

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα και των δύο στατιστικών μας δείχνουν ότι δεν ισχύει causality in variance, παρά μόνο ταυτόχρονο causality in variance,

[$\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \rightarrow \text{ΙΤΑΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \rightarrow \text{ΙΤΑΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \leftarrow \text{ΙΤΑΛ}}$]

839.5823** 6.1568 10.8983



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

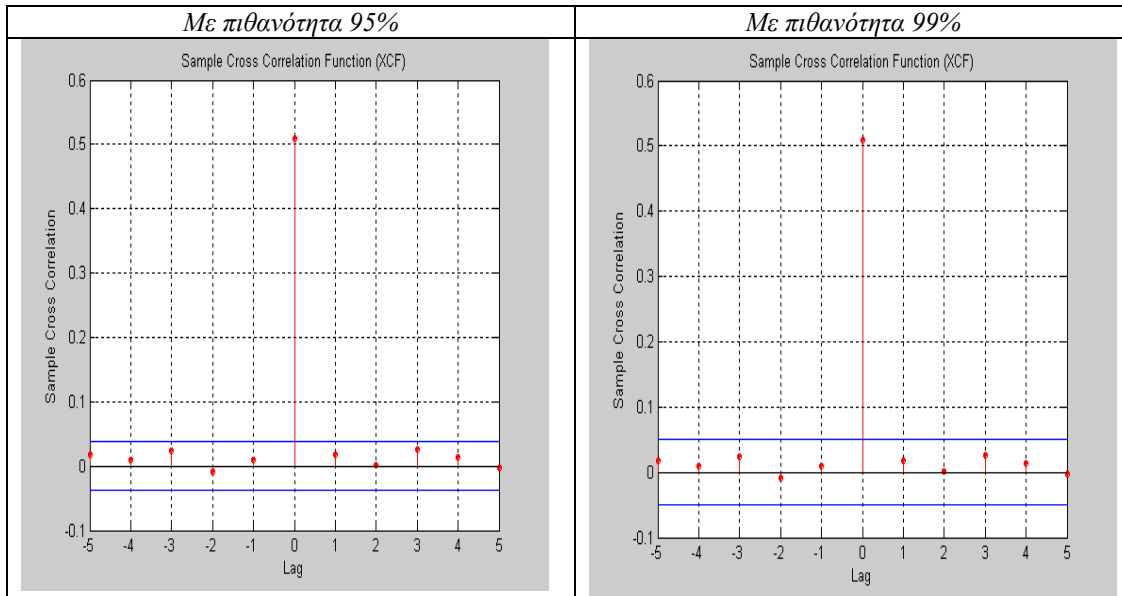
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία Granger causes in mean τη Γαλλία

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο χωρών :

[$\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \rightarrow \text{ΠΟΡΤ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \rightarrow \text{ΠΟΡΤ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛ} \leftarrow \text{ΠΟΡΤ}}$]

701.9984** 3.4402 3.0639



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Πορτογαλία είναι μικρότερη από τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει και με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

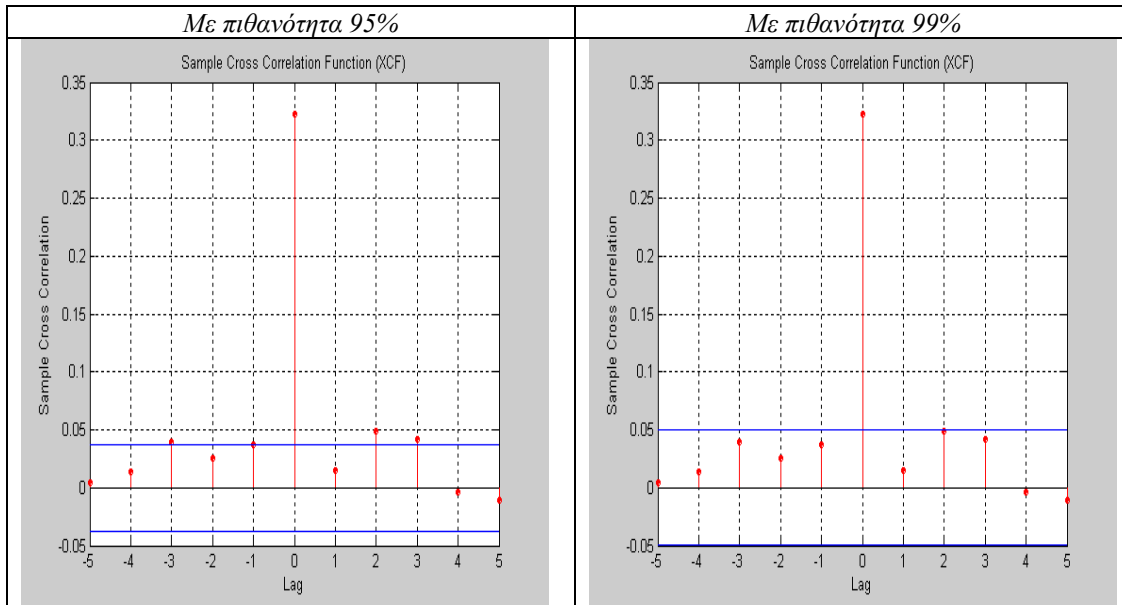
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0020	0.0001
α_{21}	-0.0181	0.0001
g_{12}	0.0224	0.0004
g_{21}	0.1049	0.0010

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα των δύο στατιστικών μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία causes in variance τη Γαλλία με πιθανότητα 95%, ενώ παράλληλα ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΠΟΡΤ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΠΟΡΤ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\leftarrow\text{ΠΟΡΤ}}]$$

$$288.7760^{**} \quad 9.9865 \quad 10.0845$$



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 7 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

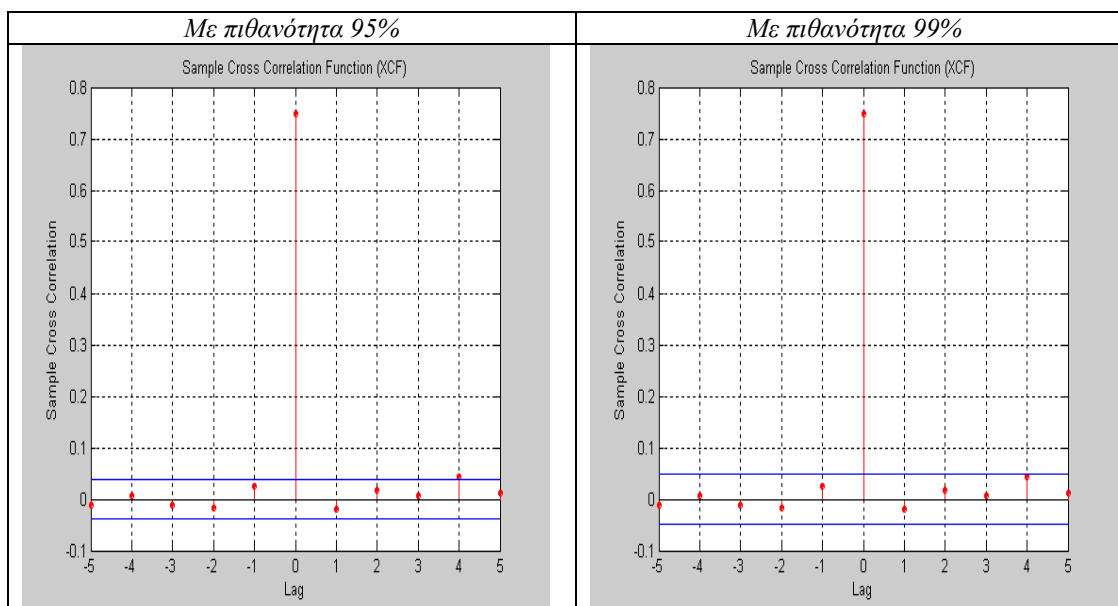
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών ,για πιθανότητα 95% και 99%.

[S_{ΓΑΛΛΑ+ΙΣΠ}, S_{ΓΑΛΛΑ→ΙΣΠ} , S_{ΓΑΛΛΑ←ΙΣΠ}]

1516.5** 3.0914 7.3990

Η στατιστική t μας δείχνει ότι η Ισπανία causes την Γαλλία με πιθανότητα 95% στο 4^ο lag.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Ισπανία είναι αρνητική σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

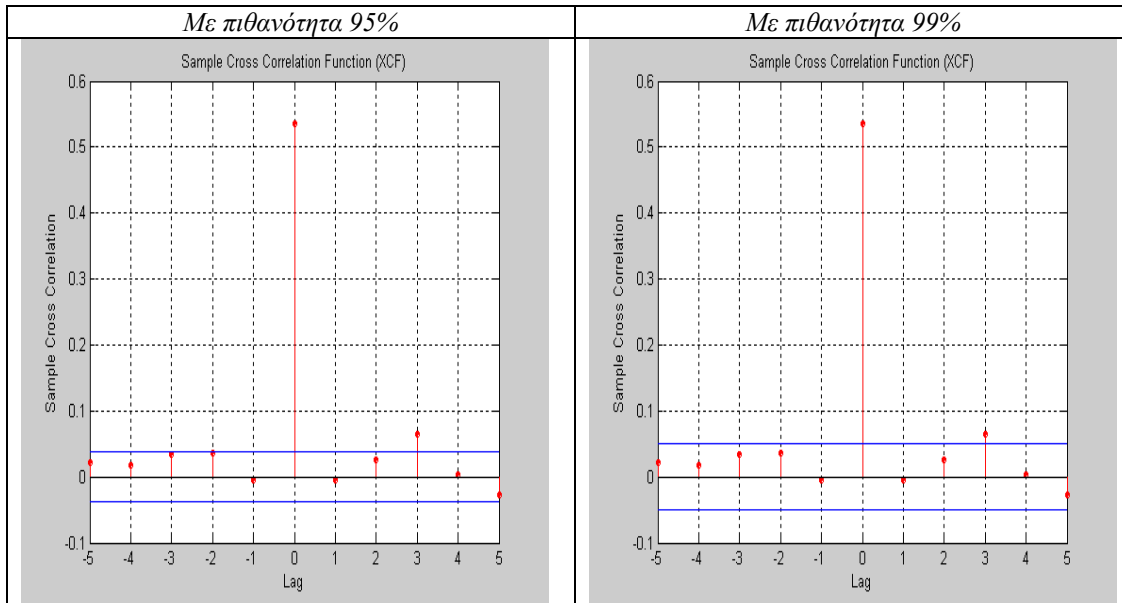
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0013	0.0000
α_{21}	-0.0197	0.0000
g_{12}	-0.0185	0.0003
g_{21}	0.0988	0.0010

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ισπανία causes in variance με πιθανότητα 95% την Γαλλία,

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\leftarrow\text{ΙΣΠ}}]$$

$$778.6784^{**} \quad 8.8922 \quad 15.2594^{**}$$



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

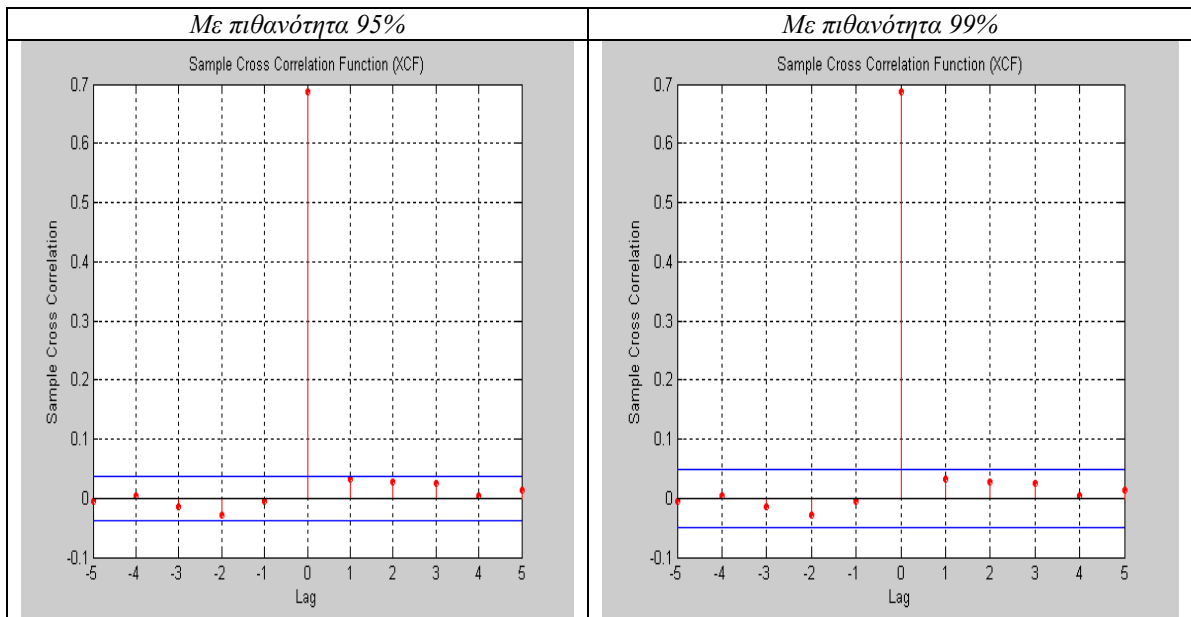
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών για πιθανότητα 95% και 99%.

$$[S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda+\text{E}\Lambda\text{B}}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\rightarrow\text{E}\Lambda\text{B}}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\leftarrow\text{E}\Lambda\text{B}}]$$

$$1280.5^{**} \quad 3.0298 \quad 7.0410$$

Τα ίδια αποτελέσματά μας δίνει και η στατιστική t, δηλαδή ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Ισπανία είναι μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0036	0.0027
α_{21}	-0.0248	0.0011
g_{12}	0.0176	0.1100
g_{21}	0.0825	0.0526

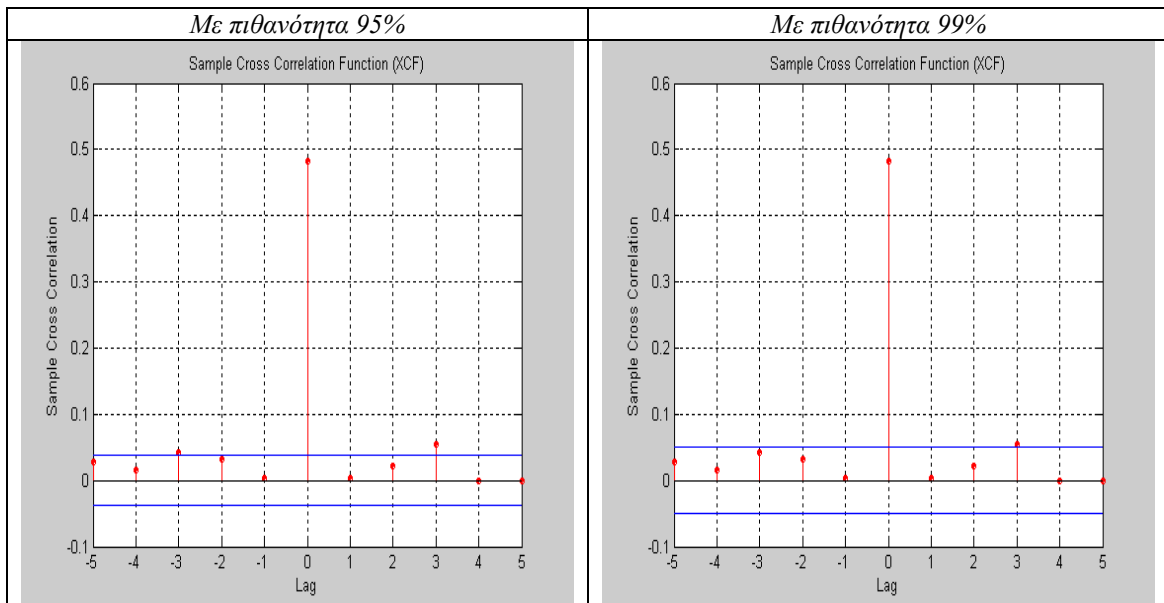
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν ισχύει causality in variance μεταξύ των δύο αγορών,

$$[S_{\Gamma\alpha\lambda\lambda+\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\alpha\lambda\lambda\rightarrow\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\alpha\lambda\lambda\leftarrow\text{ΙΣΠ}}]$$

$$631.9086^{**} \quad 10.3852 \quad 9.0864$$

Ωστόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης με πιθανότητα 95% , ενώ για πιθανότητα 99% η Ελβετία causes in variance την Γαλλία στο 3^ο lag,



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Αγγλία Granger causes in mean την Γαλλία.

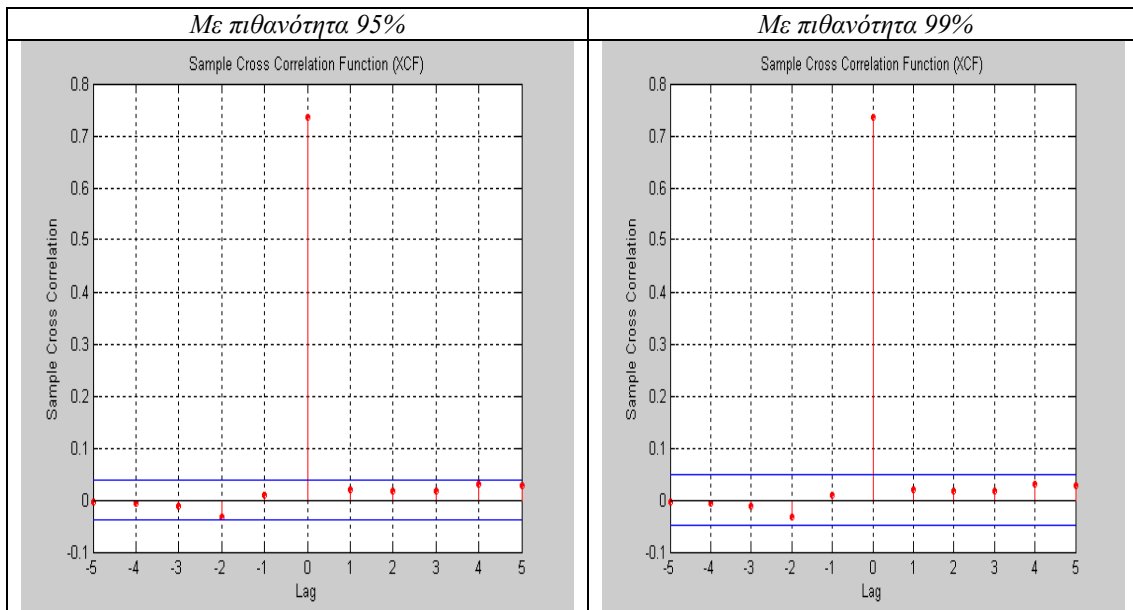
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών ,για πιθανότητα 95% και 99%.

$$[S_{\text{ΓΑΛΛ}+\text{ΑΓΓΛ}}, S_{\text{ΓΑΛΛ}\rightarrow\text{ΑΓΓΛ}}, S_{\text{ΓΑΛΛ}\leftarrow\text{ΑΓΓΛ}}]$$

$$1461.6^{**} \quad 3.7254 \quad 7.2725$$

Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t , δηλαδή ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Αγγλίας για πιθανότητα 95% και 99% .



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Αγγλία είναι μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0060	0.0000
α_{21}	-0.0186	0.0001
g_{12}	0.0131	0.0000
g_{21}	0.0995	0.0012

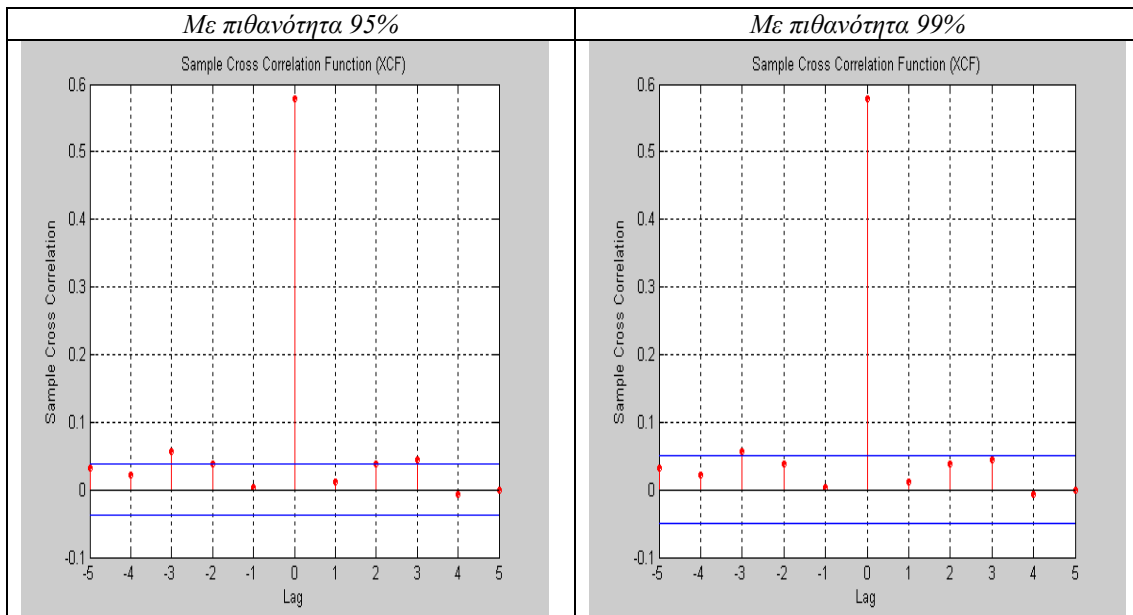
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Γαλλία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Αγγλία, ενώ παράλληλα ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}+\text{ΑΓΓΛΑ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}\rightarrow\text{ΑΓΓΛΑ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}\leftarrow\text{ΑΓΓΛΑ}}]$$

$$907.3054^{**} \quad 16.7676^{**} \quad 9.4198$$

Ωστόσο όπως βλέπουμε και από τα διαγράμματα με πιθανότητα 95% ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης, ενώ με πιθανότητα 99% η Γαλλία causes in variance την Αγγλία στο 3ο lag,



Causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ολλανδία Granger causes in mean την Γαλλία.

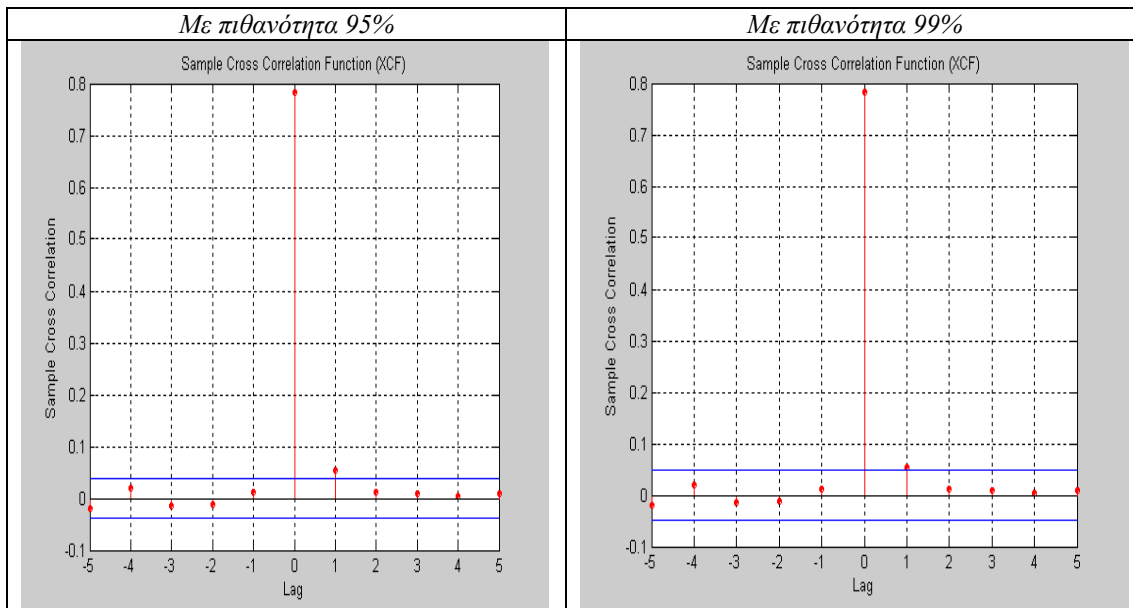
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99% :

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\leftarrow\text{ΟΛΛ}}]$$

$$1651.8^{**} \quad 3.1668 \quad 8.2341$$

Ωστόσο, ενώ τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι όντως ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%, η Ολλανδία causes την Γαλλία στο 1^ο lag με πιθανότητα 95% και 99%.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests δείχνουν ότι οι παράμετροι διάχυσης μεταβλητότητας από την Γαλλία στην Ολλανδία (g_{12} και α_{12}) είναι στατιστικά ασήμαντες, γι' αυτό και δεχόμαστε ότι μόνο η Ολλανδία causes in variance την Γαλλία. Μάλιστα η τιμή της παραμέτρου g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ολλανδία στην Γαλλία είναι αρκετά υψηλή.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0010	0.0000
α_{21}	-0.0227	0.0000
g_{12}	0.0050	0.0001
g_{21}	0.0934	0.0002

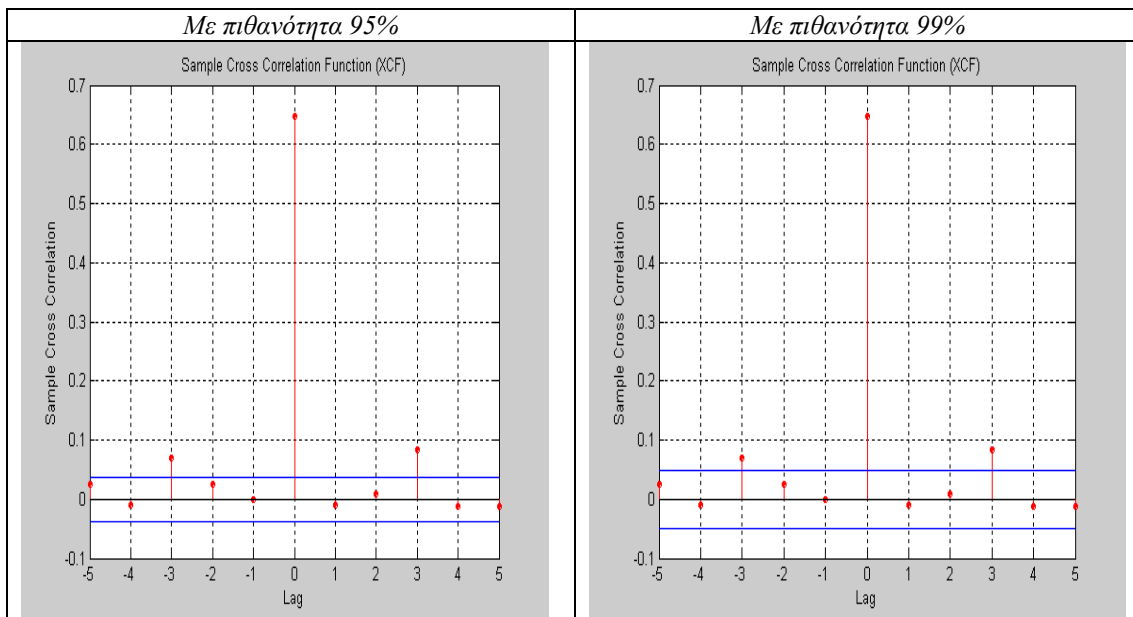
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ παράλληλα ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\leftrightarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛ}\leftarrow\text{ΟΛΛ}}]$$

$$1111.9^{**} \quad 15.8051^{**} \quad 17.8060^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν τα αποτελέσματα της στατιστικής t , όπως παρατηρούμε στα διαγράμματα.



Causality in mean μεταξύ Ιταλίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία Granger causes in mean την Ιταλία.

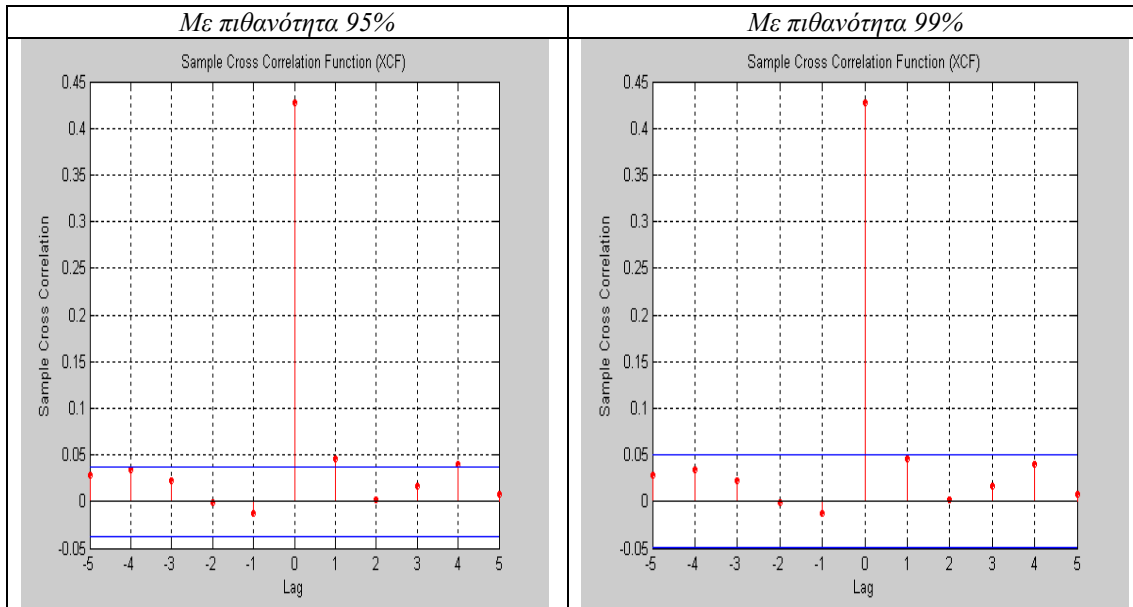
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%. Ωστόσο με πιθανότητα 90% η Πορτογαλία causes την Ιταλία.

[S_{ΙΤΑΛ+ΠΟΡΤ}, S_{ΙΤΑΛ→ΠΟΡΤ}, S_{ΙΤΑΛ←ΠΟΡΤ}]

496.6707** 7.6280 10.8716

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας οδηγούν στο ίδιο συμπέρασμα αφού η Πορτογαλία causes την Ιταλία στο 1^ο και 4^ο lag με πιθανότητα 95%.



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Πορτογαλία είναι μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ‘volatility surprise’

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0040	0.0000
α_{21}	-0.0252	0.0002
g_{12}	0.0163	0.0004
g_{21}	0.1035	0.0022

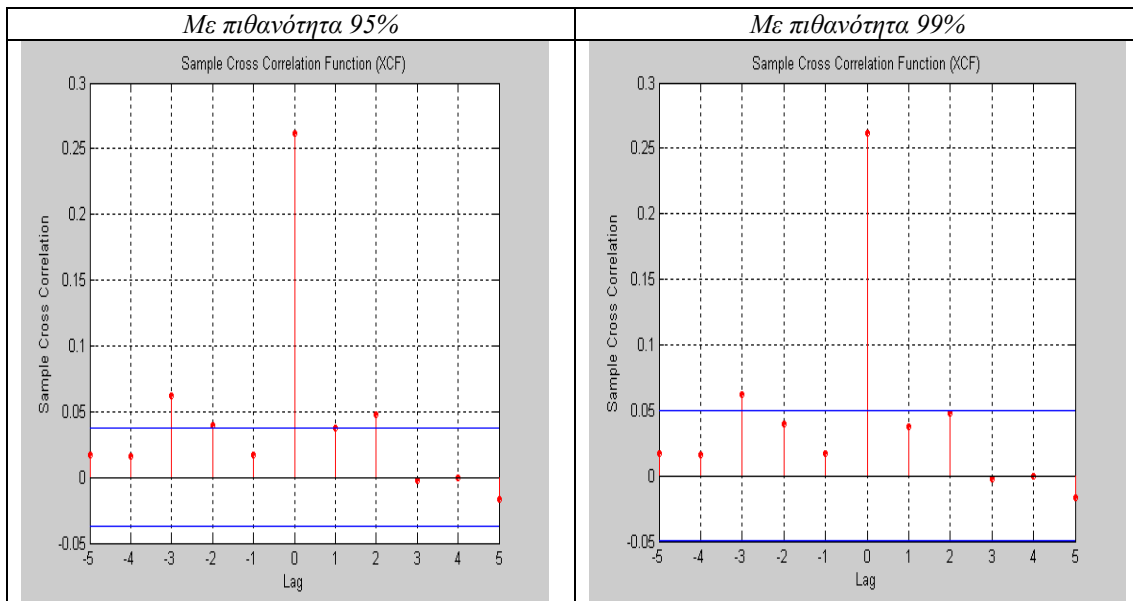
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ιταλία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Πορτογαλία, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

[S_{ΙΤΑΛ+ΠΟΡΤ}, S_{ΙΤΑΛ→ΠΟΡΤ}, S_{ΙΤΑΛ←ΠΟΡΤ}]

185.8557** 17.4212** 10.0573

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι με πιθανότητα 95% ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης, ενώ με πιθανότητα 99% η Ιταλία causes in variance την Πορτογαλία,



Causality in mean μεταξύ Ιταλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

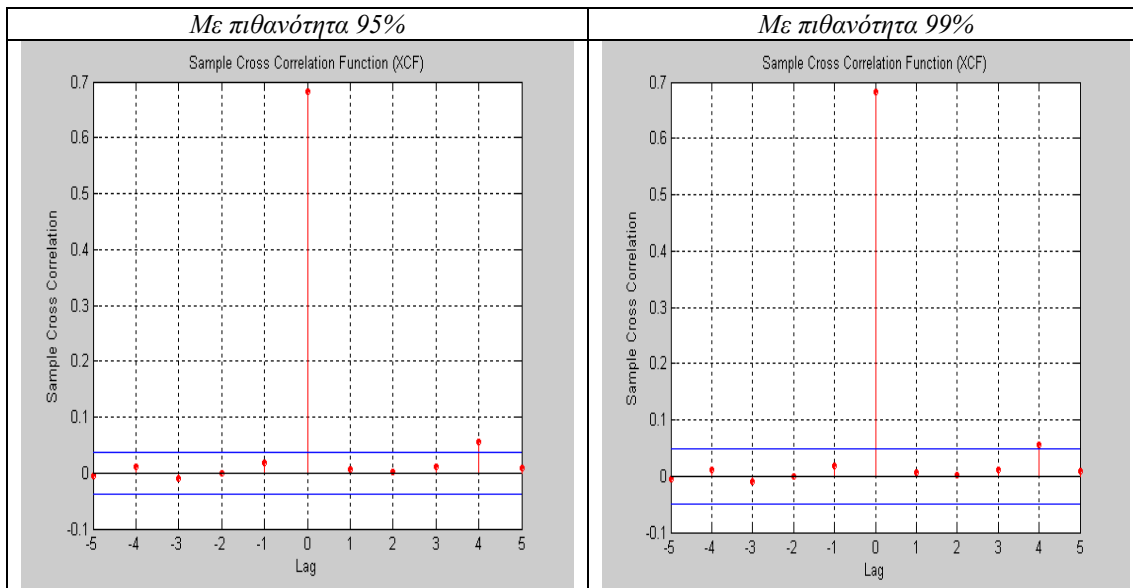
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%.

[$S_{IT\leftrightarrow ES}$, $S_{IT\rightarrow ES}$, $S_{IT\leftarrow ES}$]

1259.8** 1.4589 8.7005

Τα ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t , με τη διαφορά ότι η Ισπανία causes την Ιταλία στο 4^ο lag με πιθανότητα 95% και 99% .



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests δείχνουν ότι οι παράμετροι διάχυσης μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Ισπανία (g_{12} και α_{12}) είναι στατιστικά ασήμαντες, γι' αυτό και δεχόμαστε ότι μόνο η Ισπανία causes in variance την Ιταλία. Μάλιστα η τιμή της παραμέτρου g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Ιταλία είναι αρκετά υψηλή.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0034	1.3426
α_{21}	-0.0256	3.0179
g_{12}	-0.0169	46.0890
g_{21}	0.0978	58.8796

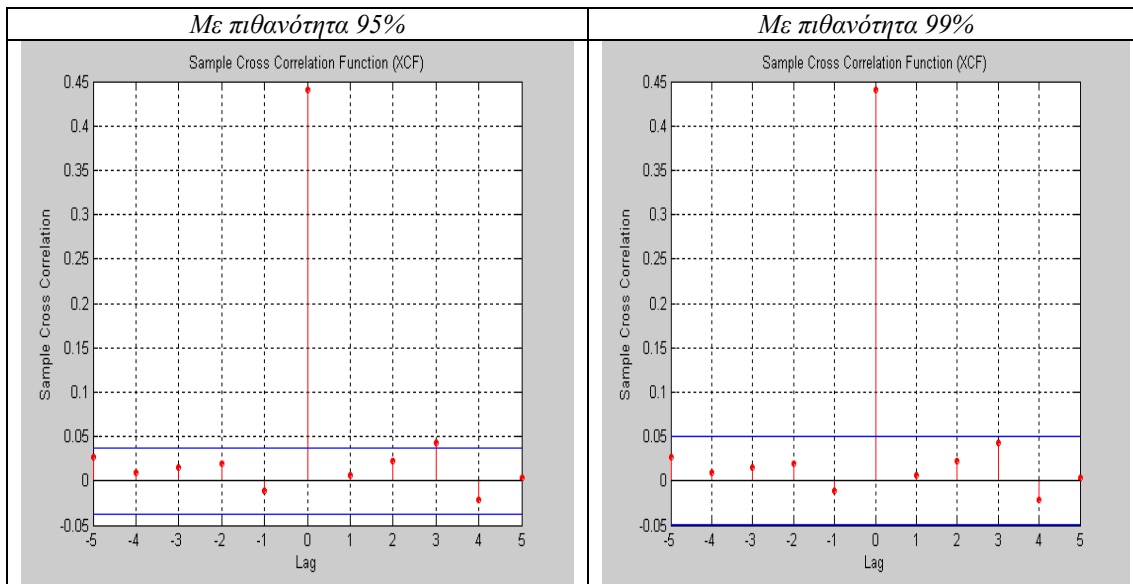
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει causality in variance μεταξύ των δύο αγορών, μόνο ταυτόχρονο causality in variance,

[S_{ΙΤΑΛ}+ΙΣΠ, S_{ΙΤΑΛ}→ΙΣΠ, S_{ΙΤΑΛ}←ΙΣΠ]

523.9527** 4.0741 7.6783

Ωστόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι η Ισπανία causes in variance την Ιταλία με πιθανότητα 95%,



Causality in mean μεταξύ Ιταλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

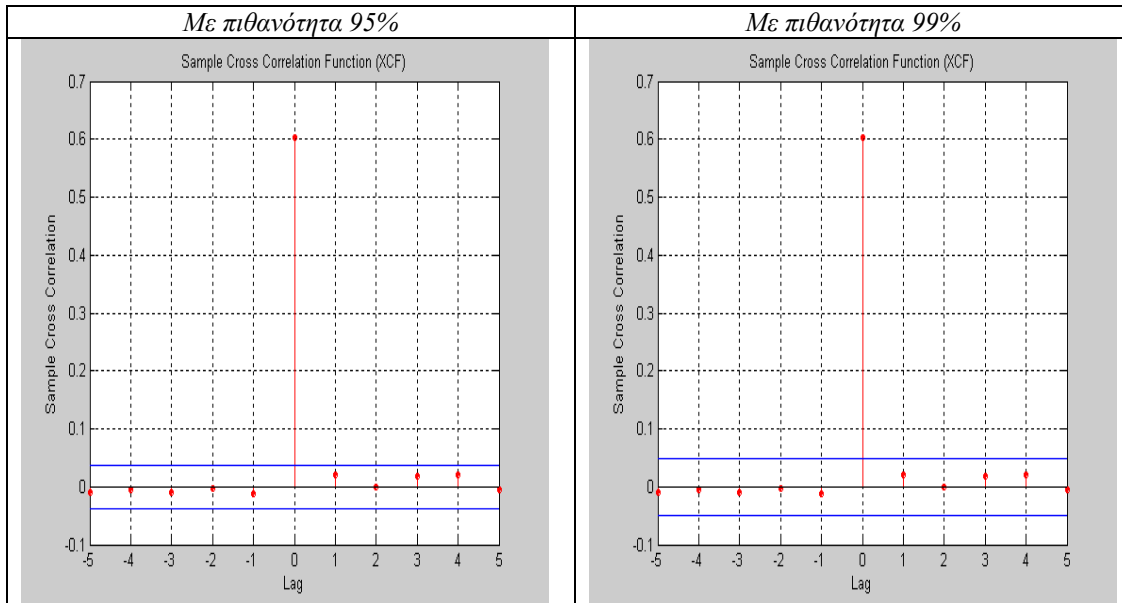
2^η μεθοδολογία:

Παρατηρούμε ότι η στατιστική S μας δείχνει ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%

$$[S_{ITAA+EAB}, S_{ITAA \rightarrow EAB}, S_{ITAA \leftarrow EAB}]$$

$$986.2263^{**} \quad 0.9654 \quad 3.1888$$

Η στατιστική t μας δείχνει επίσης ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Ελβετία είναι μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0016	0.0000
α_{21}	-0.0236	0.0001
g_{12}	0.0256	0.0005
g_{21}	0.0618	0.0011

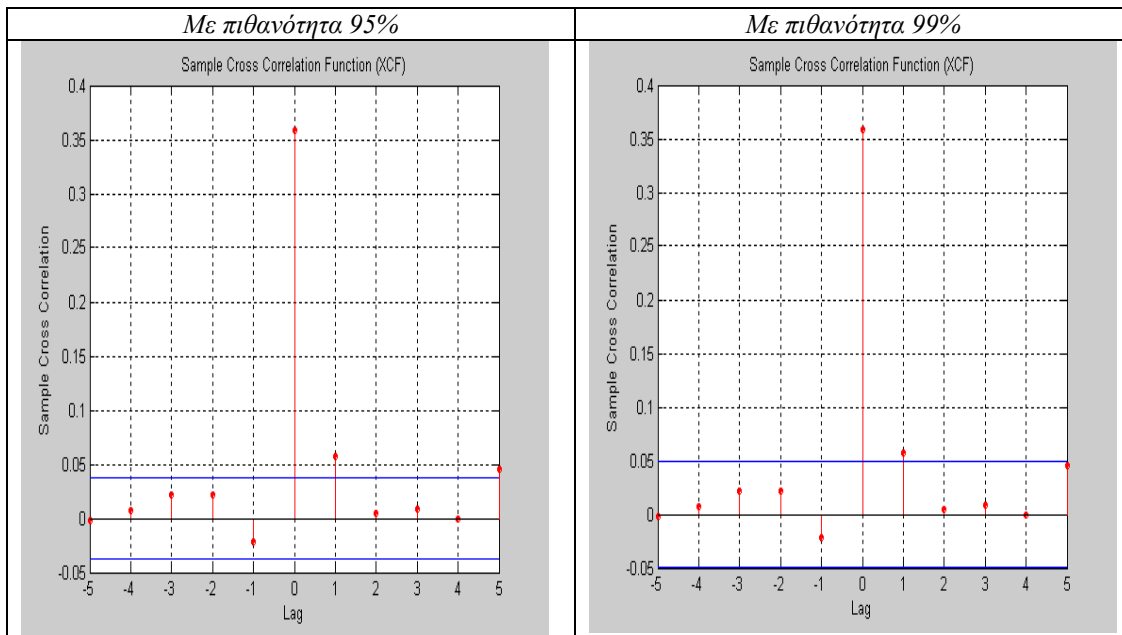
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας υποδεικνύουν ότι η Ελβετία causes in variance την Ιταλία με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$$[S_{ITAA+EAB}, S_{ITAA \rightarrow EAB}, S_{ITAA \leftarrow EAB}]$$

$$348.6913^{**} \quad 3.8917 \quad 14.4565^*$$

Η στατιστική t μας δείχνει ότι η Ελβετία causes in variance την Ιταλία με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag,



Causality in mean μεταξύ Ιταλίας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

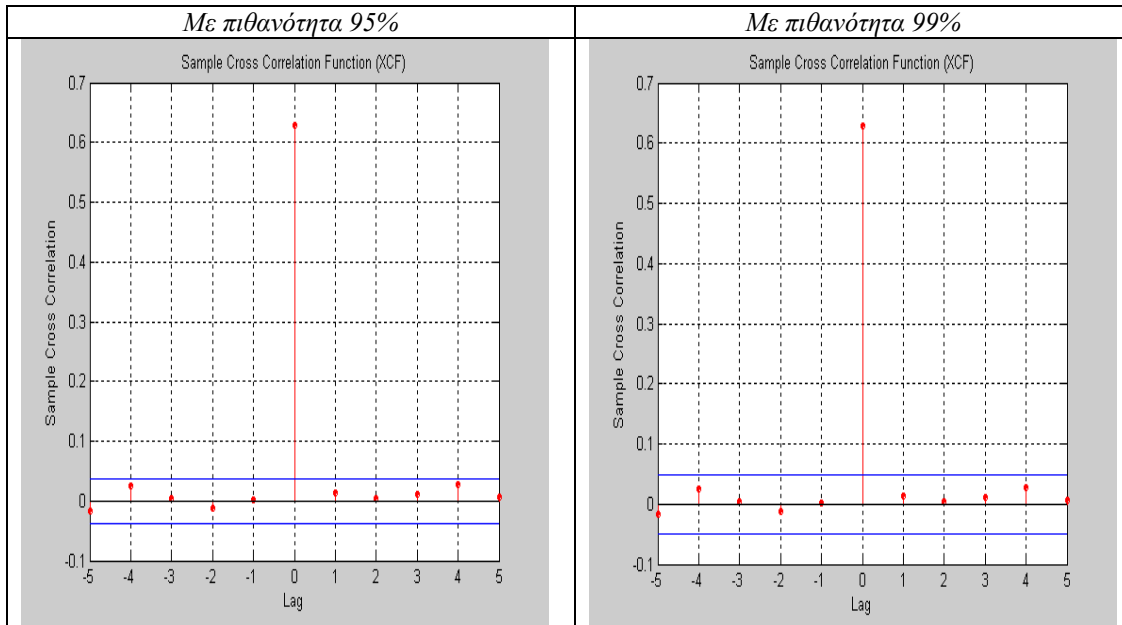
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%.

$$[S_{ΙΤΑΛ+ΑΓΓ}, S_{ΙΤΑΛ \rightarrow ΑΓΓ}, S_{ΙΤΑΛ \leftarrow ΑΓΓ}]$$

$$1069.4^{**} \quad 2.8913 \quad 3.1642$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t όπως φαίνεται και στα διαγράμματα



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Αγγλία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

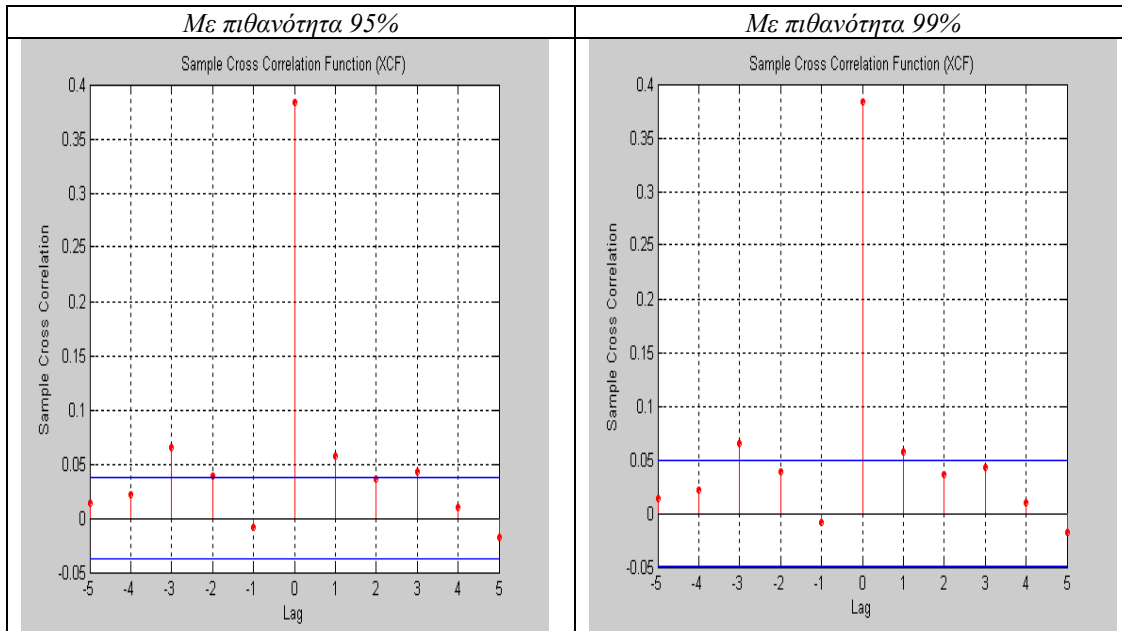
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0072	0.0000
α_{21}	-0.0041	0.0000
g_{12}	0.0322	0.0004
g_{21}	0.0059	0.0000

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης με πιθανότητα 95% και 99%,

[$S_{ITAA \rightarrow AΓΓ}$, $S_{ITAA \leftarrow AΓΓ}$, $S_{ITAA \leftrightarrow AΓΓ}$]

397.6292** 17.4787** 18.4883**



Causality in mean μεταξύ Ιταλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

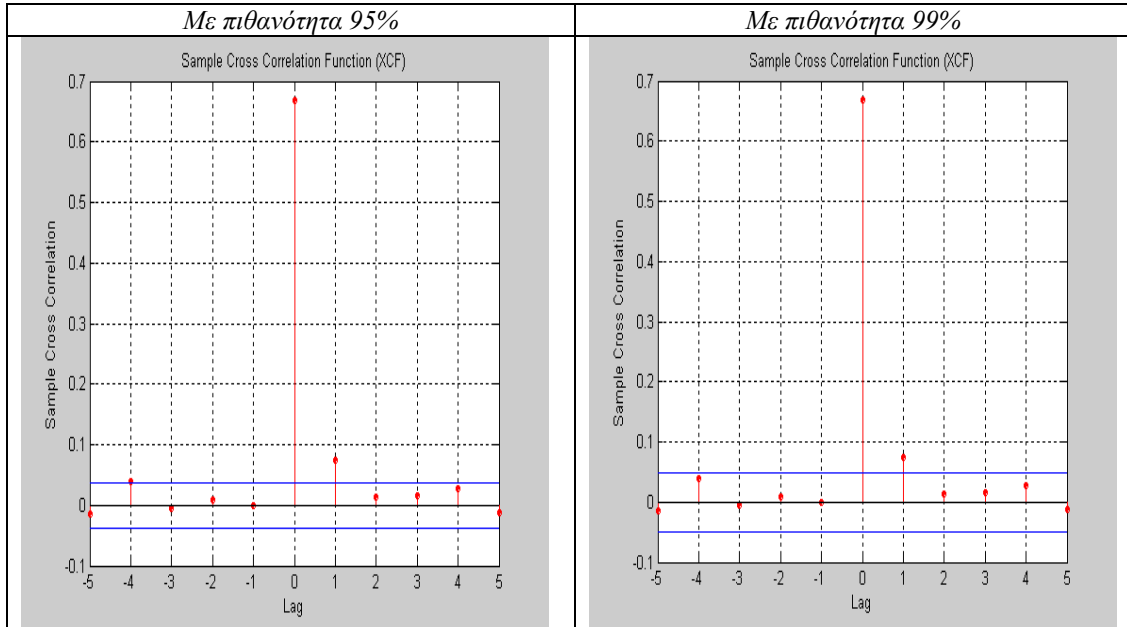
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ολλανδία causes την Ιταλία στο μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει και ταυτόχρονο causality in mean:

[S _{ΙΤΑΛ+ΟΛΛ} , S _{ΙΤΑΛ→ΟΛΛ} , S _{ΙΤΑΛ←ΟΛΛ}]
1208.7** 4.7503 18.5235**

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι η Ιταλία causes την Ολλανδία με πιθανότητα 95% στο 4^ο lag ενώ η Ολλανδία causes την Ιταλία στο μέσο με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag. Επιπρόσθετα ισχύει ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99%.



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Ιταλίας. Το νέο μοντέλο της Ιταλίας δεν είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα επιδεικνύουν αυτοσυσχέτιση. Προσθέτω έναν επιπλέον GARCH όρο στην εξίσωση της διακύμανσης και το νέο μοντέλο είναι:

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + \phi_6 r_{t-6} + \phi_7 r_{t-7} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + g_2 \sigma_{t-2}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ολλανδίας αντίστοιχα.

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Ολλανδίας. Ωστόσο το νέο μοντέλο της Ολλανδίας είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν επιδεικνύουν αυτοσυσχέτιση.

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

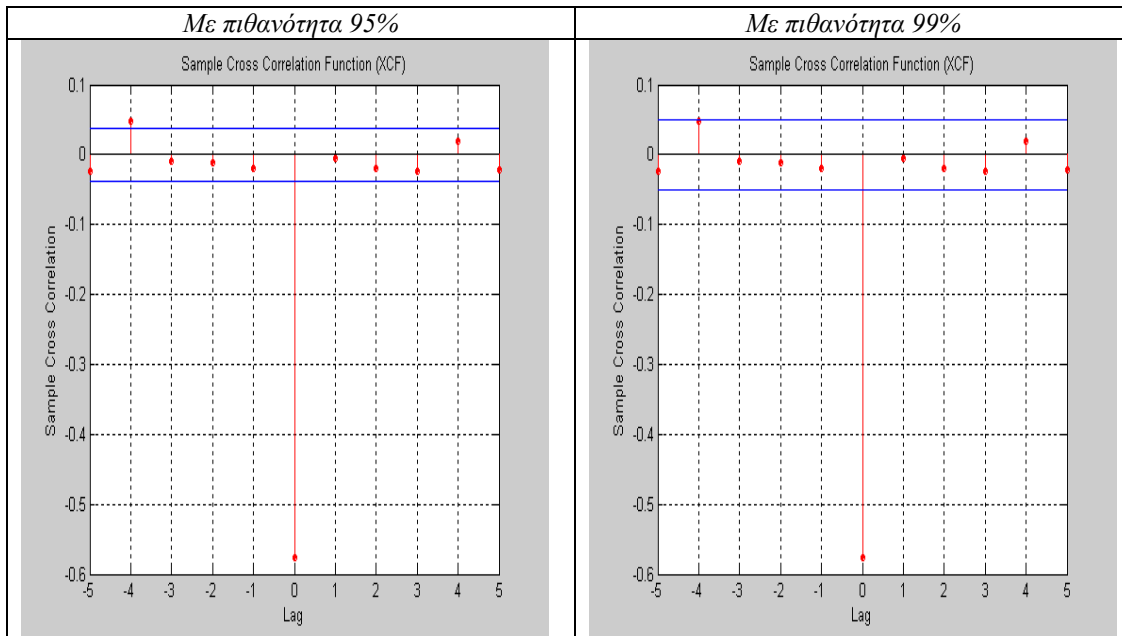
όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ιταλίας αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 90% , 95% και 99%, ωστόσο ισχύει ταυτόχρονο causality in mean .

[$S_{IT\Delta\Delta\leftarrow O\Delta\Delta}$, $S_{IT\Delta\Delta\rightarrow O\Delta\Delta}$, $S_{IT\Delta\Delta\leftarrow O\Delta\Delta}$]

888.6566** 9.3789 4.7510

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t.



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Ολλανδία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

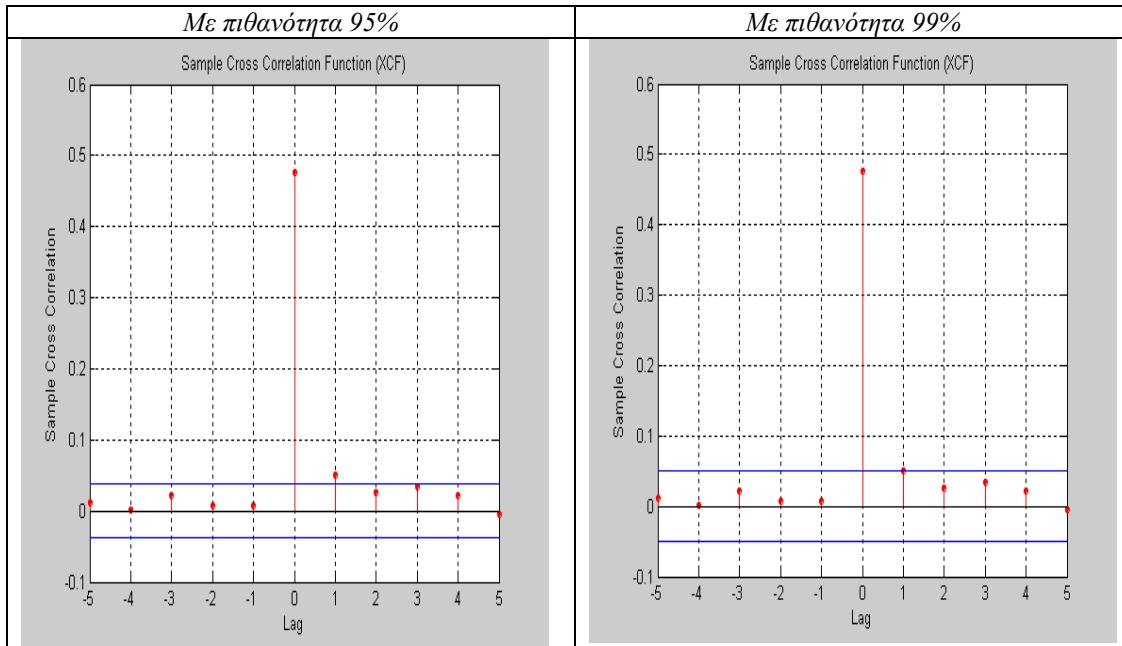
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0010	0.0000
α_{21}	-0.0105	0.0001
g_{12}	0.0112	0.0002
g_{21}	0.0367	0.0007

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η Ολλανδία causes in variance την Ιταλία μόνο με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance

[S_{ΙΤΑΛ+ΟΛΛ}, S_{ΙΤΑΛ→ΟΛΛ}, S_{ΙΤΑΛ←ΟΛΛ}]

611.6531** 2.0699 14.3256*



Causality in mean μεταξύ Ελβετίας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Αγγλία Granger causes in mean την Ελβετία.

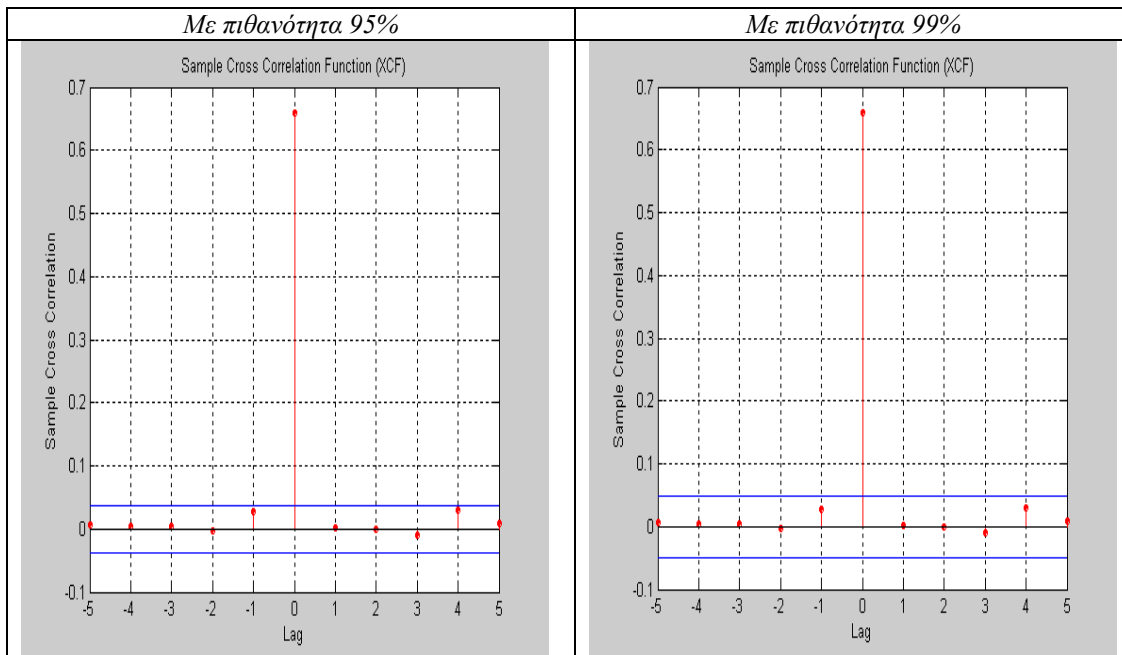
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%, ωστόσο ισχύει ταυτόχρονο causality in mean .

[S_{ΕΑΒ+ΑΓΓ}, S_{ΕΑΒ→ΑΓΓ}, S_{ΕΑΒ←ΑΓΓ}]

1178.7** 2.4334 2.7894

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t.



Causality in variance μεταξύ Ελβετίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ελβετία στην Αγγλία είναι πολύ μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

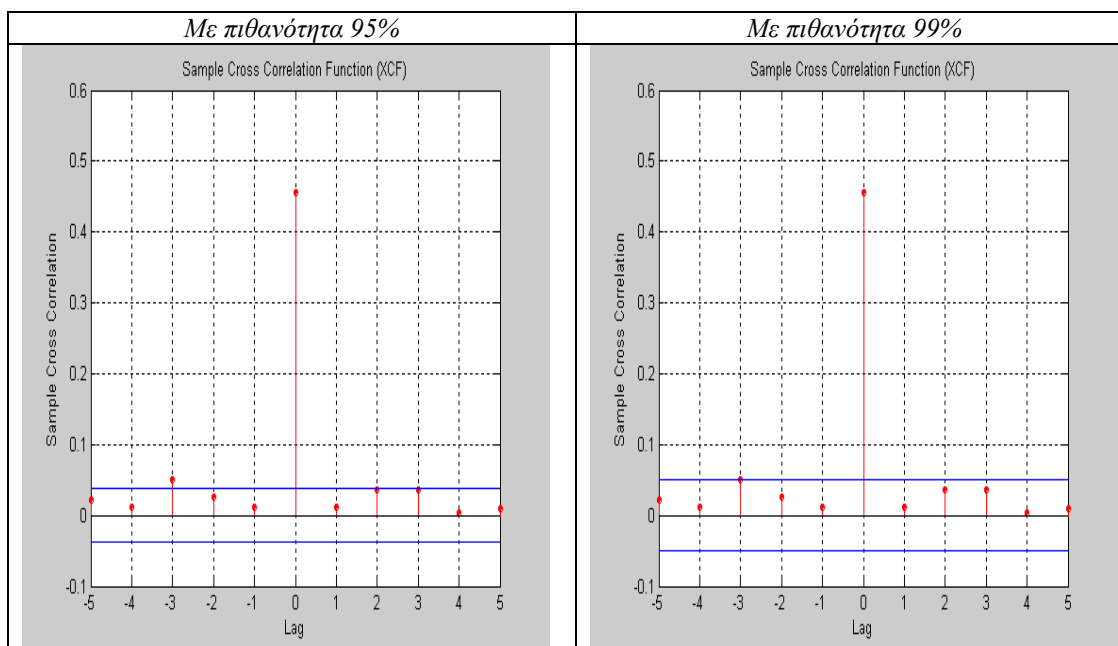
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0203	0.0001
α_{21}	-0.0103	0.0000
g_{12}	0.0529	0.0007
g_{21}	0.0802	0.0012

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν ισχύει causality in variance (μόνο με πιθανότητα 95% η στατιστική t υποδεικνύει ότι η Ελβετία causes in variance την Αγγλία στο 3^ο lag),

[$S_{EAB+AIT}$, $S_{EAB \rightarrow AIT}$, $S_{EAB \leftarrow AIT}$]

562.6724** 10.3775 7.5917



Causality in mean μεταξύ Ελβετίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

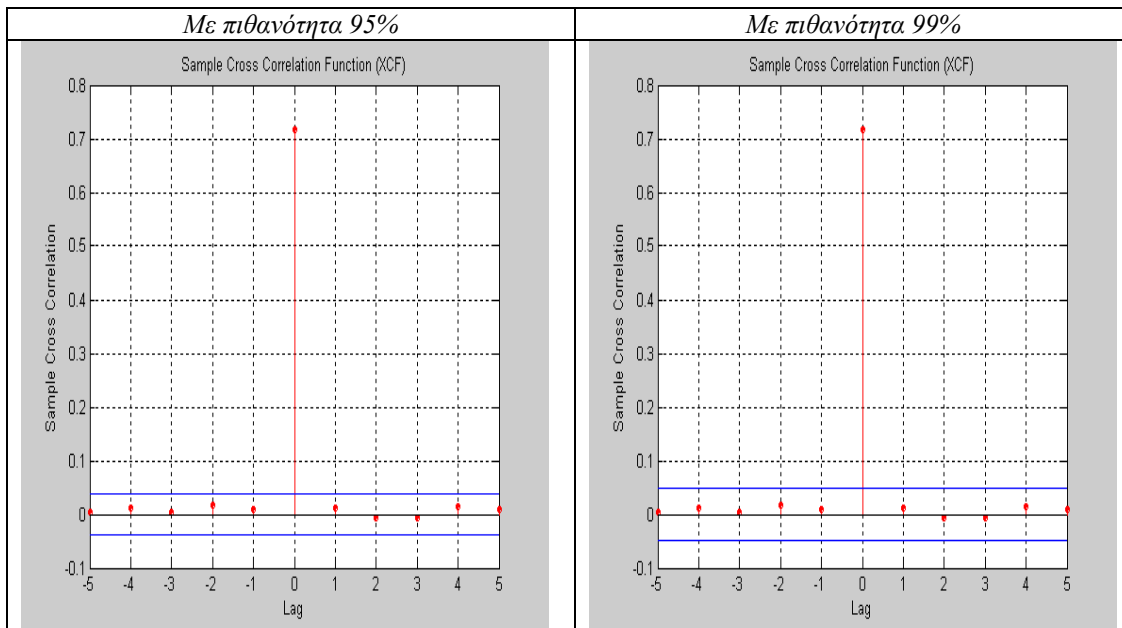
2^η μεθοδολογία:

Η στατιστική S μας δείχνει ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

[$S_{EAB+OAA}$, $S_{EAB \rightarrow OAA}$, $S_{EAB \leftarrow OAA}$]

1391.8** 1.8277 1.3280

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγεί και η στατιστική t



Causality in variance μεταξύ Ελβετίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ελβετία στην Ολλανδία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ‘volatility surprise’

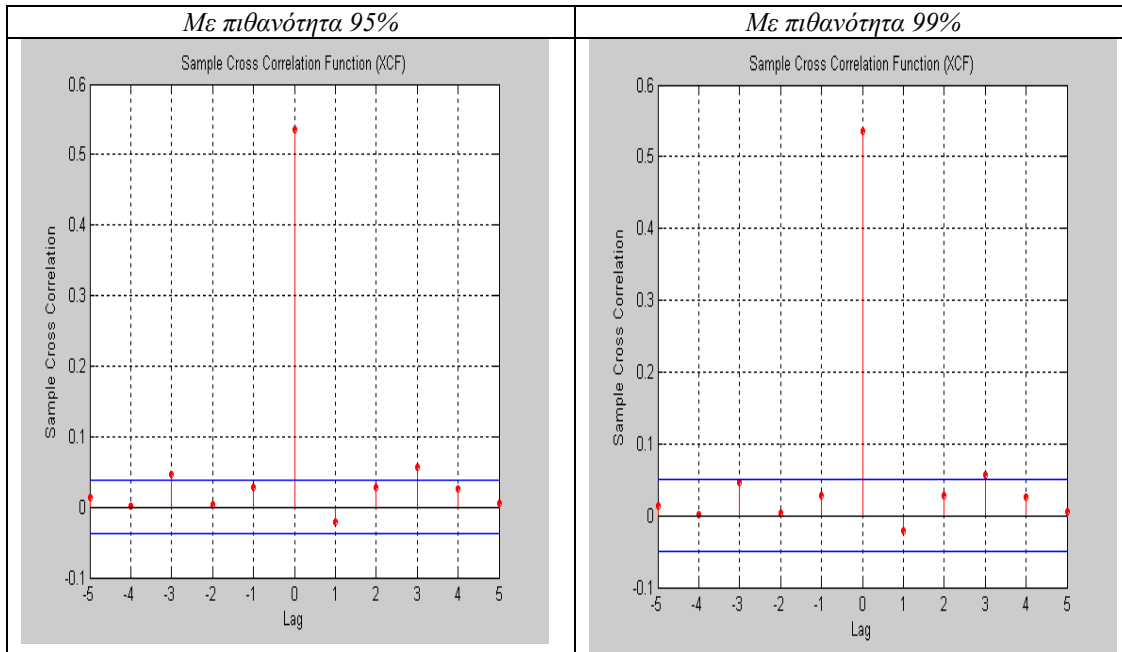
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0257	0.0001
α_{21}	-0.0066	0.0000
g_{12}	0.0900	0.0013
g_{21}	0.0336	0.0006

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ολλανδία causes in variance την Ελβετία με πιθανότητα 95%

$[S_{EAB+OAA}, S_{EAB \rightarrow OAA}, S_{EAB \leftarrow OAA}]$

771.0989** 7.9765 10.3314



Causality in mean μεταξύ Πορτογαλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 4 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

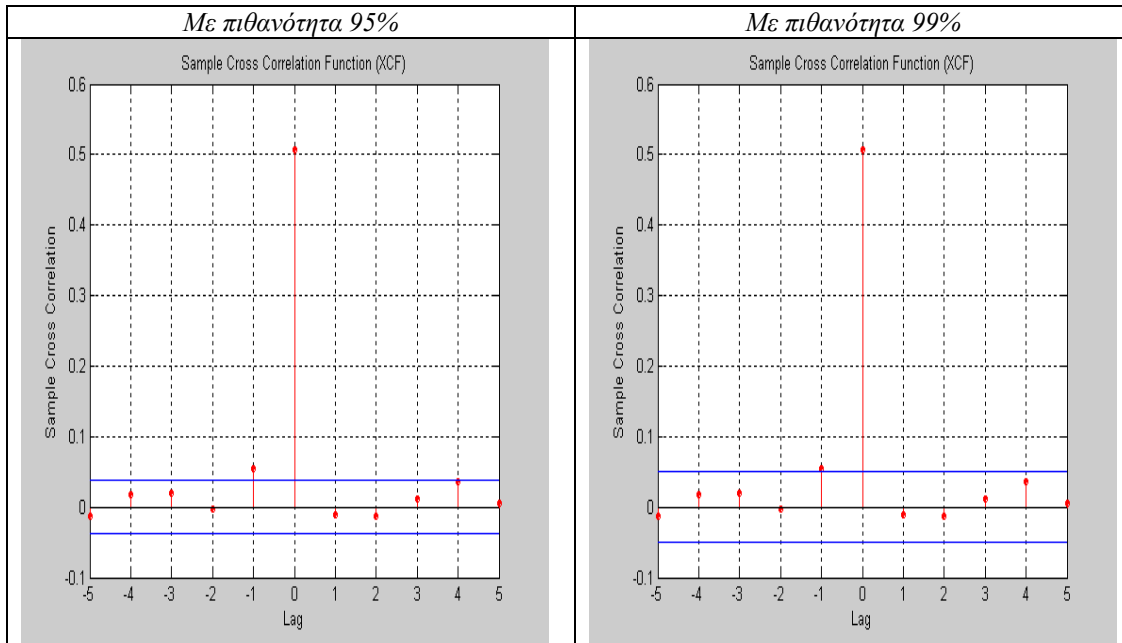
2^η μεθοδολογία:

Η στατιστική S μας δείχνει ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών, ενώ με πιθανότητα 90% η Πορτογαλία causes στο μέσο την Ισπανία

[S_{ΠΟΡΤ+ΙΣΠ}, S_{ΠΟΡΤ→ΙΣΠ}, S_{ΠΟΡΤ←ΙΣΠ}]

696.0179** 10.6622 5.0305

Η στατιστική t μας δείχνει ότι η Πορτογαλία causes στο μέσο την Ισπανία με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ παράλληλα ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Ισπανία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

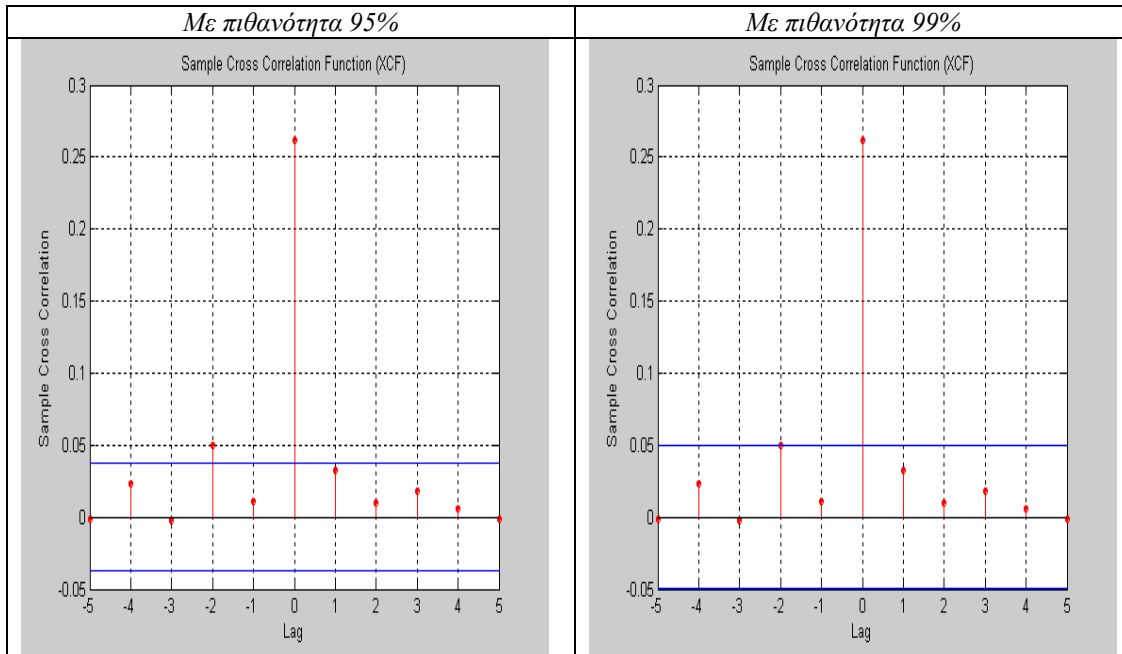
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0011	0.0002
α_{21}	-0.0126	0.0001
g_{12}	0.0848	0.0015
g_{21}	0.0456	0.0006

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει causality in variance μεταξύ των δύο αγορών

[$S_{\text{ΠΟΡΤ} \rightarrow \text{ΙΣΠ}}$, $S_{\text{ΠΟΡΤ} \rightarrow \text{ΙΣΠ}}$, $S_{\text{ΠΟΡΤ} \leftarrow \text{ΙΣΠ}}$]

185.8601** 8.4619 4.0337



Causality in mean μεταξύ Πορτογαλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

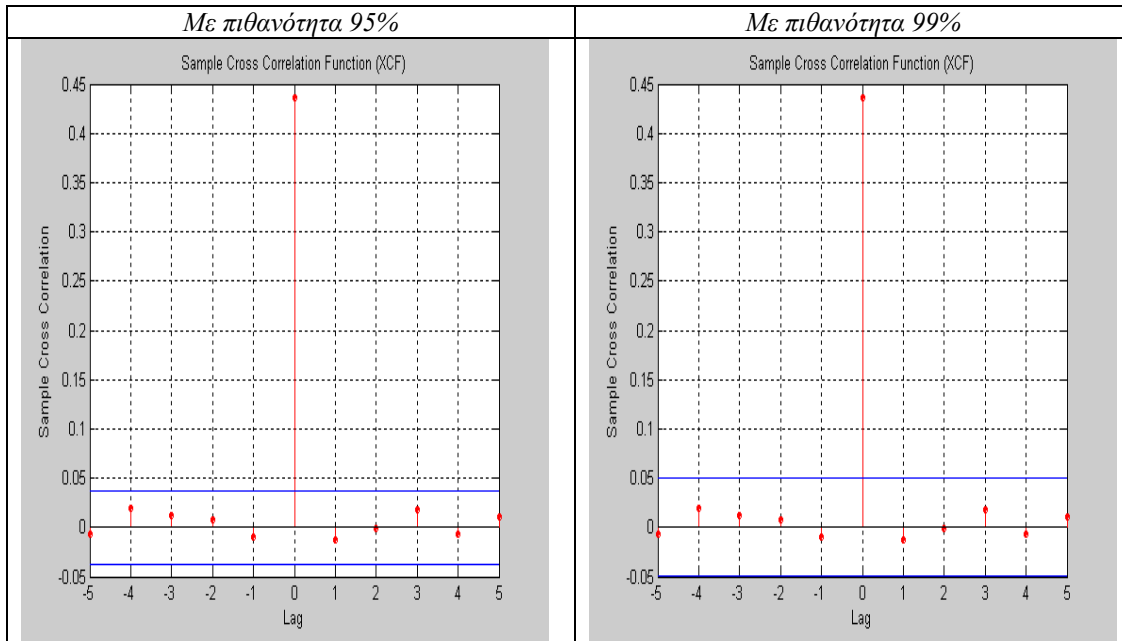
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα των στατιστικών S και t μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

[S_{ΠΟΡΤ+ΕΛΒ}, S_{ΠΟΡΤ→ΕΛΒ} , S_{ΠΟΡΤ←ΕΛΒ}]

513.9209** 1.9886 1.7405



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Ελβετία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0130	0.0000
α_{21}	-0.0132	0.0001
g_{12}	0.0732	0.0007
g_{21}	0.0369	0.0006

2^η μεθοδολογία:

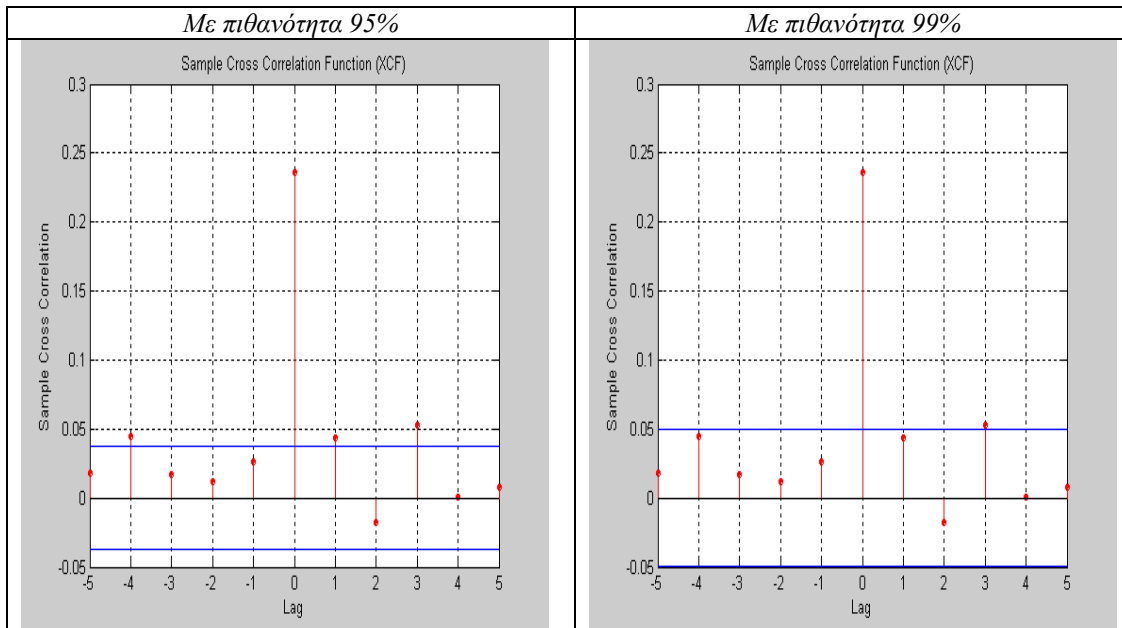
Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελβετία causes in variance την Πορτογαλία με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονα causality in variance,

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

[$S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{EAB}}$, $S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{EAB}}$, $S_{\text{SPORT} \leftarrow \text{EAB}}$]

151.1430** 9.2607 13.6043*

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης μόνο με πιθανότητα 95%, ενώ η Ελβετία causes in variance την Πορτογαλία με πιθανότητα 99% στο 3^ο lag,



Causality in mean μεταξύ Πορτογαλίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

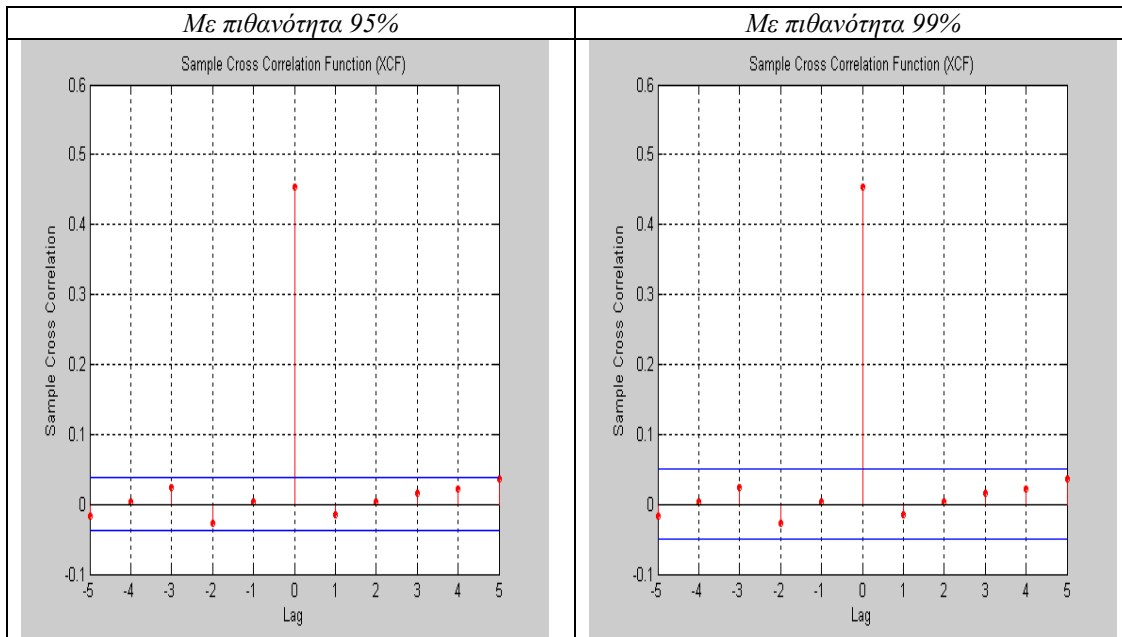
Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία Granger causes in mean την Αγγλία.

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα των στατιστικών S και t μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

[$S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΑΓΓ}}$, $S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΑΓΓ}}$, $S_{\text{SPORT} \leftarrow \text{ΑΓΓ}}$]

555.3667** 4.5778 6.0461



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Αγγλία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

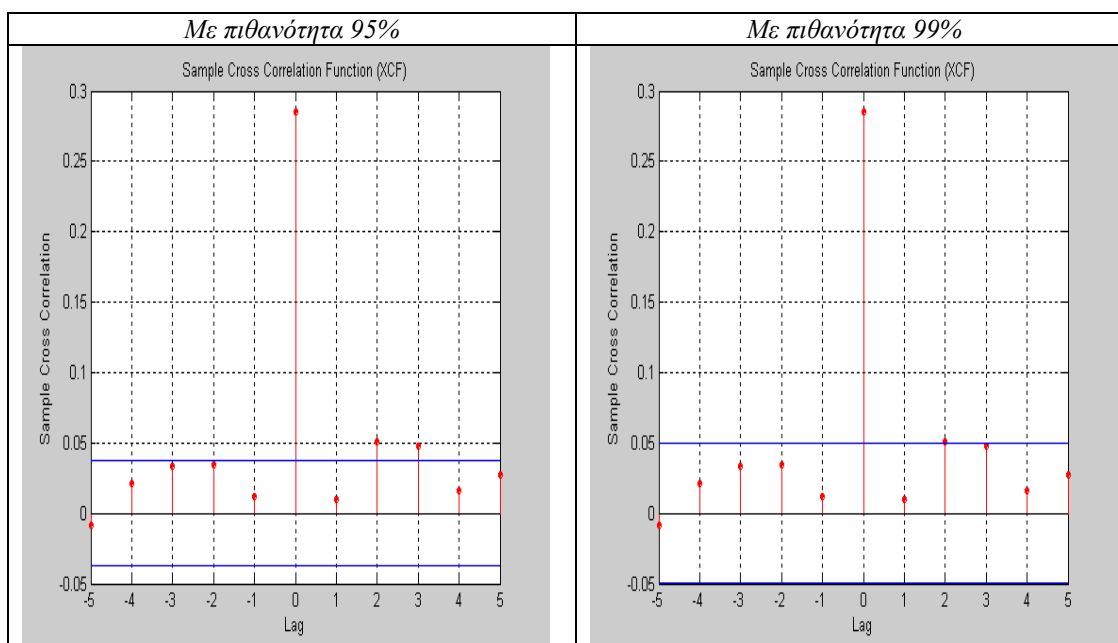
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0159	0.0015
α_{21}	-0.0072	0.0006
g_{12}	0.0714	0.0116
g_{21}	0.0340	0.0061

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Αγγλία causes in variance την Πορτογαλία με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

[$S_{\text{SPORT}+\text{ΑΓΓ}}$, $S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΑΓΓ}}$, $S_{\text{SPORT} \leftarrow \text{ΑΓΓ}}$]

220.1002** 8.0368 15.9074**



Causality in mean μεταξύ Πορτογαλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

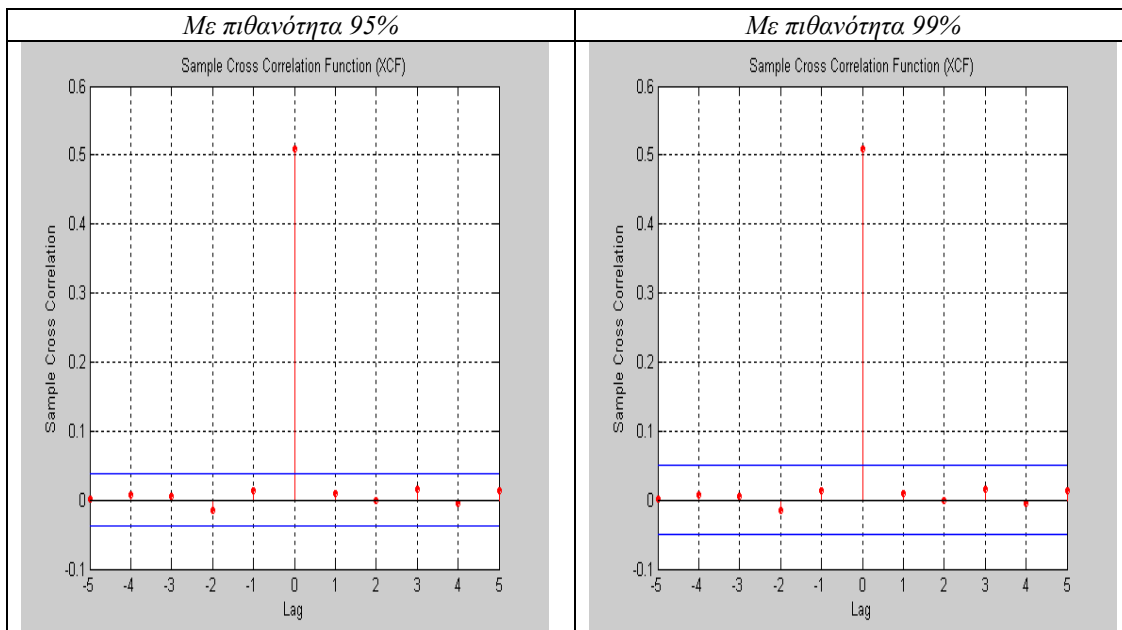
Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα των στατιστικών S και t μας υποδεικνύουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

[$S_{\text{SPORT}+\text{ΟΑΛ}}$, $S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΟΑΛ}}$, $S_{\text{SPORT} \leftarrow \text{ΟΑΛ}}$]

700.9015** 0.9706 1.3243



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Ολλανδία είναι πολύ μεγαλύτερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής που είναι θετική. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0100	0.0003
α_{21}	-0.0052	0.0000
g_{12}	0.0757	0.0021
g_{21}	0.0148	0.0001

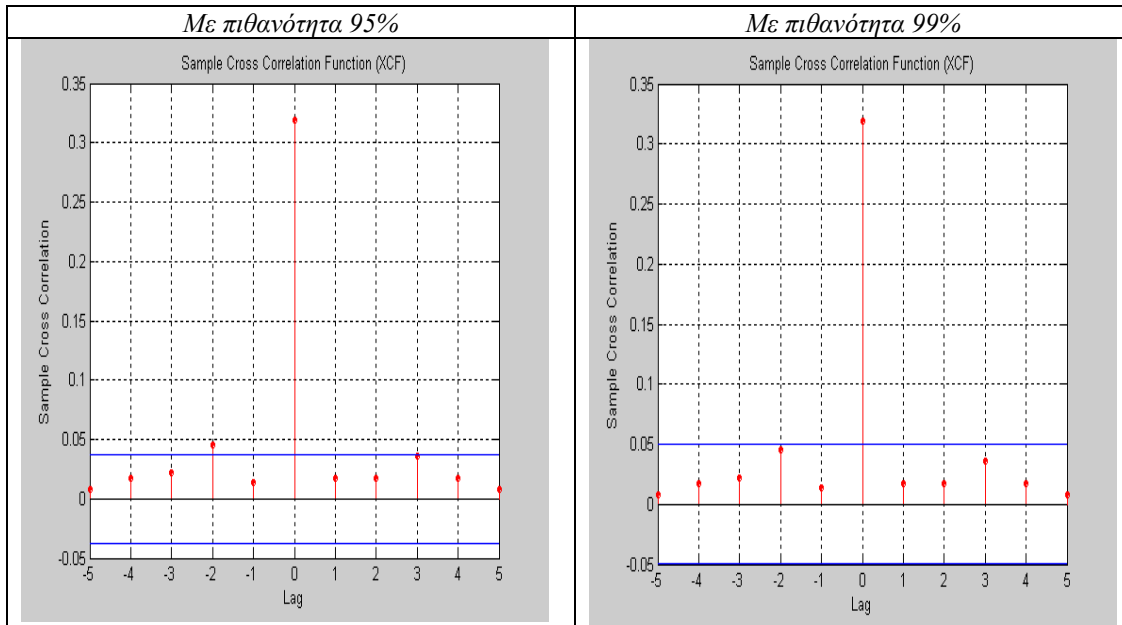
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$[S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΟΑΛ}}, S_{\text{SPORT} \rightarrow \text{ΟΑΛ}}, S_{\text{SPORT} \leftarrow \text{ΟΑΛ}}]$

271.5146** 7.2405 5.9596

Ωστόσο, με βάση τη στατιστική t η Πορτογαλία causes in variance την Ολλανδία με πιθανότητα 95% στο 2^ο lag,



Causality in mean μεταξύ Μ. Βρετανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

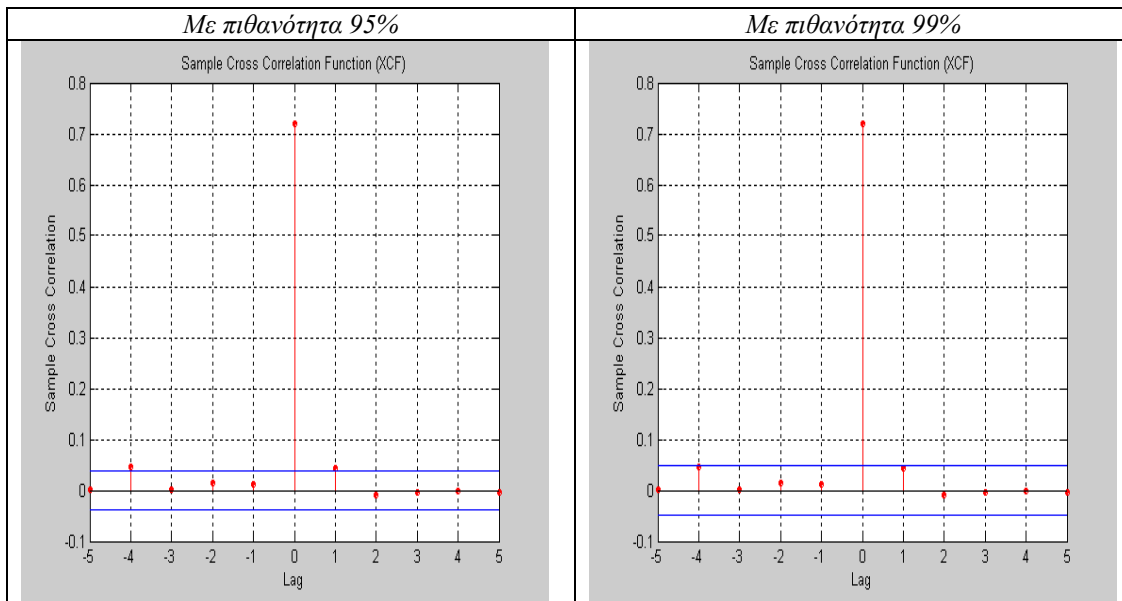
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in mean,

$[S_{\text{ΑΙΓΓ} \rightarrow \text{ΟΑΛ}}, S_{\text{ΑΙΓΓ} \rightarrow \text{ΟΑΛ}}, S_{\text{ΑΙΓΓ} \leftarrow \text{ΟΑΛ}}]$

1398.9** 6.4849 5.1264

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι η Ολλανδία causes στο μέσο την Αγγλία με πιθανότητα 95% στο 1^ο lag, η Αγγλία causes στο μέσο την Ιρλανδία με πιθανότητα 95% στο 4^ο lag, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.



Causality in variance μεταξύ Μ. Βρετανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Αγγλία στην Ολλανδία είναι πολύ μικρότερη σε σχέση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

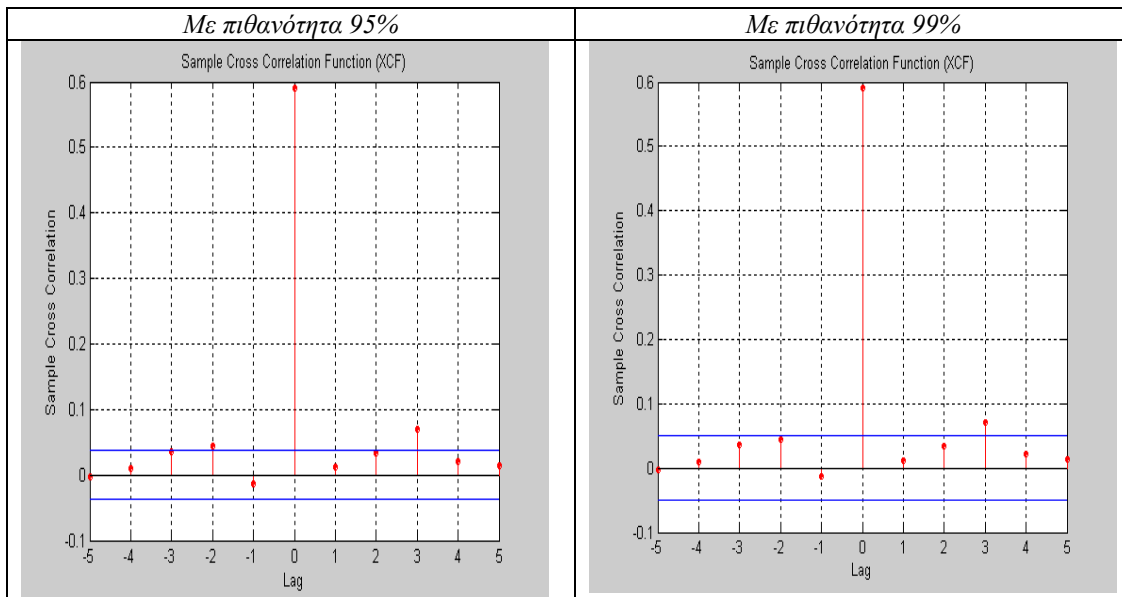
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0002	0.0010
α_{21}	-0.0189	0.0001
g_{12}	0.0292	0.0183
g_{21}	0.0688	0.0014

2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ολλανδία causes in variance την Αγγλία με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει και ταυτόχρονο causality in variance

$$[S_{\Delta I \Gamma \rightarrow O \Lambda \Lambda}, S_{\Delta I \Gamma \rightarrow O \Lambda \Lambda}, S_{\Delta I \Gamma \leftarrow O \Lambda \Lambda}]$$

$$942.5555^{**} \quad 9.6164 \quad 18.5388^{**}$$



Causality in mean μεταξύ Ισπανίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

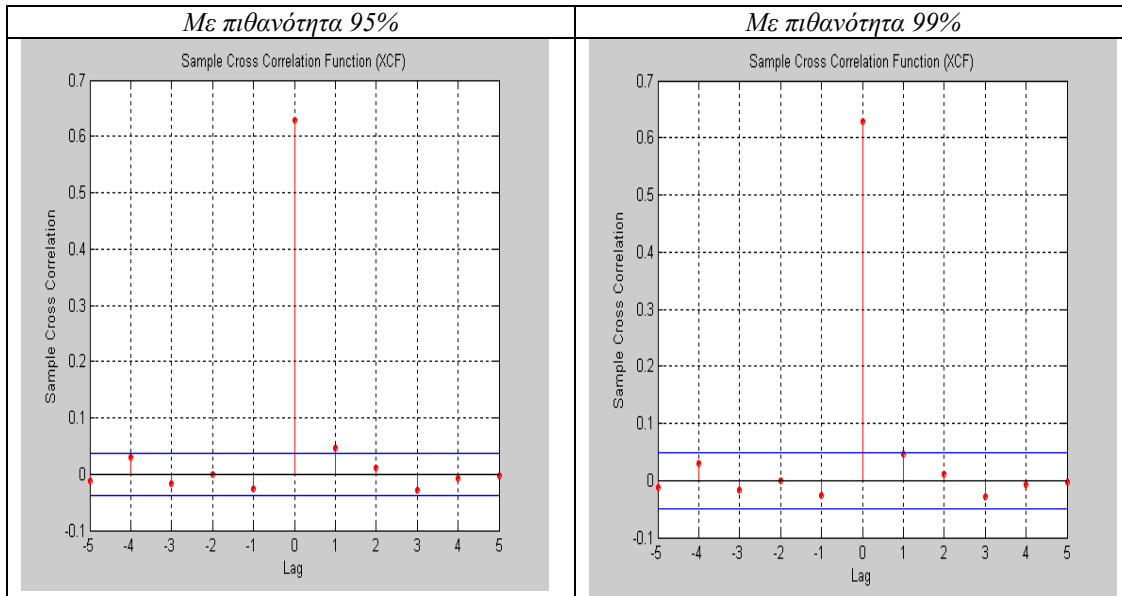
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

[S_{ΣΠ+ΕΛΒ}, S_{ΣΠ→ΕΛΒ} , S_{ΣΠ←ΕΛΒ}]

1070.8** 5.7028 8.2995

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι η Ελβετία causes στο μέσο την Ισπανία με πιθανότητα 95% στο 1^ο lag ,ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.



Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Ελβετία είναι σχεδόν ίση με τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ‘volatility surprise’

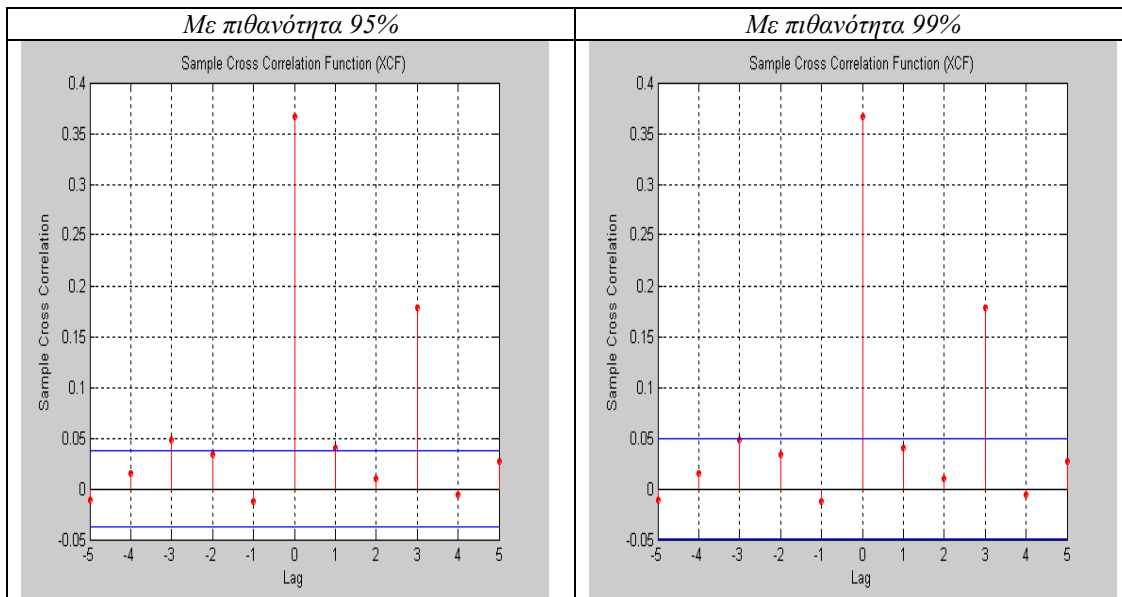
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0062	0.0001
α_{21}	-0.0171	0.0009
g_{12}	0.0492	0.0007
g_{21}	0.0476	0.0062

2^η μεθοδολογία:

Παρατηρούμε ότι η Ελβετία causes in variance την Ισπανία με πιθανότητα 95% και 99%,

$$[S_{\Sigma\Pi \leftarrow EAB}, S_{\Sigma\Pi \rightarrow EAB}, S_{\Sigma\Pi \leftarrow EAB}]$$

$$362.3628^{**} \quad 10.6085 \quad 92.0638^{**}$$



Causality in mean μεταξύ Ισπανίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι δεν ισχύει Granger causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

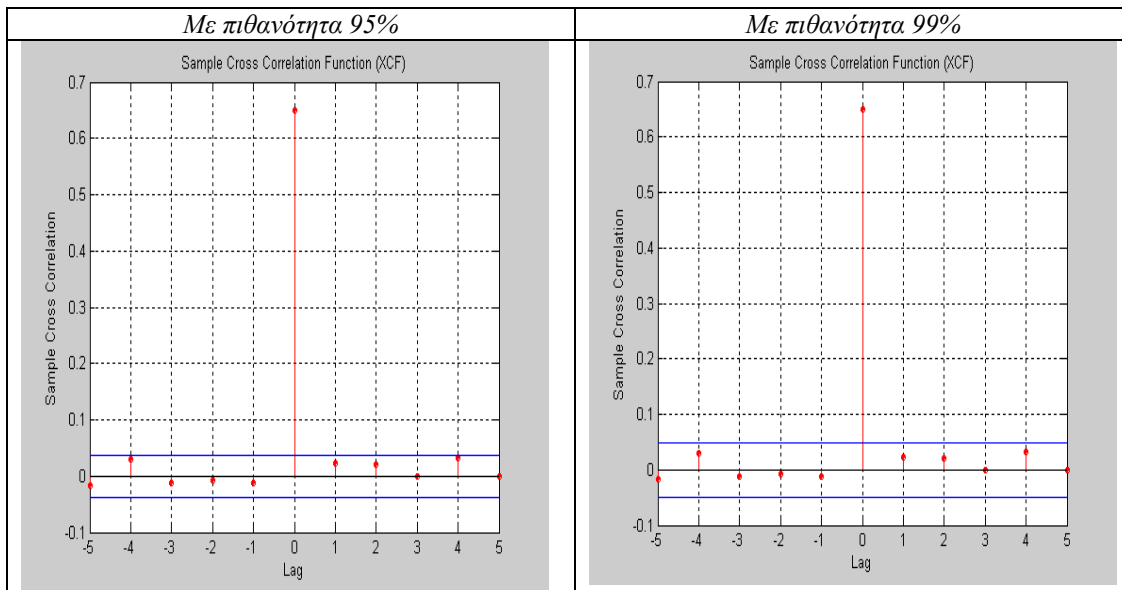
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.

$$[S_{\Sigma\Pi+\text{ΑΓΓ}}, S_{\Sigma\Pi\rightarrow\text{ΑΓΓ}}, S_{\Sigma\Pi\leftarrow\text{ΑΓΓ}}]$$

$$1138.8^{**} \quad 4.3534 \quad 5.1151$$

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών.



Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Αγγλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Αγγλία είναι μικρότερη από τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0115	0.0002
α_{21}	0.0009	0.0004
g_{12}	0.0262	0.0015
g_{21}	0.0417	0.0036

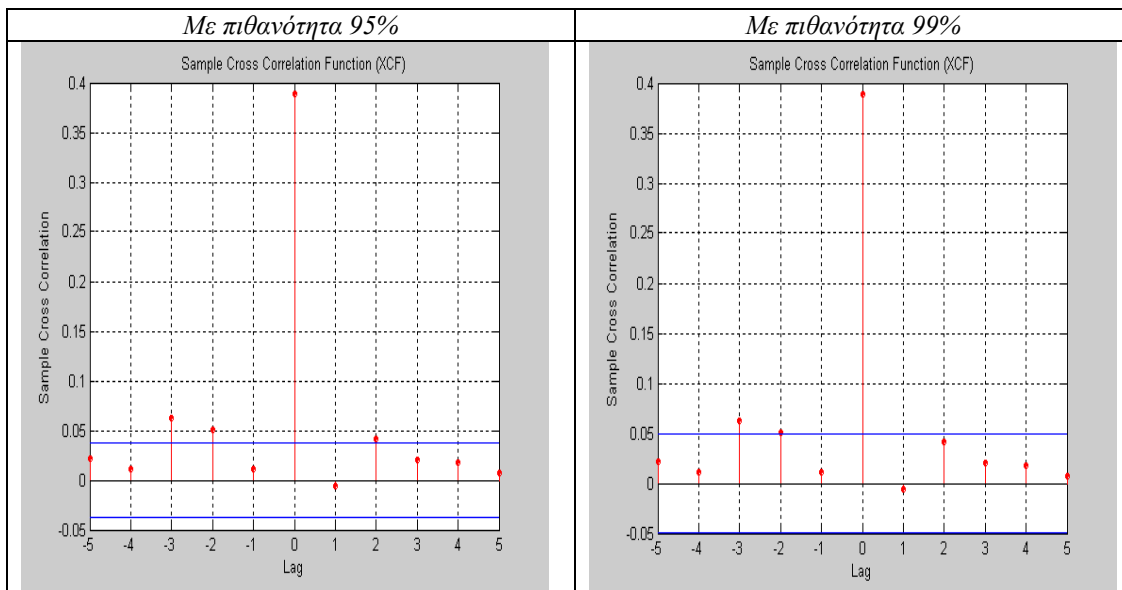
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ισπανία causes in variance την Αγγλία με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance,

$$[S_{I\leftrightarrow A}, S_{I\rightarrow A}, S_{I\leftarrow A}]$$

$$408.3548^{**} \quad 19.4454^{**} \quad 6.8931$$

Ωστόσο, τα αποτελέσματα της στατιστικής t δείχνει επιπλέον ότι με πιθανότητα 95% η Αγγλία causes in variance την Ισπανία στο 2^ο lag,



Causality in mean μεταξύ Ισπανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 9 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει Granger causality in mean διπλής κατεύθυνσης.

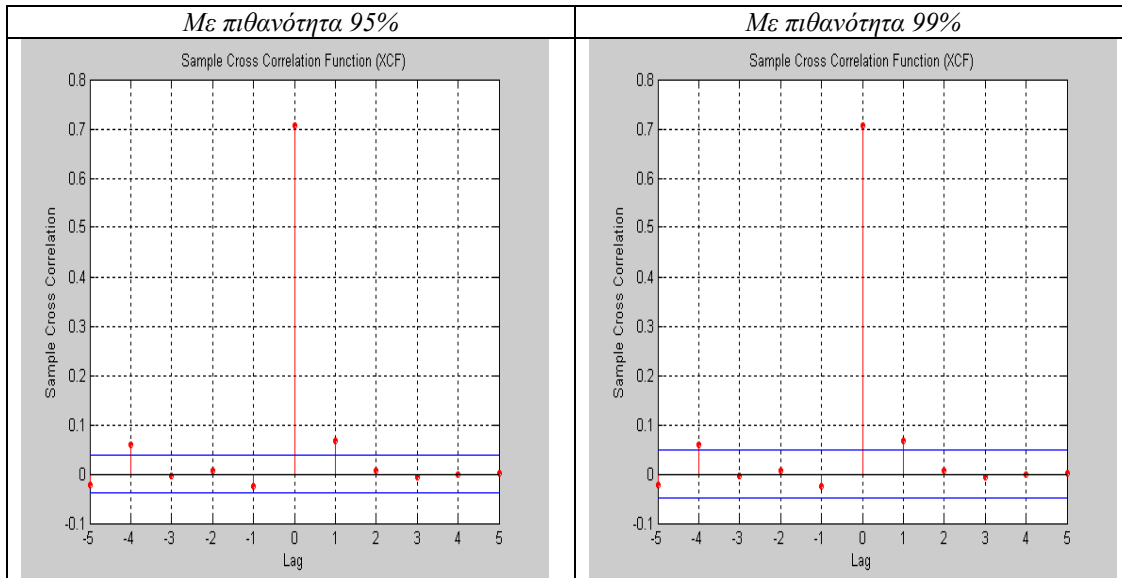
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ισπανία causes την Ολλανδία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% , και η Ολλανδία causes την Ισπανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean :

$$[S_{\Sigma\Pi\rightarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Sigma\Pi\leftarrow\text{ΟΛΛ}}, S_{\Sigma\Pi\leftrightarrow\text{ΟΛΛ}}]$$

$$1346.5^{**} \quad 12.4778^* \quad 12.6309^*$$

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι η Ισπανία causes την Ολλανδία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% στο 4^ο lag, η Ολλανδία causes την Ισπανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag , ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας . Το νέο μοντέλο της Ισπανίας είναι :

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

όπου X_t και X_{t-1} η παρούσα και lagged απόδοση της Ολλανδίας αντίστοιχα.

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (4) της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Ολλανδίας, όμως τελικά αφήνω 1 lagged απόδοση αφού οι υπόλοιπες δεν είναι στατιστικά σημαντικές .

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

όπου X_t η παρούσα απόδοση της Ισπανίας αντίστοιχα.

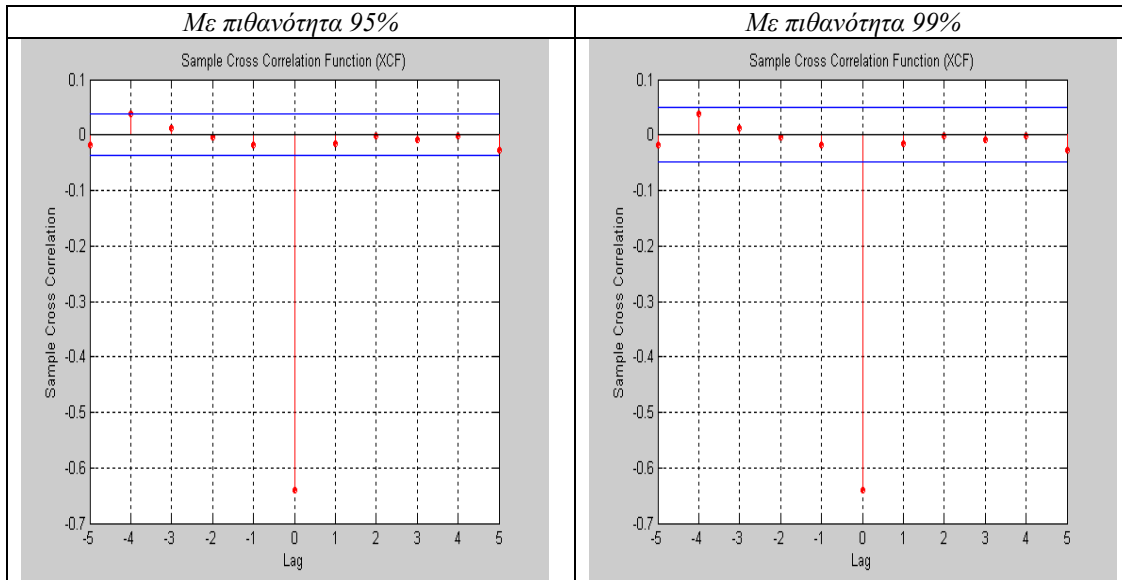
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι καταφέραμε να εξαλείψουμε τις σχέσεις αιτιότητας ως προς το μέσο, όπως φαίνεται και στο παρακάτω

[S_{ΙΣΠ+ΟΛΛ}, S_{ΙΣΠ→ΟΛΛ} , S_{ΙΣΠ←ΟΛΛ}]

1105.7** 5.8362 2.8762

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Στο πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της παραμέτρου g_{12} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Ολλανδία είναι μικρότερη από τη τιμή της g_{21} που αντιπροσωπεύει την αντίθετη φορά διάχυσης ιστορικής μεταβλητότητας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση 'volatility surprise'

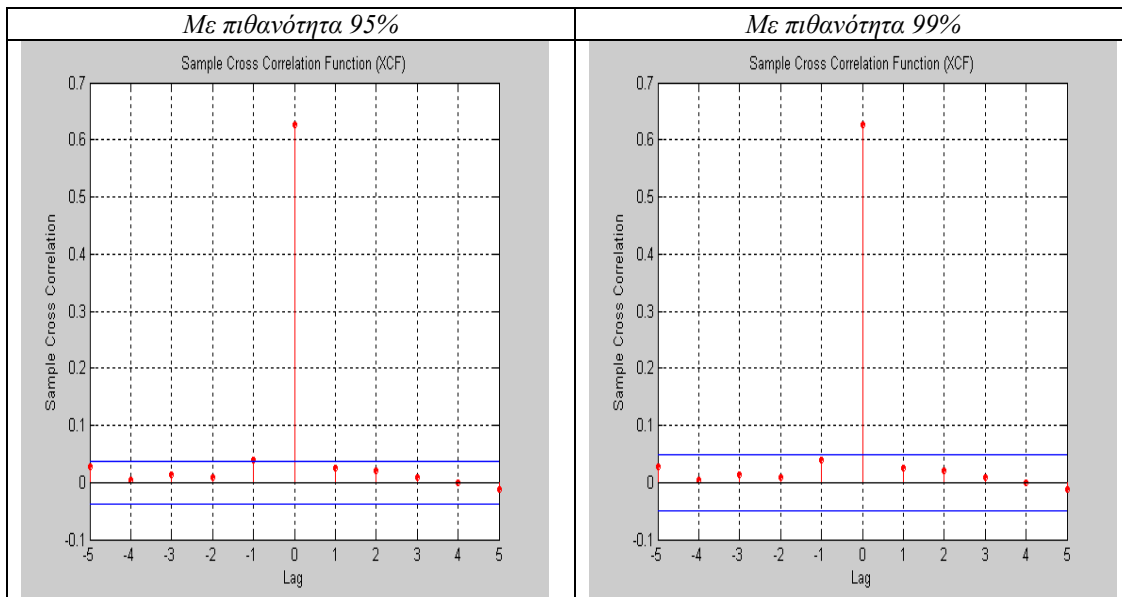
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0026	0.0028
α_{21}	-0.0162	0.0010
g_{12}	0.0232	0.0764
g_{21}	0.0615	0.0225

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ισχύει μόνο ταυτόχρονο causality in variance

[S_{ΙΣΠ+ΟΛΛ}, S_{ΙΣΠ→ΟΛΛ}, S_{ΙΣΠ←ΟΛΛ}]

1062.1** 7.0326 3.4585

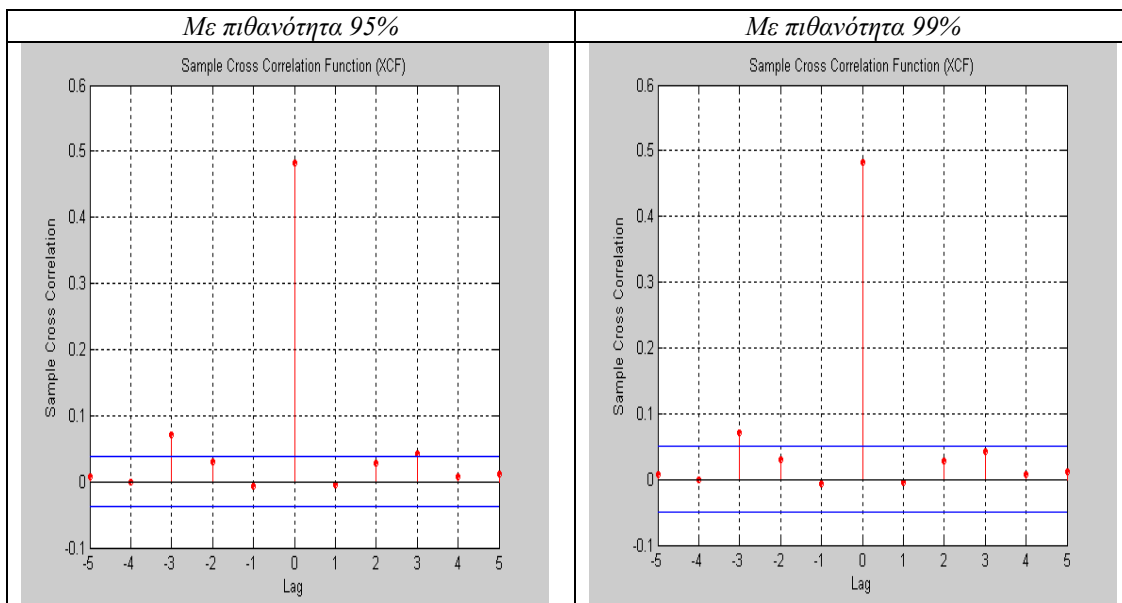


Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Ολλανδίας (χωρίς τροποποίηση των μοντελοποιήσεων)

Αν δεν τροποήσουμε τις μοντελοποιήσεις των δύο σειρών (γιατί ισχύει causality in mean μόνο με πιθανότητα 95%), βλέπουμε ότι η Ισπανία causes in variance την Ολλανδία με πιθανότητα 95% και 99%,

[$S_{\text{ΙΣΠ}+\text{ΟΛΛ}}$, $S_{\text{ΙΣΠ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}$, $S_{\text{ΙΣΠ}\leftarrow\text{ΟΛΛ}}$]

626.8013** 15.9938** 7.2407



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Βέλγιου

Πρέπει να σημειώσουμε ότι η διαπραγμάτευση στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά αρχίζει αρκετά καθυστερημένα σε σχέση με τα υπόλοιπα χρηματιστήρια και λαμβάνοντας επίσης υπόψιν τη διαφορά ώρας, ορίζουμε την σειρά των αποδόσεων της lagged κατά 1 ημέρα μπροστά.

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 6 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι το Βέλγιο Granger causes in mean την Ελλάδα.

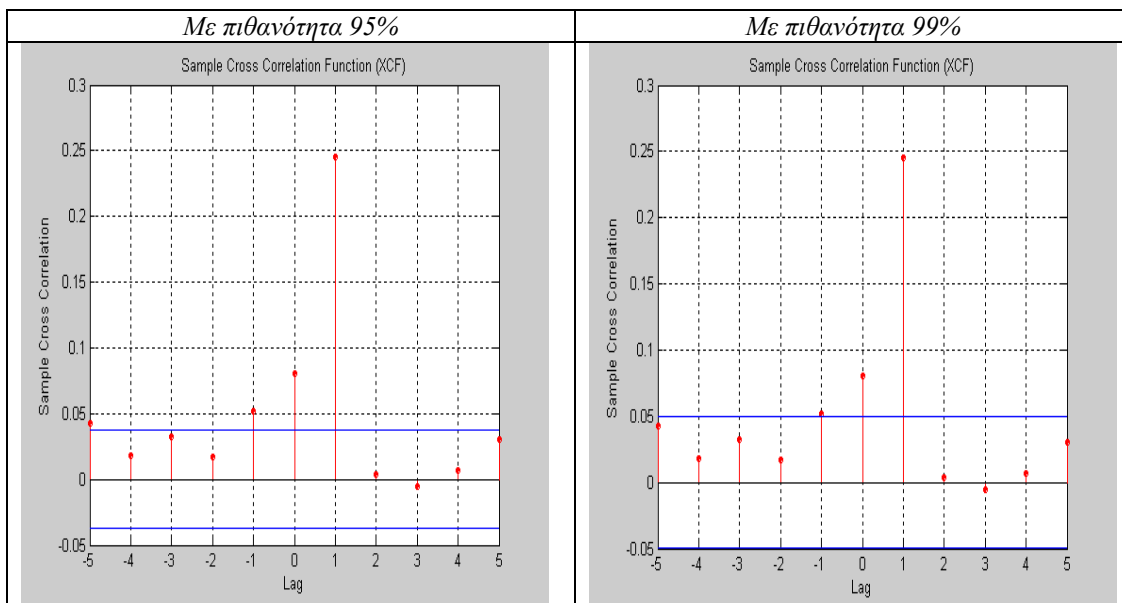
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes το Βέλγιο ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, το Βέλγιο causes την Ελλάδα με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean :

$$[S_{ΕΛΛ+ΒΕΛ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΒΕΛ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΒΕΛ}]$$

17.6151** 16.8236** 166.0119**

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes το Βέλγιο ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99 στο 1^ο και 5^ο lag, το Βέλγιο causes την Ελλάδα με πιθανότητα 95% και 99 στο 1^ο lag, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (4) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου του Βέλγιου, όμως ο 3^{ος} και 4^{ος} lagged όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, και γι' αυτό τελικά προσθέτω 2 lagged αποδόσεις .

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \phi_3 r_{t-3} + \phi_4 r_{t-4} + \phi_5 r_{t-5} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + f_3 X_{t-2} + f_4 X_{t-3} + f_5 X_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (4) του Βέλγιου στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας. Παρόλο που προσθέτω μεγάλο αριθμό lagged αποδόσεων (ενώ έχω causality μόνο στο 1^ο lag) το likelihood ratio test μου δείχνει ότι αυτή η μοντελοποίηση είναι καλύτερη από αυτή με λιγότερη lags (το ratio είναι 4.0884 με p-value 0.0432). Επιπρόσθετα το t statistic υποδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικοί οι παραπάνω lagged όροι .

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + f_1 X_t + f_2 X_{t-1} + f_3 X_{t-2} + f_4 X_{t-3} + f_5 X_{t-5} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = k + g_1 \sigma_{t-1}^2 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2$$

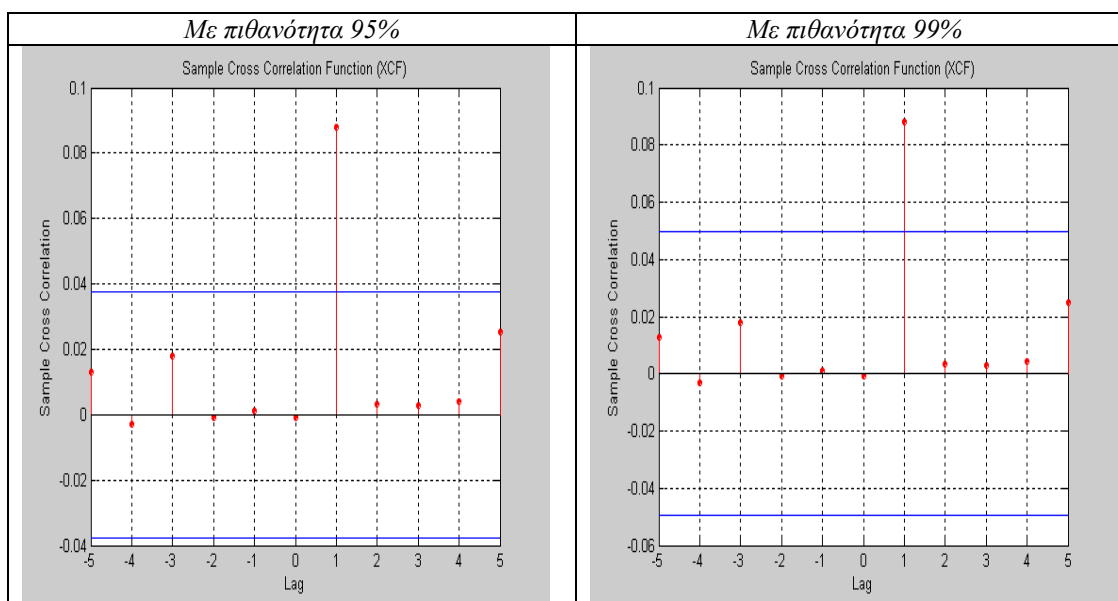
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι δεν μπορέσαμε να εξαλείψουμε πλήρως το causality in mean, αφού μπορεί μεν η Ελλάδα να μην επιδράει στο Βέλγιο ως προς το μέσο, όμως το Βέλγιο εξακολουθεί να ασκεί επίδραση.

$$[S_{\text{ΕΛΛΑ}+\text{ΒΕΛ}}, S_{\text{ΕΛΛΑ} \rightarrow \text{ΒΕΛ}}, S_{\text{ΕΛΛΑ} \leftarrow \text{ΒΕΛ}}]$$

$$0.0019 \quad 1.3536 \quad 22.6801^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε εξετάζοντας και τα αποτελέσματα της στατιστικής t.



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Βελγίου

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι οι παράμετροι g_{12} και α_{12} δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Δηλαδή οι παράμετροι που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση μεταβλητότητας από την Ελλάδα στο Βέλγιο δεν λαμβάνονται υπόψιν.

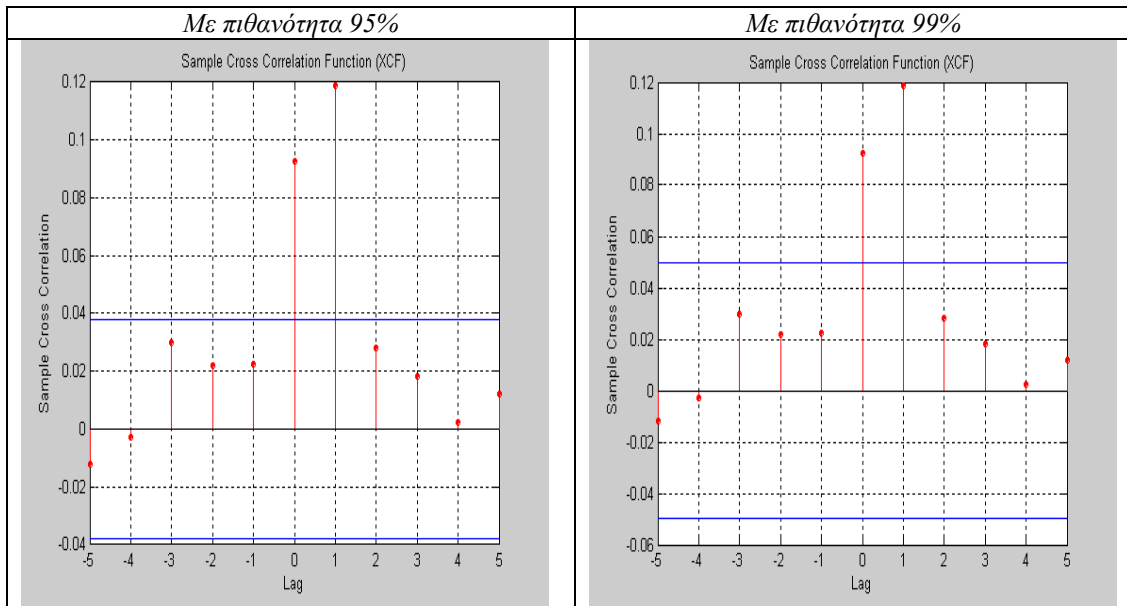
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0024	0.0000
α_{21}	0.0153	0.0005
g_{12}	-0.0035	0.0001
g_{21}	-0.0474	0.0046

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας υποδεικνύουν ότι το Βέλγιο causes in variance την Ελλάδα με πιθανότητα 95% και 99%

[$S_{E\Delta\Delta+B\epsilon\lambda}$, $S_{E\Delta\Delta \rightarrow B\epsilon\lambda}$, $S_{E\Delta\Delta \leftarrow B\epsilon\lambda}$]

23.1005** 5.4426 41.5360**



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορισουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Αγγλία Granger causes in mean την Ελλάδα.

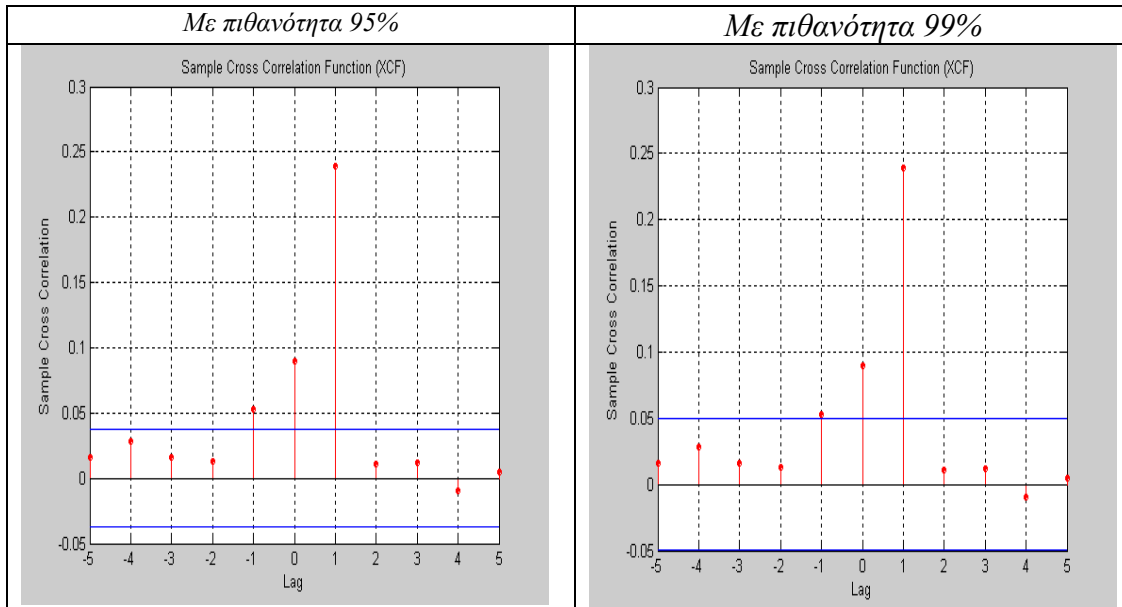
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελλάδα causes την Αγγλία με πιθανότητα 95% , η Αγγλία causes την Ελλάδα με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ παράλληλα ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.

$$[S_{ΕΛΛ+ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΑΓΓ}]$$

21.6654 11.5327* 155.7142**

Τα ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t.



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Αγγλίας.

Στη συνέχεια προσθέτω present αποδόσεις της Αγγλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας. Κανονικά θα πρόσθετα και 1 lagged απόδοση αφού η Αγγλία causes την Ελλάδα στο 1^ο lag, όταν όμως προσθέσω lagged όρους το likelihood ratio test μου δείχνει ότι αυτή η μοντελοποίηση είναι χειρότερη απο αυτή με λιγότερη lags(το ratio είναι -1.6287 με pvalue 1). Ωστόσο το t statistic υποδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικοί οι παραπάνω lagged όροι .

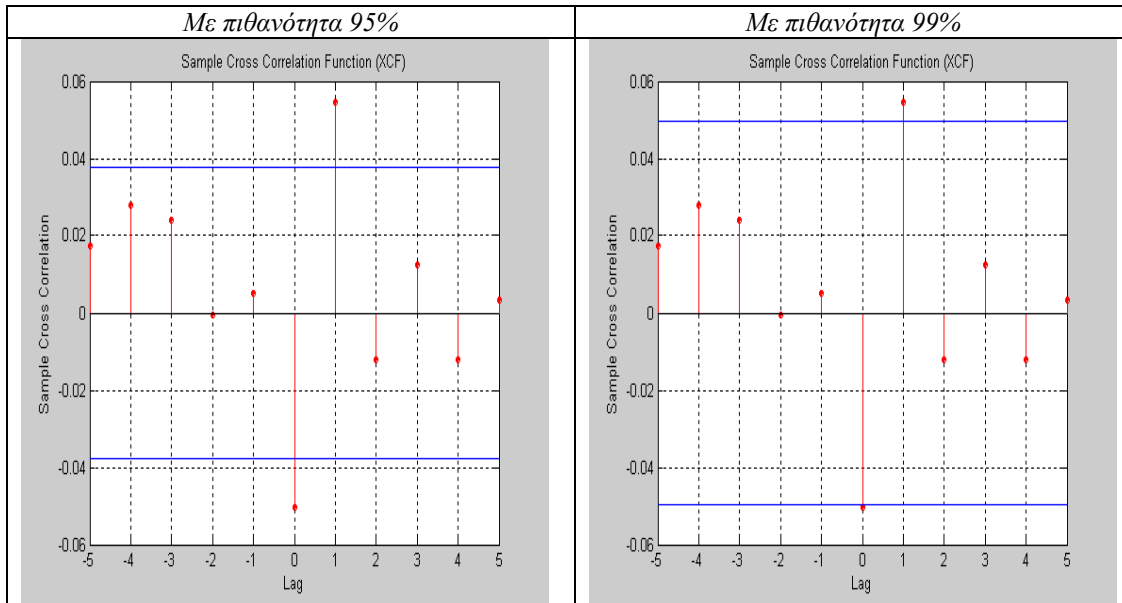
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι έχουμε καταφέρει να εξαλείψουμε πλήρως το causality in mean :

$$[S_{ΕΛΛ+ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΑΓΓ}]$$

$$6.8659 \quad 4.5481 \quad 9.2534$$

Ωστόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι η Αγγλία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο στο 1^ο lag με πιθανότητα 95% και 99%.



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Μ. Βρετανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι οι παράμετροι g_{21} και α_{21} δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Δηλαδή οι παράμετροι που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση μεταβλητότητας από την Αγγλία στην Ελλάδα δεν λαμβάνονται υπόψιν.

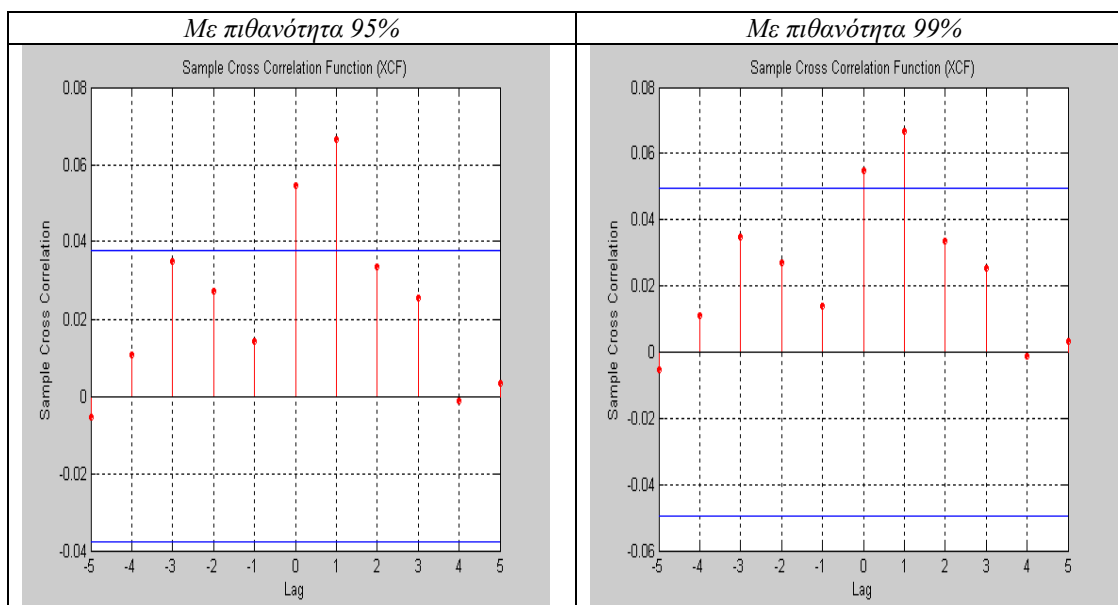
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0146	0.0000
α_{21}	-0.0086	0.0032
g_{12}	-0.0288	0.0003
g_{21}	0.0459	0.0266

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Αγγλία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Ελλάδα, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance

$$[S_{ΕΛΛ+ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΑΓΓ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΑΓΓ}]$$

$$8.0813 \quad 6.1932 \quad 16.8468^{**}$$



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Γερμανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 1 lag για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γερμανία Granger causes in mean την Ελλάδα.

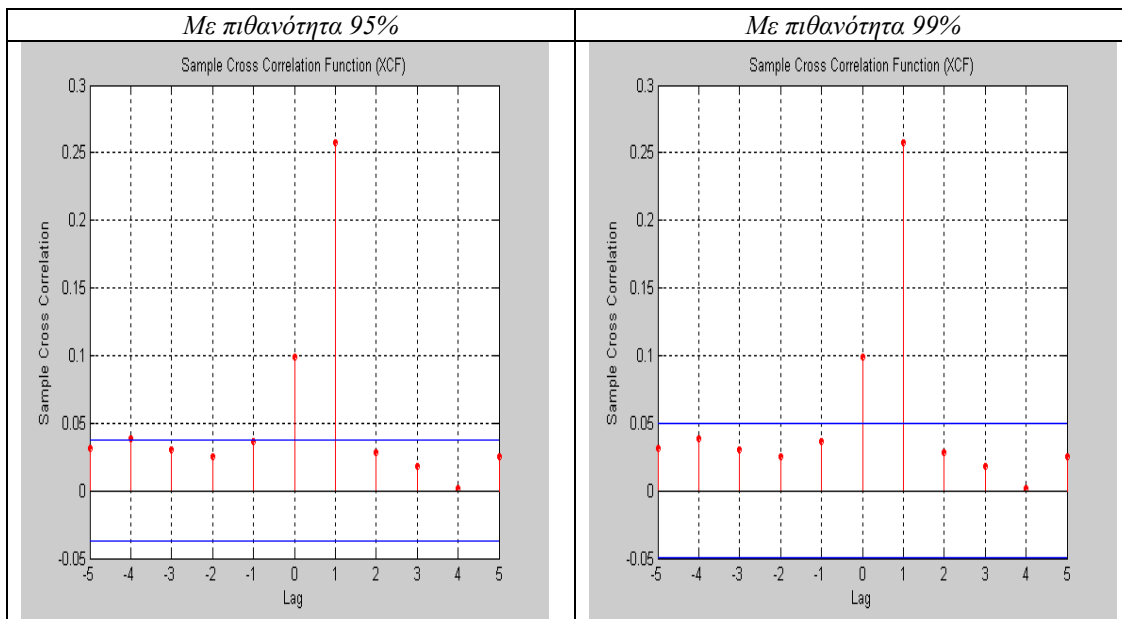
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes την Γερμανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95%, η Γερμανία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean :

$$[S_{ΕΛΛ+ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΓΕΡ}]$$

$$26.5131^{**} \quad 14.4508^* \quad 184.1189^{**}$$

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t:



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας.

Στη συνέχεια προσθέτω present αποδόσεις της Γερμανίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας. Κανονικά θα πρόσθετα και 1 lagged απόδοση αφού η Γερμανία causes την Ελλάδα στο 1^ο lag, όταν όμως προσθέσω lagged όρους το likelihood ratio test μου δείχνει ότι αυτή η μοντελοποίηση είναι χειρότερη απο αυτή με λιγότερη lags(το ratio είναι 1.7875 με pvalue 0.1812). Ωστόσο το t statistic υποδεικνύει ότι είναι στατιστικά σημαντικοί οι παραπάνω lagged όροι .

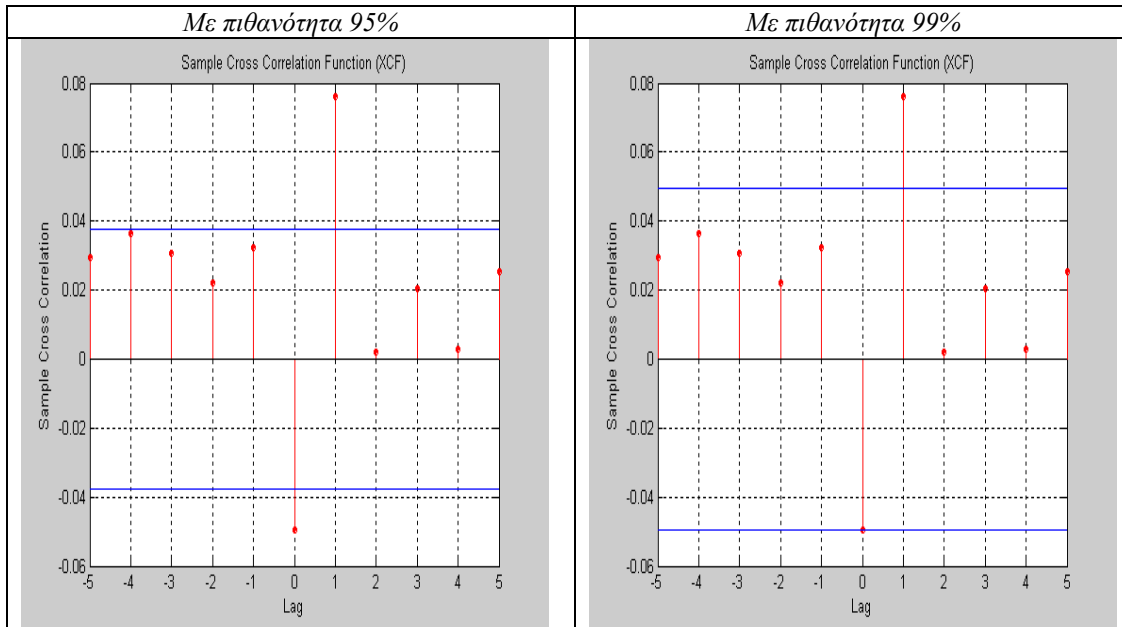
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι με τα νέα μοντέλα δεν μπορέσαμε να εξαλείψουμε το causality in mean, ωστόσο μπορέσαμε να το μειώσουμε :

$$[S_{ΕΛΛ+ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΓΕΡ}]$$

$$6.5932 \quad 12.6335^* \quad 18.6002^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγεί και τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Γερμανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι οι παράμετροι g_{21} και α_{21} δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Δηλαδή οι παράμετροι που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση μεταβλητότητας από την Γερμανία στην Ελλάδα δεν λαμβάνονται υπόψιν.

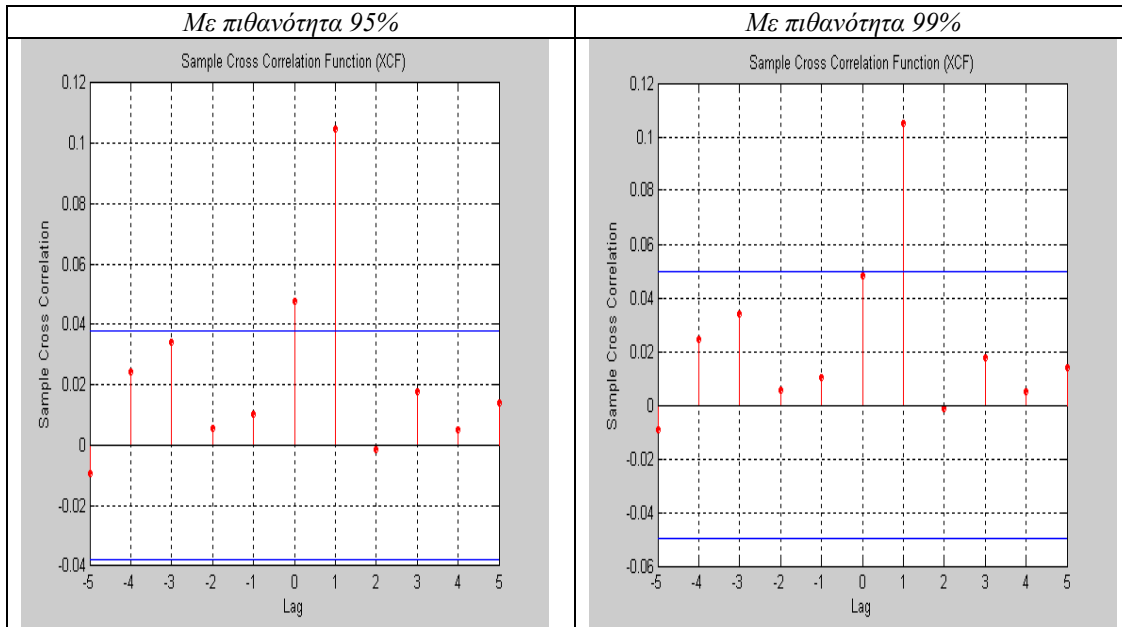
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0150	0.0001
α_{21}	-0.0038	0.0001
g_{12}	-0.0318	0.0005
g_{21}	0.0326	0.0014

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γερμανία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Ελλάδα,

$[S_{ΕΛΛ+ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΓΕΡ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΓΕΡ}]$

6.2144 5.3901 31.1404**



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 7 lagς για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γαλλία Granger causes in mean την Ελλάδα.

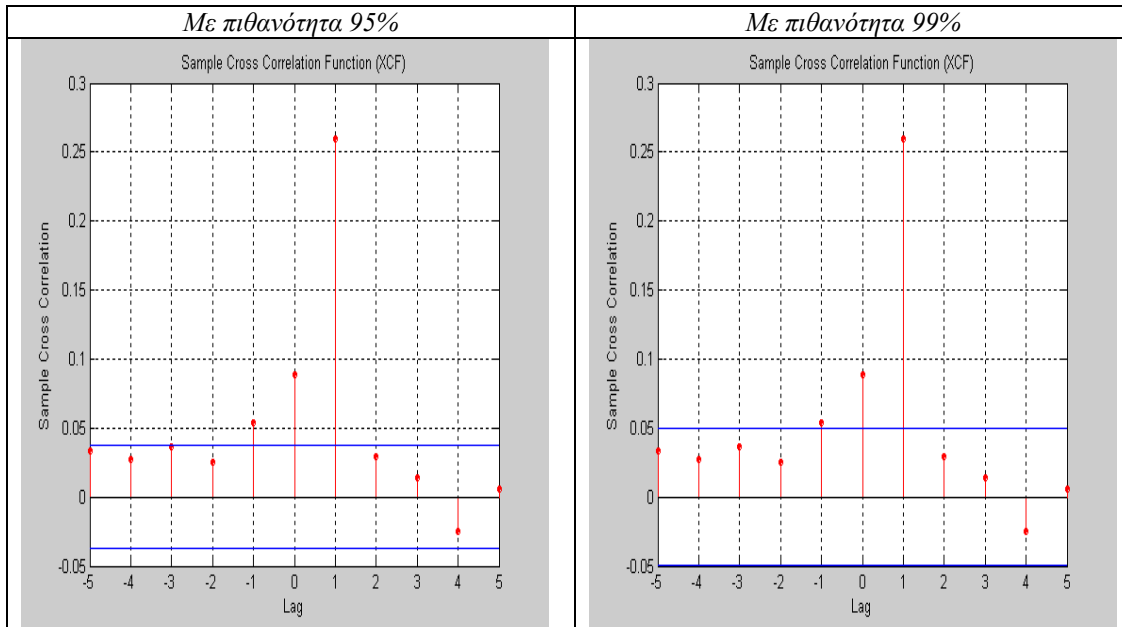
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes την Γαλλία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% , η Γαλλία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

$$[S_{ΕΛΛ+ΓΑΛ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΓΑΛ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΓΑΛ}]$$

$$21.3180^{**} \quad 18.1856^{**} \quad 187.6354^{**}$$

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t:



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Γαλλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

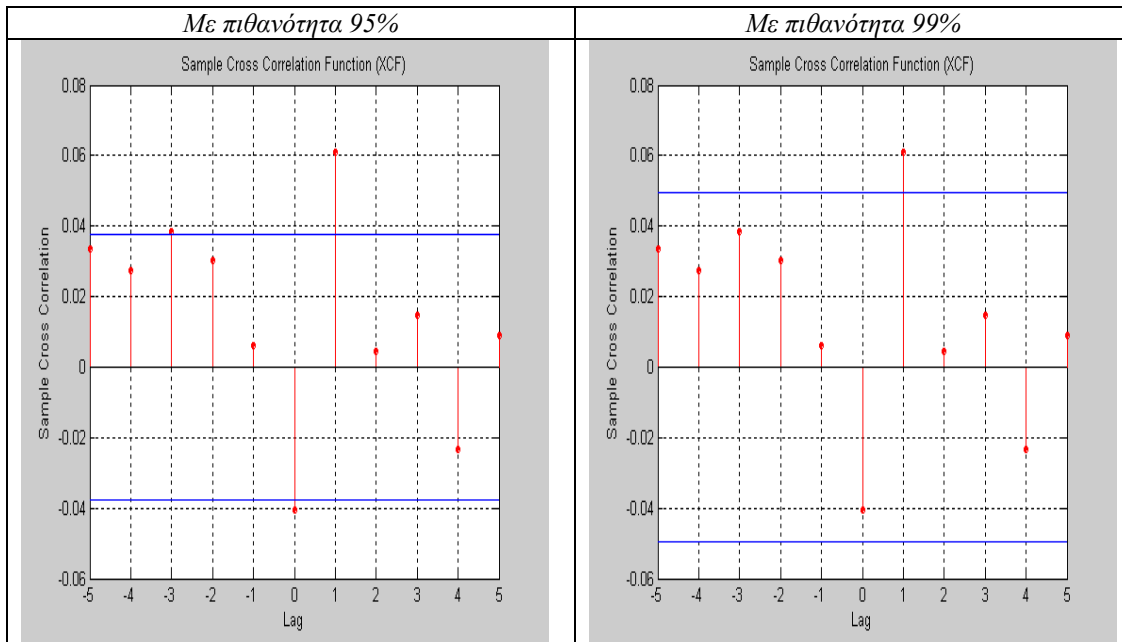
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι εξαλείφθηκε το causality in mean με πιθανότητα 99%

$$[S_{ΕΛΛ+ΓΑΛ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΓΑΛ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΓΑΛ}]$$

4.4922 11.6150 12.3926

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t:



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Γαλλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι η παράμετρος g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από τη Γαλλία στην Ελλάδα είναι πολύ μεγαλύτερη από την g_{21} , που αντιπροσωπεύει το ίδιο πράγμα αλλά από την μεριά της Ελλάδας, ενώ το αντίθετο σημαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το 'volatility surprise'.

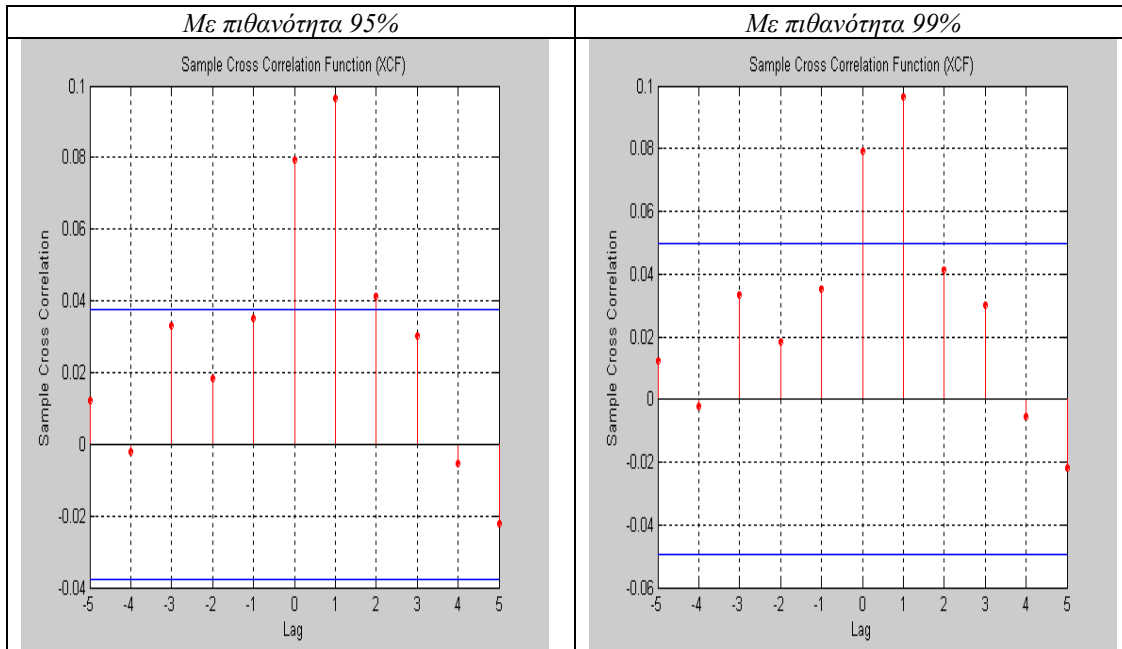
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0150	0.0001
α_{21}	-0.0069	0.0002
g_{12}	-0.0269	0.0006
g_{21}	0.0619	0.0029

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γαλλία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Ελλάδα,

[$S_{ΕΛΛ+ΓΑΛ}$, $S_{ΕΛΛ→ΓΑΛ}$, $S_{ΕΛΛ←ΓΑΛ}$]

17.0094** 7.6193 33.7295**



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 3 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ισπανία Granger causes in mean την Ελλάδα.

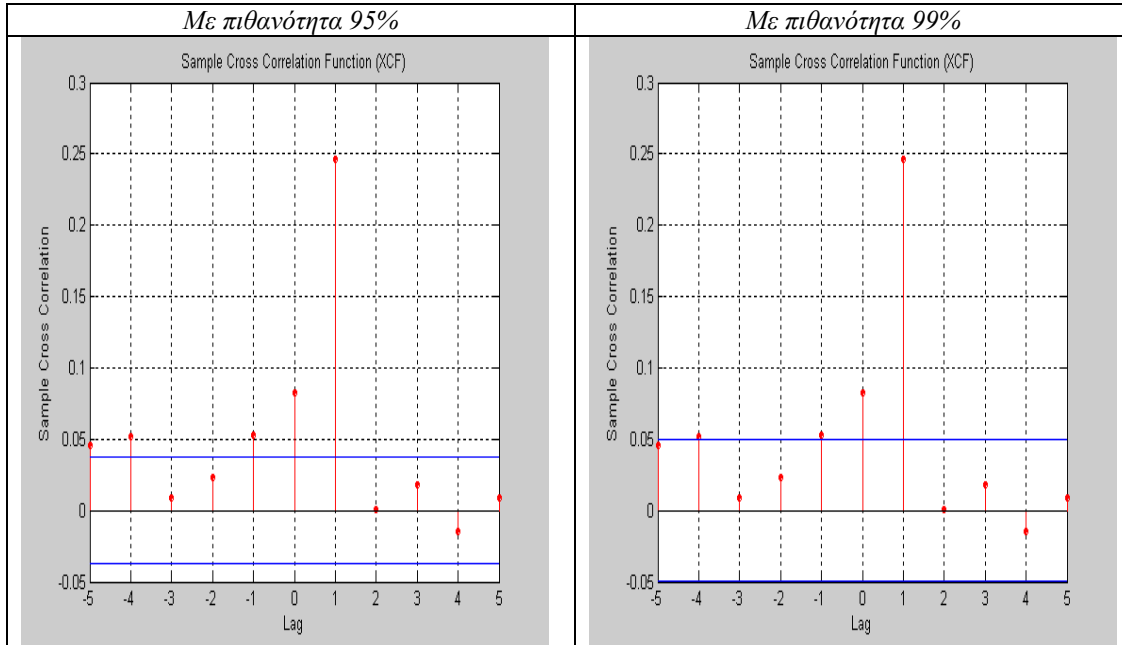
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes την Ισπανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% , η Ισπανία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

$$[S_{ΕΛΛ+ΙΣΠ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΙΣΠ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΙΣΠ}]$$

18.3087 22.1603** 166.2833**

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t , με τη διαφορά ότι η Ελλάδα causes την Ισπανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% σε πολλά lags, ενώ η Ισπανία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο σ' ένα μόνο lag :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (2) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας. Επειδή η Ελλάδα causes την Ισπανία ως προς το μέσο σε πολλά lags, θα έπρεπε να προστεθούν ως εξωγενείς μεταβλητές περισσότερες lagged αποδόσεις της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας, όταν όμως γίνεται αυτό το likelihood ratio test μας δείχνει ότι η μοντελοποίηση με 2 lagged αποδόσεις είναι καλύτερη από αυτή με 3 ή και παραπάνω lagged αποδόσεις (το ratio είναι 0.5309 με pvalue 0.4662).

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

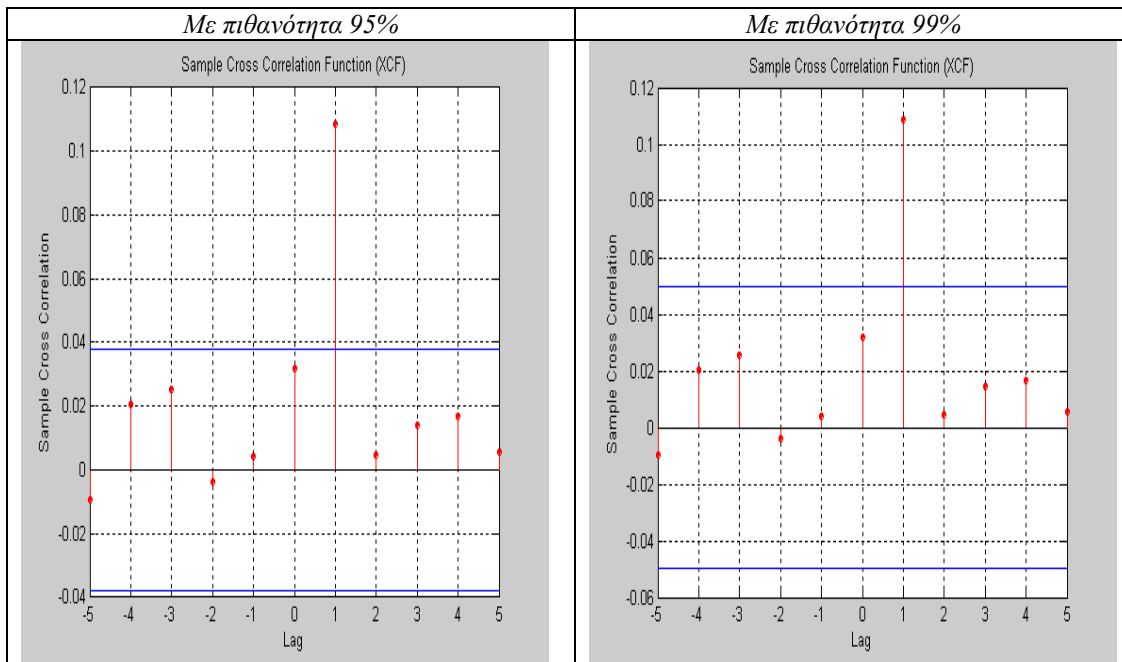
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι έγινε εφικτή η εξάλειψη του causality in mean με πιθανότητα 99%.

$$[S_{ΕΛΛ+ΙΣΠ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΙΣΠ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΙΣΠ}]$$

$$7.7412 \quad 13.5756^* \quad 6.7257$$

Στο ίδιο συμπέρασμα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Ισπανίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι η παράμετρος g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ισπανία στην Ελλάδα είναι πολύ μεγαλύτερη από την g_{12} , που αντιπροσωπεύει το ίδιο πράγμα αλλά από την μεριά της Ελλάδας, ενώ το αντίθετο σημαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το 'volatility surprise'.

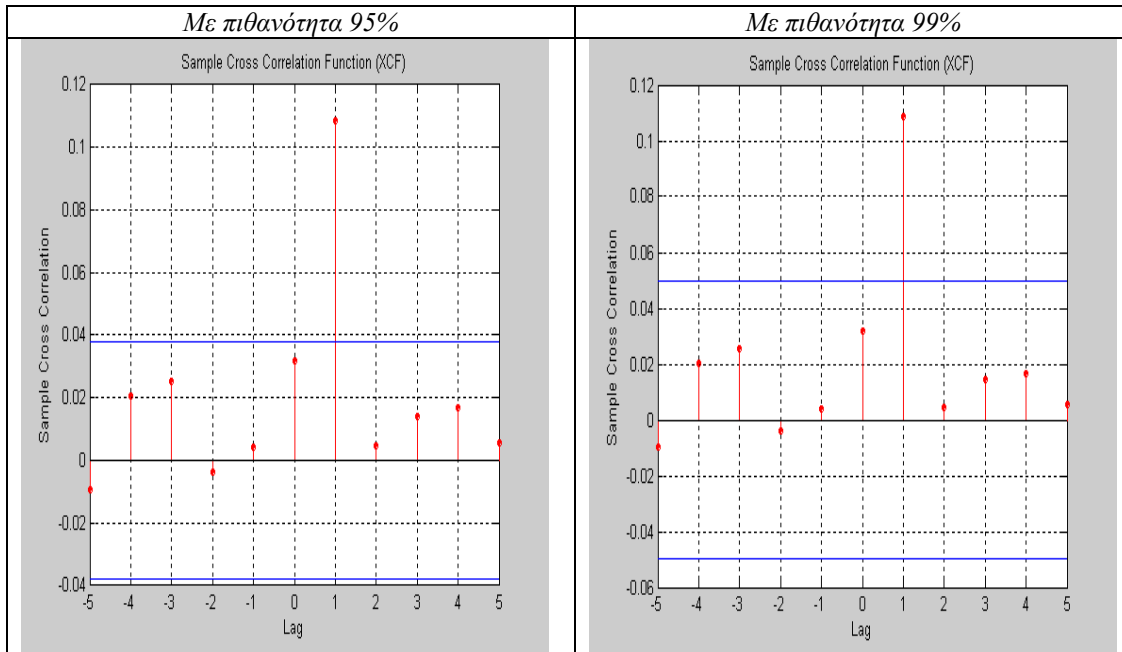
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0111	0.0007
α_{21}	0.0036	0.0004
g_{12}	-0.0238	0.0043
g_{21}	0.0199	0.0010

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Γαλλία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Ελλάδα,

[$S_{ΕΛΛ+ΙΣΠ}$, $S_{ΕΛΛ→ΙΣΠ}$, $S_{ΕΛΛ←ΙΣΠ}$]

2.7136 3.1925 33.4154**



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ελβετία Granger causes in mean την Ελλάδα.

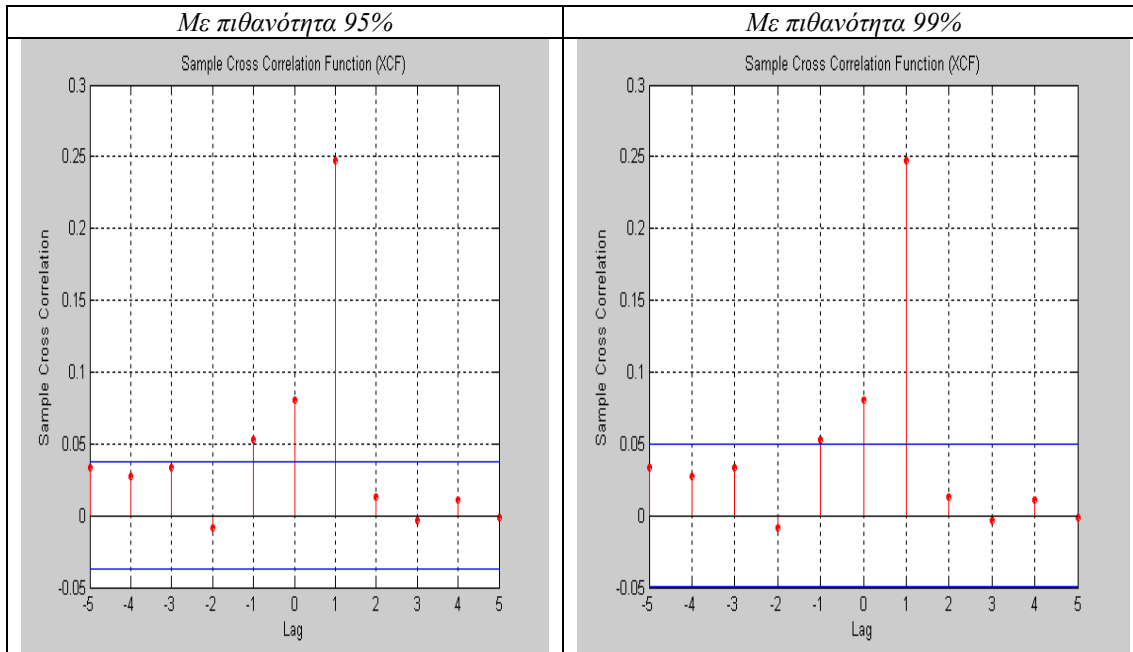
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελλάδα causes την Ελβετία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% , η Ελβετία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean

$$[S_{ΕΛΛ+ΕΛΒ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΕΛΒ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΕΛΒ}]$$

$$17.6001^{**} \quad 15.8327^{**} \quad 166.5410^{**}$$

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγούμαστε εξετάζοντας τα αποτελέσματα της στατιστικής t , αφού η Ελλάδα causes την Ισπανία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% στο 1^ο lag, ενώ η Ισπανία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο στο 1^ο lag :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας. Όταν προστεθούν ως εξωγενείς μεταβλητές περισσότερες lagged αποδόσεις της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας το likelihood ratio test μας δείχνει ότι η μοντελοποίηση με 1 lagged απόδοση είναι καλύτερη από αυτή με 2 ή και παραπάνω lagged αποδόσεις (το ratio είναι 2.3740 με pvalue 0.1234).

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελβετίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

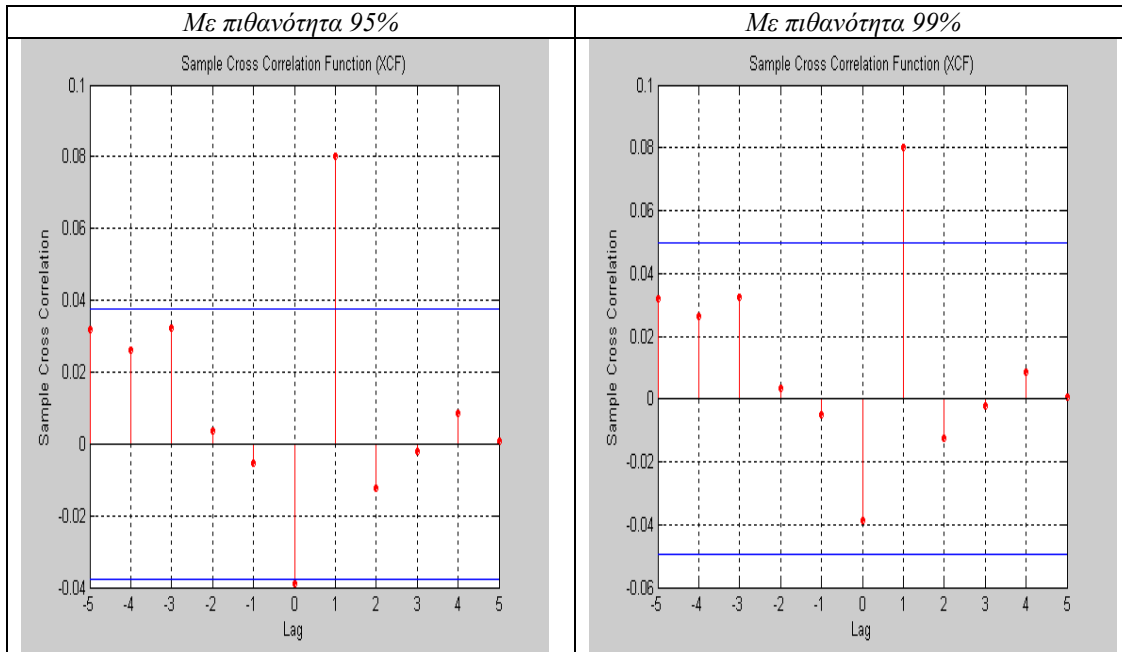
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι δεν μπορέσαμε να εξαλείψουμε πλήρως το causality in mean , αφού η Ελβετία εξακολουθεί να διαχέει αποδόσεις στην Ελλάδα. Ωστόσο έγινε εφικτό να εξαλειφθεί το causality in mean από τη πλευρά της Ελλάδας

$$[S_{E\Delta\Delta+E\Delta B}, S_{E\Delta\Delta \rightarrow E\Delta B}, S_{E\Delta\Delta \leftarrow E\Delta B}]$$

$$4.0934 \quad 7.5461 \quad 17.9962^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγεί και τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Ελβετίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι οι παράμετροι g_{12} και g_{21} που αντιπροσωπεύουν τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ελλάδα στην Ισπανία και το αντίστροφο, είναι αρνητικές, ενώ το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το 'volatility surprise'.

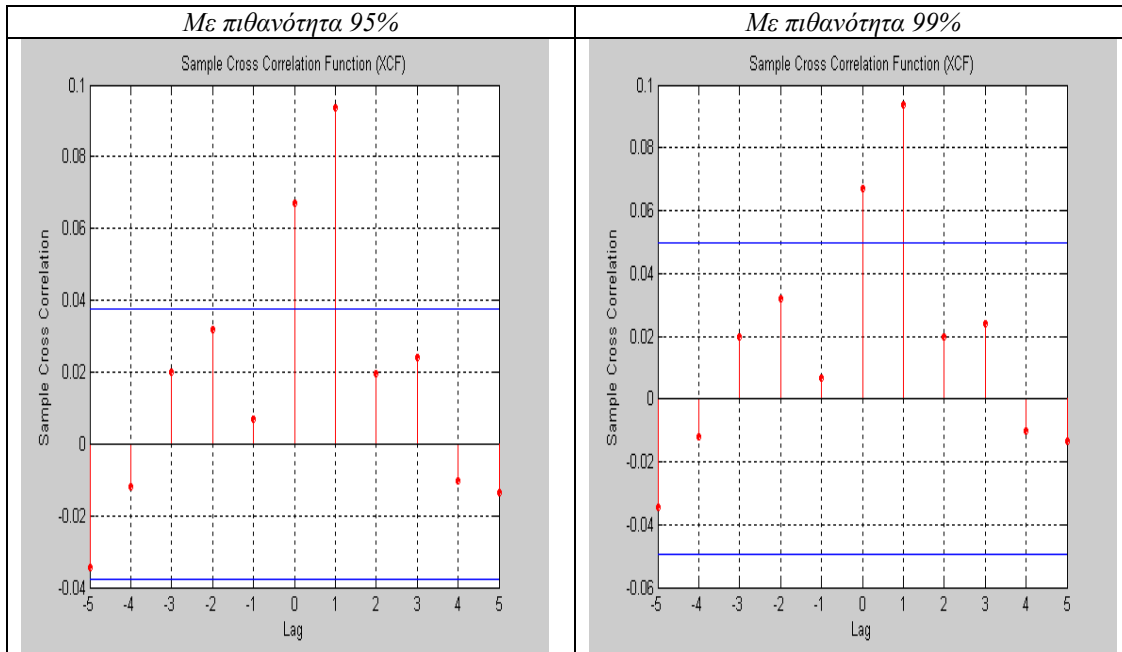
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0080	0.0000
α_{21}	0.0069	0.0001
g_{12}	-0.0028	0.0002
g_{21}	-0.0095	0.0002

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα των δύο στατιστικών μας δείχνουν ότι η Ελβετία causes in variance την Ελλάδα με πιθανότητα 95% και 99% :

$$[S_{E\Delta\Delta+E\Lambda B}, S_{E\Delta\Delta \rightarrow E\Lambda B}, S_{E\Delta\Delta \leftarrow E\Lambda B}]$$

$$12.2195^{**} \quad 7.5558 \quad 27.0816^{**}$$



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 4 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Πορτογαλία Granger causes in mean την Ελλάδα.

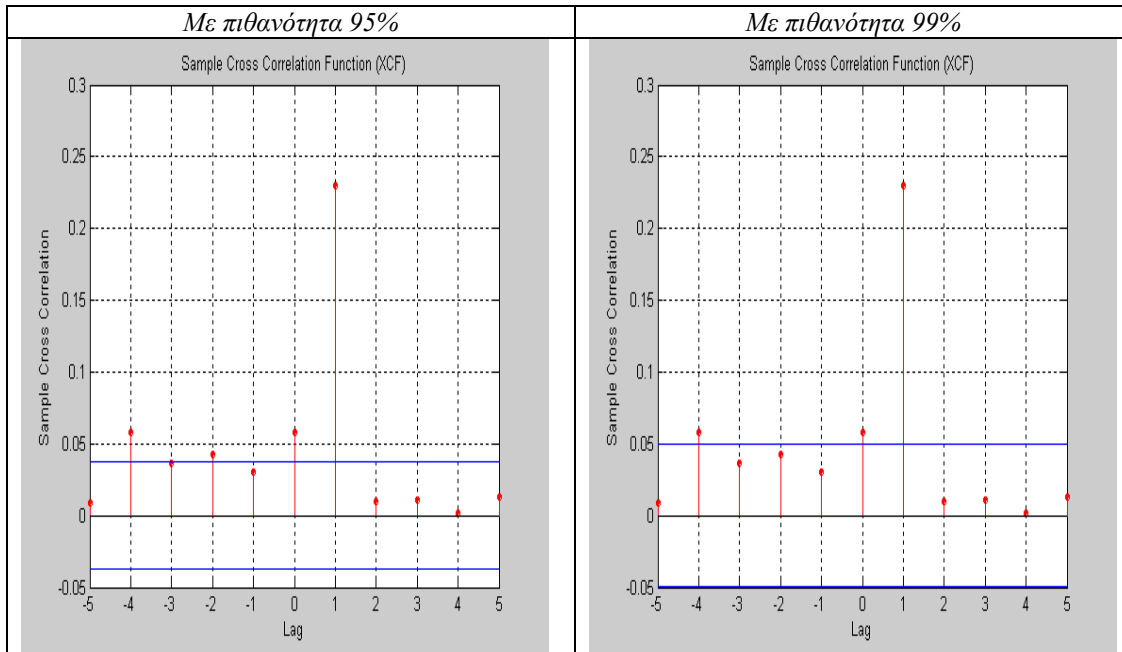
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελλάδα causes την Πορτογαλία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% και η Πορτογαλία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%.

$$[S_{ΕΛΛ+ΠΟΡ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΠΟΡ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΠΟΡ}]$$

$$9.405 \quad 20.2812^{**} \quad 143.5861^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Πορτογαλίας.

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (4) της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

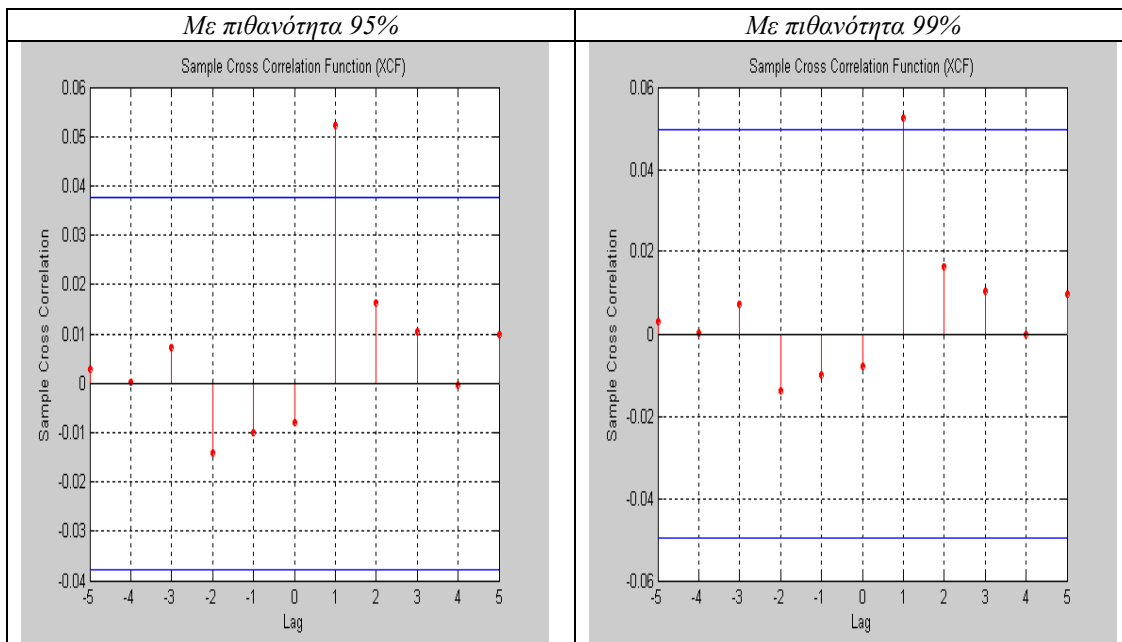
Τα νέα μοντέλα είναι καλά ορισμένα αφού το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι έγινε εφικτή η εξάλειψη του causality in mean με πιθανότητα 90%, 95% και 99%.

$$[S_{ΕΛΛ+ΠΟΡ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΠΟΡ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΠΟΡ}]$$

$$0.1720 \quad 0.9748 \quad 8.6498$$

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι μόνο στο 1^ο lag η Πορτογαλία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 99%.



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Πορτογαλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι η παράμετρος g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Πορτογαλία στην Ελλάδα είναι πολύ μεγαλύτερη από την g_{12} , που αντιπροσωπεύει το ίδιο πράγμα αλλά από την μεριά της Ελλάδας. Το ίδιο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το 'volatility surprise'.

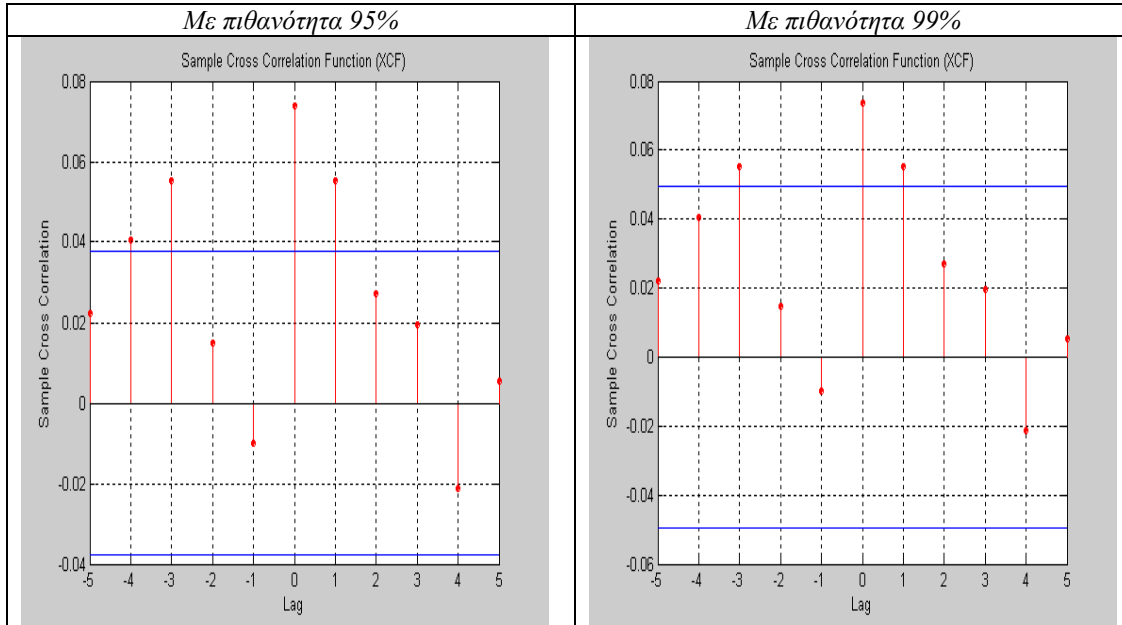
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	-0.0032	0.0002
α_{21}	0.0089	0.0012
g_{12}	-0.0136	0.0007
g_{21}	0.0848	0.0237

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι ισχύει causality in variance διπλής κατεύθυνσης αλλά μόνο με πιθανότητα 95%

[$S_{ΕΛΛ+ΠΟΡ}$, $S_{ΕΛΛ→ΠΟΡ}$, $S_{ΕΛΛ←ΠΟΡ}$]

14.7322** 14.8496* 12.5673*



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 5 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ολλανδία Granger causes in mean την Ελλάδα.

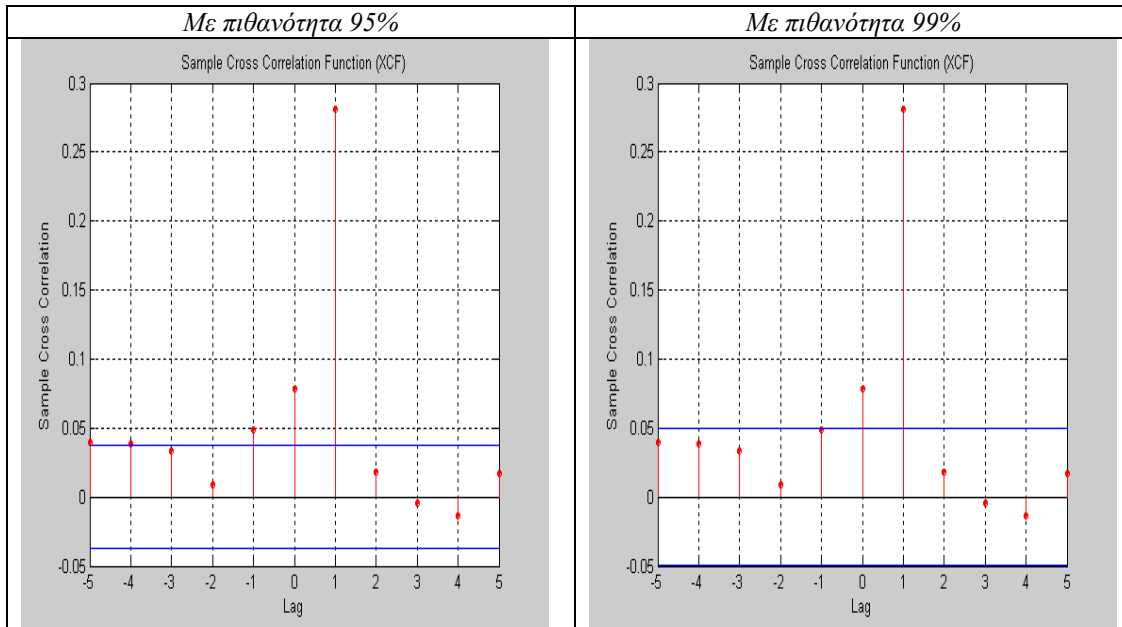
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελλάδα causes την Ολλανδία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99% και η Ολλανδία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.

$$[S_{ΕΛΛ+ΟΛΛ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΟΛΛ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΟΛΛ}]$$

$$16.5606^{**} \quad 17.8673^{**} \quad 215.2113^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν τα αποτελέσματα της στατιστικής t :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ολλανδίας.

Στη συνέχεια προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

Το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τυποποιημένα κατάλοιπα, ιδιαίτερα σε αυτά της νέας μοντελοποίησης της Ολλανδίας.

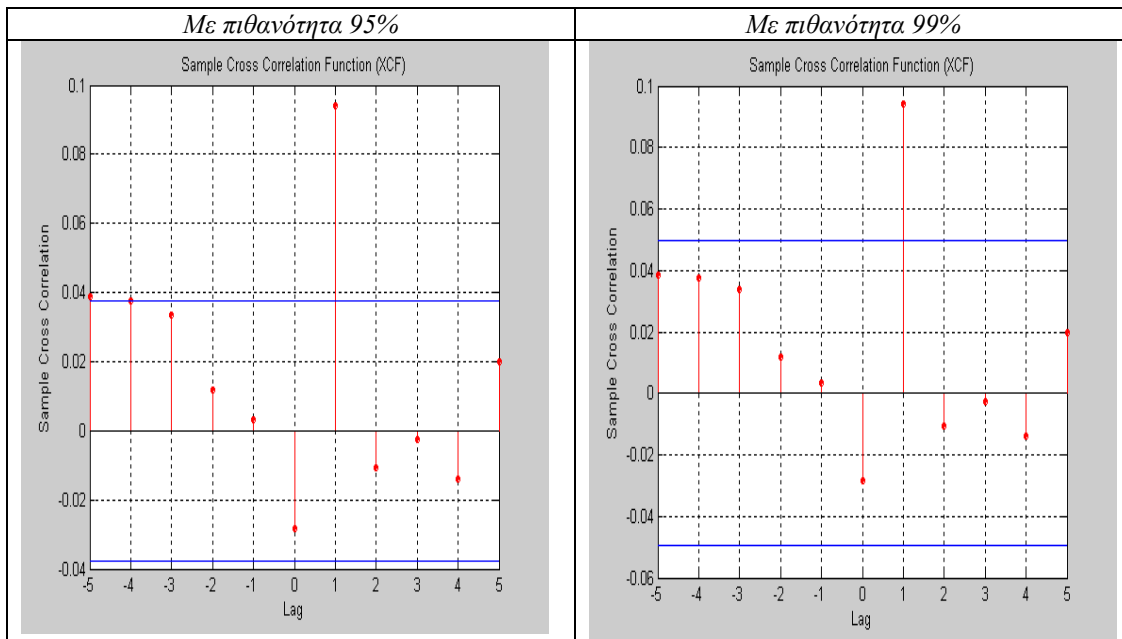
Γι' αυτό το λόγο προσθέτω και από 1 επιπλέον GARCH όρο στις εξισώσεις της διακύμανσης των δύο καινούργιων μοντέλων. Το Q statistic μας δείχνει ότι τώρα είναι καλά ορισμένη η εξίσωση της διακύμανσης.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι δεν μπορέσαμε να εξαλείψουμε πλήρως το causality in mean, αφού η Ολλανδία εξακολουθεί να διαχέει αποδόσεις στην Ελλάδα με πιθανότητα 99%

$$[S_{ΕΛΛ+ΟΛΛ}, S_{ΕΛΛ \rightarrow ΟΛΛ}, S_{ΕΛΛ \leftarrow ΟΛΛ}]$$

$$2.1851 \quad 11.3233^* \quad 25.9621^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα φτάνουμε αν εξετάσουμε τα αποτελέσματα της στατιστικής t:



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Ολλανδίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι η παράμετρος g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ολλανδία στην Ελλάδα είναι πολύ μεγαλύτερη από την g_{12} , που αντιπροσωπεύει το ίδιο πράγμα αλλά από την μεριά της Ελλάδας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το ‘volatility surprise’.

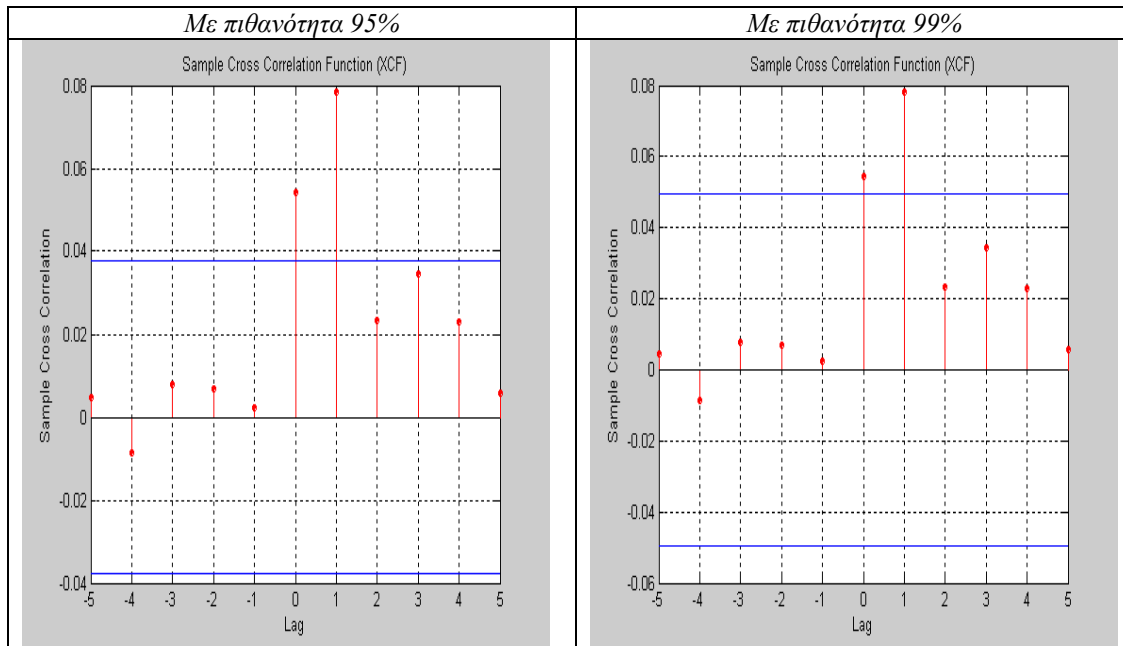
	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0208	0.0001
α_{21}	-0.0102	0.0002
g_{12}	-0.0424	0.0004
g_{21}	0.0551	0.0021

2^η μεθοδολογία :

Τα αποτελέσματα και των δύο στατιστικών μας δείχνουν ότι η Ολλανδία causes in variance με πιθανότητα 95% και 99% την Ελλάδα,

[$S_{ΕΛΛ+ΟΛΛ}$, $S_{ΕΛΛ→ΟΛΛ}$, $S_{ΕΛΛ←ΟΛΛ}$]

7.9860* 0.5678 22.7483**



Causality in mean μεταξύ Ελλάδας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Επιλέγουμε με βάση το LM autocorrelation test 2 lags για να ορίσουμε το διμεταβλητό VAR.

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι η Ιταλία Granger causes in mean την Ελλάδα.

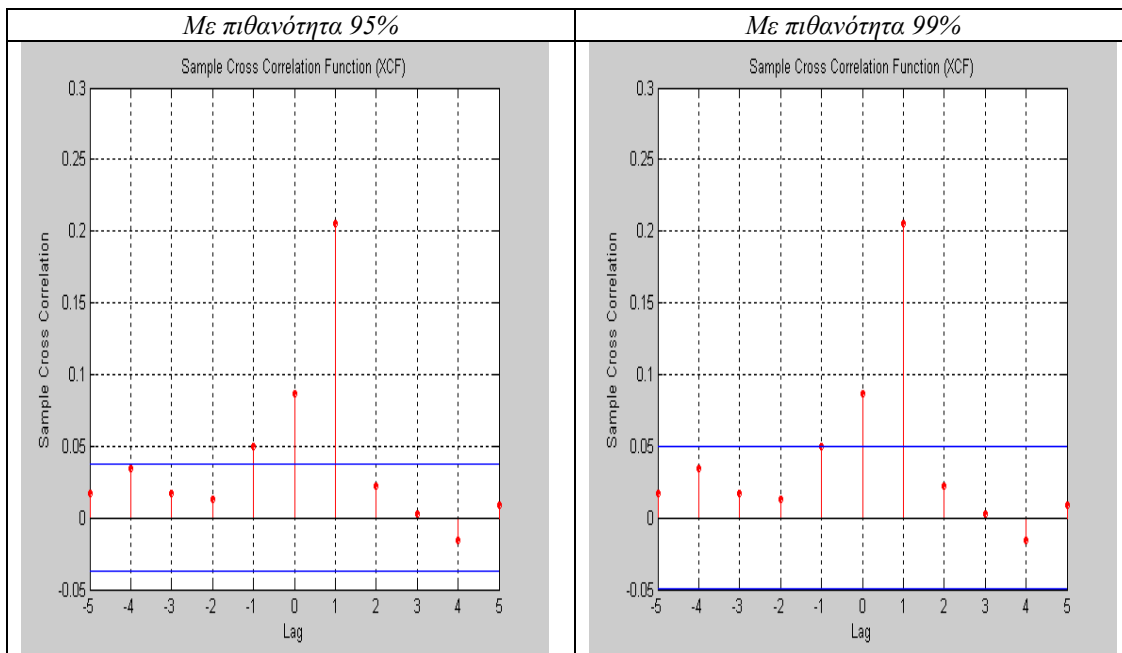
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελλάδα causes την Ιταλία ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και η Ιταλία causes την Ελλάδα ως προς το μέσο με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in mean.

[$S_{ΕΛΛ+ΙΤΑΛ}$, $S_{ΕΛΛ→ΙΤΑΛ}$, $S_{ΕΛΛ←ΙΤΑΛ}$]

20.4097** 11.8827* 116.7791**

Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t :



Ανακατασκευή των μοντέλων με σκοπό την εξάλειψη του causality in mean

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ελλάδας στην εξίσωση του μέσου της Ιταλίας.

Στη συνέχεια προσθέτω present αποδόσεις της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελλάδας.

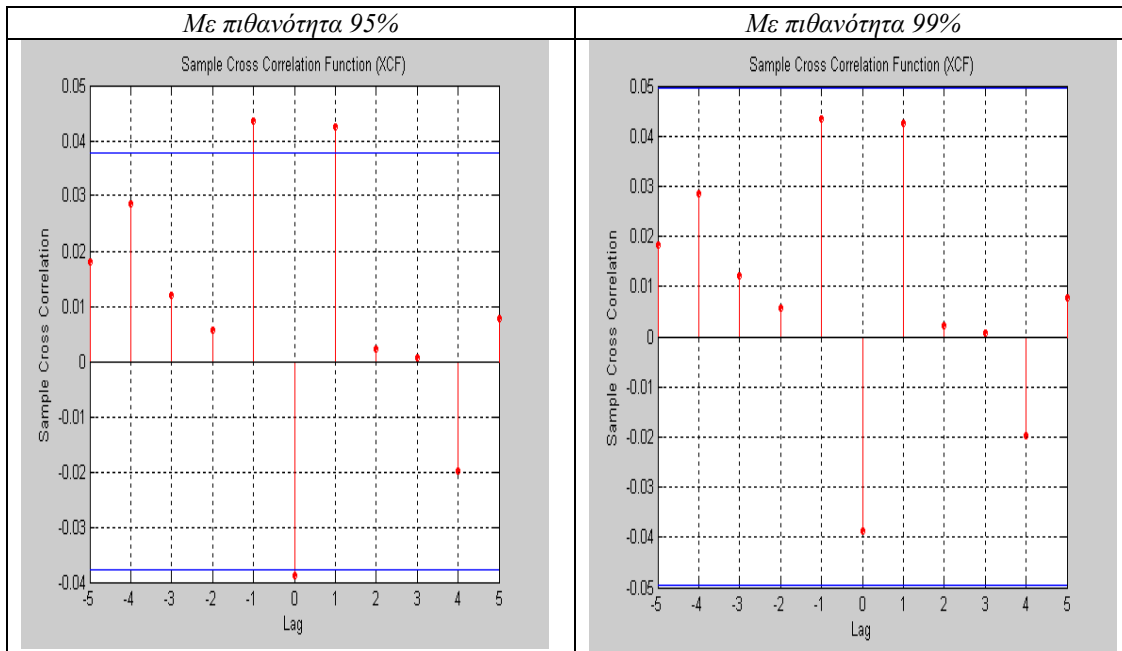
Το Ljung Box Q statistic μας δείχνει ότι δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα τυποποιημένα

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι μπορέσαμε να εξαλείψουμε πλήρως το causality in mean

$$[S_{ΕΛΛ+ΙΤΑΛ}, S_{ΕΛΛ\rightarrow ΙΤΑΛ}, S_{ΕΛΛ\leftarrow ΙΤΑΛ}]$$

$$4.0615 \quad 8.7063 \quad 6.0978$$

Στο ίδιο συμπέρασμα φτάνουμε και με τα αποτελέσματα της στατιστικής t



Causality in variance μεταξύ Ελλάδας και Ιταλίας

1^η μεθοδολογία:

Τα likelihood ratio tests έδειξαν ότι όλες οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρούμε ότι η παράμετρος g_{21} που αντιπροσωπεύει τη διάχυση ιστορικής μεταβλητότητας από την Ιταλία στην Ελλάδα είναι πολύ μεγαλύτερη από την g_{12} , που αντιπροσωπεύει το ίδιο πράγμα αλλά από την μεριά της Ελλάδας. Το αντίθετο συμβαίνει με τις τιμές των παραμέτρων που αντιπροσωπεύουν το 'volatility surprise'.

	Τιμές συντελεστών	Standard errors
α_{12}	0.0129	0.0001
α_{21}	-0.0010	0.0004
g_{12}	-0.0299	0.0007
g_{21}	0.0338	0.0028

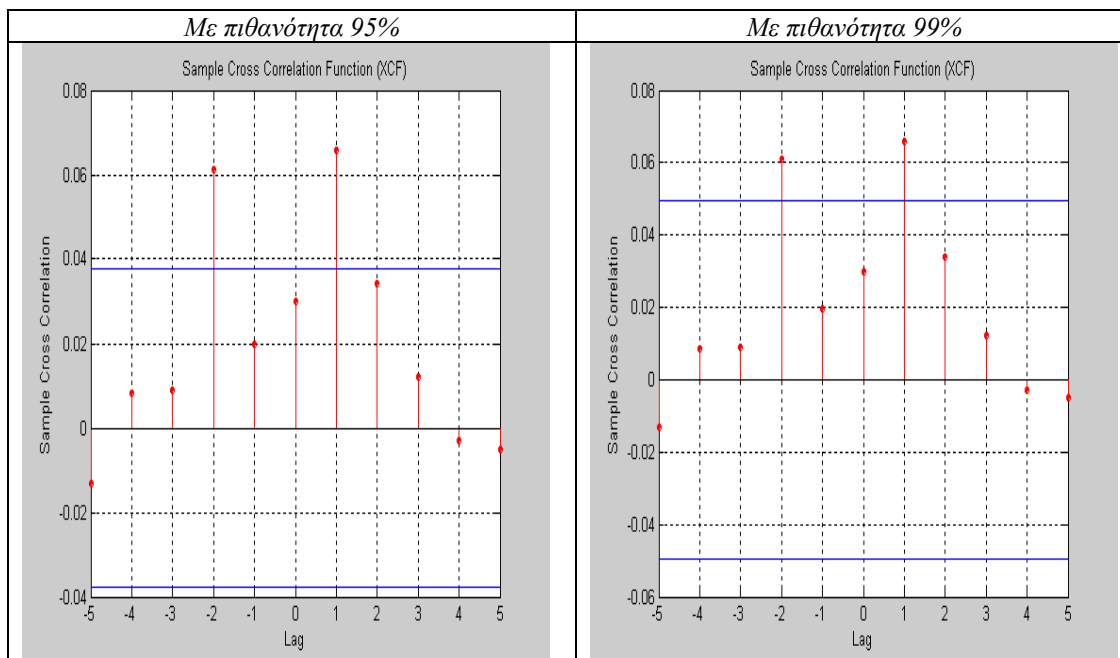
2^η μεθοδολογία:

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι η Ελλάδα causes την Ιταλία ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και η Ιταλία causes την Ελλάδα ως προς τη διακύμανση με πιθανότητα 95% και 99%, ενώ ισχύει ταυτόχρονο causality in variance.

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

$[S_{ΕΑΛ+ΙΤΑΑ}, S_{ΕΑΛ \rightarrow ΙΤΑΑ}, S_{ΕΑΛ \leftarrow ΙΤΑΑ}]$

2.4160 12.0344 * 15.3813**



ΤΕΛΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Εξετάσαμε τις διαχύσεις μεταβλητότητας που συμβαίνουν στα διάφορα ευρωπαϊκά χρηματιστήρια εφαρμόζοντας 2 διαφορετικές μεθοδολογίες. Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από μια τέτοια μελέτη μπορούν να συνοψιστούν στα εξής :

1. Στις υπό εξέταση χρηματιστηριακές αγορές συμπεριλήφθηκαν ισχυρές αγορές όπως της Μ. Βρετανίας, Γερμανίας, Ολλανδίας, Γαλλίας, Ιταλίας , Ελβετίας αλλά και αναπτυσσόμενες αγορές όπως της Πορτογαλίας, Ελλάδας, Βέλγιου. Αποδείχθηκε ότι διαχύσεις μεταβλητότητας συμβαίνουν όχι μόνο από τα ισχυρά χρηματιστήρια στα πιο αδύναμα αλλά και το αντίστροφο, απορρίπτοντας την υπόθεση που έχει γίνει από προηγούμενες ακαδημαϊκές έρευνες και μελέτες , ότι η κατεύθυνση του causation είναι από τις αναπτυγμένες αγορές προς στις αναπτυσσόμενες.
2. Η πιο ισχυρή πηγή διάχυσης μεταβλητότητας , όσον αφορά τις ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές ,είναι η Γερμανία. Ωστόσο και άλλες ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές όπως η Μ. Βρετανία, η Ολλανδία, η Γαλλία, η Ελβετία αποτελούν ισχυρές πηγές διάχυσης μεταβλητότητας.
3. Ισχυροί δεσμοί μεταβλητότητας δεν ισχύουν αποκλειστικά μόνο ανάμεσα σε αγορές που χαρακτηρίζονται από γεωγραφική προσεγγισιμότητα όπως Ισπανία-Πορτογαλία-Γαλλία, Γαλλία-Βέλγιο, Ελλάδα-Ιταλία κλπ . Δεσμοί μεταβλητότητας ισχύουν ανάμεσα σε όλες τις ευρωπαϊκές αγορές, ακόμα και ανάμεσα στις πιο απομακρυσμένες αγορές.
4. Οι δύο μεθοδολογίες στη πλειοψηφία των περιπτώσεων μας δίνουν πανομοιότυπα αποτελέσματα.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Bekaert, Geert, and Campbell R. Harvey ,1997.Emerging equity market volatility. *Journal of financial economics* 43,29-77

Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity . *J. econometrics* 31, 307-327

Bollerslev, T., R. Y. Chou, K.F. Kroner, 1992.ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence, *Journal of Econometrics* 52, 5-59

Booth G. G., T. Martikainen, Y. Tse, 1997. Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets .*Journal of banking and finance*21, 811-823

Caporale , Guglielmo Maria , Nikitas Pittis, and Nicolo Spagnolo, 2002. Testing for causality-in-variance: an application to the East Asian markets, *International Journal of finance and economics* 7, 235-245

Cheung, Y.W., Ng, L.K., 1996. A causality in variance test and its application to financial market prices. *J. Econometrics* 72, 33-48

Cotter, J. 2004. International equity market integration in a small open economy: Ireland January 1990-December 2000. *International review of financial analysis* 13.669-685

Dickey, D. A., and W.a. Fuller, 1979. Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74,427-431

Engle, Robert F., T. Ito, and W.L. Lin, 1990. Meteor showers or heat waves? Heteroscedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange market, *Econometrica* 58, 525-542

Eun, Cheol S., and Sangdal Shim, 1989. International Transmission of stock market movements. *Journal of Finance and quantitative analysis* 24, 241-256

Engle, R.F. and R. Susmel, 1993.Common volatility in international equity markets, *Journal of business and economic statistics* 11, 167-176

Figlewski, S., 2004. Forecasting volatility. New York University Stern School of Business.

Gebka , B., D. Serwa 2004. Intra- and Inter-regional spillovers between emerging capital markets around the world.

Hamao, Y., Masulis, R.W., Ng, V., 1990. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Rev. Financial Studies* 3, 281-307

Huang, B., Yang, C.W. An econometric analysis of stock's volatility and trading volume—a case of Taiwan. Unpublished paper. National Chung Cheng university

Hu, Mei-Yuan Chen, R. C.W. Fok, Huang, 1997. Causality in volatility and volatility spillover effects between US, Japan and four equity markets in the South China Growth Triangular. *International Financial markets institutions & money* 7, 351-367

Joen, B.-N., Von Furstenberg, G.M., 1990. Growing international co-movement in stock price indexes. *Q. Econ. Business* 30, 15-30

Karolyi A. G., and R. M. Stulz, 1996. Why do markets move together? An investigation of US-Japan comovements, *Journal of finance* 51, 951-986

Kootmos, G, and G. G. Booth, 1995. Asymmetric volatility transmission in international stock markets, *Journal of international money and finance* 14, 747-762

Kim S., Rogers J., 1995. International stock price spillovers and market liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States. *Journal of the empirical finance* 2, 117-133

King M., Wadhvani S., 1990. Transmission of volatility between stock markets. *Review of financial studies*

Lamoureux, C.G., Lastrapes, W.D., 1990. Heteroscedasticity in stock return data volume versus GARCH effects. *Journal of finance* , 221-230

Lin, R. Engle, T. Ito, 1994. Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of financial studies* 7, 507-538

Nelson, D., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica* 59. 347-370

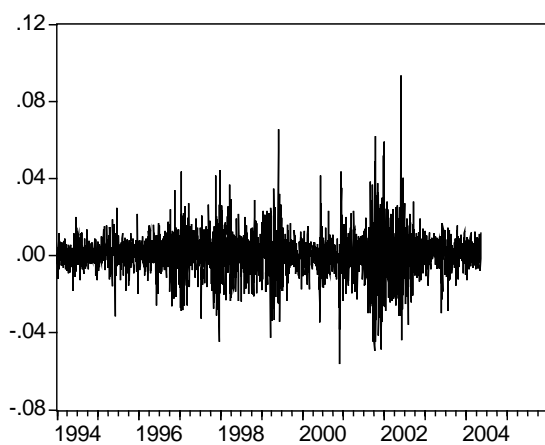
Ng, Angela, 2000. Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin, *Journal of international money and finance* 19, 207-233

Sola M., F. Spagnolo, N. Spagnolo, 2002. A test for volatility spillovers. *Economics letters* 76. 77-84

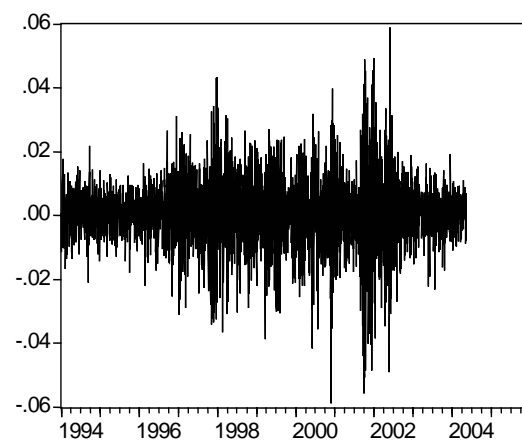
Schwert, G. W., 1990. Stock volatility and the crash. *Review of the financial studies* 3, 77-102

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

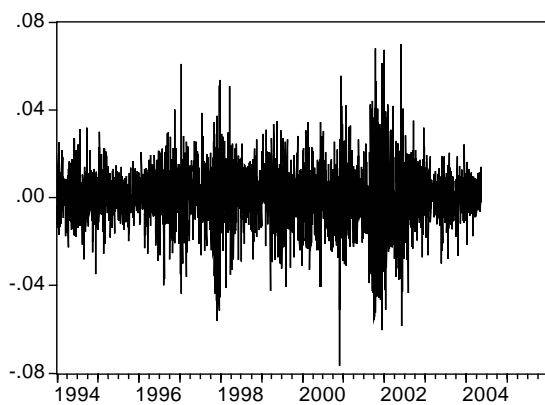
Γραφικές παραστάσεις αποδόσεων



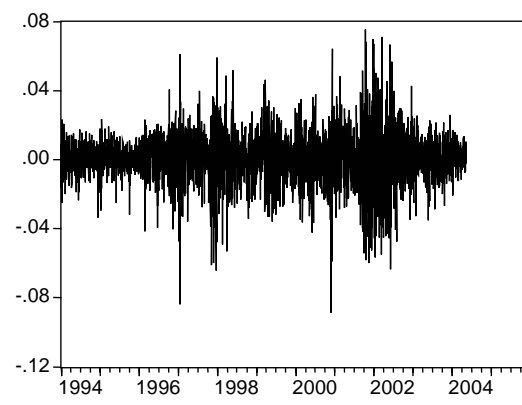
— ΒΕΛΓΙΟ



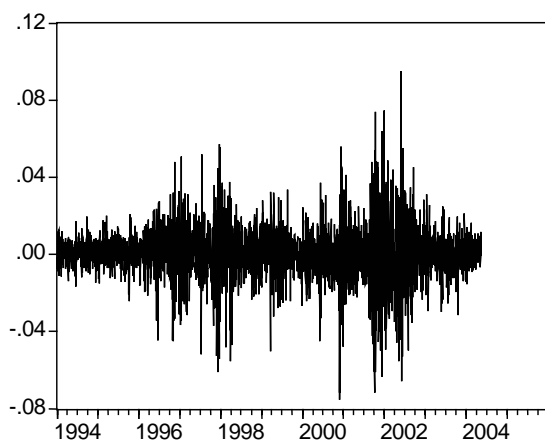
— ΜΒΡΕΤΑΝΙΑ



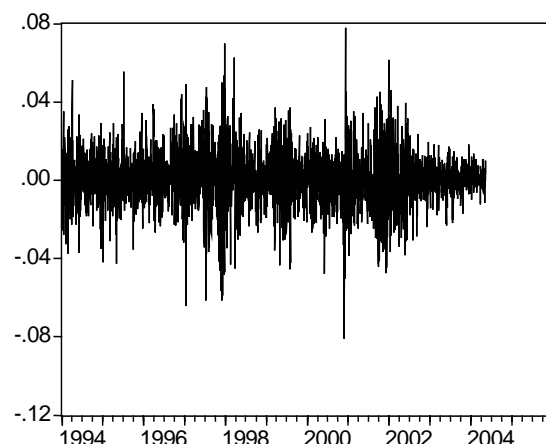
— ΓΑΛΛΙΑ



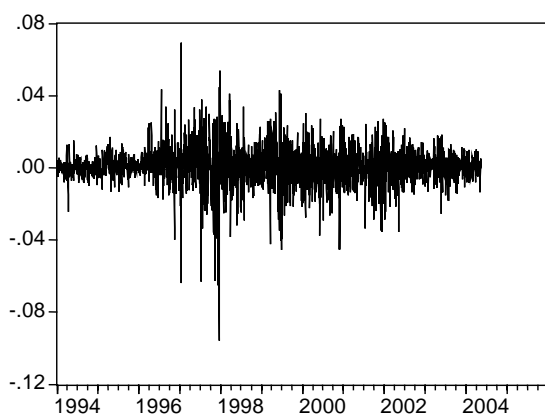
— ΓΕΡΜΑΝΙΑ



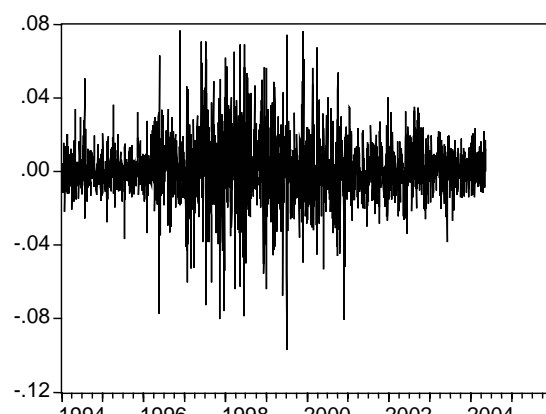
— ΟΑΛΛΑΝΙΑ



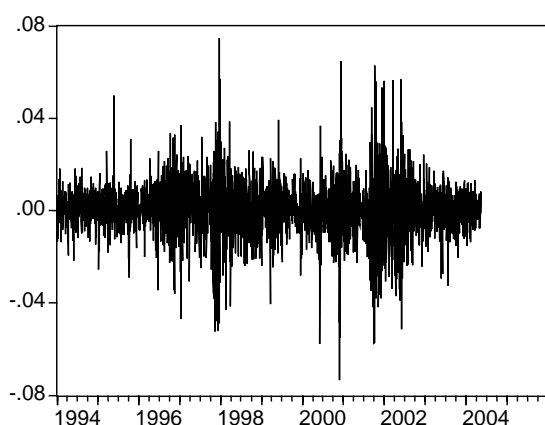
— ΙΤΑΛΙΑ



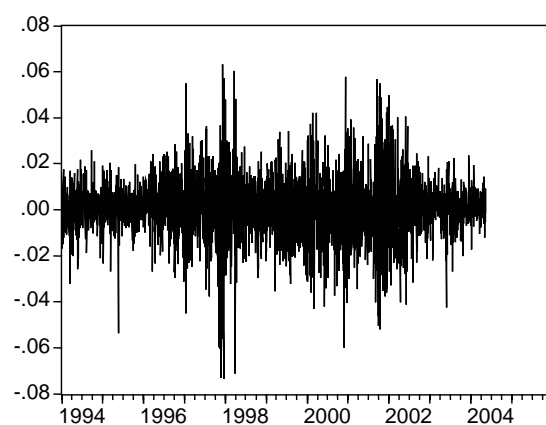
— ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ



— ΕΛΛΑΔΑ



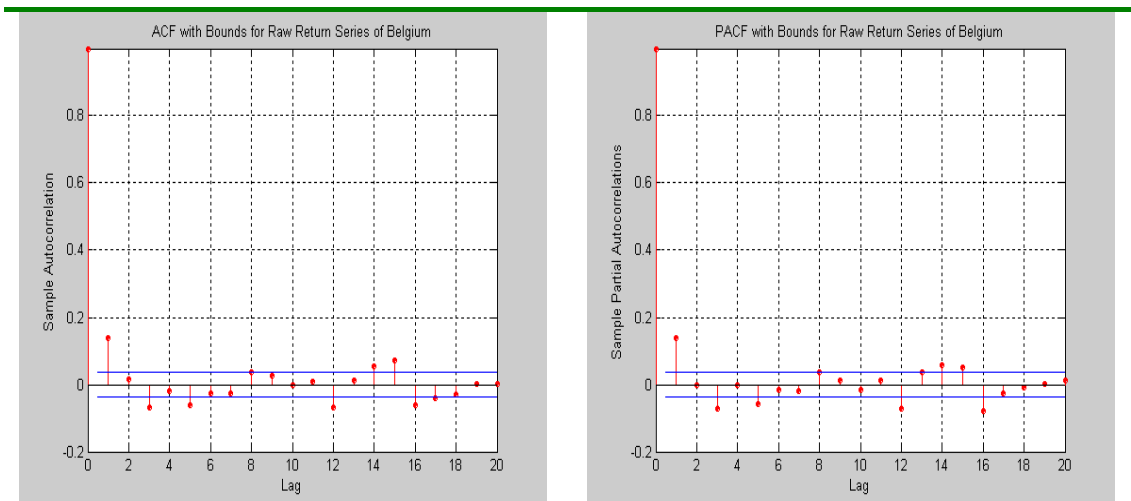
— ΕΛΒΕΤΙΑ



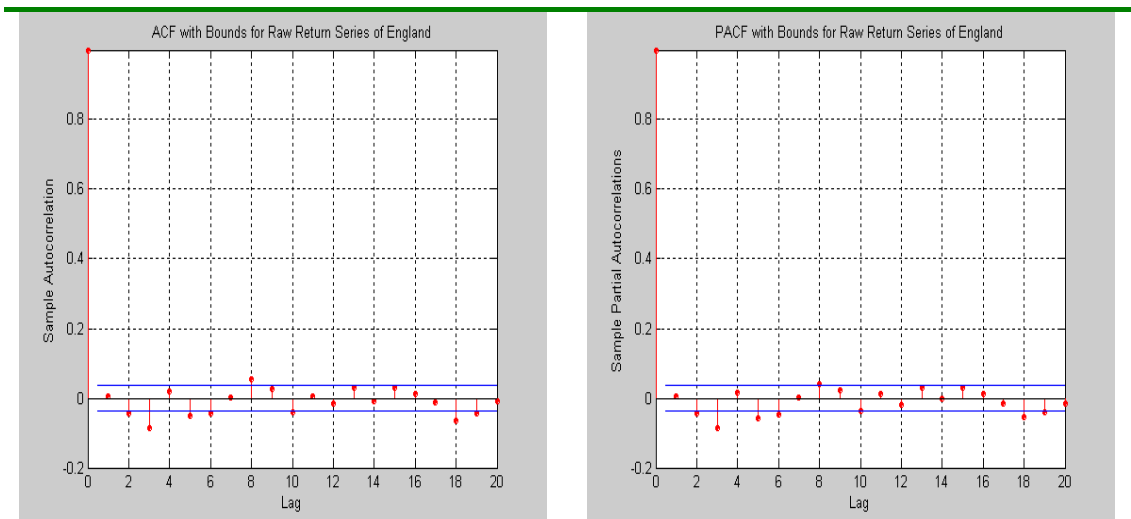
— ΙΣΠΑΝΙΑ

Γραφικές παραστάσεις Δειγματικής Συνάρτησης Αυτοσυσχέτισης (ACF) και Δειγματικής Συνάρτησης Μερικής Αυτοσυσχέτισης (PACF) των αποδόσεων των Ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών δεικτών

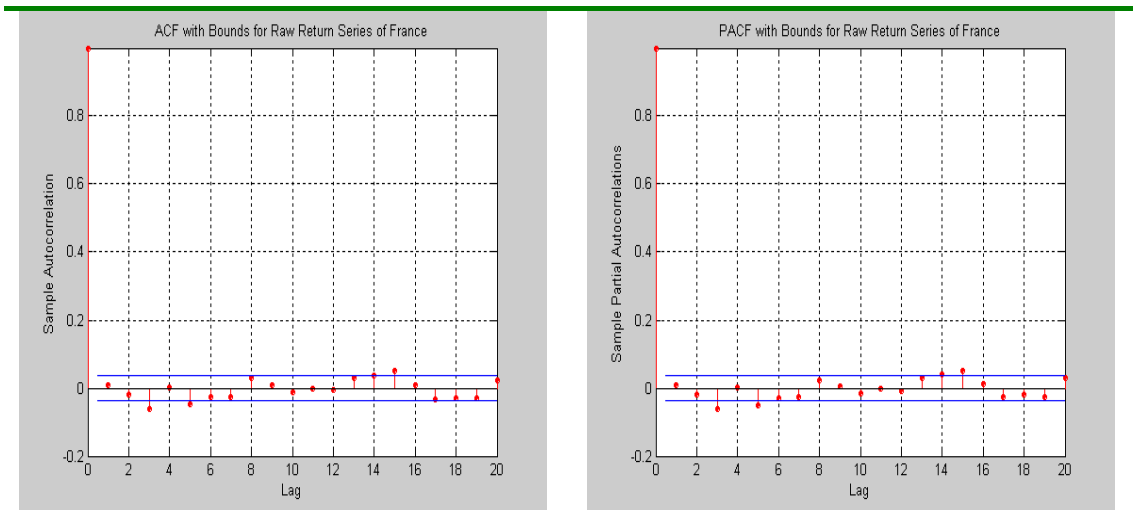
ΒΕΛΓΙΟ



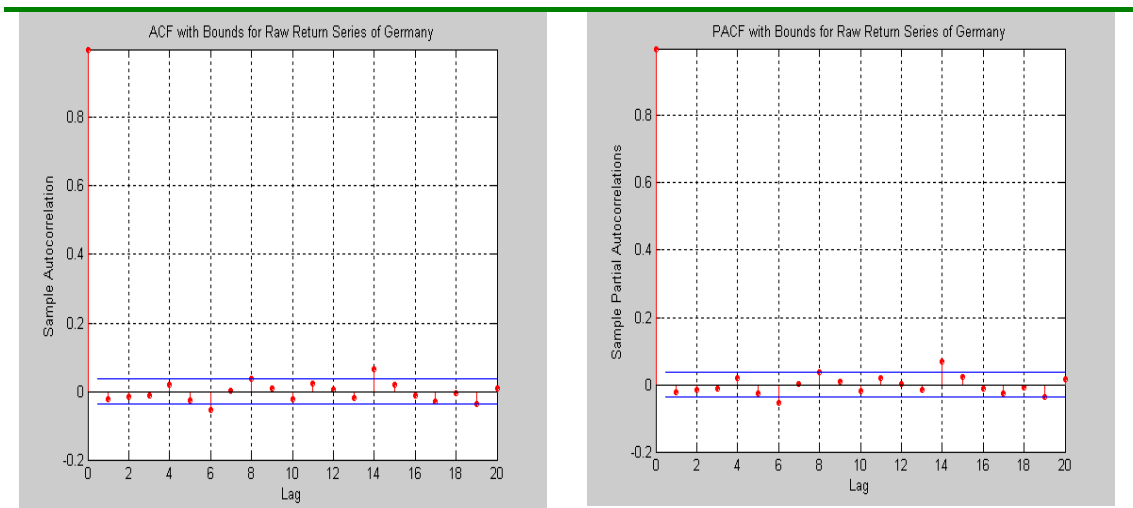
M. ΒΡΕΤΑΝΙΑ



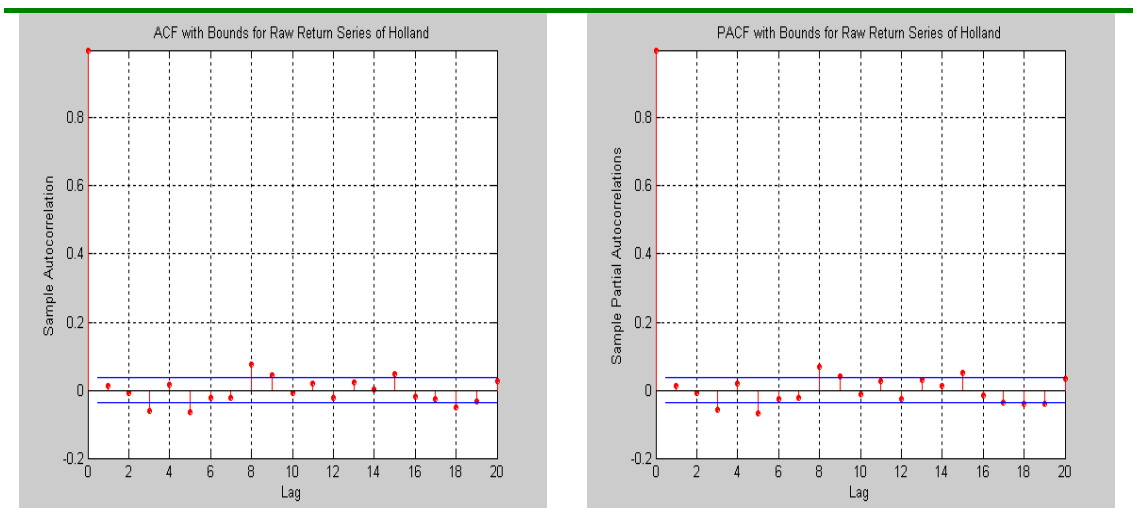
ΓΑΛΛΙΑ



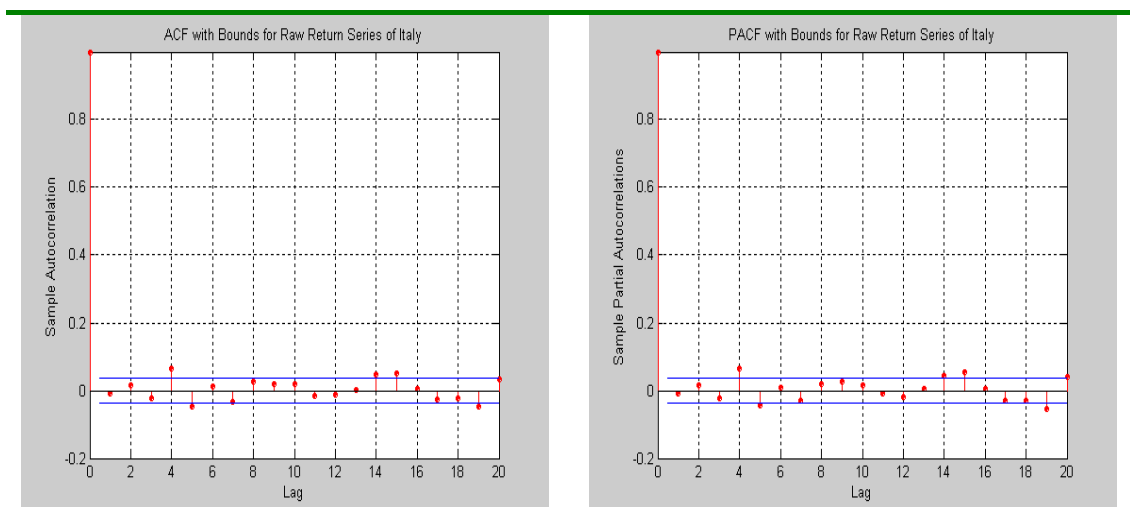
ΓΕΡΜΑΝΙΑ



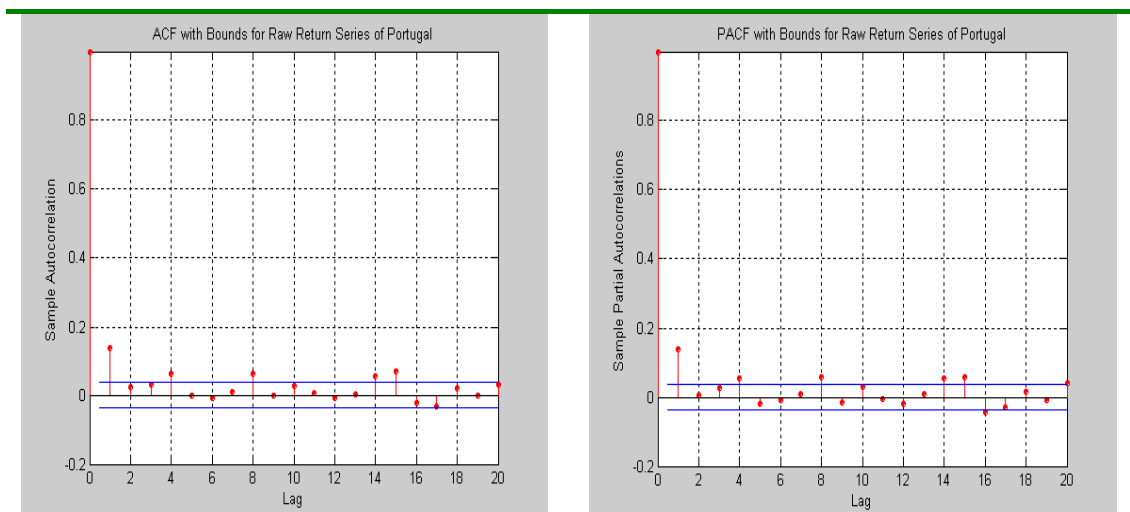
ΟΛΛΑΝΔΙΑ



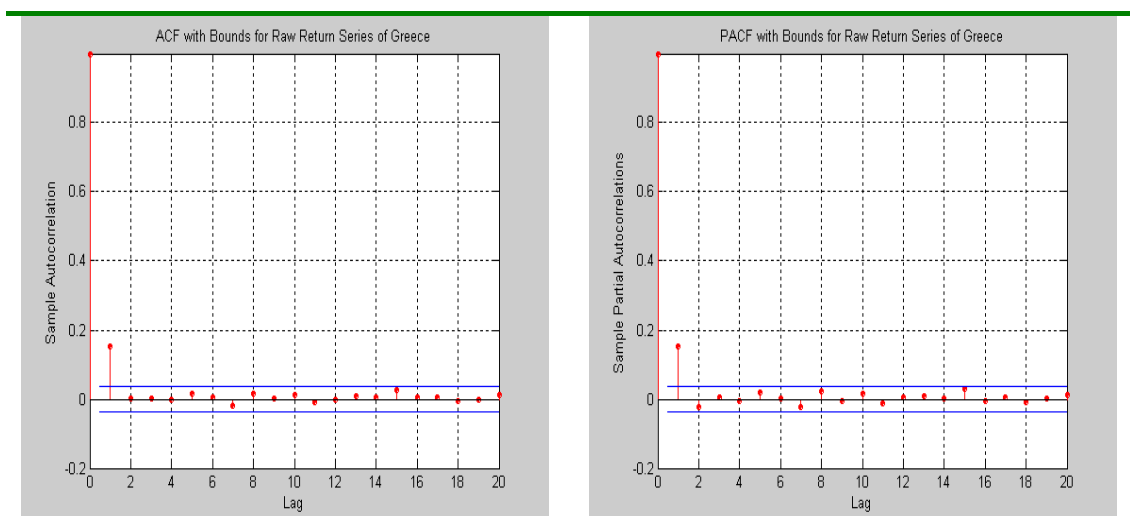
ITAAA



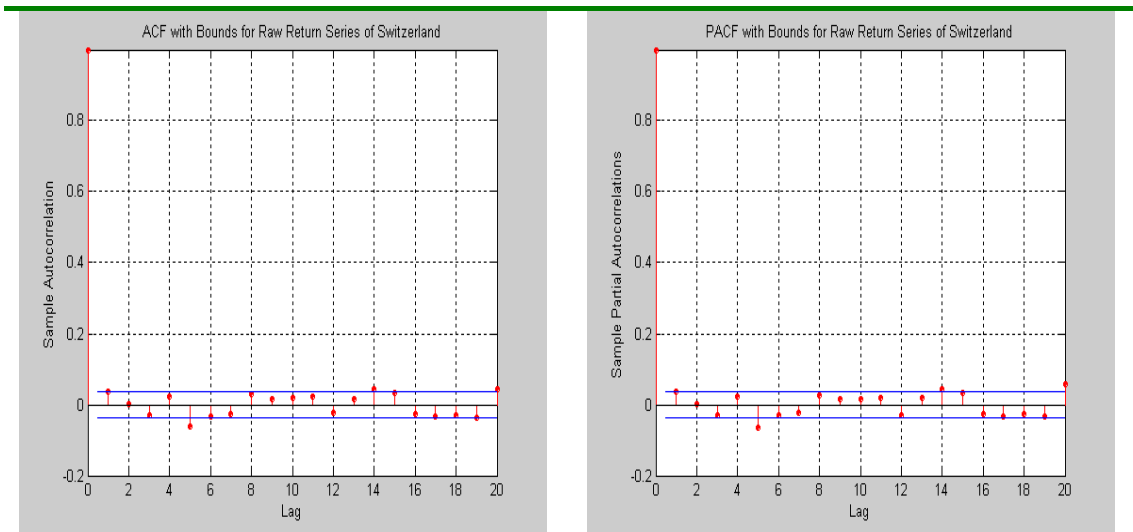
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ



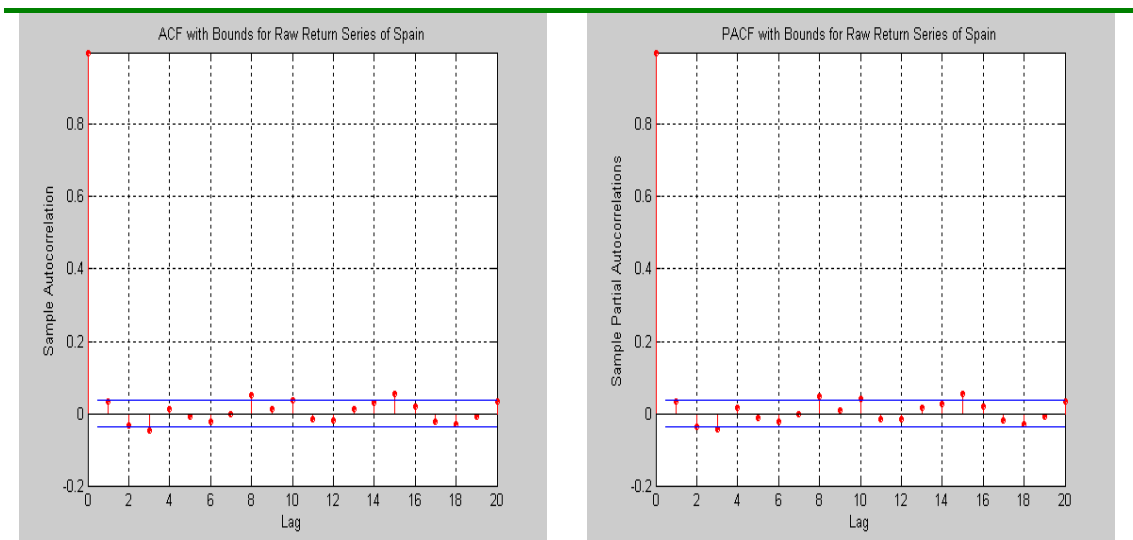
ΕΛΛΑΔΑ



EABETIA

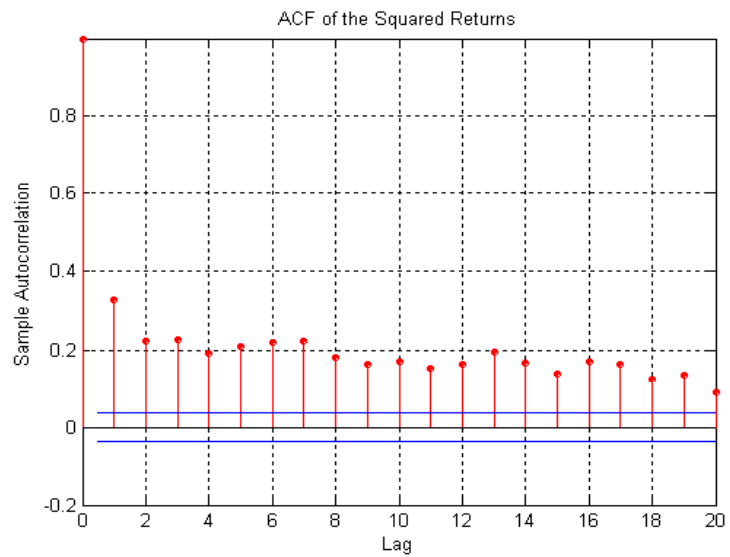


ΙΣΠΑΝΙΑ

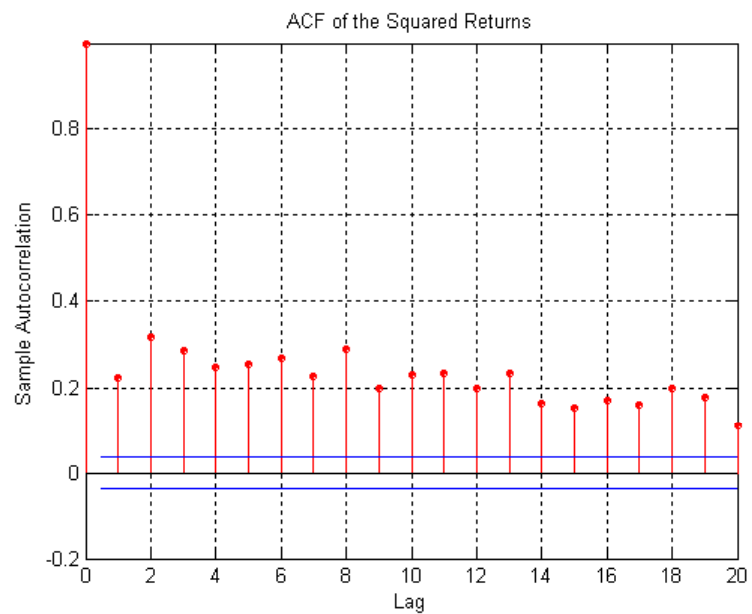


Γραφικές παραστάσεις Δειγματικής Συνάρτησης Αυτοσυσχέτισης (ACF) των τετραγωνισμένων αποδόσεων των Ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών δεικτών

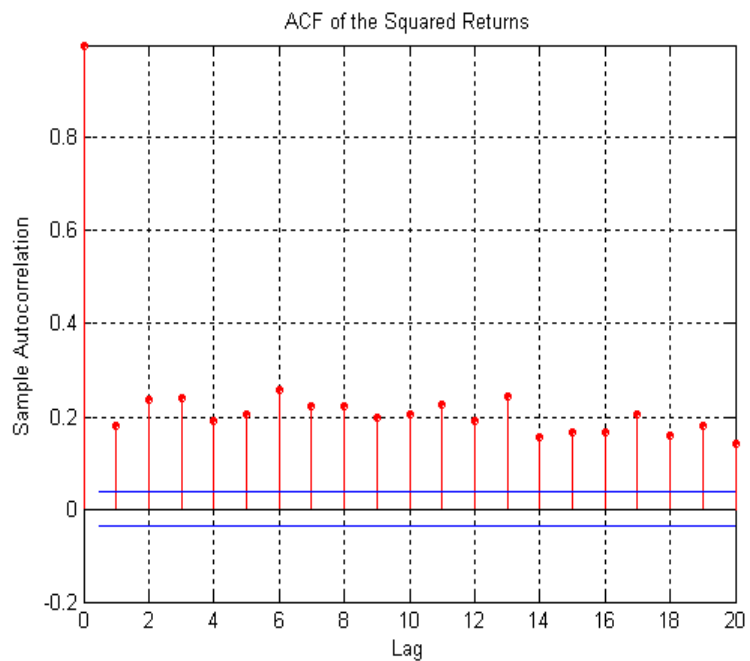
ΒΕΛΓΙΟ



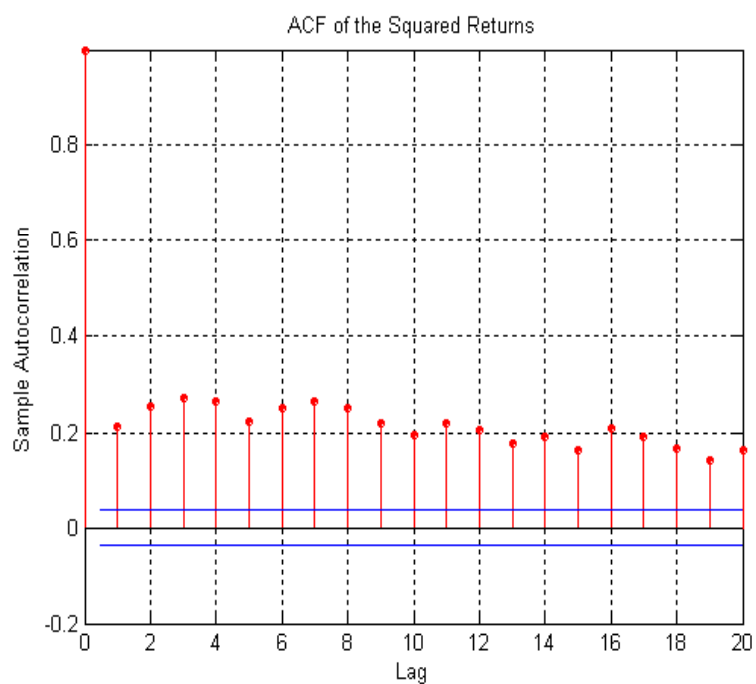
M. ΒΡΕΤΑΝΙΑ



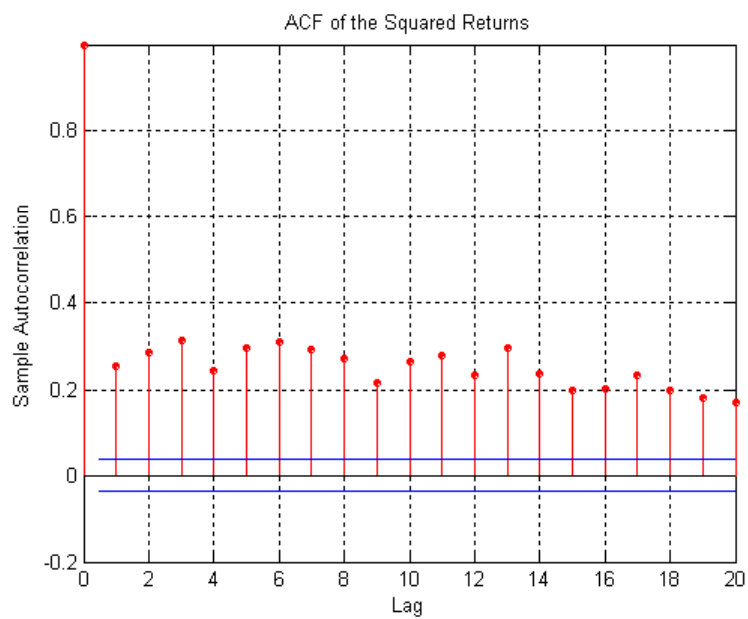
ΓΑΛΛΙΑ



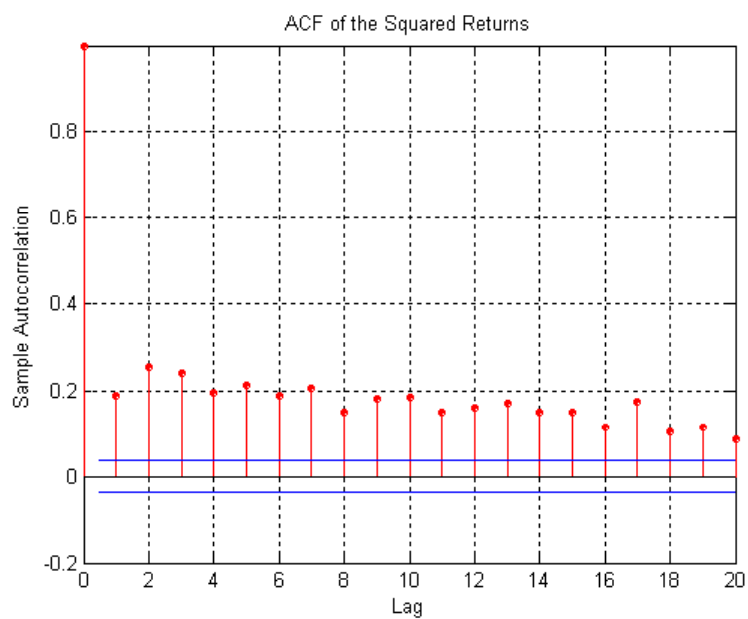
ΓΕΡΜΑΝΙΑ



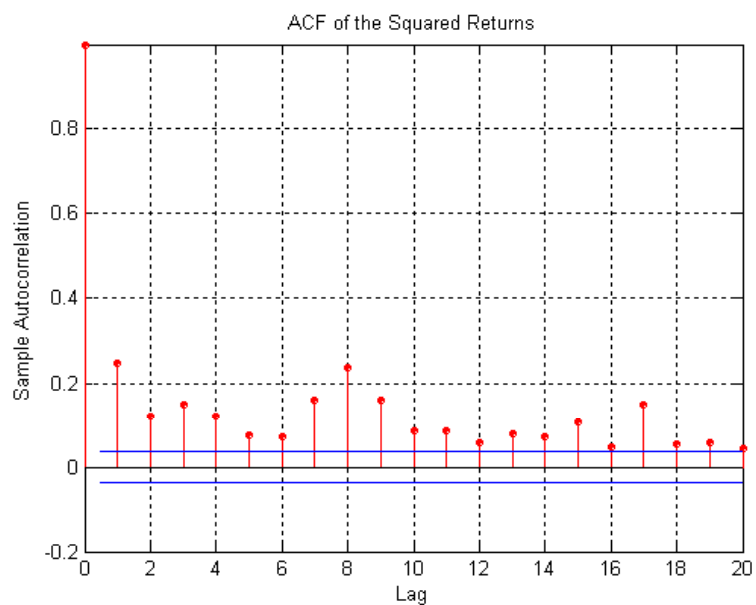
ΟΛΛΑΝΔΙΑ



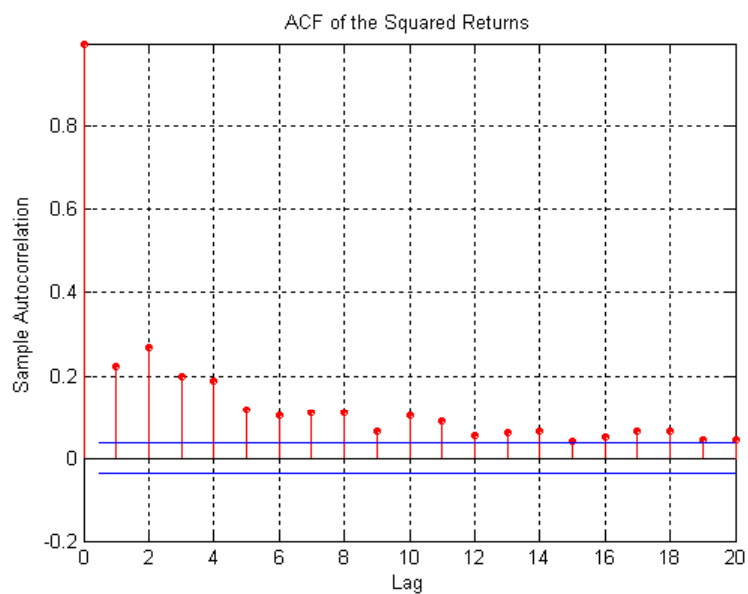
ΙΤΑΛΙΑ



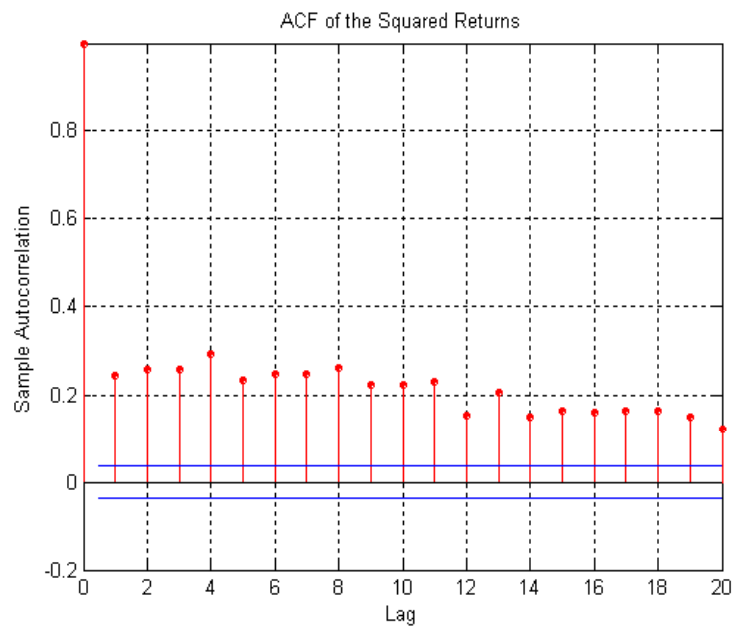
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ



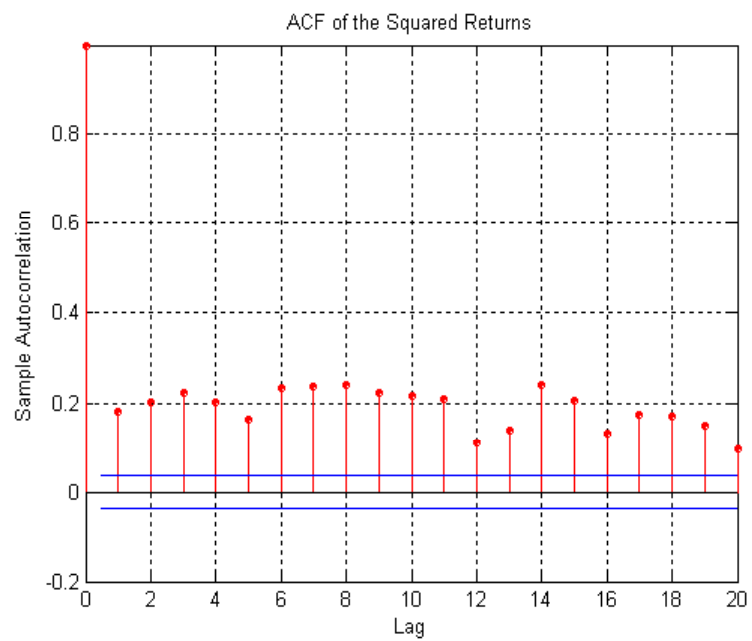
ΕΛΛΑΔΑ



EΛBETIA



ΙΣΠΑΝΙΑ



ΣΥΜΠΛΗΡΩΜΑΤΙΚΑ ΣΧΟΛΙΑ

Γνωρίζουμε ότι κατά την εφαρμογή της μεθοδολογίας των Cheung και Ng αν αποδειχθεί ότι ισχύει causality in mean μεταξύ των δύο ανεξάρτητων μεταβλητών, τότε αυτό με τη σειρά του επιφέρει επίδραση στο causality in variance. Στη μελέτη γίνεται διεξοδική αναφορά στην αντιμετώπιση αυτού του φαινομένου. Σε αυτό το τμήμα θα ασχοληθούμε με το πως επηρεάζεται το causality in variance αν προσπαθήσουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean. Το ταυτόχρονο causality in mean δεν είναι μια σχέση αιτιότητας, αλλά όπως είδαμε και προηγουμένως είναι ένα φαινόμενο που μπορεί να αποδοθεί στις διεθνείς οικονομικές εξαρτήσεις που ισχύουν ανάμεσα στις αναπτυσσόμενες και αναπτυγμένες αγορές. Οι ταυτόχρονες διαχύσεις αποδόσεων εντοπίζονται παντού, ανεξαρτήτως τοποθεσίας και γεωγραφικής προσεγγισιμότητας των αγορών. Ακόμα και όταν ανακατασκευάζουμε τα μοντέλα των δεικτών προσθέτοντας ως εξωγενείς μεταβλητές αποδόσεις των άλλων αγορών που διαχέουν σε αυτές αποδόσεις, αυτή η ταυτόχρονη σχέση παραμένει. Παρουσιάζει ενδιαφέρον να εξετάσουμε πως θα διαμορφωθεί το causality in variance αν εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean.

ΒΕΛΓΙΟ - ΓΑΛΛΙΑ

Αν θελήσουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean μπορούμε να προσθέσουμε present και lagged αποδόσεις (1) της Γαλλίας στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου (προσθέτουμε lagged αποδόσεις με βάση το likelihood ratio test)

Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι έγινε εφικτό να εξαλειφθεί το ταυτόχρονο causality in mean . Συγκεκριμένα

[$S_{ΒΕΛ+ΓΑΛ}$, $S_{ΒΕΛ→ΓΑΛ}$, $S_{ΒΕΛ←ΓΑΛ}$]

0.0140 2.5852 6.5008
και

XCF,	Lags,	t
0.0033	-5.0000	0.1712
0.0254	-4.0000	1.3192
0.0155	-3.0000	0.8042
0.0059	-2.0000	0.3056
0.0053	-1.0000	0.2747
-0.0023	0	-0.1183
0.0140	1.0000	0.7301
0.0169	2.0000	0.8798
0.0072	3.0000	0.3740
-0.0137	4.0000	-0.7109
-0.0410	5.0000	-2.1327*

Με βάση αυτήν την νέα μοντελοποίηση , το causality in variance προκύπτει

XCF	Lags	t
0.0008	-5.0000	0.0441
0.0244	-4.0000	1.2690
0.0032	-3.0000	0.1649
0.0277	-2.0000	1.4427
0.0593	-1.0000	3.0858
0.1822	0	9.4750
0.0444	1.0000	2.3087
0.0469	2.0000	2.4399
-0.0309	3.0000	-1.6065
0.0032	4.0000	0.1685
0.0023	5.0000	0.1195

και

[$S_{BEA \rightarrow GAA}$, $S_{BEA \rightarrow GAA}$, $S_{BEA \leftarrow GAA}$]

89.7765 13.2430* 13.9065*

Όμως το Ljung-Box Q-statistic μας δείχνει ότι η νέα αυτή μοντελοποίηση αντιμετωπίζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης .

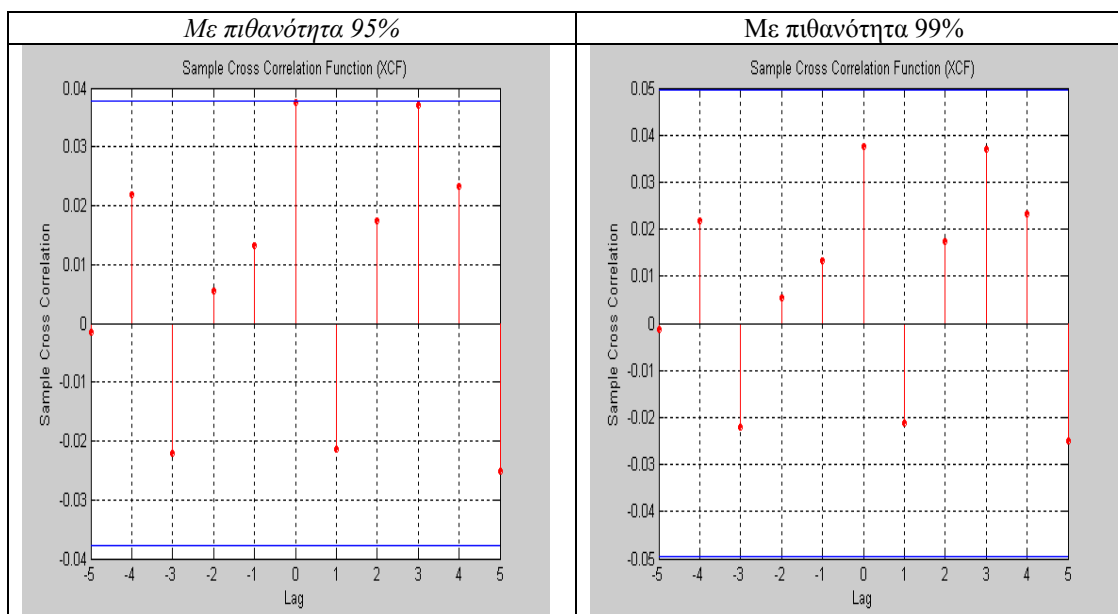
Το ίδιο ακριβώς πρόβλημα αντιμετωπίζουμε αν προσθέσουμε present και lagged αποδόσεις του Βελγίου στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας. Καταφέρνουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean , αλλά τα τετραγωνισμένα τυποποιημένα κατάλοιπα εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση.

ΒΕΛΓΙΟ –ΙΣΠΑΝΙΑ

Επειδή αντιμετωπίζουμε ταυτόχρονο causality in mean , γι' αυτό και προσθέτουμε ως εξωγενή μεταβλητή στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου την παρούσα απόδοση της Ισπανίας . Καταφέρνουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean .

[$S_{BEA \rightarrow ISP}$, $S_{BEA \rightarrow ISP}$, $S_{BEA \leftarrow ISP}$]

3.7951 3.1830 8.9424

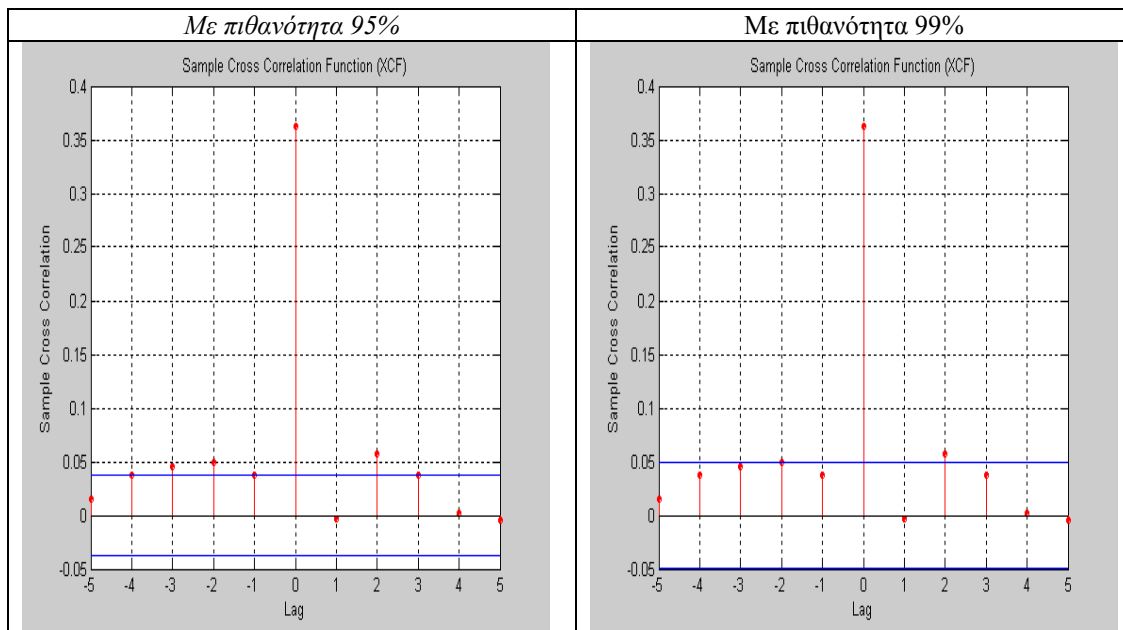


Ωστόσο αν εφαρμόσουμε το Ljung – Box Q Statistic στο νέο μοντέλο βλέπουμε ότι ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα κατάλοιπα

Αν προσπαθήσουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean ακολουθώντας την ίδια διαδικασία αλλά από την πλευρά της Ισπανίας, δεν θα μπορέσουμε να το καταφέρουμε καθώς το likelihood ratio test μας υποδεικνύει ως κατάλληλη μοντελοποίηση αυτή με μόνο present αποδόσεις του Βελγίου στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας, μοντελοποίηση που δεν οδηγεί στην εξάλειψη του ταυτόχρονου causality in mean.

$$[S_{BEA \rightarrow I\text{ΣΠ}}, S_{BEA \rightarrow I\text{ΣΠ}}, S_{BEA \leftarrow I\text{ΣΠ}}]$$

$$354.3380^{**} \quad 20.6328^{**} \quad 12.7086^*$$



ΒΕΛΓΙΟ-ΕΛΒΕΤΙΑ

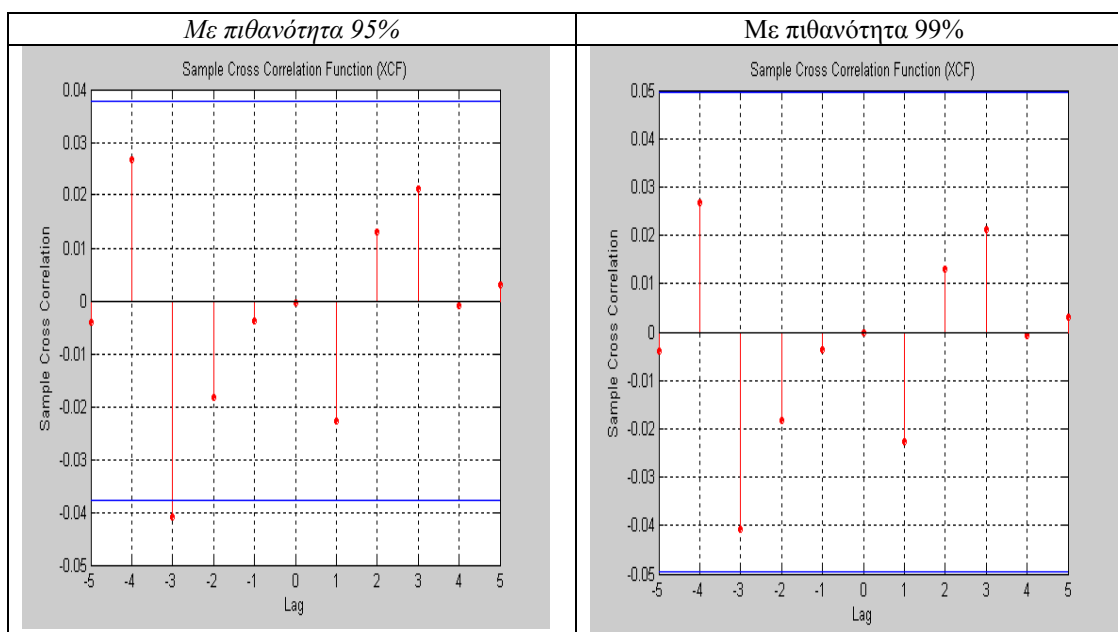
Επειδή η Ελβετία causes το Βέλγιο με πιθανότητα 95%, προσθέτουμε παρούσες αποδόσεις της Ελβετίας στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου. Δεν καταφέρνουμε όμως να εξαλείψουμε το causality in mean, μόνο το ταυτόχρονο causality in mean. Επιπλέον, τα τετραγωνισμένα κατάλοιπα του νέου μοντέλου παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Έτσι προχωρούμε στην προσθήκη στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας present και lagged αποδόσεων. Τελικά με βάση το LR test επιλέγουμε να προσθέσουμε ως εξωγενή μεταβλητή μόνο παρούσα απόδοση του Βελγίου. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Έτσι έχουμε $[S_{BEA+EAB}, S_{BEA \rightarrow EAB}, S_{BEA \leftarrow EAB}]$

0.0002 7.4414 3.0993

και



Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Ελβετίας (με τα βελτιωμένα μοντέλα)

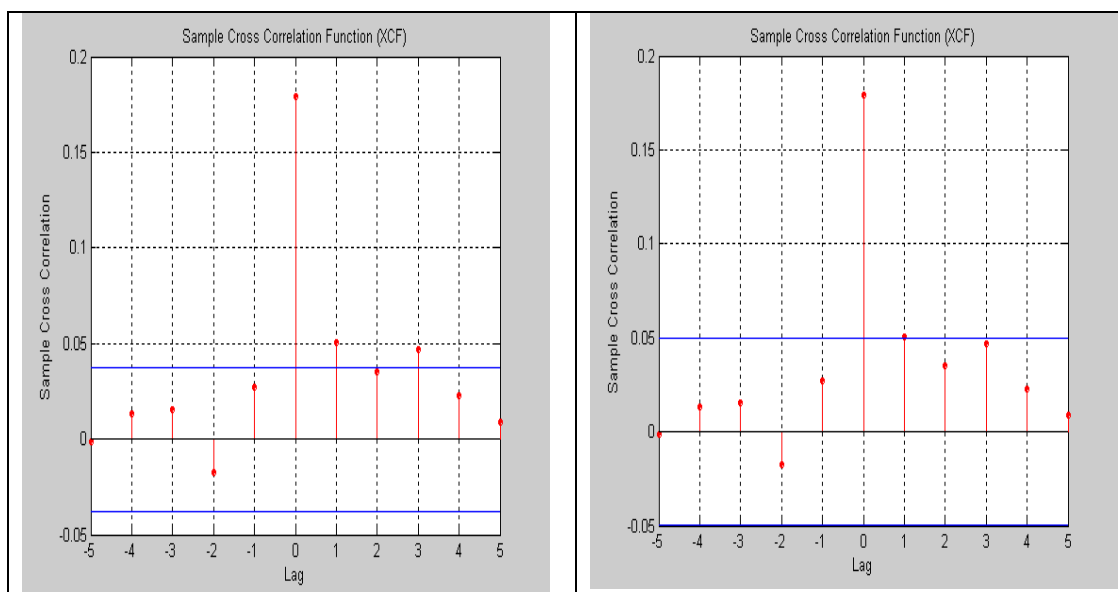
Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι η Ελβετία causes ως προς τη διακύμανση το Βέλγιο με πιθανότητα 95% και 99%

$$[S_{BEA \rightarrow EAB}, S_{BEA \rightarrow EAB}, S_{BEA \leftarrow EAB}]$$

$$87.1751^{**} \quad 3.8914 \quad 17.8782^{**}$$

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν τα αποτελέσματα της στατιστικής t :

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΒΕΛΓΙΟ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Για να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean , προσθέτω παρούσες αποδόσεις της Πορτογαλίας ως εξωγενή μεταβλητή στην εξίσωση του μέσου του Βελγίου. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, όμως δεν καταφέρνουμε να εξαλείψουμε πλήρως το ταυτόχρονο causality in mean, αλλά να το μειώσουμε αρκετά.

$$[S_{\text{ΒΕΛ}+\text{ΠΟΡ}}, S_{\text{ΒΕΛ}\rightarrow\text{ΠΟΡ}}, S_{\text{ΒΕΛ}\leftarrow\text{ΠΟΡ}}]$$

$$7.3860^* \quad 1.6163 \quad 5.0523$$

και [XCF , Lags , t]

0.0023	-5.0000	0.1219
-0.0146	-4.0000	-0.7617
-0.0123	-3.0000	-0.6415
-0.0136	-2.0000	-0.7090
-0.0063	-1.0000	-0.3273
0.0523	0	2.7177
0.0160	1.0000	0.8309
0.0149	2.0000	0.7735
0.0312	3.0000	1.6244
0.0157	4.0000	0.8157
-0.0130	5.0000	-0.6780

Αν δοκιμάσουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean προσθέτοντας παρούσες αποδόσεις του Βελγίου ως εξωγενή μεταβλητή στην εξίσωση του μέσου της Πορτογαλίας , θα παρατηρήσουμε ότι πάλι δεν καταφέρνουμε να το εξαλείψουμε πλήρως. Επιπλέον , το νέο μοντέλο μας δίνει κατάλοιπα που επιδεικνύουν

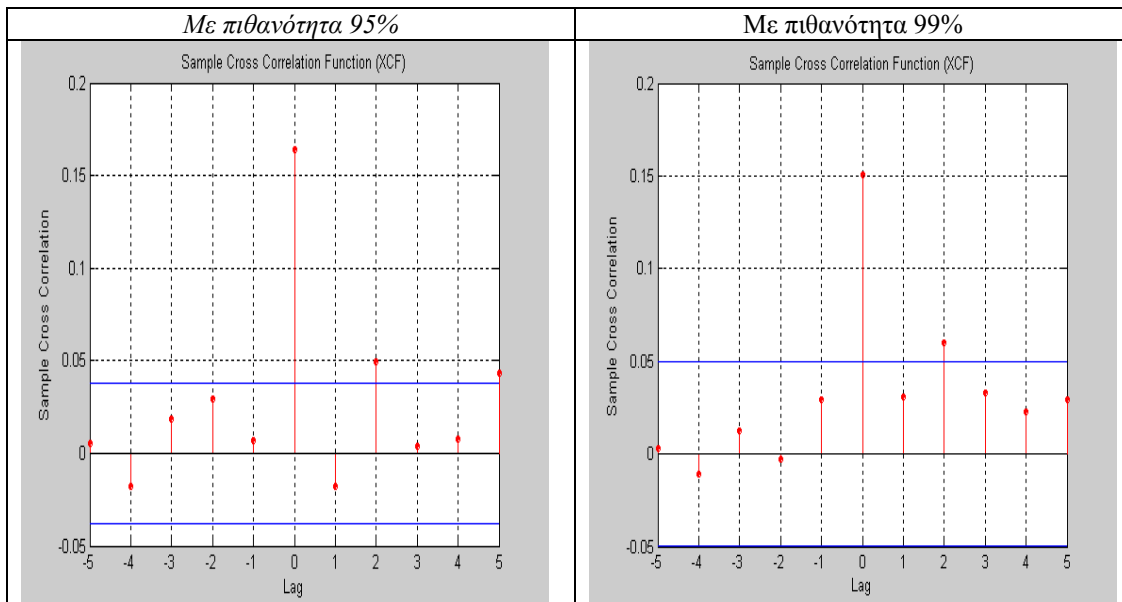
αυτοσυσχέτιση. Επομένως επιλέγουμε την αντιμετώπιση αυτού του φαινομένου με την τροποποίηση του μοντέλου του Βελγίου.

Causality in variance μεταξύ Βέλγιου και Πορτογαλίας (με χρήση του τροποποιημένου μοντέλου του Βελγίου)

Η Πορτογαλία causes ως προς τη διακύμανση το Βέλγιο με πιθανότητα 95%, σύμφωνα με τη στατιστική S , ενώ σύμφωνα με τη στατιστική t αυτό συμβαίνει και με πιθανότητα 99% στο 2^ο lag.

[S, S1, S2]

72.6892 4.3867 12.8332



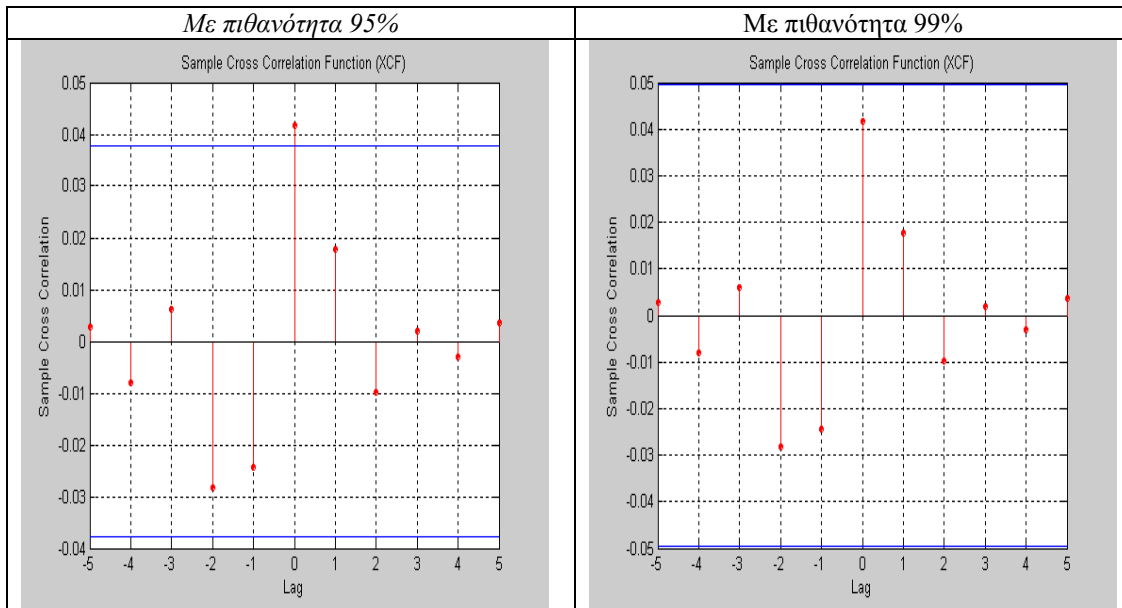
ΓΕΡΜΑΝΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Προσθέτουμε present αποδόσεις της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Γερμανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο, αφού τα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

[$S_{ΓΕΡ+ΠΟΡΤ}$, $S_{ΓΕΡ→ΠΟΡΤ}$, $S_{ΓΕΡ←ΠΟΡΤ}$]

4.6871 4.0490 1.1708

δηλαδή έχουμε μόνο ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ τους για πιθανότητα 95%. Στο ίδιο συμπέρασμα φτάνουμε και με τη στατιστική t όπως φαίνεται και στα διαγράμματα



Αν προσπαθήσουμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean ανακατασκευάζοντας το μοντέλο της σειράς της Πορτογαλίας, θα αντιμετωπίσουμε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Γι' αυτό άλλωστε επιλέξαμε την ανακατασκευή του μοντέλου της Γερμανίας.

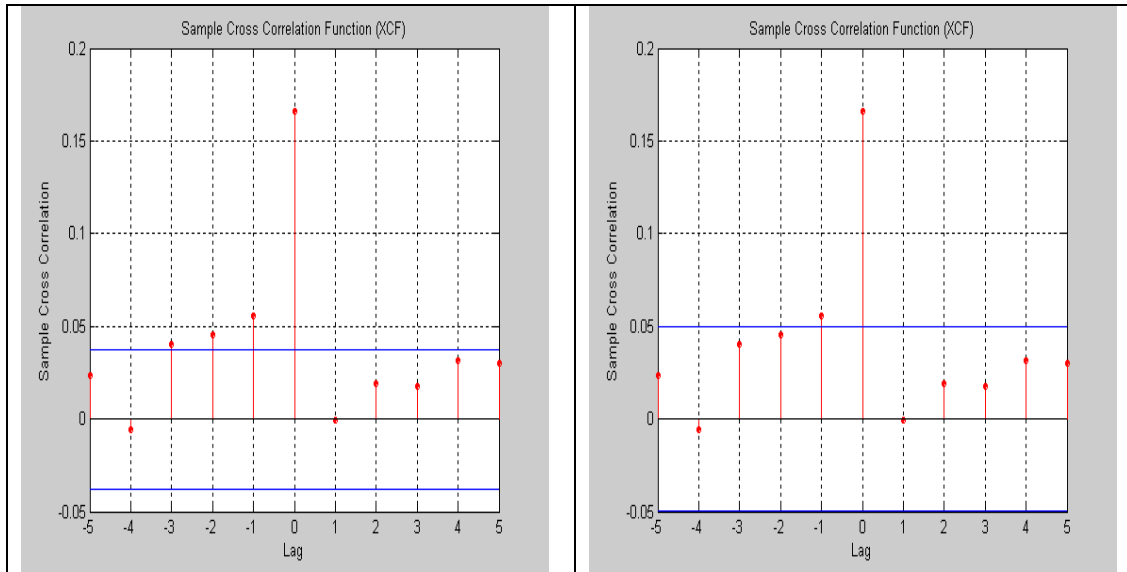
Causality in variance μεταξύ Γερμανίας και Πορτογαλίας (με το νέο μοντέλο της Γερμανίας)

Παρατηρούμε ότι τόσο τα αποτελέσματα της στατιστικής S ή t υποδεικνύουν ότι η Γερμανία causes ως προς τη διακύμανση την Πορτογαλία με πιθανότητα 99%.

[S_{ΓΕΡ+ΠΟΡΤ}, S_{ΓΕΡ→ΠΟΡΤ}, S_{ΓΕΡ←ΠΟΡΤ}]

74.6026 19.7748 6.9297

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΓΑΛΛΙΑ-ΙΤΑΛΙΑ

Προσθέτουμε present αποδόσεις της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας (το likelihood ratio test μας δείχνει ότι είναι καλύτερη μοντελοποίηση). Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα που παίρνουμε δεν επιδεικνύουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

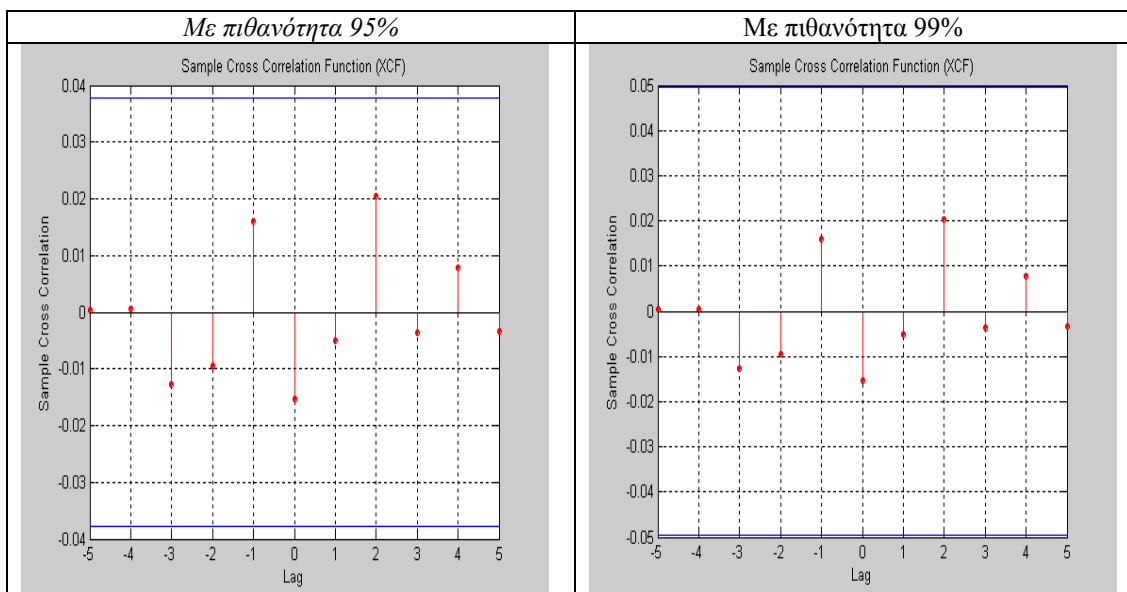
$$[S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\rightarrow\text{ΙΤΑ}\Lambda}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\leftrightarrow\text{ΙΤΑ}\Lambda}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\leftarrow\text{ΙΤΑ}\Lambda}]$$

0.6418 1.3783 1.4277

δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ιταλίας.

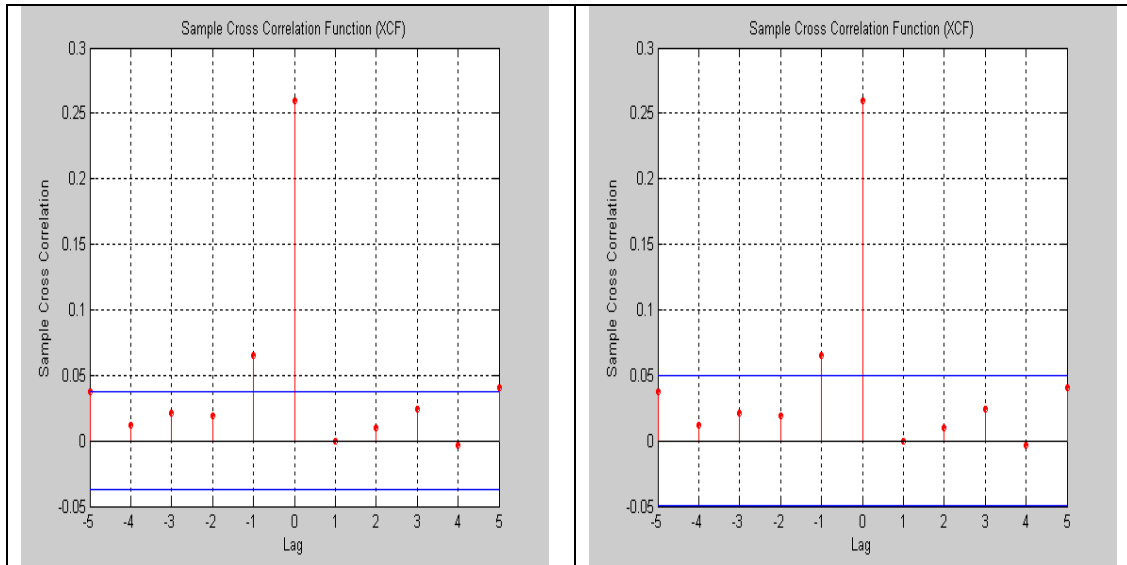
Αν κάνουμε το ίδιο στη μοντελοποίηση της Ιταλίας, θα αντιμετωπίσουμε αυτοσυσχέτιση, γι' αυτό επιλέγουμε να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Γαλλίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ακριβώς το ίδιο πράγμα.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ιταλίας (με το νέο μοντέλο της Γαλλίας)

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΓΑΛΛΙΑ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

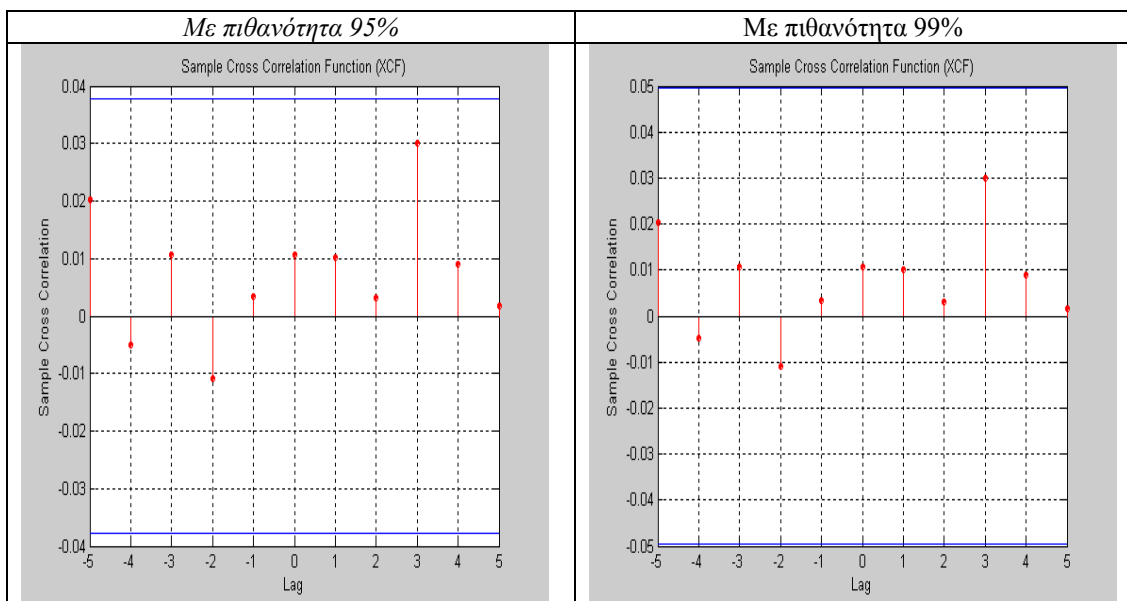
Προσθέτουμε present και lagged (1) αποδόσεις της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας. Το μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[\mathbf{S_{ΓΑΛΛ\rightarrow ΠΟΡΤ}}, \quad \mathbf{S_{ΓΑΛΛ\rightarrow ΠΟΡΤ}}, \quad \mathbf{S_{ΓΑΛΛ\leftarrow ΠΟΡΤ}}]$$

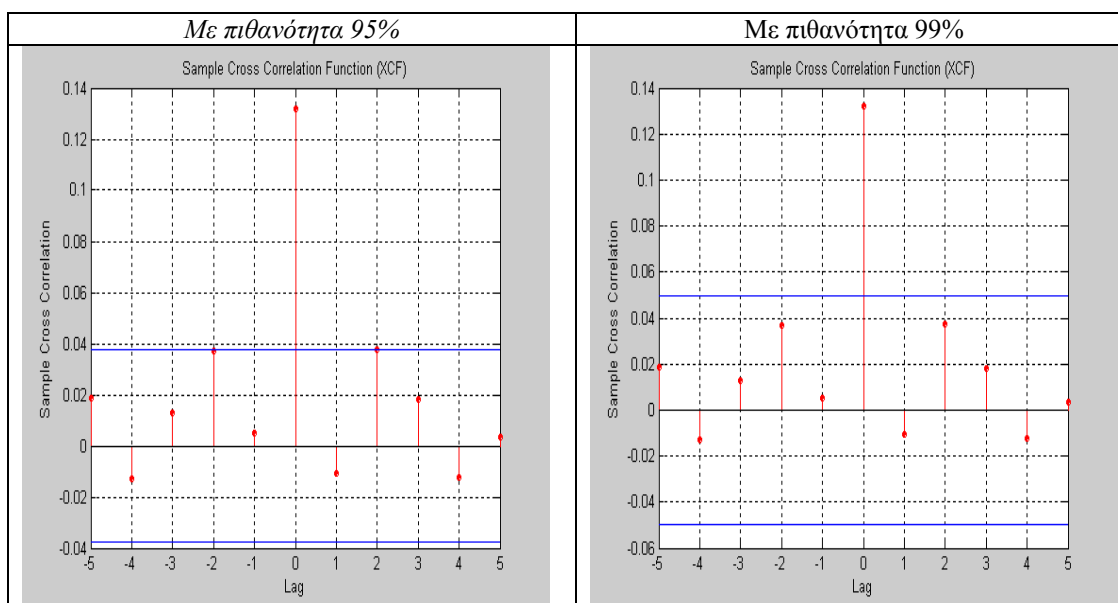
0.3084 1.8431 2.9882

δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Πορτογαλίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ακριβώς το ίδιο πράγμα.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Πορτογαλίας (με το νέο μοντέλο της Γαλλίας)



ΓΑΛΛΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ

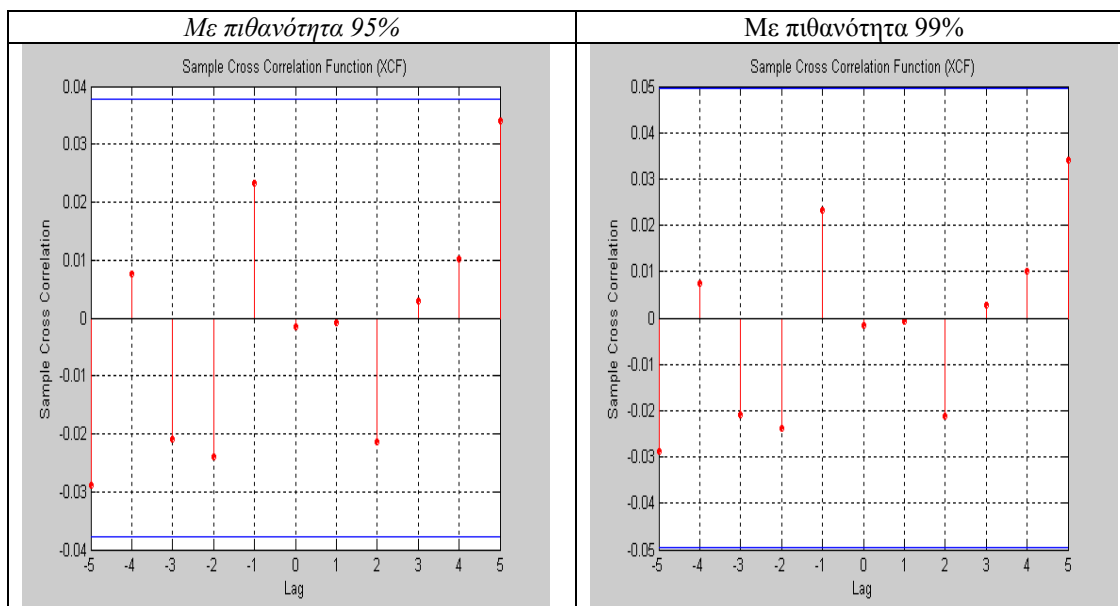
Προσθέτουμε present και lagged (2) αποδόσεις της Γαλλίας στην εξίσωση του μέσου της Ισπανίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}+\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}\rightarrow\text{ΙΣΠ}}, S_{\Gamma\text{ΑΛΛΑ}\leftarrow\text{ΙΣΠ}}]$$

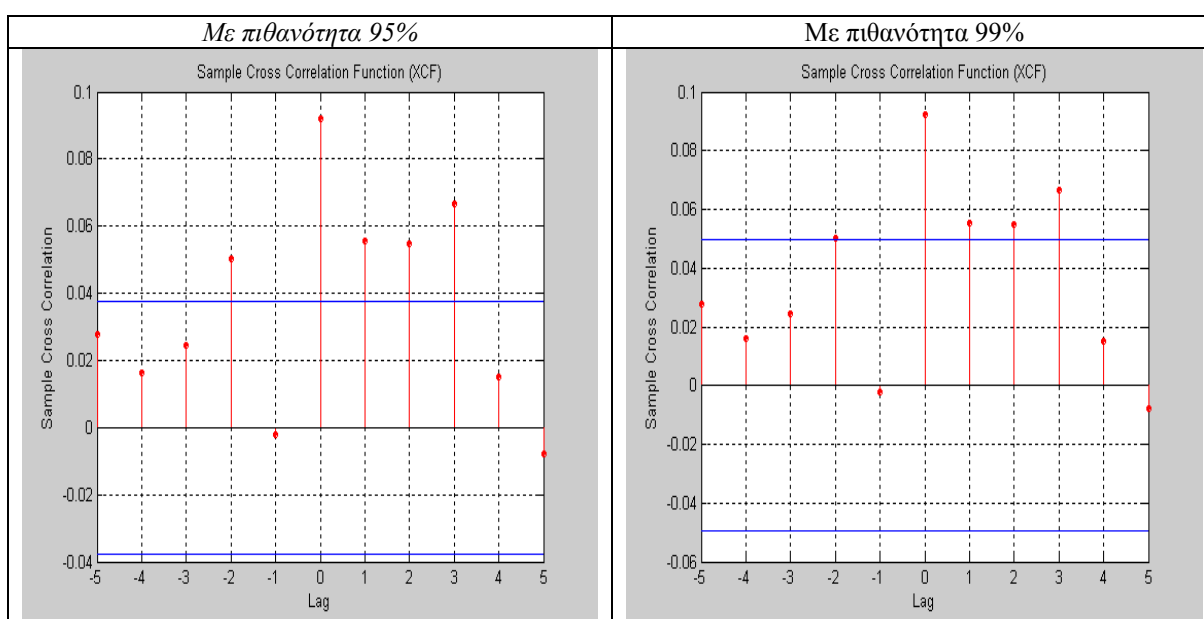
$$0.0066 \quad 6.5942 \quad 4.6770$$

δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ισπανίας.

Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει η στατιστική t, δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ισπανίας.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ισπανίας (με βάση το νέο μοντέλο της Ισπανίας)



ΓΑΛΛΙΑ-ΕΛΒΕΤΙΑ

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

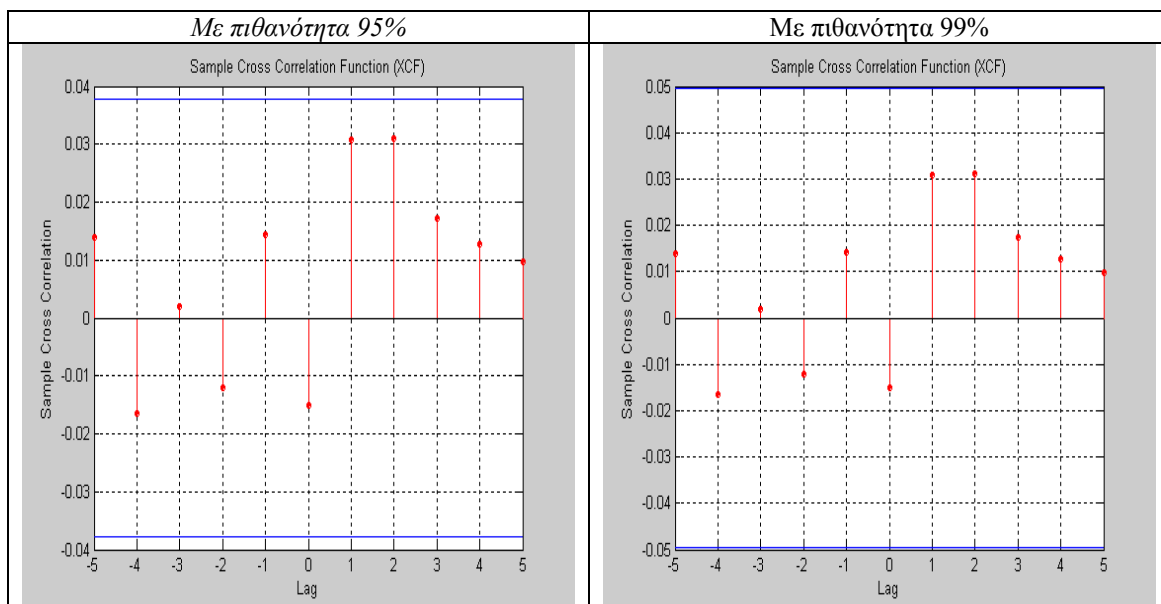
Προσθέτουμε present και lagged (2) αποδόσεις της Ελβετίας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[\mathbf{S_{ΓΑΛΛΑ+ΕΛΒ}}, \mathbf{S_{ΓΑΛΛΑ \rightarrow ΕΛΒ}}, \mathbf{S_{ΓΑΛΛΑ \leftarrow ΕΛΒ}}]$$

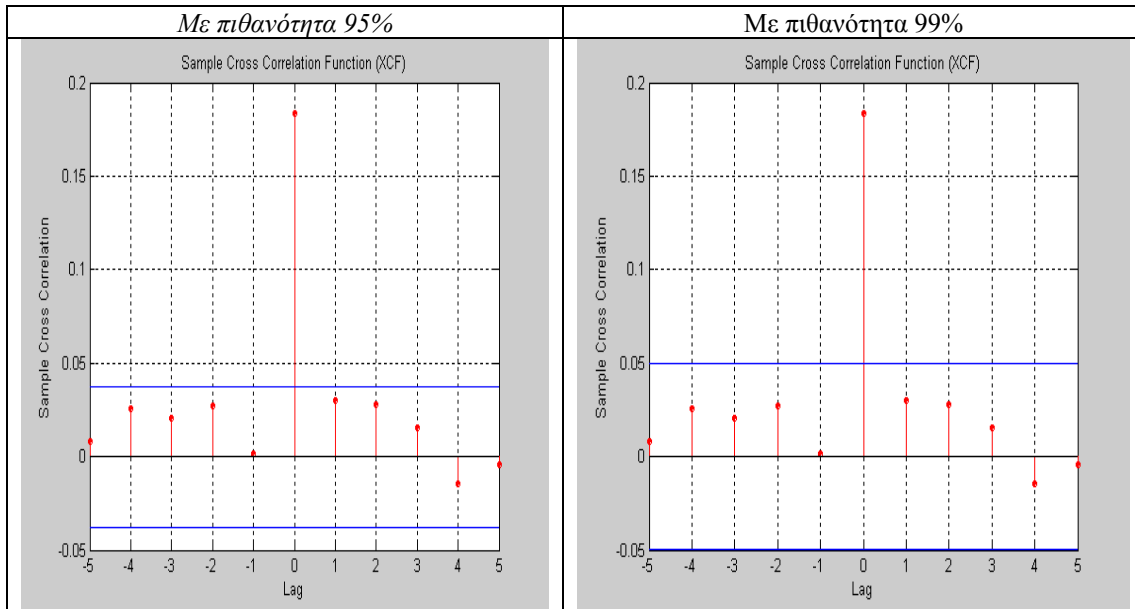
0.6111 2.2118 6.6527

δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας.

Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει η στατιστική t , δηλαδή για πιθανότητα 95% και 99% δεν ισχύει causality in mean μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ελβετίας (με βάση το νέο μοντέλο της Γαλλίας)



ΓΑΛΛΙΑ-Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ

Προσθέτουμε present και lagged (1) αποδόσεις της Γαλλίας στην εξίσωση του μέσου της Αγγλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

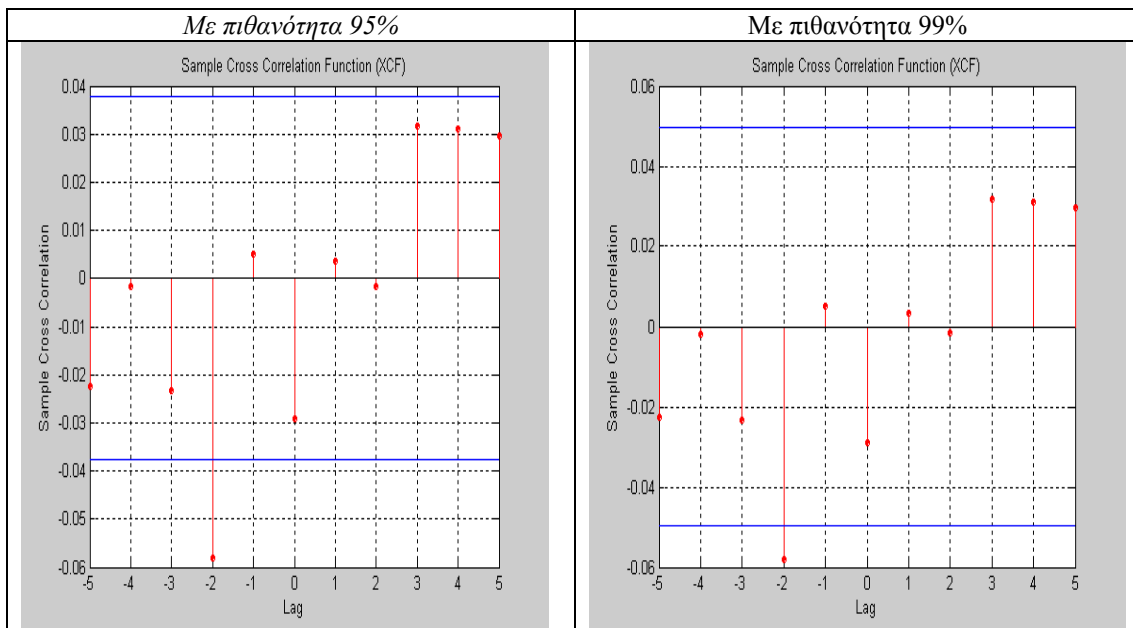
$$[S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda+\text{A}\Gamma\Gamma\Lambda}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\rightarrow\text{A}\Gamma\Gamma\Lambda}, S_{\Gamma\Lambda\Lambda\Lambda\leftarrow\text{A}\Gamma\Gamma\Lambda}]$$

2.2920 12.0153** 7.7867

δηλαδή η Γαλλία causes την Αγγλία με πιθανότητα 95% .

Αν κάνουμε το ίδιο στη μοντελοποίηση της Γαλλίας, θα αντιμετωπίσουμε αυτοσυσχέτιση, γι' αυτό επιλέγουμε να ανακατασκευάσουμε το μοντέλο της Αγγλίας.

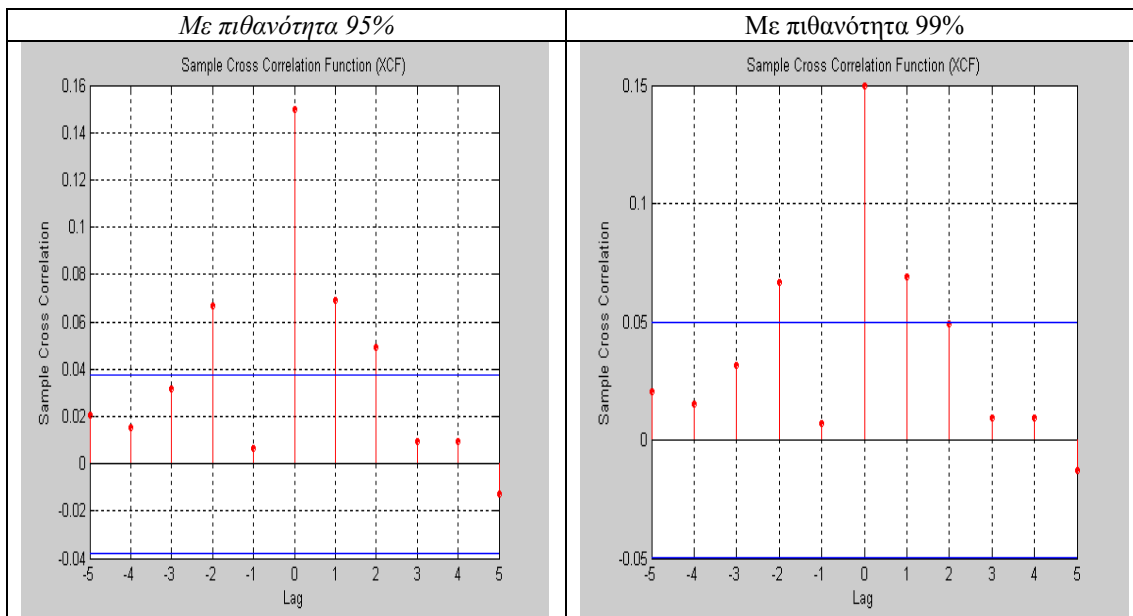
Τα ίδια αποτελέσματα έχουμε και με τη στατιστική t .



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Μ. Βρετανίας (με βάση το νέο μοντέλο της Μ. Βρετανίας)

[$\Sigma_{ΓΑΛΛΑ \rightarrow ΑΓΓΛΑ}$, $\Sigma_{ΓΑΛΛΑ \rightarrow ΑΓΓΛΑ}$, $\Sigma_{ΓΑΛΛΑ \leftarrow ΑΓΓΛΑ}$]

60.8191** 16.5894** 20.3911**



ΓΑΛΛΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ

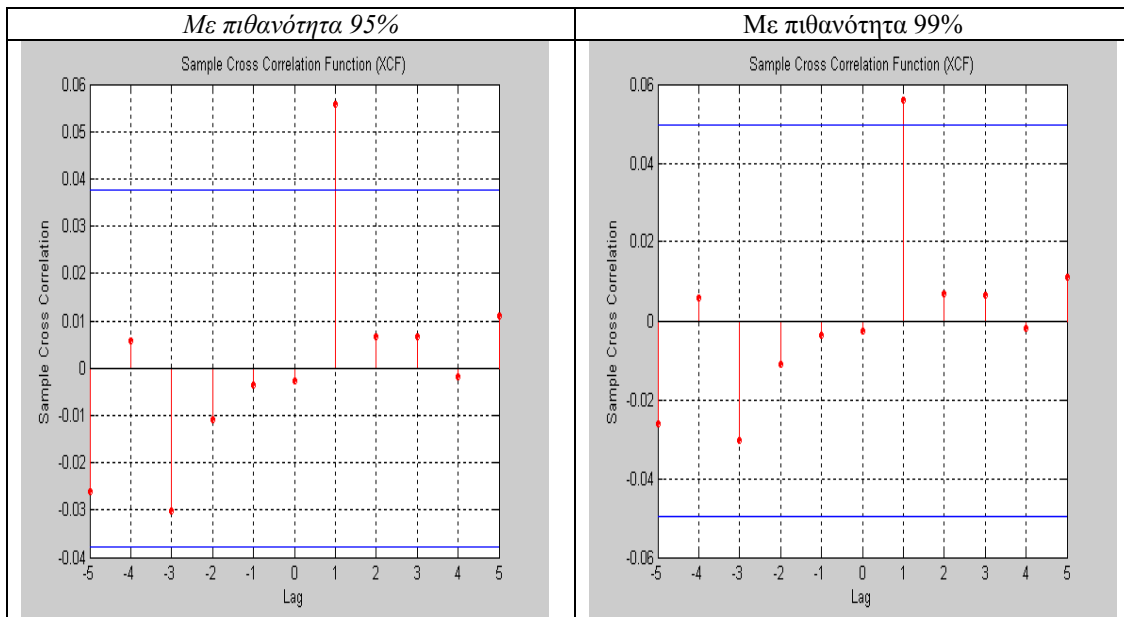
Προσθέτουμε present και lagged (1) αποδόσεις της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Γαλλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

[$\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}+\text{ΟΛΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}\leftarrow\text{ΟΛΛ}}$]
0.0207 4.7816 8.9900

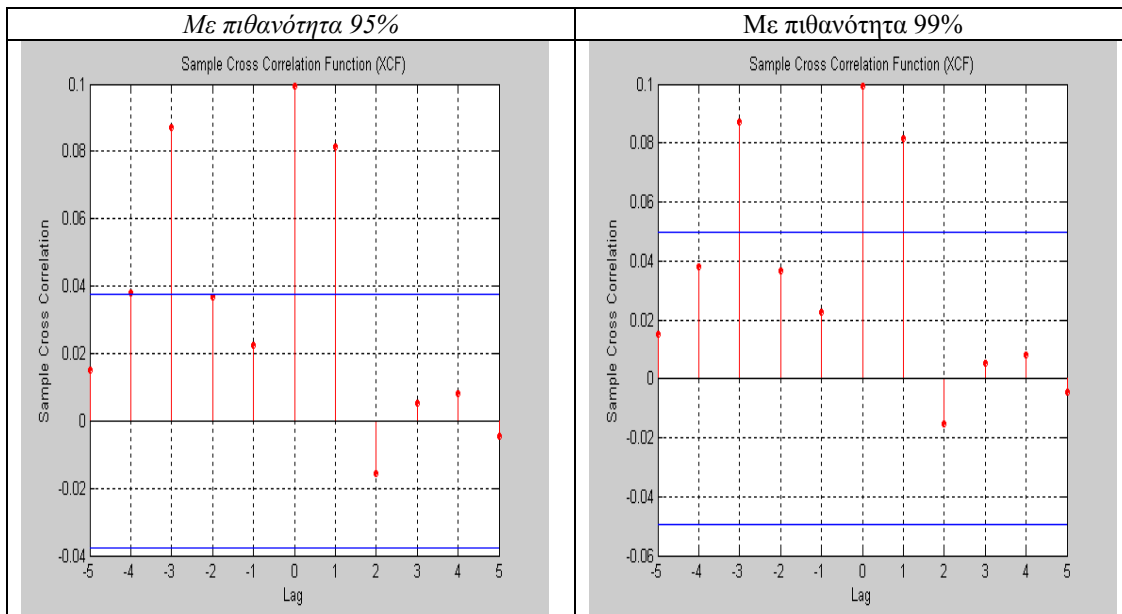
δηλαδή δεν ισχύει causality in mean μεταξύ των δύο αγορών .

Ωστόσο, τα αποτελέσματα της στατιστικής t μας δείχνουν ότι η Ολλανδία causes την Γαλλία στο 1^ο lag με πιθανότητα 95% και 99%.



Causality in variance μεταξύ Γαλλίας και Ολλανδίας (με το νέο μοντέλο της Γαλλίας)

[$\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}+\text{ΟΛΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}\rightarrow\text{ΟΛΛ}}$, $\Sigma_{\text{ΓΑΛΛΑ}\leftarrow\text{ΟΛΛ}}$]
26.7815** 30.0807** 18.9069**



ΙΤΑΛΙΑ- ΙΣΠΑΝΙΑ

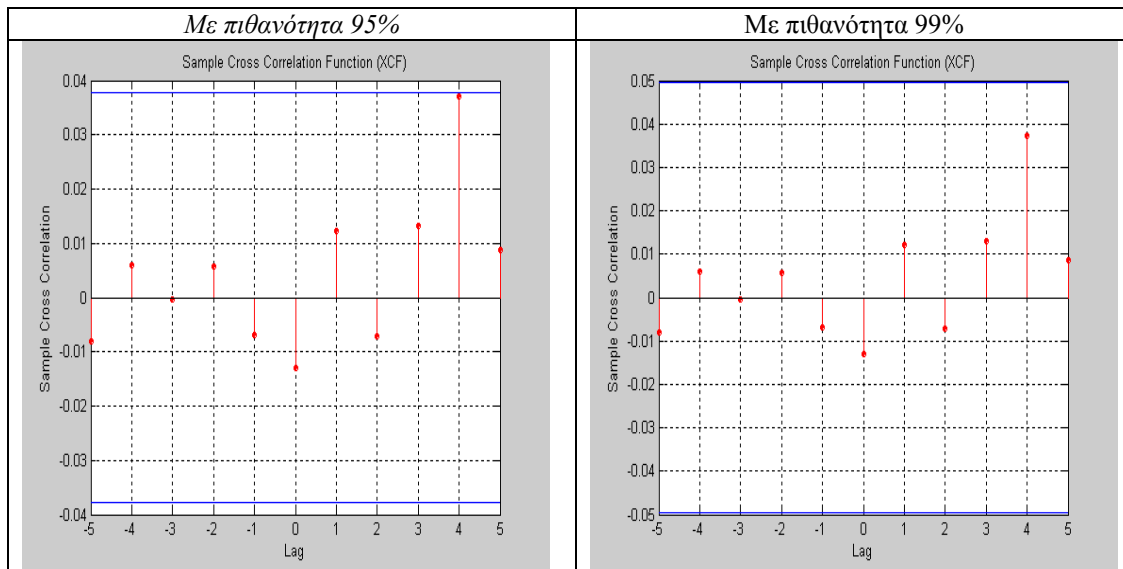
Προσθέτουμε present αποδόσεις της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Ιταλίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

$$[S_{ΙΤΑΛ+ΙΣΠ}, S_{ΙΤΑΛ \rightarrow ΙΣΠ}, S_{ΙΤΑΛ \leftarrow ΙΣΠ}]$$

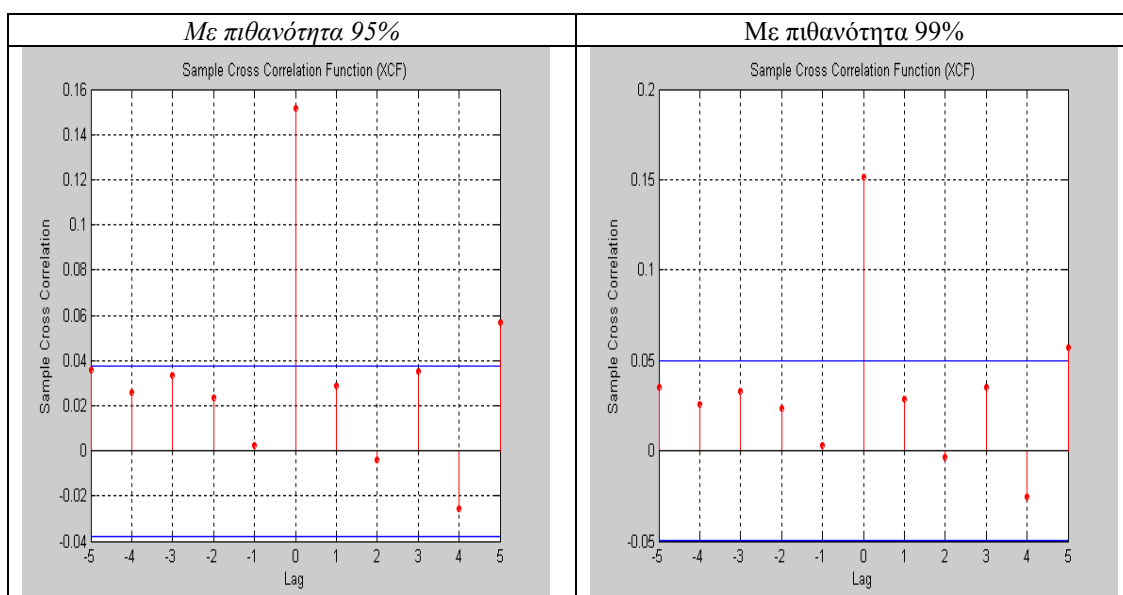
$$0.4540 \quad 0.4858 \quad 4.9422$$

δηλαδή δεν ισχύει causality in mean μεταξύ των δύο αγορών .

Με τη στατιστική t έχουμε τα ίδια αποτελέσματα , δηλαδή καταφέραμε να εξαλείψουμε το ταυτόχρονο causality in mean με πιθανότητα 95% και 99% όπως φαίνεται και στα παρακάτω διαγράμματα.



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Ισπανίας (με το νέο μοντέλο της Ιταλίας)



ΙΤΑΛΙΑ-ΕΛΒΕΤΙΑ

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

Προσθέτουμε present αποδόσεις της Ελβετίας στην εξίσωση του μέσου της Ιταλίας. Το νέο μοντέλο δεν είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Γι' αυτό το λόγο προχωρούμε στην ανακατασκευή της μοντελοποίησης της Ελβετίας. Προσθέτουμε present αποδόσεις της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο, αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

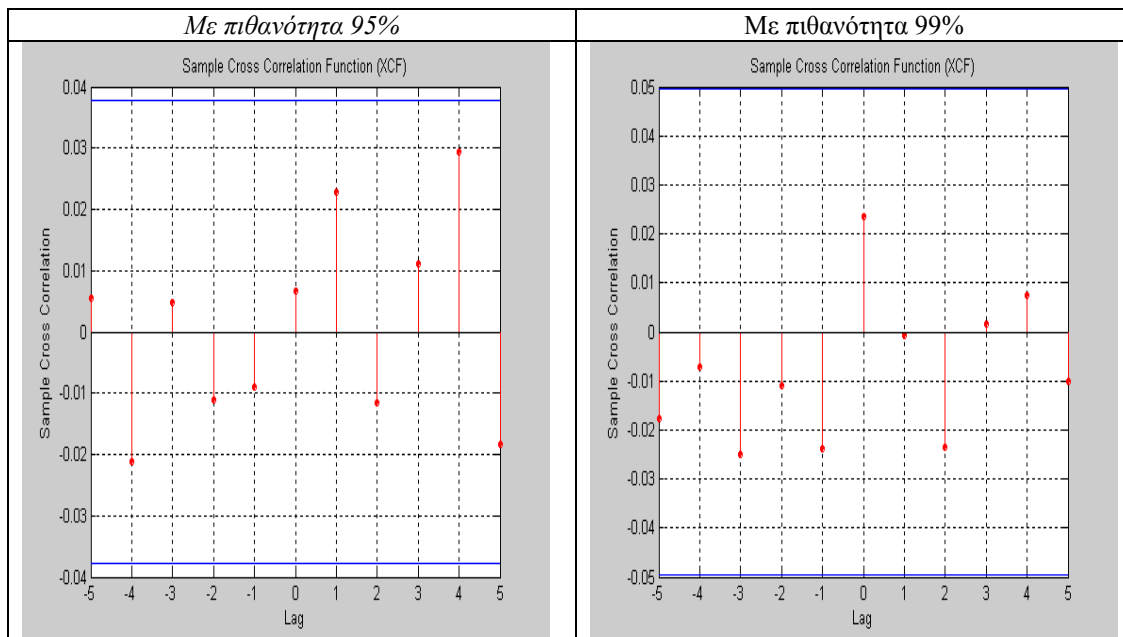
Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

[$S_{ITAA+EAB}$, $S_{ITAA \rightarrow EAB}$, $S_{ITAA \leftarrow EAB}$]

1.4935 4.5126 1.9151

δηλαδή δεν ισχύει ταυτόχρονο causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 90% , 95% και 99% .

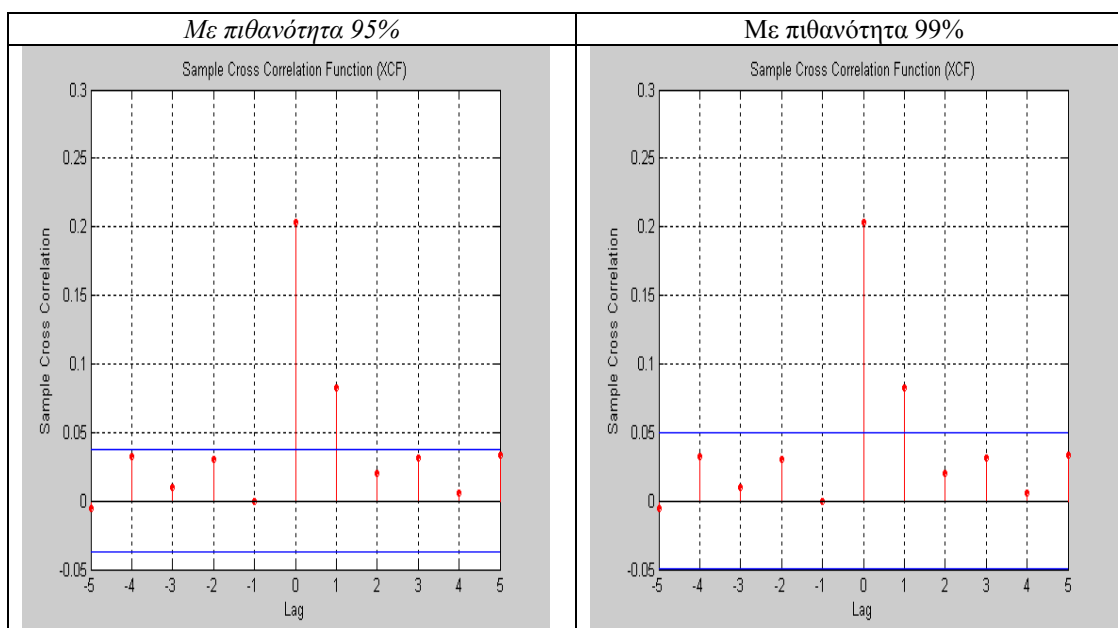
Με τη στατιστική t έχουμε τα ίδια αποτελέσματα , δηλαδή καταφέραμε να εξαλείψουμε το causality in mean με πιθανότητα 95% και 99% όπως φαίνεται και στα παρακάτω διαγράμματα.



Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Ελβετίας (με το νέο μοντέλο της Ελβετίας)

[$S_{ITAA+EAB}$, $S_{ITAA \rightarrow EAB}$, $S_{ITAA \leftarrow EAB}$]

112.1424** 5.7711 25.3551**



ΙΤΑΛΙΑ- Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ

Προσθέτουμε present αποδόσεις της Ιταλίας στην εξίσωση του μέσου της Αγγλίας. Το μοντέλο είναι καλά προσδιορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν αντιμετωπίζουν αυτοσυσχέτιση.

Αν προσπαθήσουμε να ανακατασκευάσουμε την μοντελοποίηση της Ιταλίας, θα αντιμετωπίσουμε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής :

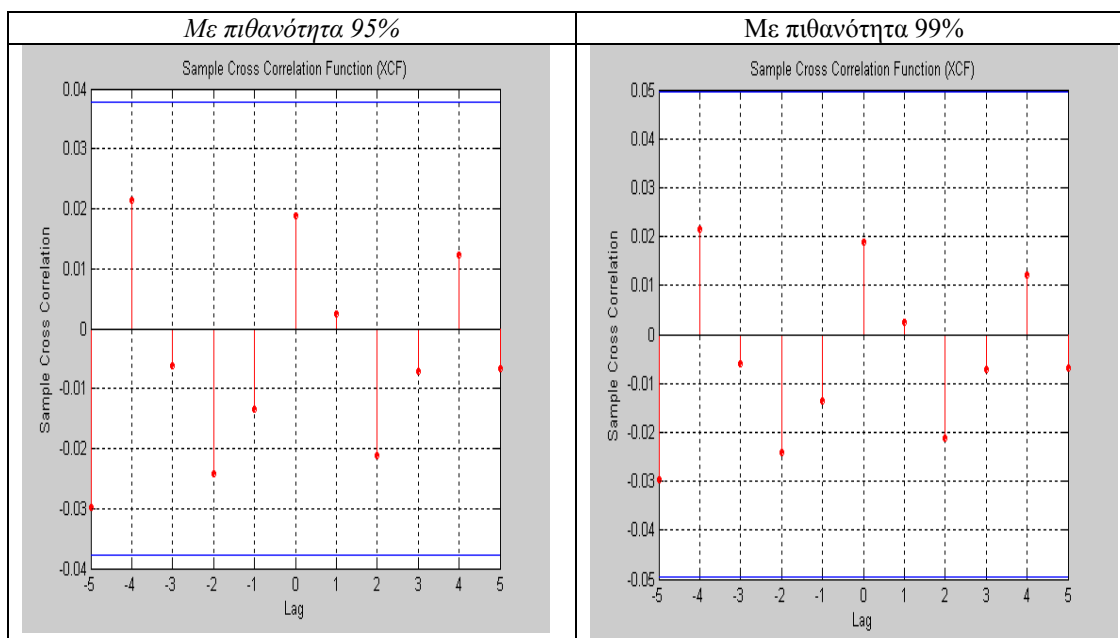
[$S_{ITAA+AGG}$, $S_{ITAA \rightarrow AGG}$, $S_{ITAA \leftarrow AGG}$]

0.9646 5.8109 1.8899

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

δηλαδή δεν ισχύει causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 90% , 95% και 99% .

Με τη στατιστική t έχουμε τα ίδια αποτελέσματα , δηλαδή καταφέραμε να εξαλείψουμε το causality in mean με πιθανότητα 95% και 99% όπως φαίνεται και στα παρακάτω διαγράμματα.

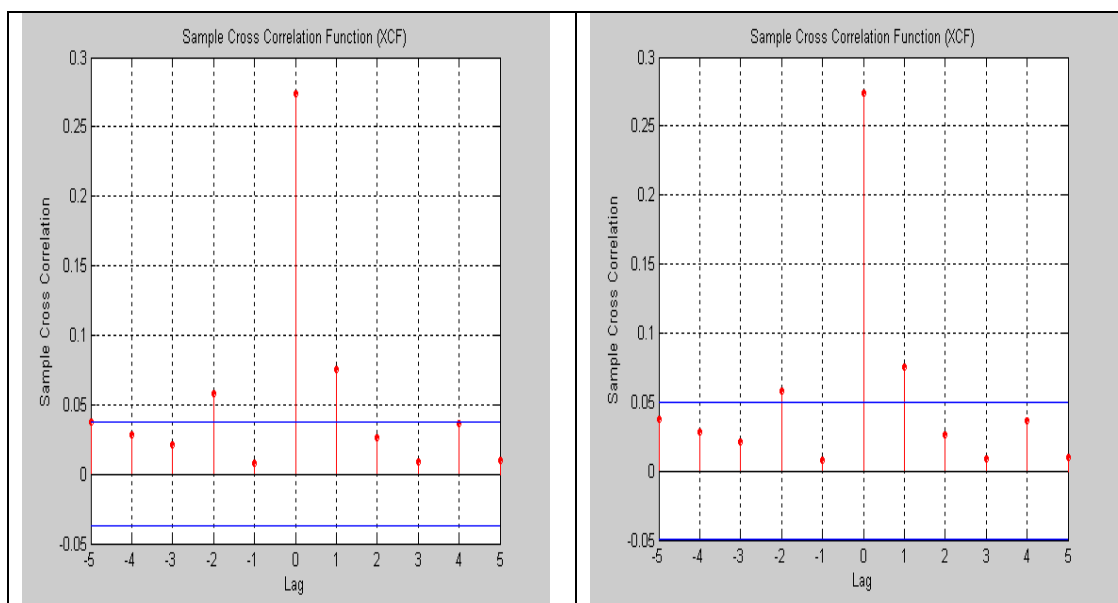


Causality in variance μεταξύ Ιταλίας και Αγγλίας (με το νέο μοντέλο της Αγγλίας)

[$S_{ITAA+AGG}$, $S_{ITAA \rightarrow AGG}$, $S_{ITAA \leftarrow AGG}$]

203.3256** 16.4328** 21.1606**

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΕΛΒΕΤΙΑ-Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (3) της Αγγλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας. Το νέο μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 90% , 95% και 99%, ούτε ταυτόχρονο causality in mean .

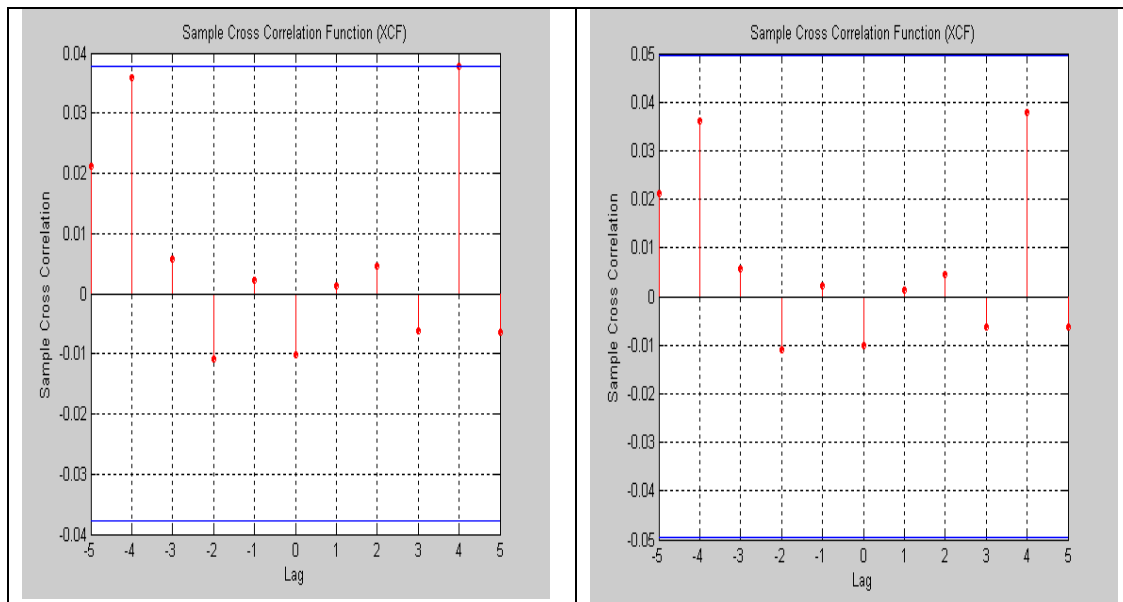
$$[S_{ΕΛΒ+ΑΓΓ}, S_{ΕΛΒ \rightarrow ΑΓΓ}, S_{ΕΛΒ \leftarrow ΑΓΓ}]$$

$$0.2793 \quad 5.1463 \quad 4.1367$$

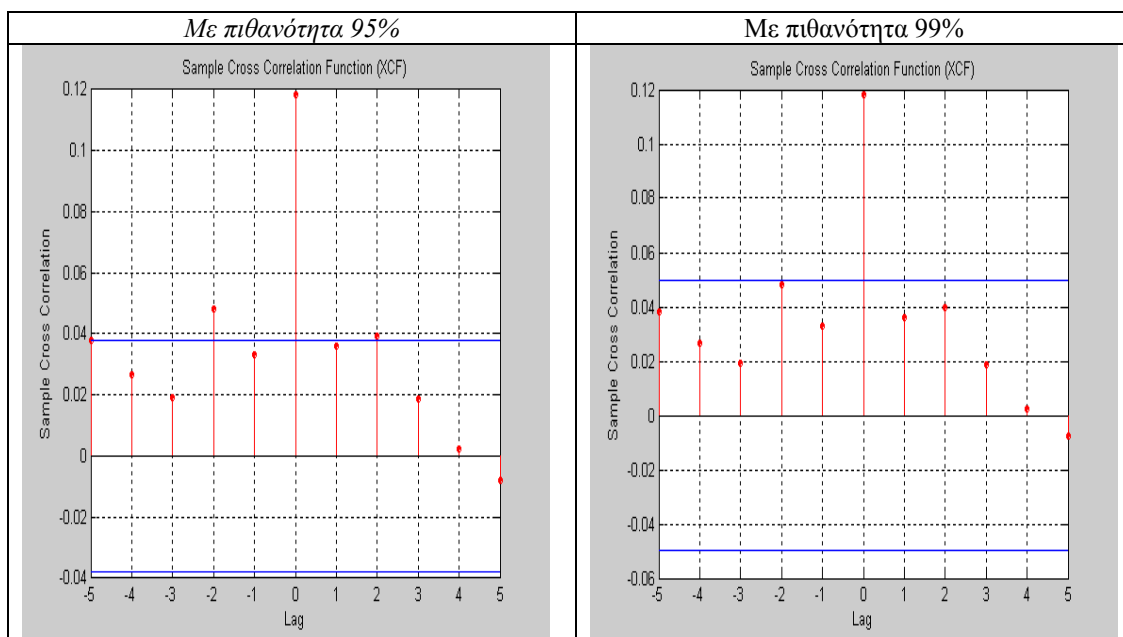
Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγούν και τα αποτελέσματα της στατιστικής t.

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets



Causality in variance μεταξύ Ελβετίας και Αγγλίας (με το νέο μοντέλο της Ελβετίας)



ΕΛΒΕΤΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets

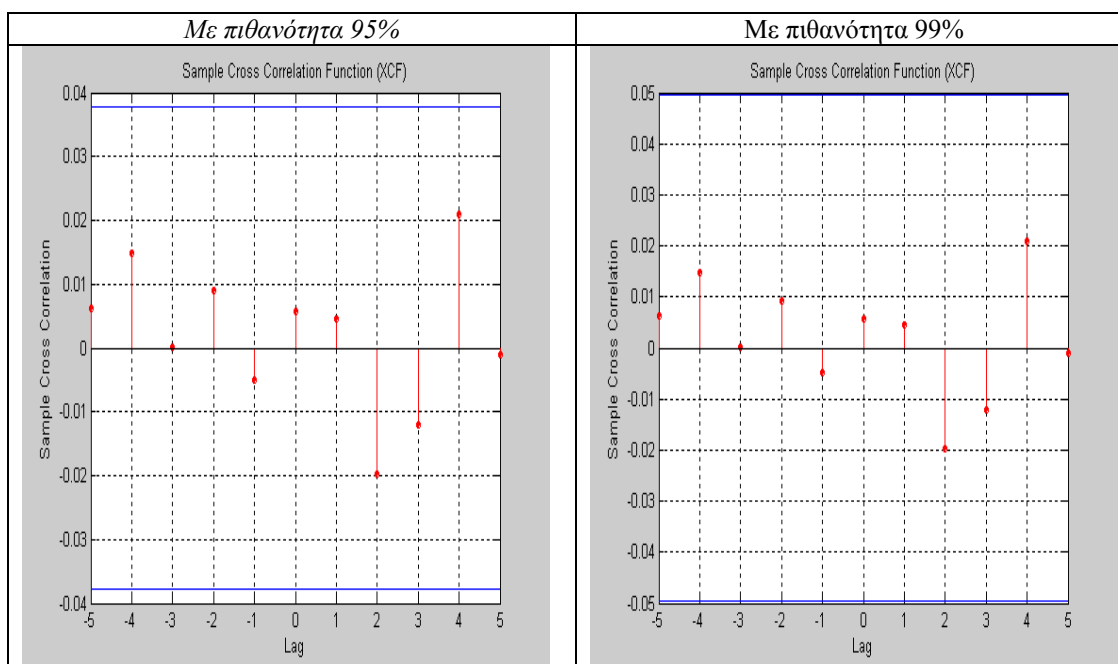
Προσθέτω ως εξωγενή μεταβλητή την παρούσα απόδοση της Ολλανδίας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας. Το νέο μοντέλο δεν είναι καλά ορισμένο γιατί τα κατάλοιπα του παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι εξαλείφθηκε το ταυτόχρονο causality in mean :

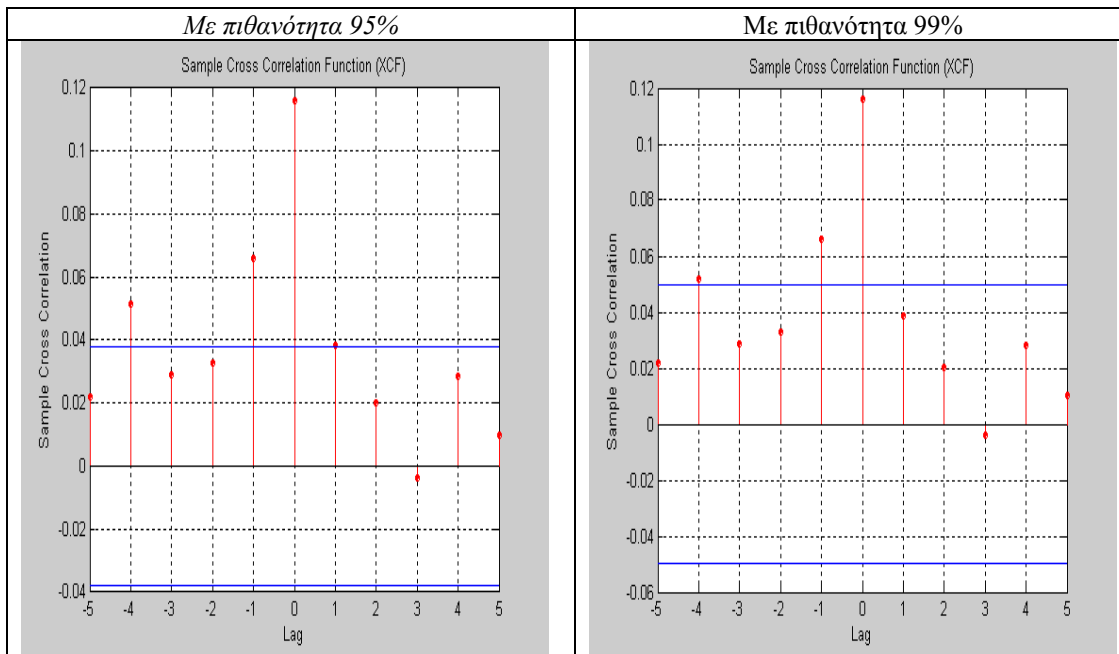
[$S_{EAB \rightarrow OAA}$, $S_{EAB \rightarrow OAA}$, $S_{EAB \leftarrow OAA}$]

0.0879 0.9889 2.6972

Στο ίδιο συμπέρασμα μας οδηγεί και η στατιστική t



Causality in variance μεταξύ Ελβετίας και Ολλανδίας (με το νέο μοντέλο της Ελβετίας)



ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ-ΙΣΠΑΝΙΑ

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Πορτογαλίας.

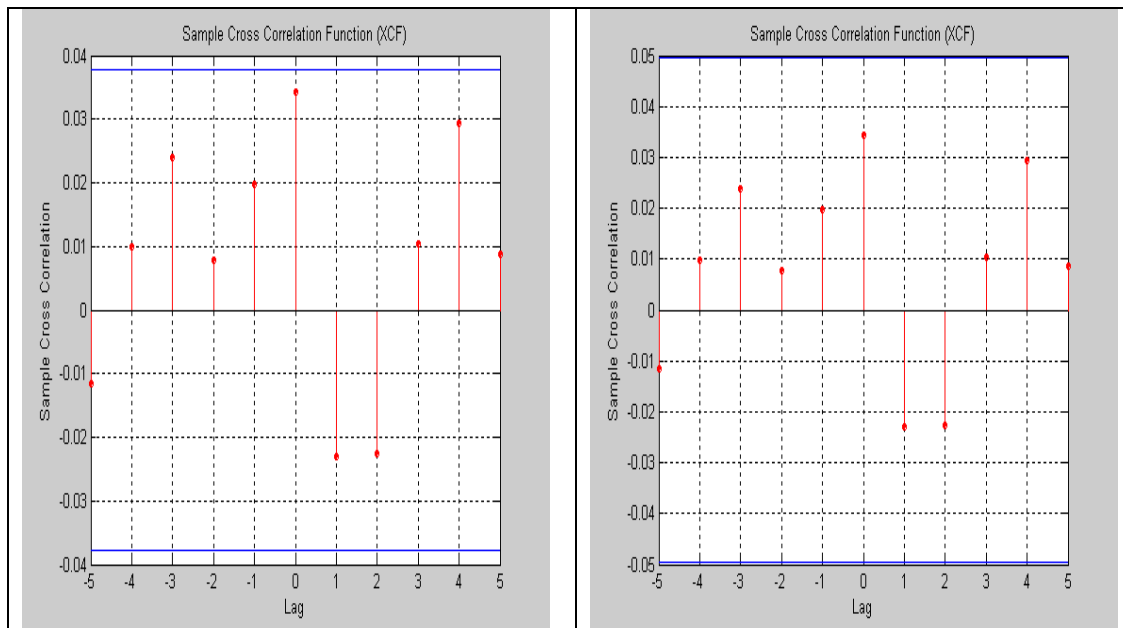
Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%, ούτε ταυτόχρονο causality in mean ..

[SΠΟΡΤ+ΙΣΠ, SΠΟΡΤ→ΙΣΠ, SΠΟΡΤ←ΙΣΠ]

3.1832 3.4053 5.6383

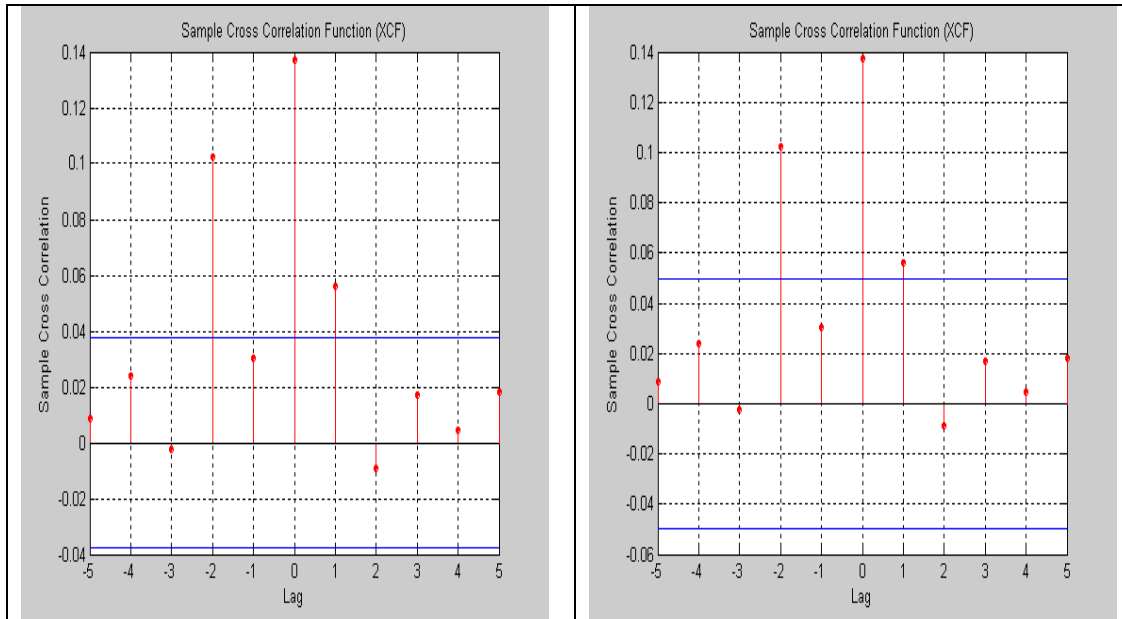
Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t.

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ισπανίας (με το νέο μοντέλο της Πορτογαλίας)

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ-ΕΛΒΕΤΙΑ

Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας. Το μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού δεν ισχύει αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα κατάλοιπα.

Αν ακολουθήσουμε την ίδια διαδικασία ανακατασκευής του μοντέλου της σειράς της Πορτογαλίας, θα αντιμετωπίσουμε αυτοσυσχέτιση.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%, ούτε ταυτόχρονο causality in mean .

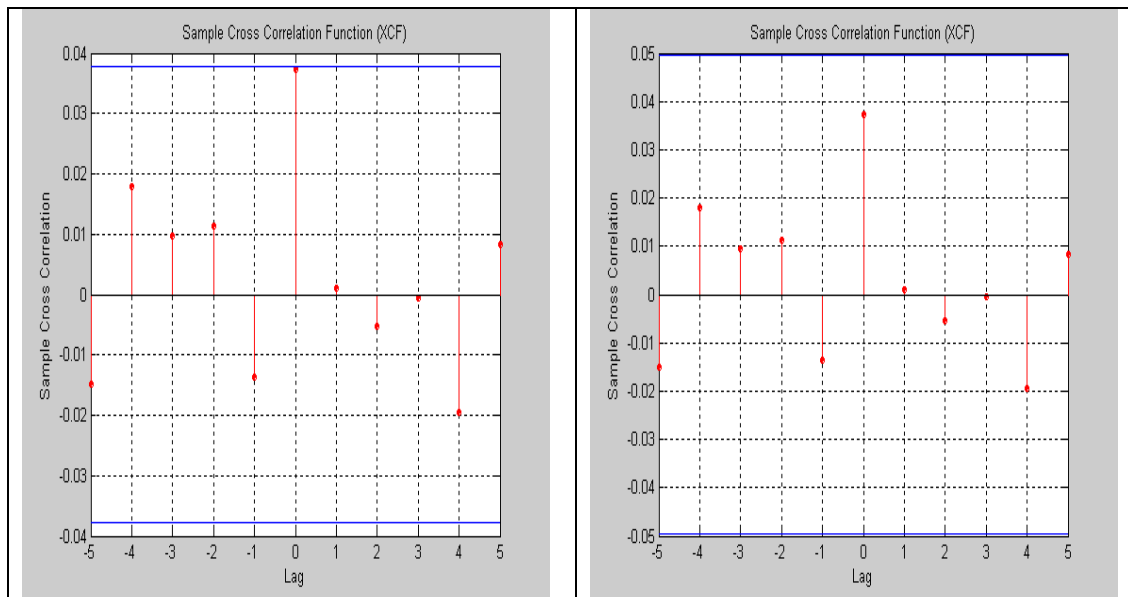
[S_{ΠΟΡΤ+ΕΛΒ}, S_{ΠΟΡΤ→ΕΛΒ} , S_{ΠΟΡΤ←ΕΛΒ}]

3.7638 2.5821 1.2865

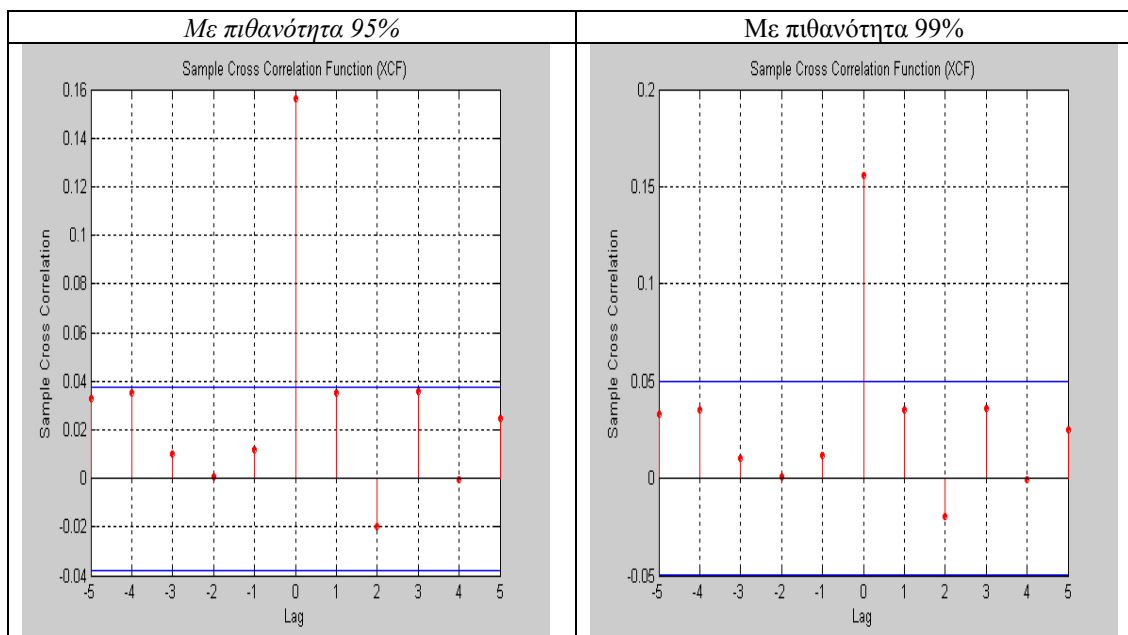
Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t.

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------

Volatility spillovers: Evidence from European stock markets



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ελβετίας (με το νέο μοντέλο της Ελβετίας)



ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ- Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ

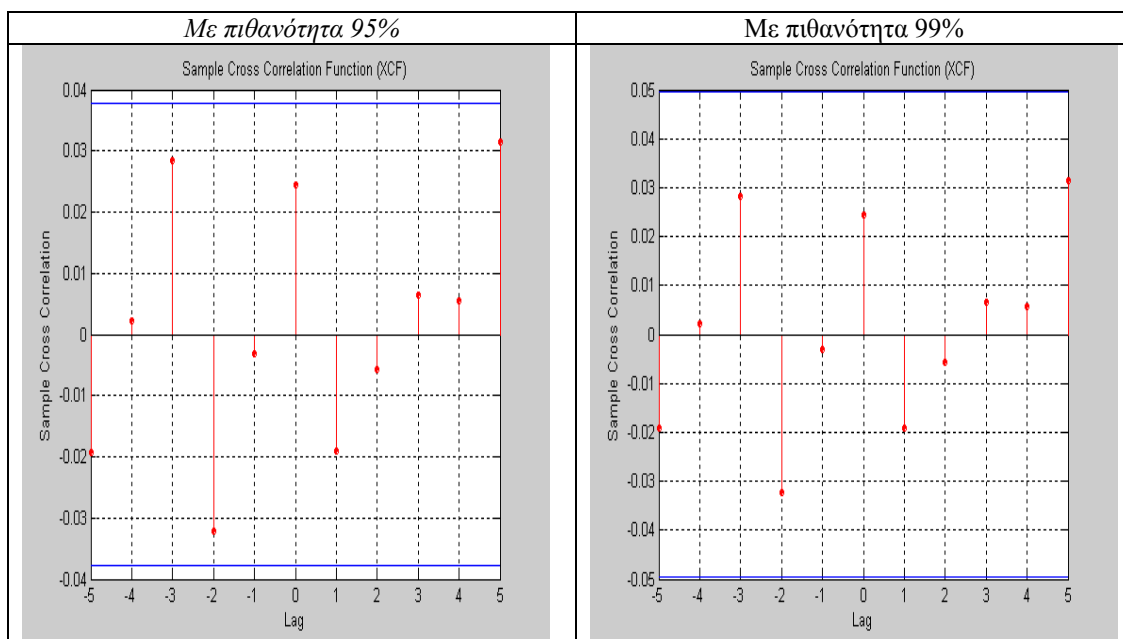
Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Αγγλίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται causality in mean μεταξύ των δύο αγορών με πιθανότητα 95% και 99%, ούτε ταυτόχρονο causality in mean .

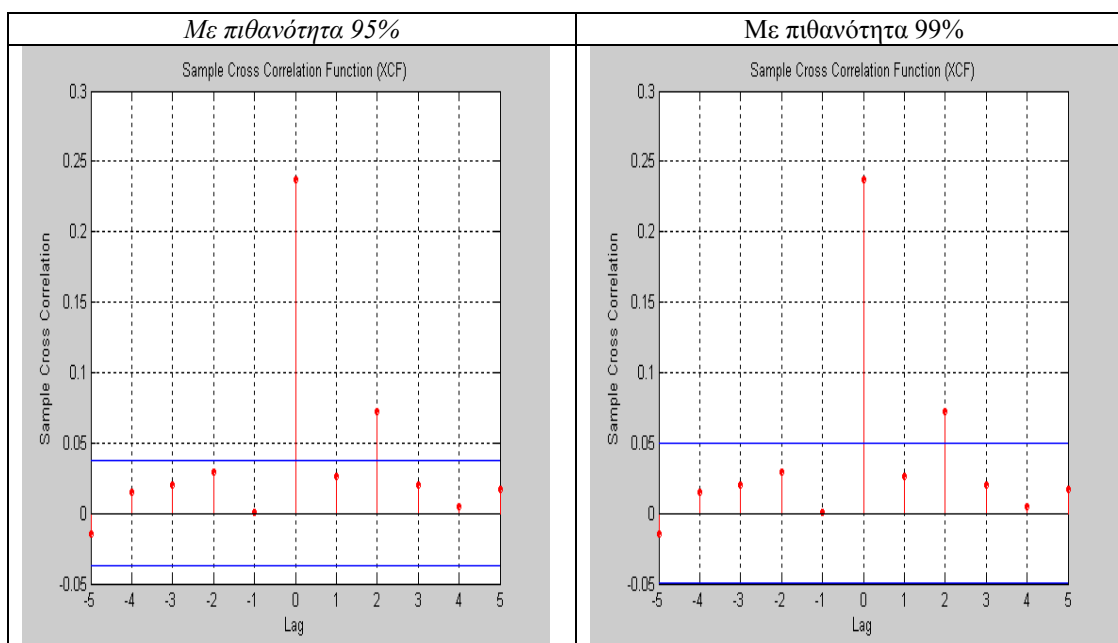
[S_{ΠΟΡΤ+ΑΓΓ}, S_{ΠΟΡΤ→ΑΓΓ} , S_{ΠΟΡΤ←ΑΓΓ}]

1.6114 6.0140 3.9290

Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t.



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Αγγλίας (με το νέο μοντέλο της Αγγλίας)



ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ-ΟΛΛΑΝΔΙΑ

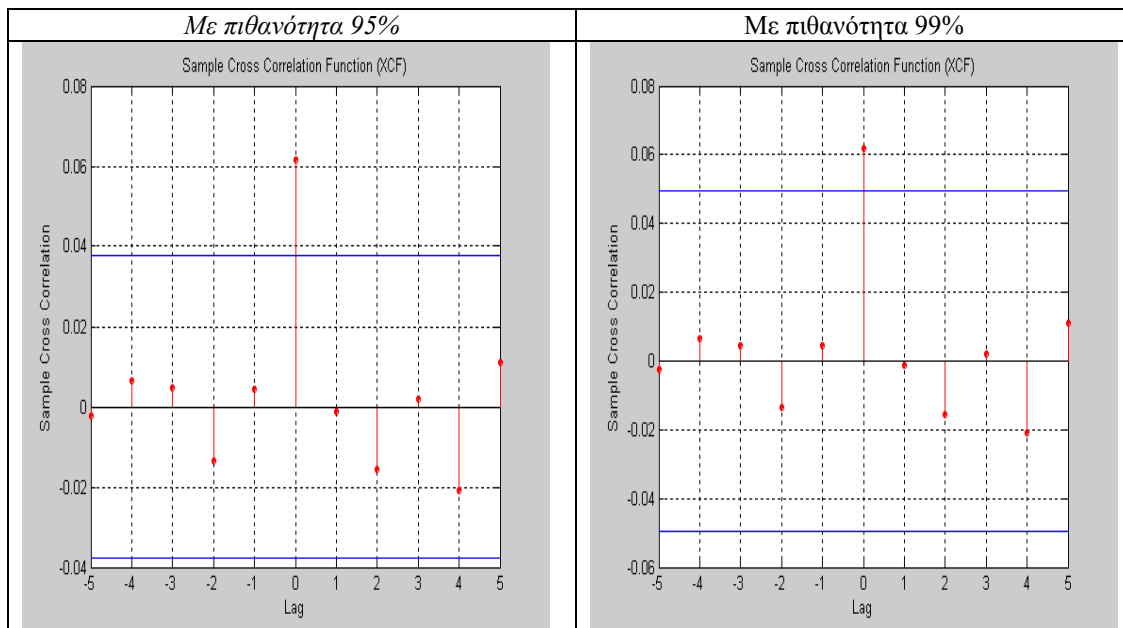
Προσθέτω present και lagged αποδόσεις (1) της Πορτογαλίας στην εξίσωση του μέσου της Ολλανδίας. Το μοντέλο είναι καλά ορισμένο αφού τα τετραγωνισμένα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση,

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας υποδεικνύουν ότι δεν εξαλείφθηκε το ταυτόχρονο causality in mean , αλλά μειώθηκε αρκετά.

[S_{ΠΟΡΤ+ΟΛΛ} , S_{ΠΟΡΤ→ΟΛΛ} , S_{ΠΟΡΤ←ΟΛΛ}]

10.3035 0.7434 2.1813

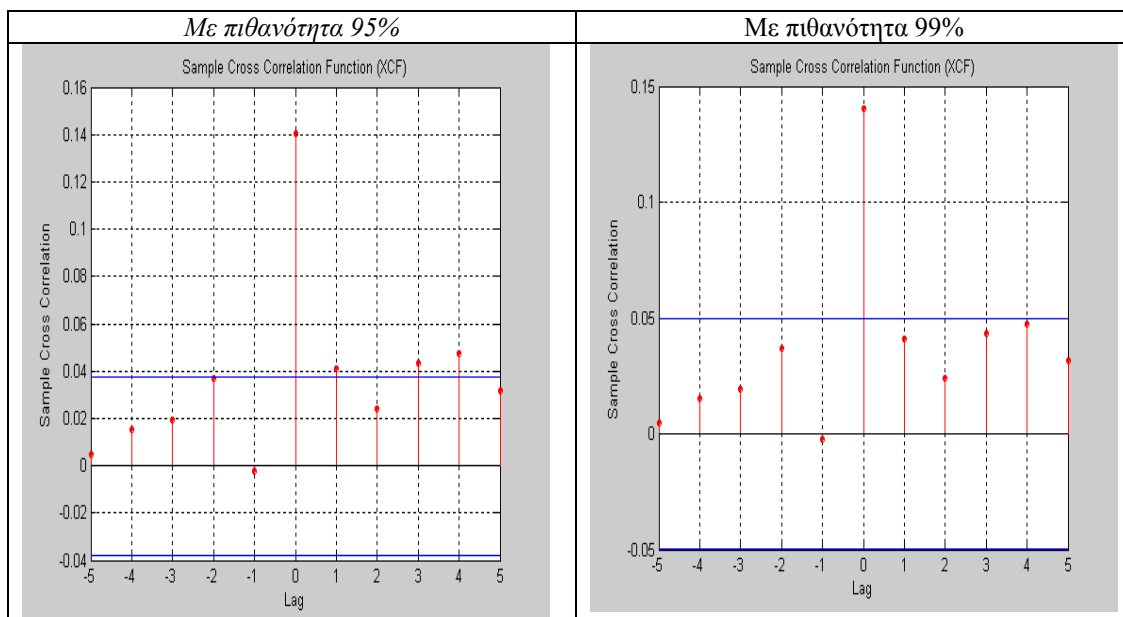
Τα ίδια αποτελέσματα μας δίνει και η στατιστική t.



Causality in variance μεταξύ Πορτογαλίας και Ολλανδίας (με το νέο μοντέλο της Ολλανδίας)

[ΣΠΟΡΤ+ΟΛΛ, ΣΠΟΡΤ→ΟΛΛ , ΣΠΟΡΤ←ΟΛΛ]

53.4737** 5.3624 20.0154**



ΙΣΠΑΝΙΑ-ΕΛΒΕΤΙΑ

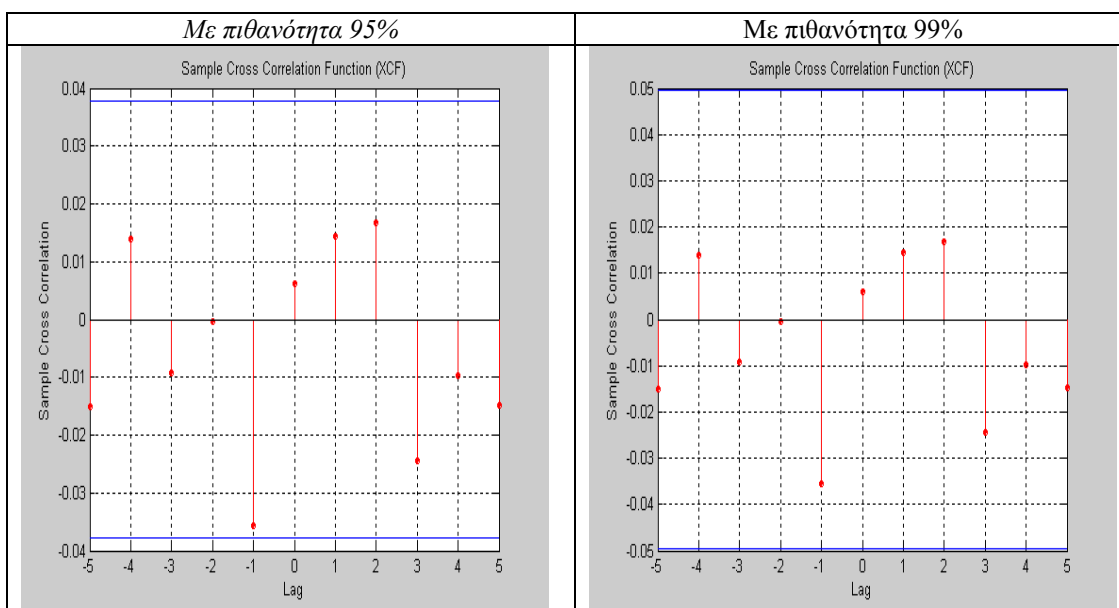
Προσθέτω present αποδόσεις της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Ελβετίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι μπορέσαμε να εξαλείψουμε τις σχέσεις αιτιότητας ως προς το μέσο και τη ταυτόχρονη σχέση αιτιότητας.

$$[S_{\Sigma\Pi\leftarrow E\Lambda B}, S_{\Sigma\Pi\rightarrow E\Lambda B}, S_{\Sigma\Pi\leftarrow E\Lambda B}]$$

0.1017 4.7981 3.8059

Ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t.

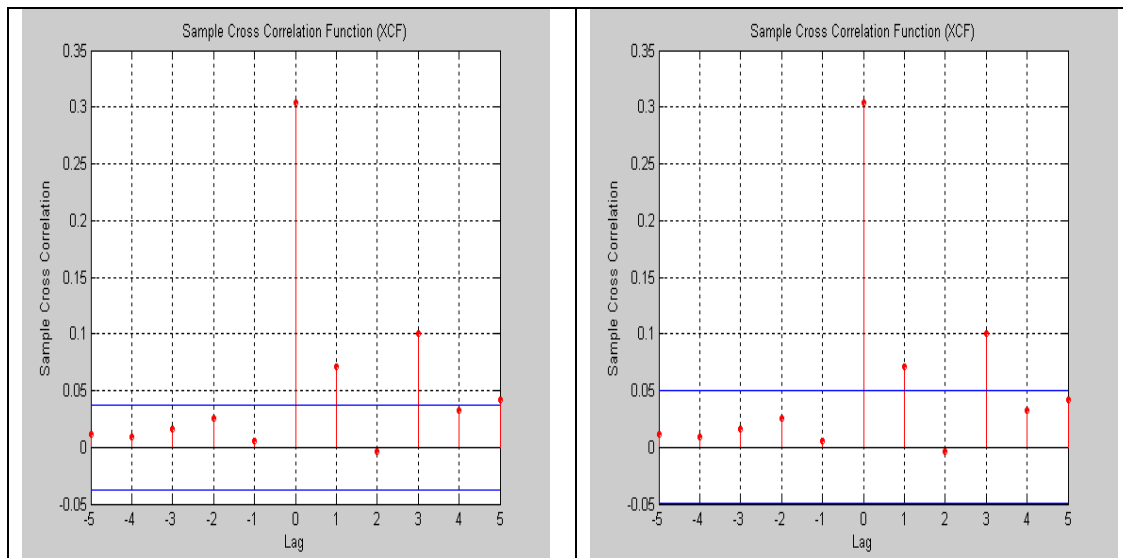


Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Ελβετίας (με το νέο μοντέλο της Ελβετίας)

$$[S_{\Sigma\Pi\leftarrow E\Lambda B}, S_{\Sigma\Pi\rightarrow E\Lambda B}, S_{\Sigma\Pi\leftarrow E\Lambda B}]$$

248.9805** 2.9921 48.7177**

Με πιθανότητα 95%	Με πιθανότητα 99%
-------------------	-------------------



ΙΣΠΑΝΙΑ-Μ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ

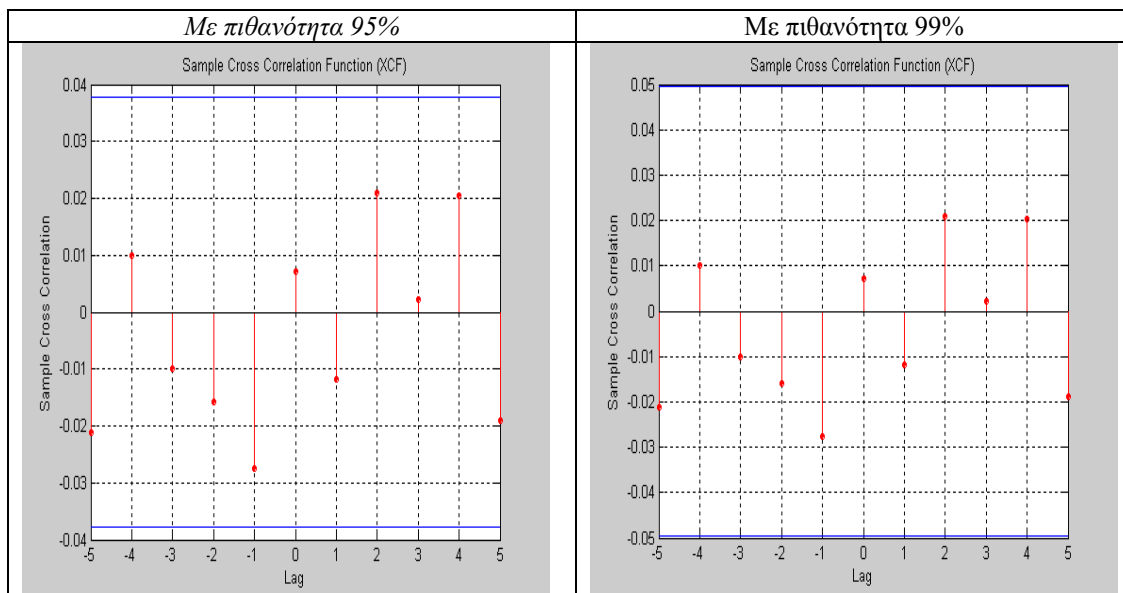
Προσθέτω present αποδόσεις της Ισπανίας στην εξίσωση του μέσου της Αγγλίας.

Τα αποτελέσματα της στατιστικής S μας δείχνουν ότι μπορέσαμε να εξαλείψουμε τις σχέσεις αιτιότητας ως προς το μέσο και τη ταυτόχρονη σχέση αιτιότητας.

[S_{ΙΣΠ+ΑΓΓ}, S_{ΙΣΠ→ΑΓΓ}, S_{ΙΣΠ←ΑΓΓ}]

0.1371 4.4756 3.6843

Ίδια αποτελέσματα παίρνουμε και με τη στατιστική t.



Causality in variance μεταξύ Ισπανίας και Αγγλίας (με το νέο μοντέλο της Αγγλίας)

[$S_{\Sigma\Pi+\text{ΑΓΓ}}$, $S_{\Sigma\Pi\rightarrow\text{ΑΓΓ}}$, $S_{\Sigma\Pi\leftarrow\text{ΑΓΓ}}$]

288.2507** 15.7218** 11.3742*

