

1. Εισαγωγή - Σκοπός της Εργασίας

Με την ολοένα και αυξανόμενη απελευθέρωση των αγορών κεφαλαίου και της μεγαλύτερης σημασίας που αποδίδουν σε αυτές επιχειρήσεις και επενδυτές για τον προγραμματισμό της οικονομικής τους δραστηριότητας , ο ρόλος του χρηματιστηρίου στο σύγχρονο οικονομικό περιβάλλον γίνεται περισσότερο εμφανής και χρήζει διεξοδικής ανάλυσης τόσο από τους ασκούντες της οικονομικής πολιτικής , όπως οι Κεντρικές Τράπεζες και τα οικονομικά επιτελεία των κυβερνήσεων , όσο και από τους ενεργά συμμετέχοντες στις αγορές κεφαλαίου όπως οι επιχειρήσεις , οι θεσμικοί επενδυτές και τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα . Συνεπώς η ανάλυση του ρόλου του χρηματιστηρίου καθώς και της συσχέτισης που παρουσιάζει αυτό με την ανάπτυξη της πραγματικής οικονομίας αποκτά ιδιαίτερο ενδιαφέρον τόσο για τους χρηματοοικονομολόγους όσο και για τους μακροοικονομολόγους , με κορυφαίους ερευνητές στους δύο αυτούς κλάδους της οικονομικής επιστήμης να έχουν ασχοληθεί διεξοδικά με το συγκεκριμένο φαινόμενο. Τα συμπεράσματα που αντλούνται από μια τέτοια ανάλυση είναι χρήσιμα για τη δυνατότητα άσκησης ορθότερης οικονομικής πολιτικής από τις Κεντρικές Τράπεζες και τα οικονομικά υπουργεία όπως και για τη δυνατότητα που έχουν οι επιχειρήσεις να προγραμματίσουν αποτελεσματικότερα την τοποθέτηση τους στο οικονομικό περιβάλλον και να κατανείμουν καλύτερα τους διαθέσιμους οικονομικούς πόρους.

Το κόστος της συλλογής πληροφοριών και της διενέργειας συναλλαγών δημιουργεί κίνητρα για τη δημιουργία κεφαλαιαγορών και χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων. Ανάλογα με το είδος του κόστους που συνοδεύει την συλλογή μιας συγκεκριμένης πληροφορίας η τη διενέργεια μιας συγκεκριμένης συναλλαγής, μπορούμε να έχουμε διαφορετικά είδη αγορών η ιδρυμάτων. Γενικά, ο βασικός ρόλος ενός χρηματοοικονομικού συστήματος είναι να «διευκολύνει την κατανομή των πόρων, στο χώρο και στο χρόνο, στα πλαίσια ενός αβέβαιου περιβάλλοντος» Εάν θέλαμε να αναλύσουμε περαιτέρω τη βασική αυτή λειτουργία, θα μπορούσαμε να πούμε πως η ύπαρξη ενός εύρυθμου χρηματοοικονομικού συστήματος εξασφαλίζει ένα ικανοποιητικό ρυθμό επενδύσεων και κατά συνέπεια είναι δυνατόν να επηρεάζει θετικά την οικονομική ανάπτυξη μέσω τριών εναλλακτικών τρόπων:

- Με τη παρουσία χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων
- Με την δυνατότητα ελέγχου του κινδύνου
- Με την δυνατότητα σωστής αξιολόγησης εναλλακτικών επενδυτικών σχεδίων.

Τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα διευκολύνουν την παροχή επαρκών κεφαλαίων για την επενδυτική δραστηριότητα. Χωρίς αυτά τα ιδρύματα, η οικονομία θα αποτελείτο από πολλούς μικρούς αποταμιευτές. Κατά συνέπεια οι επιχειρήσεις θα αντιμετώπιζαν το πρόβλημα του να διαπραγματεύονται την σύναψη δανείων με κάθε ένα μικρό αποταμιευτή χωριστά. Αντίθετα η παρουσία των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων εξασφαλίζει στις επιχειρήσεις εύκολη πρόσβαση στα αποταμιευμένα κεφάλαια. Αυτό μειώνει σημαντικά το χρόνο απόκτησης των απαραίτητων επενδυτικών κεφαλαίων, συμβάλλοντας έτσι στην οικονομική ανάπτυξη.

Παράλληλα , τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα δίνουν τη δυνατότητα στους αποταμιευτές να μειώσουν το κίνδυνο που θα αντιμετώπιζαν αν διέθεταν απευθείας τα κεφάλαια τους στις επιχειρήσεις. Ένας αποταμιευτής που καταθέτει τα χρήματά του σε μια τράπεζα είναι σαν να χορηγεί αυτά τα κεφάλαια σε ένα πλήθος διαφορετικών επενδυτικών σχεδίων επιτυγχάνοντας έτσι διαφοροποίηση του κινδύνου του. Καθώς το χρηματοπιστωτικό σύστημα μεγεθύνεται όλο και περισσότερα αποταμιευτικά κεφάλαια θα εισρέουν και θα μετατρέπονται σε παραγωγικές επενδύσεις. Με το τρόπο αυτό το διαθέσιμο κεφάλαιο της οικονομίας θα αυξάνεται, οδηγώντας σε περαιτέρω αύξηση του Ακαθάριστου Εθνικού Προϊόντος (ΑΕΠ).

Σχετικά με την ανάλυση του ρόλου του χρηματιστηρίου στην εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας θα ήταν σκόπιμο να εξεταστούν οι μηχανισμοί-κανάλια με τους οποίους το χρηματιστήριο επηρεάζει την οικονομία. Ειδικότερα όπως θα παρουσιαστεί στη συνέχεια ο ρόλος του χρηματιστηρίου είναι σημαντικός για τη μελλοντική οικονομική δραστηριότητα καθώς επιδρά σε κρίσιμα για τον καθορισμό του συνολικού προϊόντος μεγέθη όπως την επένδυση των επιχειρήσεων , την κατανάλωση των νοικοκυριών ,την πολιτική πιστώσεων των τραπεζών . Ενδεικτική της σημασίας του χρηματιστηρίου στην πραγματική οικονομία είναι η άποψη των Fischer και Merton(1984) ότι οι νομισματικές αρχές που ενδιαφέρονται

για την ενίσχυση της πραγματικής επένδυσης θα πρέπει να επεμβαίνουν κατά κύριο λόγο στο χρηματιστήριο και όχι στις αγορές ομολόγων.

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι να εξετάσει το ρόλο του χρηματιστηρίου στις ευρωπαϊκές οικονομίες και να ελέγξει το κατά πόσο οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που παρατηρούνται εμπεριέχουν πληροφόρηση σχετικά με τη μελλοντική εξέλιξη της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας στις σημαντικότερες οικονομίες της Ευρώπης και στις ΗΠΑ. Παράλληλα με δεδομένο ότι η ματιά μας είναι εστιασμένη στην Ευρώπη, η μελέτη του φαινομένου στον ευρωπαϊκό χώρο αποκτά ιδιαίτερο ενδιαφέρον μια και παρόλο που τα ευρωπαϊκά νοικοκυριά έχουν αυξήσει το ποσοστό της έκθεσης τους στους επιχειρηματικούς κινδύνους μέσω της κατοχής μετοχών, το ποσοστό αυτό είναι σχετικά μικρό σε σχέση με αυτό στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής για τις οποίες έχουν γίνει οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες. (IMF Global Financial Stability Report, December 2002). Έτσι παράλληλα με τον έλεγχο της συσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας, καθώς και της ενδεχόμενης πληροφόρησης που είναι δυνατό να αντικατοπτρίζουν οι αποδόσεις, σκοπός της εργασίας αυτής θα είναι να αναλυθεί η παραπάνω σχέση λαμβάνοντας υπόψη τις ιδιαιτερότητες του ευρωπαϊκού χρηματοπιστωτικού συστήματος.

2. Ανασκόπηση της βιβλιογραφίας

Σύμφωνα με ένα από τα πιο γνωστά μοντέλα αποτίμησης μετοχών, το dividend discount model , οι τιμές των μετοχών είναι ίσες με το άθροισμα των προεξοφλημένων μερισμάτων ή χρηματικών ροών που προκύπτουν για τον επενδυτή από την κατοχή της συγκεκριμένης μετοχής . Σαν ορθολογικό μοντέλο αποτίμησης της αξίας των μετοχών, το υπόδειγμα των προεξοφλημένων μελλοντικών μερισμάτων ορίζει ότι οι τιμές των μετοχών είναι μεταβλητές που «κοιτούν» το μέλλον και αντικατοπτρίζουν τις προσδοκίες των επενδυτών για οικονομικές μεταβλητές όπως τα κέρδη των επιχειρήσεων και τα μελλοντικά επιτόκια . Σε περίπτωση που οι επενδυτές δεν προβαίνουν σε συστηματικά λανθασμένες προβλέψεις για τα παραπάνω μεγέθη και οι προσδοκίες τους είναι κατά μέσο όρο σωστές , θα πρέπει οι τωρινές αποδόσεις των μετοχών να είναι συσχετισμένες με το μελλοντικό ρυθμό μεταβολής της οικονομικής δραστηριότητας. Αυτό θα σημαίνει ότι οι μετοχές εμπεριέχουν πληροφόρηση για τη μελλοντική εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας . Παράλληλα καθώς οι μετοχές αποτελούν απαιτήσεις(claims) βασισμένες σε μελλοντικά οικονομικά μεγέθη , οι επενδυτές θα είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν μια υψηλότερη τιμή για αυτά τα αξιόγραφα , όταν αναμένουν ότι η αξία των απαιτήσεων τους θα είναι μεγαλύτερη , εξαιτίας μίας οικονομικής άνθησης στο μέλλον , που θα έχει ως αποτέλεσμα υψηλότερες χρηματοροές προς αυτούς. Έτσι στο βαθμό που οι επενδυτές ενσωματώνουν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση στις προσδοκίες τους , οι χρηματιστηριακές τιμές θα αποτελούν ένα leading indicator για την πρόβλεψη της μελλοντικής οικονομικής δραστηριότητας (Smith(1999))

Ο ρόλος του χρηματιστηρίου στην οικονομία έχει αναλυθεί από αρκετούς ερευνητές. Ο Bosworth (1975) έθεσε το ερώτημα για το κατά πόσο οι εξελίξεις στο χρηματιστήριο αποτελούν πηγή μεταβολής της συνολικής ζήτησης(aggregate demand) στην οικονομία , και επομένως στο πραγματικό εισόδημα, διερεύνησε τη μορφή της αιτιότητας και εξέτασε το ενδεχόμενο η οικονομική δραστηριότητα και το χρηματιστήριο να κινούνται παράλληλα αλλά να αντιδρούν σε άλλες οικονομικές δυνάμεις , χωρίς εμφανή μια σχέση αιτίας και αποτελέσματος μεταξύ των δυο. Παράλληλα προσπάθησε να εξετάσει τα κανάλια μέσα από τα οποία το χρηματιστήριο επηρεάζει την πραγματική οικονομία, αναλύοντας το ρόλο της

κατανάλωσης , της επένδυσης και των επιπτώσεων της νομισματικής πολιτικής μέσω του χρηματιστηρίου. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Bosworth ο οποίος χρησιμοποίησε απλά γραμμικά μοντέλα το χρηματιστήριο επηρεάζει την κατανάλωση κυρίως μη διαρκών αγαθών (nondurables) καθώς και την επένδυση των επιχειρήσεων με κάποια χρονολογική υστέρηση. Επομένως οι μεταβολές στα πραγματικά οικονομικά μεγέθη ,που καθορίζονται από τους δυο παραπάνω παράγοντες της συνολικής ζήτησης ,θα σχετίζονται με τις εξελίξεις στο χρηματιστήριο. Παρ'όλα αυτά ο Bosworth ήταν επιφυλακτικός να εκφράσει ένα σαφές συμπέρασμα σχετικά με την αιτιώδη σχέση μεταξύ χρηματιστηρίου και πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας.

Οι Fisher και Merton (1984) προσπάθησαν να αναλύσουν το ρόλο του χρηματιστηρίου στην οικονομία και ειδικότερα τον ρόλο αυτού στον καθορισμό της συνολικής επένδυσης. Χρησιμοποιώντας ένα VAR μοντέλο έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών αιτιάζουν κατά Granger (*granger cause*) την επένδυση δηλαδή ότι με δεδομένους τους προηγούμενους ρυθμούς επενδύσεων οι αποδόσεις των μετοχών βοηθούν στην πρόβλεψη του ρυθμού μεταβολής της επένδυσης. Οι δύο ερευνητές αναγνωρίζουν ότι σύμφωνα με την αρχή της γενικής ισορροπίας που είναι συμβατή με την πραγματική φύση των οικονομικών σχέσεων, όλες οι μεταβλητές του οικονομικού συστήματος προσδιορίζονται ενδογενώς και επομένως οι αποδόσεις των μετοχών δεν αποτελούν εξωγενή μεταβλητή για τον ρυθμό μεταβολής των επενδύσεων. Παρόλα αυτά οι Fisher και Merton δίνουν έναν ενεργό ρόλο στο χρηματιστήριο ως προς τον καθορισμό της επένδυσης και κατά επέκταση στον προσδιορισμό του συνολικού εισοδήματος στην οικονομία.

Αρκετές εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει για το κατά πόσο οι αποδόσεις των μετοχών είναι συσχετισμένες με τους μελλοντικούς ρυθμούς μεταβολής δεικτών που μετρούν την οικονομική δραστηριότητα. Ο Fama (1990) χρησιμοποιώντας ένα απλό γραμμικό μοντέλο , εξέτασε το φαινόμενο για τις ΗΠΑ από το 1953-1987 και βρήκε ότι η υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των μελλοντικών μεταβολών του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής , καθώς και ότι το μέγεθος της συσχέτισης αυξάνει όταν αυξάνει το μήκος της περιόδου για την οποία υπολογίζονται οι (lagged) χρηματιστηριακές αποδόσεις του παρελθόντος. Σύμφωνα με τον Fama η εξήγηση έγκειται στο γεγονός ότι οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν πληροφόρηση για τις μελλοντικές ταμειακές ροές όπως τα κέρδη των επιχειρήσεων και κατά επέκταση τη βιομηχανική παραγωγή(aggregate proxy)

και ότι πληροφόρηση για τη βιομηχανική παραγωγή μιας συγκεκριμένης περιόδου διαχέεται στις χρηματιστηριακές αποδόσεις αρκετά προηγούμενων περιόδων. Συνεπώς εάν χρησιμοποιηθούν στην παλινδρόμηση περιορισμένες χρονολογικές υστερήσεις των χρηματιστηριακών αποδόσεων θα εξηγούν ένα μικρότερο κομμάτι της μελλοντικής εξέλιξης της βιομηχανικής παραγωγής. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Fama υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ των προηγούμενων χρηματιστηριακών αποδόσεων ενός σταθμισμένου χαρτοφυλακίου του NYSE και του ρυθμού μεταβολής του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής, με την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου να μεγιστοποιείται όταν χρησιμοποιούνται οι χρηματιστηριακές αποδόσεις των 10 προηγούμενων μηνών. Παράλληλα στην παραπάνω μελέτη ο Fama έδειξε ότι πέρα από τις μηνιαίες αποδόσεις σημαντική συσχέτιση με τους μελλοντικούς ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής έχουν και οι πραγματικές αποδόσεις που υπολογίζονται σε τριμηνιαία και ετήσια βάση.

Ανάλογη με την έρευνα του Fama ήταν αυτή του Schwert (1990) ο οποίος χρησιμοποίησε παρόμοια μέθοδο ανάλυσης με αυτή του Fama, αλλά επέκτεινε την περίοδο μελέτης από το 1889-1988, για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης(NYSE). Ο Schwert επιβεβαίωσε τα αποτελέσματα της έρευνας του Fama (1990) και απέδειξε ότι υπάρχει μια ισχυρή σχέση μεταξύ της παρόντος ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αποδόσεων που παρουσιάστηκαν τους προηγούμενους 12 μήνες. Παράλληλα, ο Schwert έδειξε ότι η σχέση αυτή είναι στατιστικά σημαντική ακόμα και αν στο γραμμικό μοντέλο, μεταξύ του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αποδόσεων, προστεθούν και μεταβλητές που επηρεάζουν τις αναμενόμενες χρηματιστηριακές αποδόσεις όπως μερισματικές αποδόσεις, spreads επιχειρηματικών ομολόγων καθώς και παράγοντες που έχουν σχέση με τη διαχρονική μεταβολή των επιτοκίων. Αξίζει να σημειωθεί ότι τόσο ο Fama(1990) όσο και ο Schwert(1990) χρησιμοποίησαν στατιστικές ελέγχου για να ελέγξουν τη σημαντικότητα των συντελεστών που εκτιμήθηκαν με OLS, διορθωμένες για ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τις τεχνικές των White και Hansen. Θα πρέπει βέβαια να αναφερθεί όπως παραδέχονται και οι δυο ερευνητές ότι η χρησιμοποίηση και εκτίμηση ενός γραμμικού μοντέλου με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, με τις μεταβλητές να επιλέγονται με κριτήριο

την όσο το δυνατό καλύτερη προσαρμογή στα δεδομένα του δείγματος (goodness of fit) θα έχει περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα.

Σημαντική συμβολή στη βιβλιογραφία αποτέλεσε η προσπάθεια του Barro (1990) να αναλύσει την ερμηνευτική συμβολή που έχουν οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών στον καθορισμό της συνολικής επένδυσης στις ΗΠΑ. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία που χρησιμοποίησε προσπάθησε να εξετάσει την θεωρία καθορισμού της επένδυσης του Tobin- q theory of investment καθώς και την απευθείας ερμηνευτική ικανότητα των ιστορικών χρηματιστηριακών αποδόσεων στον καθορισμό της επένδυσης. Για τη διερεύνηση της παραπάνω σχέσης ο Barro χρησιμοποίησε ένα γραμμικό μοντέλο που περιελάμβανε τη ρυθμό μεταβολής της επένδυσης ως εξαρτημένη μεταβλητή και ως ερμηνευτικές μεταβλητές τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του NYSE, το ρυθμό μεταβολής του q , το λόγο των μετά φόρων χρηματιστηριακών κερδών προς το GNP και το ρυθμό μεταβολής του GNP. Κατά τον Barro όταν στο γραμμικό μοντέλο εισέλθουν μεταβλητές που σχετίζονται με τα κέρδη των επιχειρήσεων και τη παραγωγή τότε η στατιστική σημαντικότητα της χρηματοοικονομικής αξίας του κεφαλαίου που μετράται από τον δείκτη q τείνει να εξαφανιστεί, ενώ στατιστικά σημαντική παραμένει η μεταβλητή των χρηματοοικονομικών αποδόσεων. Έτσι ο Barro αποδεικνύει ότι το χρηματιστήριο αποτελεί ένα καλύτερο μέτρο για τον καθορισμό της επένδυσης απ'ότι αποτελεί ο δείκτης q που χρησιμοποιούνταν στις προηγούμενες εμπειρικές μελέτες.

Στη συνέχεια, ο Lee (1992) προσπαθώντας να εξετάσει τις σχέσεις μεταβλητών, όπως ο ρυθμός ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής, οι πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις, τα πραγματικά επιτόκια και ο ρυθμός πληθωρισμού, που στη μέχρι τότε βιβλιογραφία έδειχναν ότι είχαν μια ισχυρή σχέση αλληλεπίδρασης, χρησιμοποίησε ένα VAR μοντέλο με τις τέσσερις αυτές μεταβλητές και μελέτησε τις σχέσεις αιτίας και αποτελέσματος που τις συνδέουν από το 1947-1987. Τα αποτελέσματα του Lee δείχνουν ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις *Granger cause* το ρυθμό ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής καθώς επίσης και ότι το 10.61% της προβλεπόμενης διακύμανσης του σφάλματος που αντιστοιχεί στο ρυθμό ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής εξηγείται από τα *innovations* των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Παράλληλα εξετάζοντας το βαθμό αντίδρασης του ρυθμού ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής σε διαταράξεις

(Shocks) στις χρηματιστηριακές αποδόσεις έδειξε ότι η αντίδραση αυτή αυξάνει μέχρι τους 12 μήνες και μετά γίνεται αμελητέα.

Επεκτείνοντας τις διάφορες οπτικές γωνίες στη βιβλιογραφία με τις οποίες συνδέονται το χρηματιστήριο και η πραγματική οικονομία μέσω των προσδοκιών για τα οικονομικά γεγονότα, οι Estrella και Mishkin(1998) εξέτασαν την ικανότητα που έχουν οι αποδόσεις του χρηματιστηρίου μαζί με άλλες χρηματοοικονομικές μεταβλητές, όπως τα επιτόκια, το spread μακροπρόθεσμων και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και άλλες μεταβλητές που έχουν σχέση με την ποσότητα του χρήματος, στο να προβλέπουν υφέσεις στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής. Τα αποτελέσματα των Estrella και Mishkin δείχνουν ο δείκτης του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης μπορεί να αποτελέσει ένα αξιόπιστο δείκτη(leading indicator) πρόβλεψης υφέσεων στις ΗΠΑ. Ειδικότερα, έδειξαν ότι το spread της καμπύλης αποδόσεων και ο δείκτης του NYSE αναδεικνύονται ως οι πιο αποτελεσματικοί δείκτες στην πρόβλεψη των υφέσεων, με το χρηματιστηριακό δείκτη να είναι ιδιαίτερα αποτελεσματικός από ένα έως τρία τρίμηνα στο μέλλον. Τα συμπεράσματα των Estrella και Mishkin (1998) συμφωνούν με αυτά των Fama (1990) και Schwert (1990) που θεωρούν ότι οι αποδόσεις των μετοχών μέχρι 10 μήνες πίσω εμπεριέχουν πληροφόρηση για το ρυθμό μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής που χρησιμοποιείται σαν proxy της οικονομικής δραστηριότητας.

Στις πιο πρόσφατες ερευνητικές προσπάθειες για το κατά πόσο οι χρηματιστηριακές αποδόσεις συνδέονται με την πραγματική οικονομική δραστηριότητα εντάσσεται αυτή των Choi, Hauser, Kopecky (1999), οι οποίοι μελέτησαν την υπό εξέταση υπόθεση από τον Ιανουάριο του 1957 έως τον Μάρτιο του 1996, επεκτείνοντας το ενδιαφέρον τους και στις άλλες μεγάλες αναπτυγμένες οικονομίες (G7) πέρα από αυτής των ΗΠΑ. Η υπόθεση της ύπαρξης ή όχι συσχέτισης μεταξύ των παρελθουσών χρηματοοικονομικών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής που χρησιμοποιήθηκε σαν μέτρο του ρυθμού μεταβολής της οικονομικής δραστηριότητας, εξετάστηκε με ένα Vector error correction model, καθώς όπως έδειξαν οι ερευνητές με διάφορους ελέγχους περί στασιμότητας, οι χρονολογικές σειρές των χρηματιστηριακών δεικτών και της βιομηχανικής παραγωγής είναι μη-στάσιμες σειρές και έχουν μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, επιτρέποντας έτσι την ανάλυση σε ένα cointegrating περιβάλλον. Τα αποτελέσματα των Choi et.al(1999) δείχνουν ότι ο ρυθμός μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής σε έξι από τις G7 χώρες σχετίζεται με

προηγούμενες (lagged) πραγματικές χρηματοοικονομικές αποδόσεις εκτός από την Ιταλία. Όπως αναφέρεται στην μελέτη αυτή επιβεβαιώνονται τα αποτελέσματα των Fama και Schwert για τις ΗΠΑ και επεκτείνεται η ισχύς τους και για άλλες μεγάλες βιομηχανικές χώρες.

Τέλος , αξίζει να αναφερθεί η προσπάθεια των Christou, Hassapis, Kalyvitis, Pittis (2001) να εκτιμηθεί μη- παραμετρικά (Andrews 1991) η μακροχρόνια μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των πραγματικών αποδόσεων του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και του ρυθμού ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας στις ΗΠΑ (που αντικατοπτρίζεται από το ρυθμό ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής) και να διαφανεί η δομή της σχέσης αυτών των δύο μεγεθών σε ένας σημαντικό βάθος χρόνου που φτάνει τους 36 μήνες . Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των Christou et.all, όταν αυξάνει ο αριθμός των συνδιακυμάνσεων που έχουν θετικές τιμές, τότε η ανατροφοδότηση(feedback) από τις προηγούμενες αλλαγές των χρηματιστηριακών τιμών στις αλλαγές της μελλοντικής βιομηχανικής παραγωγής αυξάνει. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνουν τα συμπεράσματα των Fama και Schwert. Παράλληλα διαπιστώνεται η αρνητική συσχέτιση μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των μελλοντικών χρηματιστηριακών αποδόσεων , ενώ για την ταυτόχρονη συσχέτιση αυτών των δύο μεταβλητών τα αποτελέσματα δείχνουν ότι είναι αμελητέα. Όσον αφορά την αρνητική συσχέτιση μεταξύ του παρόντος ρυθμού ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής και των μελλοντικών χρηματιστηριακών αποδόσεων τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν με την άποψη του Park (1997) , ότι οι υψηλοί ρυθμοί οικονομικής ανάπτυξης ακολουθούνται από μια πτώση των χρηματιστηριακών αξιών. Η εξήγηση που προσφέρει ο Park έγκειται στο γεγονός ότι οι υψηλοί ρυθμοί οικονομικής ανάπτυξης προκαλούν άνοδο του πληθωρισμού και κατά συνέπεια την παρέμβαση των νομισματικών αρχών με αύξηση των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Η αρνητική αντίδραση των χρηματιστηριακών τιμών σε μία οικονομία που αναπτύσσεται με υψηλούς ρυθμούς θα δικαιολογείται στην περίπτωση που η προσδοκώμενη περιοριστική νομισματική πολιτική θα αναμένεται να έχει ισχυρότερη επίδραση στις προσδοκίες των επενδυτών από τα θετικά νέα που ανακοινώνονται για ορισμένα οικονομικά μεγέθη και που τείνουν να αυξήσουν τις τιμές των μετοχών.

3.Θεωρητική σχέση μεταξύ χρηματιστηρίου και οικονομικής δραστηριότητας

3.1 Χρηματιστήριο και συνολική επένδυση

Υπάρχουν αρκετά θεωρητικά κανάλια μέσα από τα οποία οι τιμές των μετοχών επηρεάζουν την μελλοντική εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας. Ένας διαισθητικός τρόπος προκειμένου να αναλυθεί αυτή η σχέση είναι να εξεταστούν οι επιπτώσεις των χρηματιστηριακών πεπραγμένων στα συστατικά της συνολικής ζήτησης που καθορίζουν το συνολικό επίπεδο του εισοδήματος στην οικονομία. Οι υπό εξέταση συνιστώσες της συνολικής ζήτησης είναι κυρίως η επένδυση και η κατανάλωση. Όσον αφορά τη συνολική επένδυση στην οικονομία έχει παρατηρηθεί ότι τα στελέχη των επιχειρήσεων λαμβάνουν επενδυτικές αποφάσεις με κριτήριο το αν αυτά τα επενδυτικά σχέδια θα βελτιώσουν τη μελλοντική χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων τους. Καθώς οι τιμές των μετοχών όπως αναφέρθηκε αποτελούν μεταβλητές που αντικατοπτρίζουν πληροφόρηση για τη μελλοντική αξία των επιχειρήσεων, είναι λογικό ότι θα υπάρχει μία σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και της συνολικής επένδυσης στην οικονομία. Παρ'όλα αυτά υπάρχει και η περίπτωση σύμφωνα με τον Fama(1991) να μην ισχύει η έννοια των αποτελεσματικών αγορών και οι τιμές των μετοχών να μην ενσωματώνουν αποτελεσματικά όλη την απαραίτητη πληροφόρηση.

Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία δεν υπάρχει καθολική συμφωνία για το ρόλο του χρηματιστηρίου στον καθορισμό της επένδυσης. Κατά τον Bosworth (1975) το χρηματιστήριο σχετίζεται με την συνολική επένδυση αλλά έχει ένα "παθητικό" ρόλο στον καθορισμό της. Ειδικότερα ο Bosworth υποστήριξε ότι τα στελέχη των επιχειρήσεων που έχουν ως σκοπό τη μεγιστοποίηση της μακροχρόνιας χρηματοοικονομικής αξίας της επιχειρήσεων μέσω της επιλογής των κατάλληλων επενδυτικών σχεδίων, δεν θα αποφασίζουν για αυτά τα σχέδια με βάση της βραχυπρόθεσμες και σε πολλές περιπτώσεις υψηλά διακυμαινόμενες (high volatile) μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών. Από την άλλη πλευρά οι Fisher και Merton (1984) διατύπωσαν ότι οι τιμές των μετοχών παρέχουν την κατάλληλη πληροφόρηση και "σινιάλα" στα στελέχη των επιχειρήσεων, ώστε να λάβουν τις κατάλληλες επενδυτικές αποφάσεις. Είναι αλήθεια ότι αν δεν ισχύει η αποτελεσματικότητα των αγορών, οι στρεβλώσεις που παρατηρούνται στην

τιμολόγηση των αξιογράφων θα οδηγούν σε μη - άριστες επενδυτικές αποφάσεις .Παρόλα αυτά όμως σύμφωνα με τους Fisher και Merton (1984) ακόμη και οι μάνατζερς που γνωρίζουν την πραγματική αξία της επιχείρησης τους θα τείνουν να αντιδρούν σε αλλαγές των τιμών των μετοχών που δεν οφείλονται στην αλλαγή των θεμελιωδών μεγεθών των επιχειρήσεων. Και αυτό γιατί οι μεταβολές των τιμών των μετοχών επηρεάζουν το κόστος μέσο σταθμικό κόστος κεφαλαίου . Για παράδειγμα αν μια μετοχή είναι υπεριτιμημένη σύμφωνα με τα θεμελιώδη μεγέθη της επιχείρησης , τότε τα στελέχη θα έχουν κίνητρο να εκδώσουν νέες μετοχές για να χρηματοδοτήσουν μια νέα επένδυση εκμεταλλευόμενοι το χαμηλό κόστος κεφαλαίου. Αντίστοιχα εάν η μετοχή θεωρείται υποτιμημένη τότε τα διοικητικά στελέχη θα έχουν κίνητρο να επαναγοράσουν της μετοχές της εταιρίας με τα διαθέσιμα κεφάλαια και να μην προβούν σε επενδύσεις που αποδίδουν λιγότερο από το κόστος του κεφαλαίου.

Κατά την νεοκλασική θεωρία επενδύσεων τα στελέχη των επιχειρήσεων επιλέγουν κεφάλαιο και εργασία με σκοπό να μεγιστοποιήσουν την αξία των επιχειρήσεων τους. Η επενδυτική απόφαση λαμβάνεται με τη σύγκριση του οριακού κόστος κεφαλαίου και των κερδών που θα επιφέρει αυτή η επιπλέον επένδυση.

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{a} [E\{c_t\} - P_t'] \quad (1)$$

όπου I_t η επένδυση, K_t το υπάρχον κεφάλαιο , $E\{c_t\}$ η προεξοφλημένη παρούσα αξία των εσόδων από μια επιπλέον μονάδα κεφαλαίου, P_t' το οριακό κόστος κεφαλαίου και a ένα κόστος προσαρμογής του υπάρχοντος κεφαλαίου.

Παράλληλα η αξία της επιχείρησης είναι η προεξοφλημένη παρούσα αξία των χρηματοροών που το υπάρχον κεφάλαιο αναμένεται να δημιουργήσει.

$$V_t = [E\{c_t\}]K_t \quad (2)$$

Σύμφωνα με τον Tobin (1969) και την θεωρία του-q το επίπεδο της επένδυσης καθορίζεται από την σχέση μεταξύ του οριακού κόστους της επιχείρησης να προσθέσει μια μονάδα στο υπάρχον κεφάλαιο της και τη χρηματική αξία που

$$q_t = \frac{V_t}{P_t^I K_t} \quad (3)$$

μπορεί η επιχείρηση να πουλήσει τα περιουσιακά της στοιχεία. Το q ορίζεται ως ο λόγος της χρηματιστηριακής αξίας της επιχείρησης ως προς το κόστος αντικατάστασης του υπάρχοντος της κεφαλαίου

Συνδυάζοντας τις εξισώσεις (1), (2), (3) παρατηρούμε ότι

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{a}(q-1) * P_t^I$$

Επομένως ότι όταν η χρηματιστηριακή αξία της επιχείρησης είναι μεγαλύτερη από το κόστος αντικατάστασης του υπάρχοντος κεφαλαίου ($q > 1$), η επένδυση θα αυξήσει την αξία της επιχείρησης. Συνακόλουθα σύμφωνα με τον Barro(1990) το μεγαλύτερο μέρος της μεταβολής(variation) του q προέρχεται από τον αριθμητή του λόγου, δηλαδή τη χρηματιστηριακή αξία της επιχείρησης και συνεπώς καταδεικνύεται ο ρόλος των μεταβολών των τιμών των μετοχών στον καθορισμό της επένδυσης. Σύμφωνα με τη θεωρία, θα πρέπει να δίνεται περισσότερη βαρύτητα στο οριακό q. Το οριακό q, δηλαδή ο λόγος των προεξοφλημένων ταμειακών ροών από μια επιπλέον μονάδα κεφαλαίου προς την τιμή απόκτησής της, είναι δύσκολο να παρατηρηθεί και επομένως χρησιμοποιείται ο απλός λόγος q.

3.2 Χρηματιστήριο και κατανάλωση

Όπως αναφέρθηκε οι εξελίξεις στο χρηματιστήριο επηρεάζουν την πραγματική οικονομία μέσω διάφορων μηχανισμών που επιδρούν στη συνολική ζήτηση. Ένας από τους πιο σημαντικούς μηχανισμούς είναι αυτός που επιδρά μέσω της μεταβολής της κατανάλωσης. Μια διαισθητική προσέγγιση του ρόλου του χρηματιστηρίου στην κατανάλωση επιτυγχάνεται με την εξέταση του επιπέδου της αποταμίευσης και του λόγου του πλούτου των νοικοκυριών προς το συνολικό τους εισόδημα. Οι δύο αυτές μεταβλητές είναι αρνητικά συσχετισμένες καταδεικνύοντας ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο πλούτος των νοικοκυριών από το χρηματιστήριο τόσο μικρότερη θα είναι η αποταμίευση στην οικονομία και συνεπώς μεγαλύτερη η κατανάλωση. Στην βιβλιογραφία η σύνδεση της κατανάλωσης με το χρηματιστήριο έχει προσδιοριστεί, τόσο από την επίδραση που έχει αύξηση του πλούτου ("wealth effects") εξαιτίας της αύξησης των τιμών των μετοχών στην καταναλωτική συμπεριφορά των ατόμων, όσο και από το γεγονός ότι οι τιμές των μετοχών είναι μεταβλητές που "κοιτάζουν" στο μέλλον και αντικατοπτρίζουν πληροφόρηση για τις μελλοντικές οικονομικές εξελίξεις (Bosworth 1975). Ειδικότερα, οι αλλαγές στον πλούτο των νοικοκυριών μέσω της αύξησης των τιμών των μετοχών αλλάζουν τα καταναλωτικά πρότυπα των νοικοκυριών εξαιτίας της αλλαγής στο διαθέσιμο εισόδημα προς κατανάλωση. Το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να θεωρηθεί ως η άμεση ("direct effect") επίδραση του χρηματιστηρίου στη κατανάλωση. Παράλληλα το χρηματιστήριο μπορεί να έχει μια έμμεση επίδραση ("indirect effect") στη συνολική κατανάλωση, εξαιτίας του γεγονότος ότι οι αυξημένες τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν ευνοϊκές εξελίξεις στην οικονομία και τα άτομα είναι διατεθειμένα να καταναλώσουν περισσότερο σήμερα ή να δανειστούν έναντι του αυξημένου εισοδήματος που αναμένουν στο μέλλον. Οικονομετρικά μοντέλα όπως αυτό του Federal Reserve's Board FRB/US model που εξετάζουν την επίδραση του χρηματιστηρίου στη κατανάλωση δείχνουν ότι ένα επιπλέον δολάριο χρηματιστηριακού πλούτου οδηγεί σε αύξηση της καταναλωτικής συμπεριφοράς κατά 3 έως 5 cents, με το αποτέλεσμα να πραγματοποιείται σταδιακά σε βάθος αρκετών χρόνων. Παρ'όλα αυτά έχει τονιστεί από αρκετούς συγγραφείς ότι αυτή η αντίδραση στην αύξηση του πλούτου από μετοχές πραγματοποιείται με σημαντική χρονολογική υστέρηση εξαιτίας της αβεβαιότητας σχετικά με τη διατήρηση της

ανοδικής τάσης του χρηματιστηρίου , και της σε αρκετές περιπτώσεις αδυναμίας των νοικοκυριών να έχουν πρόσβαση στα αξιόγραφα που δυνητικά κατέχουν μέσω των ασφαλιστικών ταμείων. Αντίθετη με την άποψη αυτή , είναι αυτή των Ludvigson και Steindel(1999) οι οποίοι χρησιμοποιώντας ,τόσο απλά γραμμικά μοντέλα όσο και συστήματα εξισώσεων που ενσωματώνουν την κοινή στοχαστική γραμμική τάση που παρουσιάζουν οι μεταβλητές της κατανάλωσης μη -διαρκών αγαθών, του διαθέσιμου εισοδήματος και του πλούτου των νοικοκυριών εστίασαν την μελέτη τους σχετικά με τον χρονικό ορίζοντα μέσα στον οποίο η αύξηση του πλούτου των νοικοκυριών επηρεάζει την κατανάλωση . Τα αποτελέσματα της έρευνας τους έδειξαν ότι οι μεταβολές στον πλούτο, εξαιτίας μιας αλλαγής των χρηματιστηριακών τιμών , επηρεάζουν την κατανάλωση μέχρι ένα τρίμηνο στο μέλλον και δεν παρέχουν πληροφόρηση για τη μεταβολή της κατανάλωσης πέρα από αυτό το χρονικό διάστημα.

Αξίζουν επίσης να αναφερθούν τα αποτελέσματα της έρευνας των Mankiw και Zeldes (1991) που βρήκαν ότι η καταναλωτική συμπεριφορά των κατόχων μετοχών είναι περισσότερο συσχετισμένη με τις αποδόσεις των μετοχών από την καταναλωτική συμπεριφορά των μη-κατόχων, ενισχύοντας έτσι την άποψη περί των άμεσων επιδράσεων του χρηματιστηρίου στην κατανάλωση.

3.3 Χρηματιστήριο, οικονομική πολιτική και οικονομική δραστηριότητα

Αναλύοντας τους μηχανισμούς με τους οποίους το χρηματιστήριο συνδέεται με την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας ,θα ήταν σκόπιμο εξεταστεί και ο ρόλος της οικονομικής πολιτικής στον καθορισμό της σχέσης του χρηματιστηρίου με την πραγματική οικονομία. Ειδικότερα , είναι δυνατό να αναφερθούν οι επιπτώσεις μιας μεγάλης χρηματιστηριακής πτώσης συνοδευόμενης από μια αύξηση των επιτοκίων, που είναι αποτέλεσμα των επιλογών των αρχών οικονομικής πολιτικής. Όπως αναφέρεται από τον Bosworth (1975) μία χρηματιστηριακή κατάρρευση οδηγεί σε μείωση της καθαρής θέσης(net worth) των επιχειρήσεων και αύξησης των χρεοκοπιών με άμεσο αποτέλεσμα τη μείωση του εταιρικού δανεισμού , γεγονός που τελικά δυσχεραίνει την οικονομική δραστηριότητα. Συνακόλουθα , μία αύξηση των εταιρικών χρεοκοπιών θα έχει αρκετά δυσμενή αποτελέσματα για το τραπεζικό σύστημα , στην περίπτωση που το μεγαλύτερο μέρος του χαρτοφυλακίου των τραπεζών αποτελείται από εταιρικά

δάνεια ή εταιρικά ομόλογα. Άμεση επίδραση αυτής της στρέβλωσης στη λειτουργία του χρηματοπιστωτικού συστήματος θα είναι η μείωση του εταιρικού δανεισμού και κατά συνέπεια της επενδυτικής δραστηριότητας στην οικονομία. Σε περίπτωση όπου η Κεντρική Τράπεζα είχε επέμβει ετεροχρονισμένα πριν την χρηματιστηριακή πτώση, προκειμένου να πετύχει το βασικό στόχο της περί χαμηλού πληθωρισμού, η επίδραση της παραπάνω χρηματιστηριακής πτώσης στην οικονομία θα είναι περισσότερο έντονη. Ανάλογη της άποψης αυτής είναι αυτή του Thorbecke (1997), ότι η άσκηση νομισματικής πολιτικής επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών καθώς επιδρά στις προσδοκίες για τα μελλοντικά κέρδη των επιχειρήσεων και στα επιτόκια με τα οποία αυτές κεφαλαιοποιούνται. Σε περίπτωση περιοριστικής νομισματικής πολιτικής τα βραχυχρόνια επιτόκια αυξάνονται, γεγονός που περιορίζει το δανεισμό των μικρότερων επιχειρήσεων που δεν έχουν τη δυνατότητα να δανειστούν με έκδοση ομολόγων ή άλλων μορφών χρηματοδότησης που προϋποθέτουν υψηλή καθαρή θέση και θετική αξιολόγηση από διεθνείς οίκους. Έτσι, αναστέλλονται οι επενδυτικές αποφάσεις των επιχειρήσεων και επιβραδύνεται η οικονομική δραστηριότητα.

Αντίστοιχα ο Blanchard (1981) παρουσίασε ένα μοντέλο βασισμένο σε IS-LM ανάλυση και έδειξε τις επιπτώσεις που έχει η νομισματική και δημοσιονομική πολιτική στο χρηματιστήριο, στο συνολικό εισόδημα της οικονομίας και στην καμπύλη αποδόσεων. Σύμφωνα με τον Blanchard μία επεκτατική οικονομική πολιτική αλλάζει τις προσδοκίες για μεταβλητές όπως τα επιτόκια και η κερδοφορία των επιχειρήσεων, με άμεσο αποτέλεσμα να αυξάνουν οι τιμές των μετοχών που καθορίζονται από τις μεταβλητές αυτές. Την άνοδο του χρηματιστηρίου ακολουθεί μια αύξηση της κατανάλωσης και της επένδυσης, αυξάνοντας έτσι το επίπεδο του εισοδήματος στην οικονομία. Η άνοδος της οικονομικής δραστηριότητας δικαιολογεί τις αρχικές προσδοκίες που αποτέλεσαν τον λόγο αύξησης των τιμών των μετοχών. Σε αυτό το περιβάλλον οι τιμές των μετοχών θα προβλέπουν την μελλοντική εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας αλλά δεν θα είναι η αιτία για αυτή την εξέλιξη, καθώς τόσο το χρηματιστήριο όσο και το πραγματικό εισόδημα θα τείνουν να αντιδρούν στις μεταβολές του οικονομικού περιβάλλοντος που επηρεάζεται από τις αποφάσεις των φορέων οικονομικής πολιτικής.

4.Υποθέσεις προς έλεγχο

Αρχική υπόθεση που θα ελεγχθεί στην παρούσα εργασία είναι το κατά πόσο οι παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις στις τέσσερις μεγαλύτερες βιομηχανικές χώρες της Ευρώπης (Γερμανία , Γαλλία , Μ. Βρετανία , Ιταλία) και στις ΗΠΑ σχετίζονται με τους μελλοντικούς ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής, καθώς επίσης και το κατά πόσο ο ρυθμός ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής σχετίζεται με τις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Παράλληλα θα εξεταστεί η αιτιώδης (causality) σχέση που διέπει τις μεταβλητές όπως και η επίδραση της χρηματιστηριακής αβεβαιότητας στην πραγματική οικονομία με impulse response analysis. Η υπό εξέταση σχέση θα ελεγχθεί με Granger causality tests στα πλαίσια ενός Vector Autoregressive model (VAR) ή ενός Vector Error Correction model(VEC) , ανάλογα με το αν οι σειρές του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής και των γενικών δεικτών των χρηματιστηρίων είναι στάσιμες ή μη στάσιμες σειρές , καθώς και αν το σύστημα που αυτές συνθέτουν είναι στάσιμο ή όχι. Συνακόλουθα η υπόθεση μεταξύ της συσχέτισης των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της μελλοντικής εξέλιξης της οικονομικής δραστηριότητας θα ελεγχθεί από τη μη-παραμετρική εκτίμηση της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής . Το πλήθος των μη μηδενικών συνδιακυμάνσεων της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων είναι δυνατό να καταδείξει το βαθμό της συσχέτισης και τη διάχυση (feedback) από τη μια μεταβλητή στην άλλη, καθώς αυξάνονται οι χρονολογικές υστερήσεις για τις οποίες υπολογίζουμε πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και ρυθμούς ανάπτυξης οικονομικής δραστηριότητας.

Θα πρέπει να τονιστεί ότι οι δυο μεθοδολογίες είναι διαφορετικές από τη φύση τους και εξετάζουν διαφορετικές υποθέσεις , και συνεπώς δεν είναι δυνατό να γίνει απευθείας αντιπαραβολή τους . Και αυτό γιατί σε ένα παραμετρικό μοντέλο όπως ένα VAR (Vector Autoregressive model) είναι δυνατό να ελέγξουμε για αιτιότητα (causality) , ενώ με τη μέθοδο του Andrews εκτιμούμε μη παραμετρικά συντελεστές συσχέτισης χωρίς τη δυνατότητα να ελέγξουμε την σχέση αιτίας αποτελέσματος που συνδέει τις μεταβλητές.

Με δεδομένο ότι οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες έχουν πραγματοποιηθεί με τη χρησιμοποίηση ενός VAR ή VEC μοντέλου , στην περίπτωση που η μη παραμετρική μέθοδος αποδώσει αξιόπιστα αποτελέσματα, θα ήταν σκόπιμο να χρησιμοποιείται σε πιο ευρεία κλίμακα όπως χρησιμοποιήθηκε από τους Christou, Hassapis ,Kalyvitis , Pittis(2001) , προκειμένου να αναδείξει αποτελεσματικότερα το auto covariance structure των δυο σειρών χωρίς τις περιοριστικές υποθέσεις στις οποίες βασίζεται η εκτίμηση των παραμετρικών μοντέλων , όπως για παράδειγμα κανονικότητα στα κατάλοιπα και ομοσκεδαστικότητα.

5. Μεθοδολογία

5.1 Ανάλυση στα πλαίσια υποδειγμάτων διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (Vector Autoregressive models (VAR.))

Όπως αναφέρθηκε σκοπός της παραπάνω εργασίας είναι "διττός". Αρχικός στόχος είναι να ελεγχθεί η σχέση μεταξύ των πραγματικών χρηματοοικονομικών αποδόσεων και της οικονομικής δραστηριότητας στις ευρωπαϊκές χώρες , επεκτείνοντας τα μέχρι τώρα αποτελέσματα που υπήρχαν για τις ΗΠΑ, με δύο διαφορετικές μεθόδους ανάλυσης. Συνακόλουθα ένας άλλος στόχος είναι η σύγκριση των αποτελεσμάτων των δύο μεθοδολογιών. Αρκετές εμπειρικές έρευνες που εξετάζουν τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας, όπως αυτές του Fama (1990) , Schwert(1990) , Barro(1990) βασίζονται στην εκτίμηση ενός γραμμικού μοντέλου με τη μέθοδο OLS. Αυτή η univariate προσέγγιση θεωρεί ότι οι αποδόσεις των μετοχών αποτελούν εξωγενή μεταβλητή για το ρυθμό ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής ή του ακαθαρίστου εγχωρίου προϊόντος, γεγονός που είναι δυνατό να οδηγήσει σε λανθασμένη εξειδίκευση του μοντέλου αν η υπόθεση της εξωγένειας

δεν ισχύει και οι δύο μεταβλητές συνδέονται με μια διμεταβλητή (bivariate) σχέση αλληλεπίδρασης (Hassapis, Kalyvitis 2002). Παράλληλα αυτή η παλινδρόμηση θα οδηγήσει σε μη-συνεπείς εκτιμητές (*spurious regression*) στην περίπτωση που οι μεταβλητές αυτές είναι μη-στάσιμες και τα κατάλοιπα της παλινδρόμησής τους είναι μη στάσιμα(Hendry and Juselius 2000) .

Για να προχωρήσουμε στην οικονομετρική ανάλυση αρχικά ορίζουμε ένα (2x1) διάνυσμα με τις μεταβλητές ενδιαφέροντος ως

$$Z_t = \{ stock_t, indust_t \}^T$$

Αρχικά ελέγχουμε εάν οι σειρές *stock* και *indust* είναι στάσιμες ή μη-στάσιμες . Όπου *stock*(=*log(general stock index)*) θεωρούμε τον λογάριθμο του αποπληθωρισμένου γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου με το CPI και *indust*(=*log(industrial production index)*) θεωρούμε τον λογάριθμο του δείκτη της βιομηχανικής παραγωγής προσαρμοσμένο για εποχικές διακυμάνσεις . Ο έλεγχος στασιμότητας πραγματοποιείται με το *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* test τόσο στις μεταβλητές *stock* και *indust* όσο και στις μεταβλητές $\Delta stock_t (=stock_t - stock_{t-1})$ και $\Delta indust_t (=indust_t - indust_{t-1})$ που αντιπροσωπεύουν τις αποδόσεις του γενικού δείκτη και τους ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής αντίστοιχα

Προκειμένου να αναλυθεί η σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της οικονομικής δραστηριότητας στα πλαίσια ενός παραμετρικού μοντέλου είναι σκόπιμο να εξεταστούν οι ιδιότητες των υπό εξέταση χρονολογικών σειρών , όπως των χρηματιστηριακών δεικτών , των δεικτών βιομηχανικής παραγωγής , των δεικτών τιμών καταναλωτή και των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων.

Για να ελέγξουμε την πιθανή ή όχι ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) στις χρονολογικές σειρές που θα χρησιμοποιηθούν θα χρησιμοποιηθεί το *Augmented Dickey Fuller test (ADF)* σύμφωνα με το οποίο μία σειρά x_t είναι μη στάσιμη εάν στην αυτοπαλινδρομη (autoregressive) απεικόνισή της ο συντελεστής $\beta=1$.

$$x_t = a_0 + \beta x_{t-1} + \sum_{i=2}^n \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Το ADF test θέτει ως μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, έναντι της εναλλακτικής ότι ο συντελεστής β είναι μικρότερος της μονάδας.

$H_0 : \beta=1$ (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας)

$H_1 : \beta < 1$

Μετά την περάτωση των unit root tests και εφόσον οι σειρές *lstock* και *lindust* είναι μη -στάσιμες I(1) ελέγχουμε για συνολοκλήρωση (cointegration) με τη μέθοδο του Johansen προκειμένου να καθορίσουμε τη σωστή εξειδίκευση του μοντέλου που θα χρησιμοποιήσουμε.

Για να ελέγξουμε για Cointegration χρησιμοποιούμε την παρακάτω διαδικασία που αναπτύχθηκε από τον Johansen(1991) και Johansen & Juselius(1990). Η μέθοδος του Johansen σκοπό έχει να ελέγξει τους περιορισμούς που τίθεται από την σχέση συνολοκλήρωσης (cointegrating relation) των μεταβλητών στο χωρίς περιορισμούς VAR μοντέλο.

Θεωρούμε ένα **VAR(p)** μοντέλο

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NIID(0, \Sigma) \quad (1)$$

Όπου z_t είναι ένα $(k \times 1)$ διάνυσμα από μη στάσιμες I(1) μεταβλητές, και A_i είναι μια $(p \times p)$ μήτρα των υποεκτίμηση παραμέτρων και ε_t είναι ένα διάνυσμα σφαλμάτων που ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Το VAR της σχέσης (1) μπορεί να μετασχηματιστεί σε ένα **Vector Error Correction Model (VECM)** όπως παρακάτω

$$\Delta z_t = A_0 + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad , \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Στην περίπτωση μας το z_t είναι ένα (2 x 1) διάνυσμα από I(1) μεταβλητές οι οποίες είναι είτε οι πραγματικοί γενικοί δείκτες των μετοχών και η βιομηχανική παραγωγή είτε οι πραγματικοί γενικοί δείκτες των μετοχών και το πραγματικό GDP.

Η υπόθεση ή όχι του cointegration διατυπώνεται με ένα έλεγχο στο βαθμό(rank) του πίνακα Π , που ισούται με τον αριθμό των cointegrating διανυσμάτων.

Σύμφωνα με το θεώρημα αναπαράστασης του *Granger* εάν η μήτρα Π είναι μειωμένου βαθμού $r < k$ τότε υπάρχουν (κ x r) πίνακες a και β καθένας με βαθμό r έτσι ώστε $\Pi = a\beta'$ και $\beta'z_t$ είναι στάσιμο. Στην περίπτωση αυτή r είναι ο αριθμός των cointegrating σχέσεων και κάθε στήλη του β είναι ένα cointegrating vector. Τα στοιχεία του a είναι γνωστά ως τα στοιχεία προσαρμογής (adjustment parameters) του VEC και τα στοιχεία του β αποτελούν ένα πίνακα με μακροχρόνιους συντελεστές (long run coefficients). Επομένως βz_{t-1} αντιπροσωπεύει την cointegrating μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και το a παρέχει πληροφόρηση για την βραχυχρόνια αντίδραση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου και της βιομηχανικής παραγωγής, όταν υπάρχει απόκλιση από τη σχέση ισορροπίας που τα συνδέει.

Η σχέση (2) όταν ο πίνακας Π είναι μειωμένου βαθμού μετασχηματίζεται σε:

$$\Delta z_t = A_0 + a\beta^T z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

- Στην περίπτωση που απορριφθεί η υπόθεση για συνολοκλήρωση δηλαδή ο βαθμός της μήτρας Π είναι $r = k$, η ανάλυση z_t είναι στάσιμη και η σωστή εξειδίκευση του μοντέλου θα είναι ένα unrestricted VAR στα log levels των μετοχών και της βιομηχανικής παραγωγής. Η στατιστική συμπερασματολογία θα βασίζεται στις στατιστικές ελέγχου t , F και χ^2
- Σε περίπτωση που ο βαθμός της μήτρας Π είναι ίσος με $r = 0$, τότε Δz_t είναι στάσιμη ανάλυση και δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών *stock* και *indust* η σωστή εξειδίκευση θα είναι ένα VAR στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών *stock* και *indust*

Αντίστοιχα για να εξετάσουμε την αιτιώδη σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών οικονομικής ανάπτυξης θα εφαρμόσουμε έλεγχο για *Granger Causality* στα πλαίσια του vector autoregressive model(VAR)

6. Περιγραφή των στοιχείων και των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο των υποθέσεων αυτής της μελέτης αντλήθηκαν από τα **International Financial Statistics του IMF**. Συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία από το **1973-2002** για τους γενικούς δείκτες των μετοχών , τους δείκτες βιομηχανικής παραγωγής προσαρμοσμένους για εποχικές διακυμάνσεις , τους δεικτών τιμών των καταναλωτών(CPI) με τους οποίους έγινε η αποπληθώριση των γενικών δεικτών των χρηματιστηρίων ώστε να βρεθούν οι πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Παράλληλα χρησιμοποιήθηκαν και τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια των αντίστοιχων περιόδων.

ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ - Δείγμα 1973:1-2002:12¹

- Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής (US)
- Γερμανία (GER)
- Γαλλία (FR)
- Ηνωμένο Βασίλειο (UK)
- Ιταλία (IT)

Ο χρηματιστηριακός δείκτης για κάθε χώρα θα συμβολίζεται με την ονομασία **STOCK = (log(real stock price index))** και ο δείκτης βιομηχανική παραγωγής κάθε χώρας με **INDUST =(log(industrial production index))**

Ο διαχωρισμός των πέντε χωρών θα γίνεται με χρησιμοποίηση του προθέματος της κάθε χώρας να εμφανίζεται μετά από την ονομασία LSTOCK. Για παράδειγμα για τις ΗΠΑ ο πραγματικός χρηματιστηριακός δείκτης θα συμβολίζεται ως LSTOCKUS και ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής ως LINDUSTUS.

Οι πρώτες διαφορές των δεικτών LSTOCK και LINDUST θα εμφανίζονται με την ονομασία **D(LSTOCK)=SR** και **D(LINDUST)=IPG** και θα αντιπροσωπεύουν τις

¹ Αναλυτική παρουσίαση των χρονολογικών σειρών όπως αντλήθηκαν από τα **International Financial Statistics** του IMF καθώς και των κωδικών τους παρατίθεται στο παράρτημα.

πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής αντίστοιχα.

VARIABLES	Real stock index	Industrial production index	Real stock returns	Industrial production growth rate	Inflation	Real interest rate
countries						
USA	LSTOCKUS	LINDUSTUS	SRUS	IPGUS	INFUS	IRUS
Germany	LSTOCKGER	LINDUSTGER	SRGER	IPGGER	INFGER	IRGER
France	LSTOCKFR	LINDUSTFR	SRFR	IPGFR	INFFR	IRFR
Italy	LSTOCKIT	LINDUSTIT	SRIT	IPGIT	INFIT	IRIT
UK	LSTOCKUK	LINDUSTUK	SRUK	IPGUK	INFUK	IRUK

Όπου

- **Real stock price index :**

$LSTOCK = \text{LOG}(\text{Nominal Stock price Index} / \text{CPI})$ - base date 1973:1

- **Stock Returns (continuously compounded)**

$SR_t = LSTOCK_t - LSTOCK_{t-1}$

- **Industrial Production index:**

$LINDUST = \text{LOG}(\text{Industrial production index s.adj})$

- **Industrial Production Growth Rate:**

$IPG_t = LINDUST_t - LINDUST_{t-1}$

- **Inflation Rate:**

$INF_t = (\text{CPI}_t - \text{CPI}_{t-1}) / \text{CPI}_{t-1}$ - CPI month on month - base date 1973:1

- **Real Interest Rate:**

$IR_t = NR_t(\text{nominal interest rate}) - E(INF_t)$

7.Εμπειρικά αποτελέσματα

7.1 Έλεγχοι για στασιμότητα και συνολοκλήρωση (cointegration)

Αρχικά θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα στα πλαίσια ενός διμεταβλητού (bivariate) μοντέλου για τις ΗΠΑ και τις τέσσερις μεγαλύτερες οικονομίες της Ευρώπης με υπό εξέταση μεταβλητές τους χρηματιστηριακούς δείκτες και τους δείκτες βιομηχανικής παραγωγής όπως αντλήθηκαν από τα International Financial Statistics του IMF. Η άμεση εξέταση της σχέσης του χρηματιστηρίου με την οικονομική δραστηριότητα με την χρησιμοποίηση ενός διμεταβλητού υποδείγματος είναι ανάλογη με αυτή των Choi et.all (1999) , Fama(1990) , Schwert (1990) .

Όπως ήδη αναφέρθηκε για την περάτωση της διερεύνησης της σχέσης μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και οικονομικής δραστηριότητας στα πλαίσια ενός VAR(Vector autoregressive model) ή VEC (Vector Error correction model) θα πρέπει να διενεργηθεί έλεγχος για την τυχόν ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) στους χρηματιστηριακούς δείκτες και τους δείκτες βιομηχανικής παραγωγής .

Στον πίνακα 1 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου για unit root με το Augmented Dickey Fuller test

Πίνακας 1 : Έλεγχοι για μοναδιαίες ρίζες

Augmented Dickey Fuller unit root tests				
sample 1973-2002				
Country	<i>real stock prices (in logs) - LSTOCK</i>		<i>industrial production (in logs) - LINDUST</i>	
	levels	first differences(SR)	levels	first differences(IPG)
USA	-2.915601	-7.306261**	-2.839703	-6.603746**
Germany	-2.261535	-8.060753**	-2.936481	-8.287995**
France	-3.332879	-7.434513**	-2.678878	-8.687627**
Italy	-3.127627	-7.382666**	-3.391379	-8.353525**
UK	-2.686722	-9.438613**	-2.120954	-7.119177**

Σημείωση : *(**) δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για μοναδιαία ρίζα (unit root) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας

To test περιλαμβάνει 4 χρονολογικές υστερήσεις, την ύπαρξη σταθεράς και τάσης

Όπως διαπιστώνεται από τα αποτελέσματα του πίνακα (1) η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και για τις πέντε χώρες , τόσο για τους χρηματιστηριακούς δείκτες όσο και για τους δείκτες βιομηχανικής παραγωγής , δεν είναι δυνατό να απορριφθεί για επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% αντιστοίχα. Συνεπώς προκειμένου να καθοριστεί εάν θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί ένα vector autoregressive model ή ένα vector error correction model είναι σκόπιμο να πραγματοποιηθεί έλεγχος για συνολοκλήρωση (cointegration) με τη μέθοδο του Johansen.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για πιθανή ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας (cointegration) μεταξύ των αποπληθωρισμένων χρηματιστηριακών δεικτών και των δεικτών βιομηχανικής παραγωγής παρατίθενται στον πίνακα (2)

Πίνακας 2 : Έλεγχοι για συνολοκλήρωση

Johansen cointegration tests			
sample 1973-2002		real stock prices and industrial production	
Country	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic	cointegration
USA	9.930248	9.924868	No
Germany	12.81835	11.78084	No
France	11.95021	11.93997	No
Italy	11.98881	11.14746	No
UK	8.546044	8.389683	No

Σημείωση : *(**) δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει cointegration (none cointegrating equation) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας
 Το test περιλαμβάνει 4 χρονολογικές υστερήσεις και γραμμική ντετερμινιστική σχέση

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (2) δεν διαπιστώνεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης (cointegration) και για τις πέντε χώρες μεταξύ των πραγματικών χρηματιστηριακών δεικτών και των δεικτών βιομηχανικής παραγωγής. Αξίζει να αναφερθεί ότι οι Choi et al(1999) διενεργώντας αντιστοιχούς ελέγχους για δείγμα από το 1957 έως το 1996 διαπίστωσαν, σε αντίθεση με τα αποτελέσματά μας, μακροχρόνιες σχέσης ισορροπίας (cointegration) και για τις πέντε χώρες. Το γεγονός αυτό καταδεικνύει το πρόβλημα της ευαισθησίας, ανάλογα με την επιλογή του δείγματος, που

πιθανόν να έχει το συγκεκριμένο test . Ενδεικτικά αναφέρεται ότι για την Μ. Βρετανία όταν χρησιμοποιήθηκε δείγμα από το 1973 έως το 1999 διαπιστώθηκε η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας (cointegration). Σύμφωνα λοιπόν με τα αποτελέσματα του πίνακα (2) επιβάλλεται ο έλεγχος των υπό εξέταση υποθέσεων στα πλαίσια ενός υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR) στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών των πραγματικών χρηματιστηριακών δεικτών και της βιομηχανικής παραγωγής , που αποτελούν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής αντίστοιχα.

7.2 Ανάλυση στα πλαίσια ενός υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης.

Στην διαδικασία εκτίμησης των VAR υποδειγμάτων για κάθε από τις από τις πέντε μεγαλύτερες βιομηχανικές χώρες είναι σκόπιμο να καθοριστεί ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί . Ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων (lags) θα καθορίσει την τάξη του κάθε υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (vector autoregressive model). Για παράδειγμα αν συμπεριλάβουμε μόνο μια υστέρηση έχουμε το μοντέλο πρώτης τάξης (VAR(1)) η πιο γενικά αν συμπεριλάβουμε p υστερήσεις θα έχουμε το VAR(p).

Στον πίνακα (3) αναφέρονται τα κριτήρια που χρησιμοποιήθηκαν για την επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονολογικών υστερήσεων. Ο καθορισμός του αριθμού των χρονολογικών υστερήσεων γίνεται με αξιολόγηση των μοντέλων που εκτιμήθηκαν από 1 έως και 10 χρονολογικές υστερήσεις και επιλογή εκείνου όπου εμφανίζονται οι μικρότερες τιμές στα information criteria . Ειδικότερα σαν κύριο κριτήριο επιλογής του αριθμού των χρονολογικών υστερήσεων, χρησιμοποιήθηκε το Akaike information criterion (AIC)

Πίνακας 3: Επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονολογικών υστερήσεων

country	Information Criteria				selected lags
	LR	FPE	AIC	SC	
USA	13.51451*	5.17E-08*	-11.10133*	-10.81352	6
Germany	11.63798*	7.17E-07	-8.503050*	-8.007983	10
France	2.491941	8.62E-07*	-8.288325*	-8.221337*	6
Italy	9.930533	1.67E-06*	-7.625553*	-7.41833	3
UK	20.60920*	5.10E-07	-8.827038*	-8.347856	8

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic
(each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

Τα βασικά χαρακτηριστικά των υποδειγμάτων διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (Vector autoregressive models) όπως εκτιμήθηκαν για τις τέσσερις Ευρωπαϊκές χώρες και τις ΗΠΑ, με ενδογενείς μεταβλητές τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής είναι δυνατό να παρασταθούν στον πίνακα (4).

Τα συστήματα εξισώσεων που εκτιμήθηκαν τόσο για τις ΗΠΑ όσο και για την Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία και Ηνωμένο Βασίλειο από το 1973 έως το 2002 είναι στάσιμα. Συγκεκριμένα όλες οι ρίζες του κάθε συστήματος ξεχωριστά βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου (in the unit circle) και συνεπώς είναι δυνατός ο έλεγχος των υποθέσεων αυτής της εργασίας μέσα σε ένα VAR πλαίσιο. Όσον αφορά την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα του κάθε συστήματος αυτή φαίνεται να απορρίπτεται και για τα πέντε συστήματα εξισώσεων που εκτιμήθηκαν. Το γεγονός αυτό μας υποδηλώνει ότι δεν έχει αγνοηθεί σημαντική πληροφορία από το παρελθόν και ενισχύει την επιλογή του αριθμού των χρονολογικών υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκε για κάθε υπόδειγμα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης.

Αναλυτική παρουσίαση όλων των εκτιμημένων μοντέλων παρατίθεται στο παράρτημα.

Πίνακας 4 : Στατιστικά στοιχεία των διανυσματικών αυτοπαλινδρομών υποδειγμάτων (vector autoregressive models) - Διμερή συστήματα (VAR(2))

Bivariate VAR STATISTICS (SR and IPG) - sample 1973:1-2002:12				
Country	Lag Length	roots in the unit circle	LM-stat (no serial correlation p-value)	Jarque-Bera(joint p-value)
US	6	All	0.553303 (0.9681)	98.13237 (0.0000)
Germany	10	All	0.71149 (0.9499)	265.1397 (0.0000)
France	4	All	1.686359 (0.7932)	172.5871 (0.0000)
Italy	3	All	8.513076 (0.0745)	22.43227 (0.0002)
UK	8	All	3.863677 (0.4248)	701.4381 (0.0000)

Σε ένα διμεταβλητό υπόδειγμα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (Bivariate vector autoregressive model) με ενδογενείς μεταβλητές τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής εκτιμώνται κάθε φορά δύο εξισώσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares).

Μία εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και ανεξάρτητες μεταβλητές τους παρελθόντες ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής(lagged industrial production growth rates) και τις παρελθούσες πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις (lagged real stock returns). Μέσα σ' αυτό το πλαίσιο είναι δυνατό να ελέγξουμε κατά πόσο οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που εμφανίστηκαν στο παρελθόν είναι δυνατό να επηρεάσουν τους μελλοντικούς ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής.

Η δεύτερη εξίσωση που εκτιμάται έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και μας επιτρέπει να ελέγξουμε το βαθμό που οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζονται από τις μεταβολές της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας στο παρελθόν. Συνεπώς προκειμένου να έχουμε μία σαφή εικόνα για την σχέση που συνδέει το χρηματιστήριο με την

οικονομική δραστηριότητα είναι σκόπιμο να ερμηνεύσουμε κάθε εξίσωση του συστήματος ξεχωριστά. Στον πίνακα (5) παρουσιάζονται οι παλινδρομήσεις για τις τέσσερις Ευρωπαϊκές οικονομίες και τις ΗΠΑ με χρησιμοποίηση ως εξαρτημένης μεταβλητής το ρυθμό μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Τα αποτελέσματα αυτών των παλινδρομήσεων συμφωνούν με αυτά των Choi et al (1999) , καθώς καταδεικνύουν μια θετική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν και του τωρινού ρυθμού μεταβολής της οικονομικής δραστηριότητας που μετράται με το ρυθμό μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής .Συνεπώς επαληθεύεται η θετική σχέση που φαίνεται να συνδέει το χρηματιστήριο με την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας , τόσο εξαιτίας ότι οι χρηματιστηριακές τιμές είναι μεταβλητές που κοιτούν στο μέλλον και αντικατοπτρίζουν τις μελλοντικές οικονομικές εξελίξεις όσο και του γεγονότος ότι τα δρώμενα στο χρηματιστήριο επηρεάζουν κρίσιμα μεγέθη για τον καθορισμό του συνολικού προϊόντος της οικονομίας όπως η κατανάλωση και η επένδυση . Έτσι σύμφωνα με τις εξισώσεις που έχουν εκτιμηθεί μία αύξηση των χρηματιστηριακών αποδόσεων σήμερα θα αναμένεται να προβλέψει άνοδο της οικονομικής δραστηριότητας στο μέλλον.

Συγκεκριμένα , οι περισσότεροι των συντελεστών των μεταβλητών (βλ. Παράρτημα) που μετρούν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις του παρελθόντος εμφανίζονται να είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για τις τέσσερις από τις πέντε χώρες . Μοναδική εξαίρεση φαίνεται να αποτελεί αυτή της Γαλλίας όπου , παρόλο που οι συντελεστές των υπό εκτίμηση μεταβλητών εμφανίζονται με θετικό πρόσημο, δεν φαίνεται να υπάρχει μία στατιστικά σημαντική γραμμική σχέση μεταξύ των παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων και του τωρινού ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής.

Η θετική αυτή σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων του παρελθόντος και ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής φαίνεται να είναι ισχυρότερη στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής έχουν τις υψηλότερες εκτιμημένες τιμές από όλες τις άλλες χώρες και είναι στατιστικά σημαντικοί. Παράλληλα εμφανίζεται και το υψηλότερο Adj R² σε σύγκριση με τις εξισώσεις των άλλων χωρών.

Όσον αφορά την αντίθετη κατεύθυνση , οι εξισώσεις που εκτιμώνται με εξαρτημένη μεταβλητή τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και

ανεξάρτητες μεταβλητές της παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις και ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής καταδεικνύουν μία αρνητική σχέση μεταξύ των παρελθουσών ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των πραγματικών χρηματιστηριακών αποδόσεων. Οι περισσότεροι υπό εκτίμηση παράμετροι για τις μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν την μεταβολή στην οικονομική δραστηριότητα, των εξισώσεων τόσο των ΗΠΑ όσο και της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ιταλίας και Μεγάλης Βρετανίας εμφανίζονται με αρνητικό πρόσημο.

Πίνακας 5 : Στατιστικά των εξισώσεων με εξαρτημένη μεταβλητή τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής (διμερές σύστημα)

Regressions of monthly real stock returns on monthly growth rate of industrial production						
equation: $IPG_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i IPG_{t-p} + \sum_{j=1}^p \gamma_j SR_{t-p} + \varepsilon_t$						
Country	Adj R²	F-statistic (p-value)	D-W stat	Akaike AIC	Schwarz SC	relationship
US	0.322394	14.10778 (0.00000)	2.00769	-7.383539	-7.240848	positive
Japan	0.207439	12.54896 (0.00000)	2.008472	-5.83588	-5.737508	positive
Germany	0.190412	5.080663 (0.00000)	1.986762	-5.434269	-5.201808	positive
France	0.139352	8.14453 (0.00000)	1.988041	-5.811166	-5.712794	Positive (non statistical significant)
Italy	0.167977	12.30584 (0.0000)	2.036293	-4.894252	-4.814903	positive
UK	0.144132	4.347047 (0.0000)	1.985003	-5.959921	-5.759268	positive

Έτσι σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (6) αρνητικοί ρυθμοί βιομηχανικής παραγωγής θα αναμένεται να ακολουθούνται από θετικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και αντίστροφα. Τα ευρήματα επαληθεύουν τα αποτελέσματα του Park (1997) ότι οι υψηλοί ρυθμοί οικονομικής ανάπτυξης ακολουθούνται από μια πτώση των χρηματιστηριακών αξιών. Παρ'όλα αυτά είναι σκόπιμο να τονιστεί ότι για όλες τις χώρες οι περισσότεροι από τους συντελεστές αυτούς δεν είναι στατιστικά σημαντικοί και επομένως δεν είναι

δυνατό να καταδείξουν μία αξιόπιστη σχέση . Συνεπώς για μία συνεπέστερη ανάλυση της σχέσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών μεταβολής βιομηχανικής είναι σκόπιμο να διενεργηθούν οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger που ακολουθούν στην επόμενη ενότητα.

$$SR_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i IPG_{t-p} + \sum_{j=1}^p c_j SR_{t-p} + \varepsilon_t$$

Πίνακας 6 : Στατιστικά αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (διμερές σύστημα)

Regressions of monthly growth rate of industrial production on monthly real stock returns						
Country	Adj R2	F-statistic (p-value)	D-W stat	Akaike AIC	Schwarz SC	relationship
US	0.075134	3.38299 (0.0001090)	1.992144	-3.712055	-3.569663	negative
Germany	0.023729	1.422925 (0.108678)	1.962384	-3.039404	-2.807437	negative
France	0.019018	0.838468 (0.569217)	1.996911	-2.436738	-2.338572	negative
Italy	0.078882	5.795712 (0.000009)	1.984959	-2.698692	-2.619343	positive
UK	0.111866	3.503386 (0.0009)	1.945565	-3.284523	-3.08387	negative

7.3 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger στο διμεταβλητό σύστημα

Σε αυτή την ενότητα θα εξεταστεί η κατεύθυνση αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής που χρησιμοποιείται ως proxy για τους ρυθμούς ανάπτυξης. Η συσχέτιση μεταξύ δυο μεταβλητών δεν σημαίνει απαραίτητα την ύπαρξη μίας αιτιώδους σχέσης που συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Η προσέγγιση του Granger στο θέμα αυτό εστιάστηκε στην εξέταση δύο μεταβλητών x και y που συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους και στην διερεύνηση της σχέσης αιτίας και αποτελέσματος που πιθανόν να τις συνδέει. Ειδικότερα για να εξεταστεί εάν μια μεταβλητή x Granger causes μία άλλη μεταβλητή

y , θα πρέπει να διερευνηθεί το κατά πόσο οι τωρινές τιμές της y ερμηνεύονται από τις παρελθούσες τιμές της ίδιας μεταβλητής, καθώς και το κατά πόσο η προσθήκη παρελθουσών τιμών της x είναι δυνατό να αυξήσει την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου στην πρόβλεψη των τωρινών τιμών της y ή εναλλακτικά εάν οι συντελεστές των χρονολογικών υστερήσεων της x είναι στατιστικά σημαντικοί. Θα πρέπει να διευκρινιστεί ότι ο όρος ότι η x Granger causes την y δεν σημαίνει απαραίτητα ότι η εμφάνιση της y είναι αποτέλεσμα της εμφάνισης της x .

Συγκεκριμένα για την υπόθεση που μας ενδιαφέρει ορίζουμε μία διμεταβλητή στοχαστική διαδικασία στάσιμη 2ης τάξης

$$Z_t = [SR_t, IPG_t]^T$$

όπου SR_t = πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις

IPG_t = ρυθμός μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής

Για την ευκολία του παραδείγματος έστω ότι τα δεδομένα μας τα απεικονίζει διανυσματική αυτοπαλίνδρομη απεικόνιση τάξεως 1 - VAR(1)

$$Z_t = \begin{bmatrix} SR_t \\ IPG_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} SR_{t-1} \\ IPG_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Προκειμένου να καθορίσουμε εάν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις αιτιάζουν κατά Granger τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση ότι:

Μηδενική υπόθεση

οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν αιτιάζουν κατά Granger (do not Granger cause) τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής

$H_0 : \alpha_{21}(L) = 0$, δηλαδή ότι οι χρονολογικές υστερήσεις της SR_t δεν επηρεάζουν την IPG_t

Στον πίνακα (7) παρατίθενται όλοι οι έλεγχοι που πραγματοποιήθηκαν προκειμένου να καθοριστεί η κατεύθυνση της αιτιότητας στο σύστημα με μεταβλητές τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης. Ειδικότερα αναφέρονται όλες οι στατιστικές ελέγχου F για κάθε υπόθεση καθώς και η πιθανότητα υποστήριξης της.

Πίνακας 7 : Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger στα πλαίσια του διμερούς συστήματος VAR(2)

COUNTRIES	GRANGER CAUSALITY TESTS in Bivariate VAR			
	Null Hypothesis:	F-Statistic	Probability	causality direction
US	IPGUS does not Granger Cause SRUS	0.8242	0.55175	Non causality
	SRUS does not Granger Cause IPGUS	9.56718	0.00000	SRUS -> IPGUS
GERMANY	IPGGER does not Granger Cause SRGER	1.19585	0.29263	Non causality
	SRGER does not Granger Cause IPGGER	2.09098	0.02475	SRGER -> IPGJP
FRANCE	IPGFR does not Granger Cause SRFR	0.66501	0.61667	Non causality
	SRFR does not Granger Cause IPGFR	1.0881	0.36223	Non causality
ITALY	IPGIT does not Granger Cause SRIT	0.44264	0.72267	Non causality
	SRIT does not Granger Cause IPGIT	2.66472	0.04962	SRIT -> IPGIT
UK	IPGUK does not Granger Cause SRUK	1.03246	0.41114	Non causality
	SRUK does not Granger Cause IPGUK	1.97663	0.04825	SRUK -> IPGUK

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για αιτιότητα κατά Granger δείχνουν ότι για όλες τις χώρες δεν υπάρχει κατεύθυνση αιτιότητας από τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Επομένως οι ρυθμοί μεταβολής βιομηχανικής παραγωγής στο παρελθόν δεν φαίνονται να προηγούνται της εμφάνισης των χρηματιστηριακών αποδόσεων καθώς δεν είναι δυνατό να αυξήσουν την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου στην πρόβλεψη των τωρινών χρηματιστηριακών αποδόσεων.

Αντίθετα τα αποτελέσματα των ελέγχων πιστοποιούν την ισχυρή σχέση που συνδέει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και την οικονομική δραστηριότητα στον καθορισμό των τωρινών ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Ειδικότερα για τις ΗΠΑ , τη Γερμανία , την Ιταλία και την Μ. Βρετανία απορρίπτεται η υπόθεση ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν αιτιάζονται κατά Granger (Granger cause) τους ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής σε επίπεδο σημαντικότητας 5% . Εξαιρέση αποτελεί η περίπτωση της Γαλλίας , όπου δεν διαπιστώνεται αιτιότητα σε καμία κατεύθυνση. Το γεγονός ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις granger cause τους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης μας παρέχει σημαντικά πορίσματα για την άσκηση οικονομικής πολιτικής , με δεδομένο ότι τα δρώμενα στο χρηματιστήριο επηρεάζουν τους μελλοντικούς ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης.

7.4 Επίδρασεις της χρηματιστηριακής αβεβαιότητας στη αβεβαιότητα στα πραγματικά μεγέθη της οικονομίας

Προκειμένου να εξετάσουμε την επίδραση των χρηματιστηριακών διακυμάνσεων στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα είναι σκόπιμο να εκτιμηθεί ένα VAR μοντέλο. Με το διάνυσμα Z_t να αναπαριστά το σύνολο των υπό εξέταση μεταβλητών.

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NIID(0, \Omega) \quad (1)$$

Όπου A_0 είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα από σταθερές με n ίσο με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών στο σύστημα, A_i είναι $n \times n$ πίνακες με τις υπό εκτίμηση παραμέτρους και ε_t ένα $n \times 1$ διάνυσμα από κατάλοιπα τα οποία ικανοποιούν τις παρακάτω σχέσεις

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \quad \forall t \neq s, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Omega \quad \forall t = s$$

όπου Ω μια θετικά ορισμένη μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων

Η σχέση (1) σε περίπτωση που έχουμε στασιμότητα δεύτερης τάξεως για τη стоχαστική ανάλυση Z_t είναι δυνατό να εκφραστεί με μία **vector moving average** απεικόνιση της μορφής:

$$Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i w_{t-i} \quad (2)$$

όπου ο μετασχηματισμός Cholesky καθιστά δυνατή την ύπαρξη μιας μήτρας Γ , έτσι ώστε $\Omega = \Gamma \Gamma'$ με $w_t = \Gamma^{-1} \varepsilon_t$ και $E(w_t w_s') = I$.

Έτσι η σχέση 2 μας δίνει το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών σε όρους των ορθογώνιων καταλοίπων (w_t).

Μια μέτρηση του βαθμού αντίδρασης του ρυθμού οικονομικής ανάπτυξης σε μία απρόσμενη μεταβολή (shock) στις χρηματιστηριακές αποδόσεις παρέχεται από τις impulse response functions. Μια απρόσμενη μεταβολή στην i μεταβλητή όχι μόνο επηρεάζει την μεταβλητή αυτή αλλά και όλες τις άλλες ενδογενείς μεταβλητές μέσω της

δυναμικής φύσης των χρονολογικών υστερήσεων του συστήματος . Μια impulse response συνάρτηση ανιχνεύει το αποτέλεσμα ενός shock στο τυχαίο σφάλμα μίας μεταβλητής στις τωρινές και μελλοντικές τιμές των άλλων ενδογενών μεταβλητών.

Ας υποθέσουμε την επίδραση ενός shock στις χρηματιστηριακές αποδόσεις την χρονική στιγμή t στους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης μεταξύ των μηνών $t+s_1$ και $t+s_2$ με $s_2 > s_1$. Το (i, j) στοιχεία του B_i αναπαριστά την δυναμική αντίδραση της ενδογενούς μεταβλητής του ρυθμού οικονομικής ανάπτυξης μετά από (s_2-s_1) περιόδους.

Ενώ οι συναρτήσεις impulse response βρίσκουν την επίδραση μίας απρόσμενης μεταβολής σε μία μεταβλητή πάνω στις άλλες μεταβλητές του VAR, επιπρόσθετα είναι δυνατό να καθοριστεί το ποσοστό της προβλεπόμενης διακύμανσης του σφάλματος του ρυθμού οικονομικής ανάπτυξης που αποδίδεται στην επίδραση των τυχαίων σφαλμάτων των άλλων ενδογενών μεταβλητών.

Ειδικότερα η συνεισφορά ενός σφάλματος της m μεταβλητής στην κ περιόδους μπροστά προβλεπόμενη διακύμανση της n μεταβλητής δίνεται από:

$$\text{percentage of error variance} = \frac{\sum_{i=0}^{k-1} B(i)^2_{m,n}}{\sum_{m=1}^s \sum_{i=0}^{k-1} B(i)^2_{m,n}}$$

Όπως αναφέρθηκε σκοπός στην ενότητα αυτή είναι να αναλύσουμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ χρηματιστηριακών συνθηκών και πραγματικής οικονομίας σε ένα μεσοπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα. Ιδιαίτερος με τη χρησιμοποίηση μεθόδων «impulse response analysis» θα μπορέσουμε να διερευνήσουμε τα αποτελέσματα που θα έχει μια διαταραχή στο χρηματιστήριο στα πραγματικά μεγέθη της οικονομίας. Ειδικότερα , θα μπορέσουμε να εκτιμήσουμε όχι μόνο την ένταση των αποτελεσμάτων αυτής της διαταραχής αλλά και τις χρονικές περιόδους που διαρκούν. Παράλληλα είναι σκόπιμο να εκτιμηθεί το ποσοστό της προβλεπόμενης διακύμανσης του σφάλματος των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής που εξηγείται από μια απρόσμενη διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις (variance decomposition analysis).

Τα αποτελέσματα (πίνακας 8) από μια «impulse response analysis» δείχνουν ότι για τις ΗΠΑ η αντίδραση των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής σε μία απρόβλεπτη διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις είναι θετική μέχρι τους 12 περίπου πρώτους μήνες και μετά είναι αμελητέα. Τα ευρήματα αυτά ενισχύουν τα αποτελέσματα των Estrella και Mishkin (1998) ότι το χρηματιστήριο είναι ένας αποτελεσματικός δείκτης για την πρόβλεψη της οικονομικής δραστηριότητας σε ένα χρονικό διάστημα περίπου 3-4 τριμήνων στο μέλλον. Συνακόλουθα οι προηγούμενες μελέτες των Fama (1990) , Schwert(1990) πιστοποιούν μία θετική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής με τις χρηματιστηριακές αποδόσεις να υπολογίζονται έως και 12 μήνες στο παρελθόν.

Για τις υπόλοιπες χώρες διαφαίνονται ανάλογα αποτελέσματα (η διάχυση της διαταραχής πραγματοποιείται περίπου μέχρι τους 12 μήνες) όσον αφορά το χρονικό διάστημα διάχυσης του shock στις χρηματιστηριακές αποδόσεις στην πραγματική οικονομία, με εξαίρεση την Ιταλία , όπου μια απρόσμενη διαταραχή (shock) στις χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζει τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής σε ένα μικρότερο εύρος χρονικό διάστημα. Στην συγκεκριμένη περίπτωση το shock στις χρηματιστηριακές αποδόσεις απορροφάται στους πρώτους έξι μήνες. Στο παράρτημα παρατίθενται όλα τα γραφήματα που δείχνουν την συμπεριφορά των εξαρτημένων μεταβλητών του συστήματος σε μια τυχαία διαταραχή των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Συμπληρωματικά με την χρήση συναρτήσεων διαταραχής (impulse response functions), προκειμένου να αποσαφηνίσουμε αποτελεσματικότερα τους παράγοντες που προκαλούν διακυμάνσεις στην οικονομική δραστηριότητα, είναι σκόπιμο να διαχωρίσουμε την προβλεπόμενη διακύμανση του σφάλματος των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στα συστατικά της στοιχεία. Συγκεκριμένα παρατηρούμε ότι για τις ΗΠΑ οι χρηματιστηριακές αποδόσεις εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της τάξεως του 22% της προβλεπόμενης διακύμανσης (24 μηνών στο μέλλον) του σφάλματος του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Για τις υπόλοιπες ευρωπαϊκές χώρες παρατηρούμε ότι το ποσοστό της προβλεπόμενης διακύμανσης (24 περιόδων στο μέλλον) του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανική παραγωγής εξηγείται κατά ένα πολύ μικρότερο ποσοστό από τα τυχαία σφάλματα (innovations) των

χρηματιστηριακών αποδόσεων. Συγκεκριμένα για την Γερμανία το ποσοστό αυτό είναι 5,7% , για τη Γαλλία 2,87% , Για την Ιταλία και για την Μ. Βρετανία το ποσοστό είναι 1.312561% και 4,93% , αντίστοιχα.

Πίνακας 8 : Δυναμική αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης στις χρηματιστηριακές αποδόσεις *
Model (real stock price changes, industrial output growth), full sample period 1973-2002

Impulse responses									Variance decomposition
Periods Ahead (in months)	3	6	9	12	15	18	21	24	24 - month forecast error variance
US	0.001302	0.000321	0.000560	0.000144	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	22.70265% (0.0393)
GER	0.000714	0.00282	0.00179	0.000240	-0.000490	0.0000	0.0000	0.0000	5.708669% (0.053727)
FR	0.001141	0.00151	0.00037	0.000344	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	2.874899% (0.071866)
IT	0.000383	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.312561% (0.065320)
UK	-0.00059	-0.00061	0.00242	0.00032	-0.00011	0.00000	0.00000	0.00000	4.934089% (0.054339)

* Σημείωση : οι επιδράσεις στον ρυθμό μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής υπολογίζονται με μία διαταραχή στα κατάλοιπα της εξίσωσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων τα οποία είναι τροποποιημένα με το μετασχηματισμό cholesky ώστε να είναι ορθογώνια στα κατάλοιπα της εξίσωσης του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής

7.5. Ανάλυση στα πλαίσια ενός διευρυμένου συστήματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης

Θα πρέπει βέβαια να τονιστεί ότι η εκτίμηση ενός Bivariate VAR εγκυμονεί κινδύνους για τη μη σωστή εξειδίκευση του οικονομετρικού μοντέλου και κατ'επέκταση για την συνέπεια των εκτιμήσεων μας, καθώς υπάρχει η περίπτωση να μην έχουμε συμπεριλάβει σημαντικές επεξηγηματικές μεταβλητές στο σύστημα μας. (Caporale, Hassapis, Pittis(1998))

Επομένως θα ήταν σκόπιμο στα πλαίσια της παρούσας εργασίας να εξετάσουμε ένα σύστημα με περισσότερες μεταβλητές που φαίνεται να συνδέονται με τους χρηματιστηριακούς δείκτες και την οικονομική δραστηριότητα. Σύμφωνα με τον Lee (1992) θα ήταν σκόπιμο να εξεταστεί και ένα διευρυμένο υπόδειγμα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR) για κάθε χώρα της μορφής:

$$Z_t = \{SR_t, IPG_t, INF_t, IR_t\}^T$$

Όπου SR_t = πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις

IPG_t = ρυθμός μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής

INF_t = ο ρυθμός πληθωρισμού

IR_t = το πραγματικό επιτόκιο

Η εξειδίκευση δικαιολογείται από το θεωρητικό ενδιαφέρον για την σχέση που συνδέει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, τους ρυθμούς ανάπτυξης που αντικατοπτρίζονται από τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής, τον πληθωρισμό και τα επιτόκια. Συγκεκριμένα ο Fama (1981) υποθέτει ότι η αρνητική σχέση που συνδέει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις με τον πληθωρισμό δεν φαίνεται να προκαλείται από μια αιτιώδη σχέση μεταξύ αυτών των δύο μεγεθών, αλλά από την αντανάκλαση της θετικής σχέσης μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και οικονομικής δραστηριότητας, καθώς οικονομική ανάπτυξη και πληθωρισμός είναι αρνητικά συνδεδεμένα οικονομικά φαινόμενα. Ειδικότερα, για τις επιπλέον μεταβλητές που προστέθηκαν σε σχέση με το διμεταβλητό υπόδειγμα που εκτιμήθηκε, τα αποτελέσματά της εργασίας αυτής θα έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον, δεδομένου

ότι οι Κεντρικές Τράπεζες χρησιμοποιούν ως σημαντική ένδειξη για την πολιτική τους το ύψος του πληθωρισμού και παρεμβαίνουν για την τόνωση της οικονομίας κυρίως μέσω της ρύθμισης των επιτοκίων.

Ακολουθώντας την παραπάνω εξειδίκευση του μοντέλου , αρχικά διενεργούμε έλεγχο για την τυχόν ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) στις υπό εξέταση μεταβλητές της στοχαστικής ανάλιξης Z_t

Πίνακας 9 : Έλεγχοι για μοναδιαίες ριζες (unit roots) στις μεταβλητές του διευρωμένου συστήματος

Augmented Dickey Fuller unit root tests				
sample 1973-2002				
VARIABLES				
Country	SR	IPG	INF	IR
USA	-7.306261**	-6.603746**	-5.331816**	-4.029411**
Germany	-8.060753**	-8.287995**	-6.569039**	-7.416549**
France	-7.434513**	-8.687627**	-5.043974**	-4.110452**
Italy	-7.382666**	-8.353525**	-5.885968**	-4.204654**
UK	-9.438613**	-7.119177**	-6.786737**	-6.42394**

Σημείωση : **(**)** δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για μοναδιαία ρίζα (unit root) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας

To test περιλαμβάνει 4 χρονολογικές υστερήσεις, την ύπαρξη σταθεράς και τάσης

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των unit root tests (πίνακας 9) όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες για κάθε χώρα και επομένως είναι δυνατή η εκτίμηση διανυσματικών αυτοπαλινδρομών υποδειγμάτων (VAR models) με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Πίνακας 10 : Στατιστικά στοιχεία των διανυσματικών αυτοπαλινδρομών υποδειγμάτων (vector autoregressive models) - Διευρωμένα συστήματα (VAR(4))

4variate VAR STATISTICS (SR IPG INF IR) - sample 1973:1-2002:12				
Country	Lag Length	roots in the unit circle	LM-stat (no serial correlation p-value-)	Jarque-Bera (joint p-value)
US	7	All	18.99893 (0.2687)	220.2092 (0.0000)
Germany	10	All	23.51788 (0.1006)	395.1397 (0.0000)
France	6	All	21.35402 (0.1653)	2023.946 (0.0000)
Italy	4	All	25.00147 (0.0698)	1525.384 (0.0000)
UK	8	All	12.57204 (0.7038)	440.7628 (0.0000)

Τα στατιστικά στοιχεία του πίνακα (10) δείχνουν ότι όλα τα συστήματα εξισώσεων που εκτιμήθηκαν είναι στάσιμα καθώς και ότι δεν είναι δυνατό να απορριφθεί η υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, γεγονός που ενισχύει την επιλογή του αριθμού των χρονολογικών υστερήσεων που συμπεριλήφθησαν στην εκτίμηση των VAR μοντέλων.

Δεδομένου ότι στα πλαίσια της παρούσας εργασίας μας ενδιαφέρει η σχέση των χρηματιστηριακών αποδόσεων με τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής δεν θα αναλυθούν διεξοδικά οι εξισώσεις που έχουν ως εξαρτημένες μεταβλητές τον ρυθμό πληθωρισμό και το πραγματικό επιτόκιο. Αναλυτική παρουσίαση τους βρίσκεται στο παράρτημα. Στον πίνακα (11) που παρουσιάζονται τα στοιχεία της εξίσωσης του συστήματος που έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή το ρυθμό μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα αυτά επαληθεύεται η θετική σχέση που βρέθηκε το διμεταβλητό σύστημα μεταξύ του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων. Συγκεκριμένα τόσο για τις ΗΠΑ όσο και για τις Ευρωπαϊκές χώρες οι περισσότεροι των συντελεστών που μετρούν την επίδραση των παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων στους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής

παραγωγής εμφανίζονται με θετικό πρόσημο και παράλληλα οι περισσότεροι είναι στατιστικά σημαντικοί. Εξαιρέση όπως και στην περίπτωση του VAR(2) αποτελεί η Γαλλία , όπου ναι μεν διαπιστώνεται το θετικό πρόσημο των συντελεστών ενδιαφέροντος αλλά όχι και η στατιστική σημαντικότητά τους.

Πίνακας 11 : Στατιστικά των εξισώσεων με εξαρτημένη μεταβλητή τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής

Regressions of monthly real stock returns inflation rate and real interest rate on monthly growth rate of industrial production						
$IPG_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i IPG_{t-p} + \sum_{j=1}^p c_j SR_{t-p} + \sum_{i=1}^p d_i INF_{t-p} + \sum_{i=1}^p k_i IR_{t-p} + \varepsilon_t$						
Country	Adj R ²	F-statistic (p-value)	D-W stat	Akaike AIC	Schwarz SC	relationship
US	0.328208	7.106951 (0.0000)	2.000805	-7.04803	7.106951	positive
Germany	0.212953	3.347212 (0.0000)	1.987938	-5.41068	-4.956824	positive
France	0.219206	3.713896 (0.00000)	2.018912	-5.6129	-5.242614	positive
Italy	0.20871	6.526424 (0.0000)	2.036273	-4.91549	-4.722361	positive
UK	0.179249	3.170309 (0.0000)	1.948622	-5.95594	-5.566436	marginally positive

Όσον αφορά στην εξίσωση του συστήματος που εκτιμάται με εξαρτημένη μεταβλητή τις χρηματιστηριακές αποδόσεις , αντικείμενο ενδιαφέροντος αποτελεί η σχέση που ενδεχομένως υπάρχει μεταξύ των παρελθουσών ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αποδόσεων που ακολουθούν των εξελίξεων στην πραγματική οικονομία. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (12) διαπιστώνεται ότι μία αρνητική σχέση συνδέει τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής του παρελθόντος με τις τωρινές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Παρ’ όλα αυτά όπως και στο διμεταβλητό σύστημα , η σχέση αυτή δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντική και επομένως είναι αναγκαία η περαιτέρω διερεύνηση της στα πλαίσια των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger.

Πίνακας 12 : Στατιστικά των εξισώσεων με εξαρτημένη μεταβλητή τις χρηματιστηριακές Αποδόσεις

Regressions of monthly real stock returns inflation rate and real interest rate on monthly growth rate of industrial production						
$SR_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i IPG_{t-p} + \sum_{j=1}^p c_j SR_{t-p} + \sum_{i=1}^p d_i INF_{t-p} + \sum_{i=1}^p k_i IR_{t-p} + \varepsilon_t$						
Country	Adj R ²	F-statistic (p-value)	D-W stat	Akaike AIC	Schwarz SC	relationship
US	0.078452	2.067175 (0.001547)	1.997677	-3.67262	-3.354311	negative
Germany	0.000287	1.002497 (0.471766)	1.988544	-2.96398	-2.511088	negative
France	0.015918	1.157041 (0.285378)	2.010454	-2.2163	-1.847139	negative
Italy	0.082405	2.880308 (0.000199)	1.995754	-2.6787	-2.485575	negative
UK	0.105943	2.177562 (0.000429)	1.989229	-3.232	-2.842495	negative

7.6 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger στο διευρωμένο σύστημα VAR(4)

Η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί προκειμένου να ελεγχθεί εάν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις προηγούνται της εμφάνισης των ρυθμών οικονομικής ανάπτυξης ή το αντίθετο, θα είναι ανάλογη με αυτή που χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια του διμεταβλητού συστήματος. Δηλαδή θα διενεργηθούν έλεγχοι για αιτιότητα κατά Granger και στις 4 μεταβλητές του συστήματος για όλες τις χώρες. Αρχικά παρατίθενται τα αποτελέσματα των ελέγχων για όλες τις μεταβλητές, με όλες τις πιθανές σχέσεις αιτιότητας στους πίνακες (13) και (14) αντίστοιχα για το group των χωρών ΗΠΑ, Γερμανία, Γαλλία και Ιταλία, Μ. Βρετανία.

Πίνακας 13 : Έλεγχοι αιτιότητας σε όλες τις μεταβλητές του συστήματος
(ΗΠΑ, Γερμανία και Γαλλία)

COUNTRIES	PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS\Block Exogeneity in 4 variate VAR					
	Dependent variable	Exclude variable	Chi-sq	df	Prob.	
US	IPGUS	SRUS	44.23644	7.00000	0.00000	
		INF	15.03441	7.00000	0.03560	
		IRUS	13.31373	7.00000	0.06480	
	SRUS	IPGUS	2.86882	7.00000	0.89690	
		INF	4.61669	7.00000	0.70660	
		IRUS	4.278477	7.00000	0.74720	
	INF	SRUS	6.595444	7.00000	0.47220	
		IPGUS	13.64497	7.00000	0.05790	
		IRUS	16.57655	7.00000	0.02030	
	IRUS	SRUS	7.351736	7.00000	0.39320	
		IPGUS	13.2919	7.00000	0.04530	
		INF	11.50128	7.00000	0.11820	
	GERMANY	IPGGER	SRGER	18.34031	10	0.04950
			INF	11.06964	10	0.35210
IRGER			15.7984	10	0.10560	
SRGER		IPGGER	11.20774	10	0.34160	
		INF	6.812371	10	0.74300	
		IRGER	4.525889	10	0.92050	
INF		SRGER	12.28092	10	0.26670	
		IPGGER	6.073889	10	0.80900	
		IRGER	18.82914	10	0.04250	
IRGER		SRGER	10.42394	10	0.40410	
		IPGGER	5.745312	10	0.83620	
		INF	18.93489	10	0.04110	
FRANCE	IPGFR	SRFR	7.675629	6	0.26280	
		INF	24.40781	6	0.00040	
		IRFR	22.9544	6	0.00080	
	SRFR	IPGFR	4.942683	6	0.55120	
		INF	3.906104	6	0.68940	
		IRFR	6.168696	6	0.40460	

Πίνακας 14 :Ελεγχοι αιτιότητας σε όλες τις μεταβλητές του συστήματος (Ιταλία και Μ.Βρετανία)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS\Block Exogeneity in 4 variate VAR						
COUNTRIES	Dependent variable	Exclude variable	Chi-sq	df	Prob.	
ITALY	IPGIT	SRIT	9.887779	4	0.04890	
		INF	11.10161	4	0.02540	
		IRIT	9.413669	4	0.05160	
	SRIT	IPGIT	6.548152	4	0.16180	
		INF	2.684643	4	0.61190	
		IRIT	3.06974	4	0.54620	
	INF	SRIT	9.828738	4	0.04340	
		IPGIT	5.021521	4	0.28510	
		IRIT	17.75995	4	0.00140	
	IRIT	SRIT	11.12311	4	0.02520	
		IPGIT	4.704694	4	0.31900	
		INF	16.24607	4	0.00270	
	UK	IPGUK	SRUK	15.96317	8	0.04290
			INF	20.76388	8	0.00780
			IRUK	20.41523	8	0.00890
SRUK		IPGUK	7.442262	8	0.48980	
		INF	2.888909	8	0.94110	
		IRUK	4.005766	8	0.85660	
INF		SRUK	43.33026	8	0.00000	
		IPGUK	16.31343	8	0.03810	
		IRUK	17.70069	8	0.02360	
IRUK		SRUK	44.55456	8	0.00000	
		IPGUK	15.54429	8	0.04940	
		INF	5.657231	8	0.68560	

Οι πίνακες (13) και (14) είναι δυνατό να μας καθορίσουν εάν κάποια μεταβλητή που έχει συμπεριληφθεί στο σύστημα είναι αυστηρά εξωγενής. Αυτό θα συμβαίνει όταν δεν θα αιτιάζει κατά Granger (Granger causes) καμία μεταβλητή ούτε και θα αιτιάζεται (Granger caused) από καμία μεταβλητή αντίστοιχα. Για τις πέντε χώρες που έχουμε εκτιμήσει VAR μοντέλα στο διάστημα από το 1973 έως το 2002 καμία μεταβλητή δεν εμφανίζεται εξωγενής ,

δηλαδή να μην επηρεάζει αλλά και να μην επηρεάζεται από κάποια άλλη μεταβλητή με μία στατιστικά σημαντική σχέση. Από την εξέταση της σχέσης αιτιότητας μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (15) παρατηρούμε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις, με μοναδική εξαίρεση τη Γαλλία, αιτιάζουν κατά Granger τους μελλοντικούς ρυθμούς βιομηχανικής ανάπτυξης. Τα ευρήματα αυτά είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα των αντίστοιχων ελέγχων σε διμεταβλητό περιβάλλον. Παράλληλα ο έλεγχος αιτιότητας από την αντίθετη κατεύθυνση για όλες τις χώρες, δεν απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση ότι οι ρυθμοί μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής δεν αιτιάζουν κατά Granger τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Έτσι, σύμφωνα με τα αποτελέσματα αυτά εμφανίζεται να υπάρχει μια συνεπής σχέση αιτιότητας από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις στους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης. Η εξήγηση αυτής της σχέσης έγκειται στο γεγονός ότι οι εξελίξεις στο χρηματιστήριο επηρεάζουν την καταναλωτική και επενδυτική συμπεριφορά νοικοκυριών και επιχειρήσεων και κατά συνέπεια τη μελλοντική οικονομική δραστηριότητα. Συμπληρωματικά όπως ήδη έχει αναφερθεί το χρηματιστήριο αποτελεί μια αποτελεσματική αγορά από άποψη πληροφόρησης με την έννοια ότι ενσωματώνει τις προσδοκίες της κοινωνίας για τις οικονομικές εξελίξεις με τον πιο αποτελεσματικό τρόπο. Συνεπώς οι σημερινές χρηματιστηριακές αποδόσεις θα πρέπει να σχετίζονται με τους μελλοντικούς ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης καθώς όπως αναφέρθηκε ενσωματώνουν ήδη προσδοκίες για τους μελλοντικούς ρυθμούς ανάπτυξης.

Πίνακας 15 : Έλεγχοι για αιτιότητα κατά Granger

COUNTRIES	GRANGER CAUSALITY TESTS in 4 variate VAR (SR, IPG, INF, R)			
	Null Hypothesis:	F-Statistic	Probability	causality direction
US	IPGUS does not Granger Cause SRUS	0.82535	0.56675	Non causality
	SRUS does not Granger Cause IPGUS	8.10014	0.00000	SRUS -> IPGUS
GERMANY	IPGGER does not Granger Cause SRGER	1.19585	0.29263	Non causality
	SRGER does not Granger Cause IPGGER	2.09098	0.02475	SRGER -> IPGJP
FRANCE	IPGFR does not Granger Cause SRFR	0.48586	0.81885	Non causality
	SRFR does not Granger Cause IPGFR	1.34915	0.2347	Non causality
ITALY	IPGIT does not Granger Cause SRIT	0.44264	0.72267	Non causality
	SRIT does not Granger Cause IPGIT	2.76472	0.04462	SRIT -> IPGIT
UK	IPGUK does not Granger Cause SRUK	1.03246	0.41114	Non causality
	SRUK does not Granger Cause IPGUK	1.97663	0.049125	SRUK -> IPGUK

7.7 Επιδράσεις της χρηματιστηριακής αβεβαιότητας στη αβεβαιότητα που αφορά τα πραγματικά μεγέθη της οικονομίας (διευρυμένο σύστημα - VAR(4))

Για την ανάλυση της επίδρασης της χρηματιστηριακής αβεβαιότητας στους ρυθμούς ανάπτυξης θα χρησιμοποιηθεί impulse response analysis στα πλαίσια του συστήματος των τεσσάρων μεταβλητών. Το ενδιαφέρον μιας ανάλυσης αυτού του τύπου , και με δεδομένο ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις αιτιάζουν κατά Granger τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής , είναι να εξετάσουμε την επίδραση μιας τυχαίας διαταραχής στις αποδόσεις του χρηματιστηρίου , όπως και το εύρος του χρονικού διαστήματος που αυτές θα επηρεάζουν την οικονομική δραστηριότητα. Στο διευρυμένο σύστημα που εκτιμήθηκε για κάθε χώρα τα αποτελέσματα αποκτούν μεγαλύτερη σημασία καθώς περιλαμβάνουν και μεταβλητές που σύμφωνα με την οικονομική θεωρία

σχετίζονται με την διακύμανση της οικονομικής δραστηριότητας , όπως ο ρυθμός πληθωρισμού και τα πραγματικά επιτόκια.

Από τα αποτελέσματα μίας τέτοιας ανάλυσης προκύπτει ότι μια διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις στις ΗΠΑ θα εξακολουθεί να έχει μια σημαντική επίδραση στους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής μέχρι και 12 μήνες στο μέλλον. Παρόμοια αποτελέσματα εξάγονται και για τις υπό εξέταση ευρωπαϊκές χώρες , με την ένταση όμως της επίδρασης να είναι αισθητά μικρότερη από αυτή που παρατηρείται για τις Ηνωμένες Πολιτείες. Στην περίπτωση που εξεταστεί η επίδραση ενός shock στο σφάλμα (προσαρμοσμένο με το μετασχηματισμό Cholesky) της εξίσωσης του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής , τα αποτελέσματα δείχνουν για όλες τις χώρες μία αμελητέα προσαρμογή των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Αυτό πιθανώς να εξηγείται και από το γεγονός ότι είναι σχετικά μικρή η πιθανότητα να υπάρξει μία απρόσμενη διαταραχή στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα που να μην έχει ενσωματωθεί στις προσδοκίες των συμμετεχόντων στις χρηματιστηριακές αγορές . Στο παράρτημα είναι δυνατό να διαφανεί το μέγεθος και ο χρονικός ορίζοντας της επίδρασης πάνω στους ρυθμούς ανάπτυξης μίας τυχαίας διαταραχής στον πληθωρισμό και το πραγματικό επιτόκιο. Ενδεικτικά αναφέρεται ότι για όλες τις υπό εξέταση χώρες αυτή η επίδραση στο προϊόν της οικονομίας που αντικατοπτρίζεται με το δείκτη βιομηχανικής παραγωγής είναι μικρότερη από την επίδραση που προκαλεί μια τυχαία διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Στον πίνακα (17) παρουσιάζεται το ποσοστό της προβλεπόμενης διακύμανσης του σφάλματος κάθε μεταβλητούς του συστήματος που εξηγείται από τα σφάλματα (innovations) των άλλων ενδογενών μεταβλητών. Συγκεκριμένα για τις ΗΠΑ με περίοδο δείγματος από το 1973-2002, η προβλεπόμενη διακύμανση του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής, σε χρονικό διάστημα 24 μηνών στο μέλλον, εξηγείται κατά 18.6752% από τα σφάλματα που παρουσιάζονται στις χρηματιστηριακές αποδόσεις . Σε μία παρόμοια μελέτη ο Lee (1992) αναφέρει το ποσοστό αυτό στο 10.61% για το χρονικό διάστημα 1947-1987. Συνεπώς είναι δυνατό να εξάγουμε το συμπέρασμα ότι καθώς αυξήθηκε ο ρόλος του χρηματιστηρίου στην οικονομική δραστηριότητα με την πάροδο του χρόνου , οι χρηματιστηριακές διακυμάνσεις θα επηρεάζουν κατά μεγαλύτερο ποσοστό την

πραγματική οικονομία. Για την Γερμανία , για το ίδιο δείγμα εκτίμησης (1973-2002) , το αντίστοιχο εκτιμώμενο ποσοστό ανήλθε στο 5.092183% και για τη Γαλλία στο 2.976923% . Τέλος για την Ιταλία και Μ. Βρετανία η διάσπαση της προβλεπόμενης διακύμανσης (variance decomposition) των ρυθμών ανάπτυξης που αποδίδεται στις χρηματιστηριακές διαταραχές βρέθηκε 1.18885% και 5.297002% αντίστοιχα. Από την άλλη πλευρά και για τις πέντε χώρες, το ποσοστό της προβλεπόμενης διακύμανσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων που αποδίδεται στα innovations των ρυθμών βιομηχανικής ανάπτυξης είναι παρά πολύ μικρά και κυμαίνονται από 1.97% για την Ιταλία έως και 2.26 % για τις ΗΠΑ , ενισχύοντας την άποψη ότι μία διαταραχή στα μεγέθη της πραγματικής οικονομίας θα έχει ελάχιστη αν όχι μηδαμινή επίδραση στις χρηματιστηριακές αποδόσεις , καθώς οι χρηματιστηριακές τιμές είναι, όπως αναφέρθηκε, μεταβλητές που «κοιτούν» στο μέλλον.

**Πίνακας 16 : Dynamic response of output growth to a shock in real stock returns:
Extended model (real stock price changes, real interest rate, industrial output growth,
inflation**

Impulse responses									Variance decomposition
Periods Ahead (in months)	3	6	9	12	15	18	21	24	24 -month forecast error variance
US	0.00113	0.00023	0.00052	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00113	18.67520% (0.0393)
GER	0.00087	0.00278	0.00157	0.00010	-0.00056	-0.00029	0.00000	0.00000	5.092183% (0.053727)
FR	0.00000	0.00216	0.00062	0.00039	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	2.976923% (0.071866)
IT	0.00015	0.00017	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.18885% (0.065320)
UK	-0.00067	-0.00082	0.00234	0.00012	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	5.297002% (0.054339)

Πίνακας 17 : Διαχωρισμός της προβλεπόμενης διακύμανσης 24 μηνών στο μέλλον

Percentage of 24-Month Forecast Error Variance explained by innovations in each variable (SR, IPG, INF, IR)					
Countries	Variables Explained	By innovations in			
		SRUS	IPGUS	INFUS	IRUS
		(%)	(%)	(%)	(%)
	SRUS	93.12666	2.256142	3.705465	0.9117337
	IPGUS	18.6752	72.94612	4.700692	3.6779805
	INFUS	2.224213	9.10436	82.49843	6.1729927
	IRUS	6.132667	5.174314	87.04908	1.643942
Germany	Variables Explained	By innovations in			
		SRGER	IPGGER	INFGER	IRGER
		(%)	(%)	(%)	(%)
	SRGER	94.18329	3.284697	1.663024	0.868994
	IPGGER	5.111027	91.08121	1.82447	1.983295
	INFGER	3.728714	3.380663	85.85636	7.03426
	IRGER	3.723306	3.377793	85.37477	7.524132
France	Variables Explained	By innovations in			
		SRFR	IPGFR	INFFR	IRFR
		(%)	(%)	(%)	(%)
	SRFR	92.06811	2.296885	4.026091	1.608917
	IPGFR	2.976923	83.38583	1.772026	11.86522
	INFFR	0.738876	10.70353	87.19879	1.358796
	IRFR	3.723306	3.377793	85.37477	7.524132
Italy	Variables Explained	By innovations in			
		SRIT	IPGIT	INFIT	IRIT
		(%)	(%)	(%)	(%)
	SRIT	96.6121	1.972378	0.758014	0.657509
	IPGIT	1.188853	95.92971	0.861005	2.020435
	INFIT	4.60716	1.703849	90.23213	3.45686
	IRIT	4.729212	0.606133	90.05398	4.610672
United Kingdom	Variables Explained	By innovations in			
		SRUK	IPGUK	INFUK	IRUK
		(%)	(%)	(%)	(%)
	SRUK	92.92774	3.145604	3.159506	0.767155
	IPGUK	5.144071	87.44989	1.985862	5.420172
	INFUK	12.40431	3.362627	73.31249	10.92058
IRUK	13.87059	3.131838	81.22287	1.77471	

8. Μη παραμετρική εκτίμηση της μακροχρόνιας συσχέτισης των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής.

8.1. Μη παραμετρική εκτίμηση της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων - συνδιακυμάνσεων (long-run covariance matrix)

Η δεύτερη μεθοδολογία που θα χρησιμοποιήθηκε προκειμένου να εξεταστεί η σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της οικονομικής δραστηριότητας στην Ευρώπη θα είναι ανάλογη με αυτή που χρησιμοποίησαν οι Christou, Hassapis, Kalyvitis, Pittis(2001) για να εξετάσουν την αντίστοιχη σχέση στις ΗΠΑ. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στην εκτίμηση της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων -συνδιακυμάνσεων μεταξύ των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου και του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής , με τον τρόπο που προτάθηκε από τον Andrews(1991).²

Η χρησιμοποίηση της παραπάνω μεθόδου συνίσταται , καθώς σύμφωνα με τους παραπάνω ερευνητές(Christou, Hassapis , Kalyvitis, Pittis 2001) ένα πεπερασμένης τάξης VAR ή VEC μοντέλο είναι δυνατό να μην ενσωματώνει την πραγματική συσχέτιση μεταξύ των δυο χρονολογικών σειρών, δηλαδή να χρειάζεται ένα άπειρης τάξης representation του στοχαστικού μηχανισμού που δημιουργήσε τα δεδομένα.

Παράλληλα παρόλο που η στοχαστική ανέλιξη ,

$$Z_t = \{ SR_t, IPG_t \}^T$$

μπορεί να είναι στάσιμη στα πλαίσια ενός VAR , είναι δυνατό να μην έχει autoregressive απεικόνιση εάν μερικές από τις ρίζες του χαρακτηριστικού

² Ο τρόπος υπολογισμού της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων έχει γραφτεί σε πρόγραμμα στο GAUSS από την λέκτορα οικονομετρίας του Πανεπιστημίου Πειραιά Δρ. Χριστίνα Χρίστου

πολυωνόμου της Moving average(MA) απεικόνισης βρίσκονται έξω από τον μοναδιαίο κύκλο(lie out of the unit circle). Συνακόλουθα , είναι πιθανό η πραγματική διαδικασία με την οποία γεννήθηκαν οι παρατηρήσεις να μην είναι δυνατό να παρασταθεί με ένα πεπερασμένο vector autoregressive μοντέλο. Συνεπώς , η εκτίμηση και ο έλεγχος ενός VAR να μην δώσει συνεπή αποτελέσματα .Επομένως , ένας εναλλακτικός τρόπος διερεύνησης της συσχέτισης της μελλοντικής οικονομικής δραστηριότητας και των χρηματιστηριακών αποδόσεων, χωρίς την επιβολή κάποιων περιορισμών (για παράδειγμα είναι δυνατό να έχουμε ετερογένεια και αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα των μεταβλητών) για τον μηχανισμό που δημιούργησε τις υπό εξέταση παρατηρήσεις, είναι αυτός που βασίζεται στον υπολογισμό της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων που προτάθηκε από τον Andrews. Ειδικότερα ο Andrews(1991) πρότεινε τον υπολογισμό της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων δύο σειρών με τη χρησιμοποίηση μιας συνάρτησης στάθμισης kernel και ενός bandwidth parameter που αλλάζει όταν αλλάζει ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων για τους οποίους υπολογίζουμε χρηματιστηριακές αποδόσεις και ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής. Το bandwidth parameter, που αλλάζει τα σταθμά που δίνει το kernel στον υπολογισμό των θετικά ημι-ορισμένων μητρών διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων , όταν αλλάζουν οι χρονολογικές υστερήσεις , είναι δυνατό να υπολογιστεί από τα δεδομένα και συνεπώς η όλη μη- παραμετρική εργασία δεν προϋποθέτει την εξειδίκευση ενός συγκεκριμένου οικονομετρικού μοντέλου. Σκοπός της παραπάνω μεθόδου είναι να καθοριστεί η συσχέτιση των παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων και του μελλοντικού ρυθμού ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας , η συσχέτιση από τους προηγούμενους ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής στις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τέλος η ταυτόχρονη συσχέτιση (contemporaneous correlation) των δυο μεγεθών. Όπως αναφέρουν οι Christou, Hassapis, Kalyvitis, Pittis(2001) καθώς το bandwidth αυξάνει και το μέγεθος των χρονολογικών υστερήσεων αυξάνει, είναι δυνατό να καθοριστεί ένα αποτελεσματικότερο bandwidth καθώς και ο συντελεστής συσχέτισης που αντιστοιχεί σε αυτό το bandwidth parameter.

8.2 ³Τρόπος υπολογισμού της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής .

Σκοπό αποτελεί η εκτίμηση του μακροχρόνιου συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των πραγματικών χρηματιστηριακών αποδόσεων έστω u_{1t} και του ρυθμού ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής έστω u_{2t} . Η μακροχρόνια μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων της ανέλιξης $u_t = [u_{1t}, u_{2t}]^T$ είναι δυνατό να οριστεί ως

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^T E(u_i u_j^T) \quad (1)$$

Αποδεικνύοντας την στασιμότητα των σειρών u_{1t} και u_{2t} με τους στατιστικούς ελέγχους που αναφέρθηκαν η ανωτέρω η μακροχρόνια μήτρα Ω περιορίζεται σε :

³ * Η παρουσίαση του τρόπου υπολογισμού της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων βασίζεται στην παρουσίαση που δίνεται από Christina Christou, Christis Hassapis, Sarantis Kalyvitis, Nikitas Pittis, (2001) Haan & Levin(1996)

$$\Omega = G + \Lambda + \Lambda^T \quad (2)$$

όπου

$$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} = E(u_0 u_0^T) \quad \text{και} \quad \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^{\infty} E(u_0 u_k^T)$$

Επομένως σύμφωνα με την εξίσωση (2) η μακροχρόνια μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων περιορίζεται στο άθροισμα της μήτρας(G) που περιλαμβάνει την ταυτόχρονη εξάρτηση, συν τη μήτρα (Λ) που περιλαμβάνει την εξάρτηση από τις τωρινούς ρυθμούς ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας στις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις συν τη μήτρα (Λ^T) που περιλαμβάνει την εξάρτηση από τις τωρινές χρηματιστηριακές αποδόσεις στους μελλοντικούς ρυθμούς ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας.

Ο μακροχρόνιος συντελεστής συσχέτισης θα είναι ο

$$\rho_{12} = \frac{\omega_{12}}{\sqrt{\omega_{11}\omega_{22}}}$$

όπου είναι δυνατό διασπαστεί ως το άθροισμα

$$\rho_{12} = \frac{g_{12}}{\sqrt{\omega_{11}\omega_{22}}} + \frac{\lambda_{12}}{\sqrt{\omega_{11}\omega_{22}}} + \frac{\lambda_{21}}{\sqrt{\omega_{11}\omega_{22}}} = c_{12} + \tau_{12} + \tau_{21} \quad (4)$$

Η σχέση (4) μας δείχνει ότι ο μακροχρόνιος συντελεστής συσχέτισης είναι το άθροισμα της ταυτόχρονης συσχέτισης(contemporaneous correlation) ,του temporal συντελεστή συσχέτισης τ_{12} που δείχνει την ανατροφοδότηση(feedback) που υπάρχει από τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις στους ρυθμούς

οικονομικής ανάπτυξης και του συντελεστή συσχέτισης τ_{21} που μας δείχνει την αντίστοιχη ανατροφοδότηση από τους παρελθόντες ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης στις τωρινές πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και του συντελεστή συσχέτισης τ_{21} που μας δείχνει την αντίστοιχη ανατροφοδότηση από τους παρελθόντες ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης στις τωρινές πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις

Σύμφωνα με τον Andrews(1991) οι μήτρες Ω , G , και Λ μπορούν να εκτιμηθούν μη-παραμετρικά χρησιμοποιώντας το κατάλληλο kernel k για να σταθμίσουν τις συνδιακυμάνσεις έτσι ώστε η μήτρα Ω να είναι θετικά ημι-ορισμένη(positive semi-definite)

$$\hat{\Omega} = \hat{G} + \hat{\Lambda} + \hat{\Lambda}^T$$

όπου

$$\hat{G} = \left(\frac{1}{T-1}\right) \sum_{t=2}^T \hat{u}_t \hat{u}_t^T \quad \text{και} \quad \hat{\Lambda} = \sum_{j=1}^{T-2} k(j/S_T) \hat{\Gamma}(j) \quad \text{με} \quad \hat{\Gamma}(j) = \left(\frac{1}{T-1}\right) \sum_{t=2}^{T-j} \hat{u}_t \hat{u}_{t+j}^T \quad \text{για} \quad j > 0$$

$$\text{και} \quad \hat{\Gamma}(j) = \hat{\Gamma}(-j)^T \quad \text{για} \quad j < 0$$

Τα σταθμά των kernels $k(\bullet)$ με τα οποία σταθμίζονται οι συνδιακυμάνσεις ανήκουν στο παρακάτω σύνολο K

$$K = \{k(\cdot) : \mathfrak{R} \rightarrow [-1, 1] \mid k(0) = 1, k(x) = k(-x); \int_{\mathfrak{R}} |x| dx < \infty; K(\lambda) \geq 0 \quad \forall \lambda \in \mathfrak{R}\}$$

$$\text{όπου} \quad K(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \kappa(\chi) e^{-i\chi\lambda} d\chi$$

Ο Andrews(1991) δείχνει ότι το σύνολο K περιέχει kernels τα οποία απαραίτητα δημιουργούν θετικά ημι-ορισμένες εκτιμήσεις των μητρών Ω , Λ και Λ^T

Όσον αφορά την παρούσα εργασία χρησιμοποιήθηκαν τα παρακάτω kernels

Bartlett $k_B(x) = 1 - |x|$ για $|x| < 1$ και $k_B(x) = 0$ διαφορετικά

Parzen $k_P(x) = 1 - 6x^2 + 6|x|^3$ για $0 \leq |x| \leq 1/2$
 $k_P(x) = 2(1 - |x|)^3$ για $1/2 \leq |x| \leq 1$
 $k_P(x) = 0$ διαφορετικά

Quadratic Spectral(Qs) $k_Q(x) = \frac{25}{12\pi^2 x^2} \left(\frac{\sin(6\pi x/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right)$

Ο Andrews αποδεικνύει ότι για χωρίς περιορισμούς 4^{ης} ή 8^{ης} τάξης στάσιμες τυχαίες μεταβλητές και για οποιαδήποτε ακολουθία του bandwidth $\{S_T\}$ τέτοια ώστε $S_T \rightarrow \infty$ και $S_T/T^{1/2} \rightarrow \infty$ ο εκτιμητής της μήτρας Ω θα είναι συνεπής. Παράλληλα η συνέπεια εξασφαλίζεται και για πιο γενικές περιπτώσεις όπως ετεροσκεδαστικότητα και ροπές που παρουσιάζουν γραμμική τάση.

Όσον αφορά την κατάλληλη επιλογή του Bandwidth Parameter ο Andrews (1991) παρέχει ακολουθίες σταθερών bandwidth parameters οι οποίες ελαχιστοποιούν το Asymptotic Truncated Mean Square Error (ATMSE). Ειδικά για τα kernels που χρησιμοποιήθηκαν οι βέλτιστες ακολουθίες των bandwidth parameters $\{S_T^+\}$ δίνονται από:

Bartlett: $S_T^+ = 1.1447[a(1)T]^{1/3}$

Parzen: $S_T^+ = 2.6614[a(2)T]^{1/5}$

Q.S $S_T^+ = 1.3221[a(2)T]^{1/5}$

Τα $a(1)$ και $a(2)$ και επομένως και το S_T^+ είναι άγνωστα. Τα $a(1)$ και $a(2)$ μπορούμε να τα εκτιμήσουμε από απλά παραμετρικά μοντέλα όπως προτάθηκε από τον Andrews(1991) ή μη παραμετρικά όπως προτάθηκε από τους Newey και

West (1994). Από τη στιγμή που τα $\alpha(1)$ και $\alpha(2)$ εκτιμηθούν είναι δυνατό να υπολογίσουμε έναν εκτιμητή \hat{S}_T^+ του S_T^+ , ο οποίος και ονομάζεται 'automatic bandwidth estimator'.

Ειδικότερα εάν κάθε στοιχείο του διανύσματος u_t που στην περίπτωση μας περιλαμβάνει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις u_{1t} και τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής u_{2t} αντίστοιχα μπορεί να αναπαρασταθεί από ένα AR(1) υπόδειγμα της μορφής

$$u_{1t} = \rho_1 u_{1t-1} + e_{1t}, \quad \text{όπου } e_{1t} \sim IID(0, \sigma_1^2)$$

και

$$u_{2t} = \rho_2 u_{2t-1} + e_{2t}, \quad \text{όπου } e_{2t} \sim IID(0, \sigma_2^2)$$

Στη συγκεκριμένη περίπτωση οι εκτιμήσεις $\hat{\alpha}(1)$ και $\hat{\alpha}(2)$ θα δίνονται από τις ακόλουθες σχέσεις αντίστοιχα :

$$\hat{\alpha}(1) = \sum_{i=1}^2 w_i \frac{4\hat{\rho}_i \hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{\rho}_i)^6 (1+\hat{\rho}_i)^2} / \sum_{i=1}^2 w_i \frac{\hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{\rho}_i)^4}$$

$$\hat{\alpha}(2) = \sum_{i=1}^2 w_i \frac{4\hat{\rho}_i \hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{\rho}_i)^8} / \sum_{i=1}^2 w_i \frac{\hat{\sigma}_i^4}{(1-\hat{\rho}_i)^4}$$

όπου w_i , $i = 1, 2$ υποδηλώνει τα σταθμά που προσάπτονται στα διαγώνια στοιχεία της μήτρας Ω . Εναλλακτικά οι Newey και West (1994) πρότειναν μία μη παραμετρική μέθοδο για την εκτίμηση του καλύτερου bandwidth parameter S_T χωρίς συγκεκριμένες υποθέσεις για την δομή του u_t , γεγονός που καθιστά μικρότερη την πιθανότητα ενός σφάλματος οφειλόμενου στην λανθασμένη εξειδίκευση της στοχαστικής διαδικασίας του u_t .

Τέλος είναι σημαντικό να τονιστεί ότι η παραπάνω μέθοδος δεν μας δείχνει την αιτιώδη σχέση που διέπει τις μεταβλητές μας δηλαδή το ποιας η εμφάνιση επηρεάζει τις μελλοντικές τιμές της άλλης αλλά μόνο τη συσχέτιση που αυτές

παρουσιάζουν. Συνεπώς η μεθοδολογία αυτή θα ήταν σκόπιμο να χρησιμοποιείται συμπληρωματικά με ένα Vector Autoregressive model στο οποίο είναι δυνατό να ελέγξουμε για αιτιότητα.

8.3 Εμπειρικά αποτελέσματα

Όπως ήδη αναφέρθηκε σκοπός της ενότητας αυτής είναι να εκτιμηθούν μη παραμετρικά οι συντελεστές της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στις ΗΠΑ και στην Ευρώπη για την χρονική περίοδο από το 1973 έως το 2002. Κάθε μακροχρόνιος συντελεστής είναι δυνατό να διασπαστεί στο άθροισμα ενός συντελεστή συσχέτισης (**temporal correlation** τ_{12}) που δείχνει την ανατροφοδότηση (feedback) από τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις στους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής, ενός συντελεστή (**temporal correlation** τ_{21}) που δείχνει αντίστοιχα την ανατροφοδότηση από τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στις τωρινές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τέλος του συντελεστή (**contemporaneous correlation**) που δείχνει την ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των δύο αυτών μεγεθών. Το bandwidth parameter (S_T), που αλλάζει τα σταθμά που δίνουν οι αναφερθείς συναρτήσεις στάθμισης (kernels) στον υπολογισμό των θετικά ημι-ορισμένων μητρών διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων όταν αλλάζουν οι χρονολογικές υστερήσεις, παίρνει τιμές στο διάστημα $[1, 36]$ με προσαύξηση κατά ένα κάθε φορά. Συνεπώς με τον ορισμό του συγκεκριμένου διαστήματος για το οποίο το bandwidth λαμβάνει τιμές είναι δυνατό να αναδειχθεί η σχέση χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών οικονομικής ανάπτυξης σε ένα χρονικό διάστημα εύρους 36 μηνών.

Τα αποτελέσματα αυτών των εκτιμήσεων για τις τέσσερις μεγαλύτερες ευρωπαϊκές χώρες και τις ΗΠΑ, δείχνουν μια θετική συσχέτιση (temporal correlation) μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και οικονομικής ανάπτυξης. Συγκεκριμένα ο συντελεστής τ_{12} που αντικατοπτρίζει τη συσχέτιση μεταξύ των

παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων και του τωρινού ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής εμφανίζεται θετικός για όλες τις χώρες. Όπως φαίνεται από τον πίνακα (18) ο συντελεστής συσχέτισης τ_{12} αυξάνει για όλες τις χώρες, καθώς αυξάνει το bandwidth parameter, δηλαδή ο αριθμός των autocovariances που έχουν μη μηδενικό σταθμό στον υπολογισμό της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων. Συνεπώς καθώς αυξάνει ο χρονικός ορίζοντας για τον οποίο λαμβάνεται περισσότερη πληροφόρηση από το παρελθόν τα temporal correlations από τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις στους τωρινούς ρυθμούς μεταβολής της προϊόντος αυξάνουν για όλες τις χώρες. Σημαντικότερη συσχέτιση φαίνεται να υπάρχει στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, ενισχύοντας τα ευρήματα της παραμετρικής ανάλυσης που προηγήθηκε. Μετά τις ΗΠΑ κατά σειρά αξιολόγησης σύμφωνα με το μέγεθος του temporal correlation coefficient τ_{12} ακολουθούν η Γερμανία, η Μ. Βρετανία, η Γαλλία και τέλος η Ιταλία. Όσον αφορά την Ευρώπη τα αποτελέσματα της μη παραμετρικής ανάλυσης έρχονται σε μερική αντίθεση με αυτά των διανυσματικών αυτοπαλινδρομων υποδειγμάτων (VAR models), καθώς για την Γαλλία η ανάλυση αιτιότητας κατά Granger στα πλαίσια των VAR models δεν θεμελιώνει μια στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων και τωρινών ρυθμών οικονομικής ανάπτυξης. Αντίθετα με τη μη παραμετρική μέθοδο διαπιστώνεται ότι υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στη Γαλλία. Το αποτέλεσμα αυτό είναι ενδεικτικό του προβλήματος που συνεπάγεται η χρησιμοποίηση ενός γραμμικού VAR υποδείγματος που κατασκευάστηκε με συγκεκριμένες υποθέσεις που πιθανόν να μην συμβαδίζουν με τον πραγματικό στοχαστικό μηχανισμό που δημιούργησε τα υπό εξέταση δεδομένα για τη Γαλλία.

Επίσης, αξίζει να αναλυθεί ο ρυθμός ανάπτυξης τους συντελεστή συσχέτισης τ_{12} όταν αυξάνει το bandwidth parameter (S_T). Αυτός ο ρυθμός ανάπτυξης δεν παραμένει σταθερός σε όλο το διάστημα [1, 36]. Για τις ΗΠΑ όταν το $S_T \in [1, 6]$ ο συντελεστής τ_{12} αυξάνει με αύξοντα ρυθμό λαμβάνοντας την τιμή 0.21208. Μετά από αυτό το σημείο αυτό ο συντελεστής τ_{12} αυξάνει με φθίνοντα ρυθμό και λαμβάνει τη μέγιστη τιμή του **0.55479** όταν $S_T = 26$. Αυτό που μας υποδηλώνει η παραπάνω πορεία του συντελεστή συσχέτισης που δείχνει την

ανατροφοδότηση από τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις στους τωρινούς ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης , είναι ότι για τις ΗΠΑ το μεγαλύτερο μέρος της ανατροφοδότησης (feedback) από τις χρηματιστηριακές μεταβολές του παρελθόντος στην πραγματική οικονομία πραγματοποιείται τους πρώτους έξι μήνες, ενώ η μέγιστη επίδραση θα έχει πραγματοποιηθεί στους 26 μήνες. Για την Γερμανία ο αντίστοιχος συντελεστής αυξάνεται με αύξοντα ρυθμό όταν $S_T \in [1, 9]$ και λαμβάνει τη μέγιστη τιμή του **0.42810** όταν $S_T = 36$, ενώ για τη Γαλλία οι αντίστοιχες τιμές είναι $S_T \in [1, 8]$ σε ότι αφορά το διάστημα που ο συντελεστής τ_{12} αυξάνεται με αύξοντα ρυθμό και $S_T = 29$ το bandwidth parameter που ο συντελεστής τ_{12} λαμβάνει τη μέγιστη τιμή του **0.39904**.

Τέλος τα αντίστοιχα διαστήματα , όπου έχουμε αύξοντες ρυθμούς ανόδου του temporal coefficient τ_{12} είναι $S_T \in [1, 9]$ και $S_T \in [1, 12]$ για την Ιταλία και και Μ. Βρετανία αντίστοιχα. Μέγιστες ανατροφοδοτήσεις παρατηρούμε για την Ιταλία όταν $S_T = 24$ ($\tau_{12} = 0.22932$) και για τη Μ.Βρετανία όταν $S_T = 36$ ($\tau_{12} = 0.43810$).

Τα αποτελέσματα αυτής της μη παραμετρικής ανάλυσης συμφωνούν με τα αποτελέσματα των Estrella και Mishkin (1998) που βρήκαν για την περίπτωση των ΗΠΑ ότι το χρηματιστήριο είναι ένας αποτελεσματικός δείκτης στην πρόβλεψη των μεταβολών της οικονομικής δραστηριότητας από ένα έως τρία τρίμηνα στο μέλλον. Συνακόλουθα ενισχυτικά των αποτελεσμάτων της μη παραμετρικής ανάλυσης είναι τα αποτελέσματα του Fama (1990) ότι η θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων του χρηματιστηρίου και ρυθμών ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής θα τείνει να αυξάνει με την διεύρυνση του διαστήματος για το οποίο υπολογίζονται οι χρηματιστηριακές αποδόσεις , εξαιτίας της σχέσης που έχουν αυτές με τις μελλοντικές ταμειακές ροές των βιομηχανικών επιχειρήσεων. Αυτό που φαίνεται από τα αποτελέσματα είναι ότι οι αυξημένες χρηματιστηριακές αποδόσεις στο παρόν θα αναμένουν αυξητικές τάσεις στη βιομηχανική παραγωγή και στο προϊόν της οικονομίας μέχρι και 36 μήνες στο μέλλον.

Για την εξέταση των επιδράσεων που πιθανόν να έχουν οι τωρινοί ρυθμοί ανάπτυξης στις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις είναι σκόπιμο να αναλυθεί ο συντελεστής συσχέτισης τ_{21} , που δείχνει την ανατροφοδότηση από τους ρυθμούς βιομηχανικής ανάπτυξης στις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι για όλες τις χώρες ο συντελεστής αυτός (τ_{21}) παίρνει τιμές κοντά στο μηδέν, για όλες τις τιμές του bandwidth parameter. Τα

αποτελέσματα αυτά είναι ισχυρά ανεξάρτητα από την επιλογή του kernel (συνάρτηση στάθμισης) που χρησιμοποιήσαμε⁴. Ειδικότερα για τις ΗΠΑ ο συντελεστής αυτός παίρνει αρνητικές τιμές μέχρι την στάθμιση 30 μη μηδενικών autocovariances ($S_T = 30$). Για την συμπεριφορά του συγκεκριμένου temporal συντελεστή συσχέτισης διαπιστώνεται ότι μειώνεται με αύξοντα ρυθμό στο διάστημα $S_T \in [1, 8]$ και συνεχίζει να βαίνει μειούμενος με φθίνοντες έως την τιμή που το bandwidth parameter $S_T = 15$, όπου και λαμβάνει την ελάχιστη τιμή του ($\tau_{21} = -0.078898$). Τα στοιχεία αυτά πιστοποιούν τα αποτελέσματα της παραμετρικής ανάλυσης, και δείχνουν ότι μια πτώση του προϊόντος της οικονομίας είναι συσχετισμένη με μία άνοδο των χρηματιστηριακών τιμών. Η εξήγηση είναι δυνατόν να έγκειται στο γεγονός της ετεροχρονισμένης οικονομικής πολιτικής, όπου μετά από μια ύφεση οι αρχές μειώνουν τα επιτόκια δημιουργώντας περισσότερες ευκαιρίες για υψηλές αποδόσεις στο χρηματιστήριο. Στην αντίπερα όχθη, μία άνοδος του ρυθμού ανάπτυξης αρκετές φορές θεωρείται ως σημάδι αυξημένου πληθωρισμού, και με δεδομένη την ευαισθησία των νομισματικών αρχών στην καταπολέμηση του συγκεκριμένου φαινομένου, είναι πιθανόν να οδηγήσει σε μία άνοδο των επιτοκίων που θα μειώσει την παρούσα αξία των ταμειακών ροών των επιχειρήσεων και συνεπώς τις τιμές των μετοχών. Για τη Γερμανία ο συντελεστής συσχέτισης διατηρεί θετικές τιμές κοντά στο μηδέν μέχρι το διάστημα $S_T \in [1, 8]$ και στη συνέχεια αλλάζει πρόσημο λαμβάνοντας την ελάχιστη αρνητική τιμή του (-0.03467) για bandwidth parameter ίσο με 15. Αντίστοιχη πορεία φαίνεται να ακολουθεί ο συγκεκριμένος συντελεστής και για τη Γαλλία όπως διαγράφεται στο γράφημα 3. Ειδικότερα ο συντελεστής που δείχνει την ανατροφοδότηση από τους ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής στις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις της Γαλλίας παίρνει αρνητικές τιμές που προσεγγίζουν το μηδέν για όλο το εύρος του διαστήματος $[1, 36]$ με το μεγαλύτερο μέρος της αρνητικής αυτής επίδρασης να πραγματοποιείται σε χρονικό διάστημα μέχρι 18 μήνες ($\tau_{21} = -0.10597$). Τέλος τόσο για την Ιταλία όσο και για τη Μ. Βρετανία (γραφήματα 4 και 5) διαπιστώνεται η αμελητέα συσχέτιση από τους παρελθόντες ρυθμούς ανάπτυξης στις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Το πρόσημο των συντελεστών συσχέτισης που αντικατοπτρίζουν αυτή τη σχέση είναι αρνητικό για την Ιταλία για όλο το διάστημα όπου το bandwidth parameter λαμβάνει τιμές, ενώ για την

⁴ Τα αποτελέσματα που αναλύονται υπολογίστηκαν με τη χρησιμοποίηση του Bartlett Kernel

Μ.Βρετανία ο συντελεστής συσχέτισης τ_{12} έχει αρνητικό πρόσημο μέχρι το σημείο όπου $S_T = 15$. Συνεπώς, για όλες τις υπό εξέταση χώρες διαπιστώνεται μία αμελητέα αρνητική συσχέτιση από τους παρελθόντες ρυθμούς ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής στις χρηματιστηριακές αποδόσεις, εύρημα που έρχεται σε συμφωνία με τους ελέγχους για αιτιότητα κατά Granger που πραγματοποιήθηκαν στα πλαίσια των Vector Autoregressive Models. Υπενθυμίζεται ότι στις εξισώσεις με εξαρτημένες μεταβλητές τις τωρινές χρηματιστηριακές αποδόσεις, οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών που αναπαριστούν τους παρελθόντες ρυθμούς ανάπτυξης εμφανίζονταν με αρνητικό πρόσημο για όλες τις χώρες, αλλά δεν ήταν δυνατό να τεκμηριωθεί η στατιστική σημαντικότητά τους. Συμπληρωματικά αναφέρεται ότι η υπόθεση ότι οι ρυθμοί ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής δεν αιτιάζουν κατά Granger (do not Granger cause) τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, δεν ήταν δυνατό να απορριφθεί σε καμία χώρα για επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Στην ανάλυση των συντελεστών συσχέτισης αξίζει να σχολιαστεί και εκείνος ο συντελεστής που περιγράφει την ταυτόχρονη (contemporaneous) συσχέτιση των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Όπως προκύπτει για όλες τις χώρες ο συντελεστής αυτός είναι αρκετά μικρός, ενισχύοντας την άποψη ότι δεν υπάρχει ταυτόχρονη σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών. Επομένως μία χρηματιστηριακή μεταβολή την χρονική στιγμή t δεν θα αναμένεται να έχει επίδραση στον καθορισμό του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής την ίδια περίοδο t . Το αποτέλεσμα αυτό είναι λογικό, καθώς χρειάζεται ένα βάθος χρόνου προκειμένου να επιδράσουν αυτές οι χρηματιστηριακές μεταβολές στην πραγματική οικονομία μέσω των διάφορων μηχανισμών μετάδοσης (transmission channels) που αναφέρθηκαν σε προηγούμενα κεφάλαια αυτής της εργασίας. Οι πίνακες και τα γραφήματα που ακολουθούν παρουσιάζουν αναλυτικά τις εκτιμήσεις όλων των συντελεστών (temporal και contemporaneous) της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων για όλες τις χώρες και για όλα τα kernels που χρησιμοποιήθηκαν. Αναφέρεται ότι τα αποτελέσματα που αναλύθηκαν βασίστηκαν στον υπολογισμό των διάφορων συντελεστών συσχέτισης σύμφωνα με το Bartlett Kernel. Παρόλα αυτά, η χρησιμοποίηση τόσο του Parzen (πίνακας 20) όσο και του Quadratic Spectral Kernel παρέχει αντίστοιχα πορίσματα με αυτά που εξήχθησαν σύμφωνα με το Bartlett Kernel.

Τέλος , είναι σκόπιμο να αναφερθούν τα πορίσματα σχετικά με την επιλογή ενός αυτόματα επιλεγμένου bandwidth estimator. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα (22) , η μέθοδος του Andrews επιλέγει ένα χαμηλό bandwidth parameter, δηλαδή επιλέγει ένα μικρό αριθμό autocovariances που πρέπει να σταθμιστούν στον υπολογισμό της μακροχρόνιας μήτρας διακυμάνσεων - συνδιακυμάνσεων. Παρατηρώντας την συμπεριφορά του συντελεστή τ_{12} είναι πιθανό αυτή η επιλογή να είναι παραπλανητική , αντικατοπτρίζοντας την ανικανότητα των απλών AR(1) μοντέλων να δώσουν αξιόπιστους εκτιμητές των $\alpha(1)$ και $\alpha(2)$ που χρησιμοποιούνται στον υπολογισμό του bandwidth parameter. Αντίθετα η αυτόματη επιλογή του optimal bandwidth parameter σύμφωνα με τους Newey και West (1994) όπως εμφανίζεται στον πίνακα (22) έρχεται σε συμφωνία με το bandwidth parameter εκείνο για το οποίο παρατηρείται αλλαγή της κυρτότητας της γραφικής παράστασης του συντελεστή τ_{12} . Ειδικότερα όπως αναφέρθηκε , οι μεγαλύτερες ανατροφοδοτήσεις από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις στους μελλοντικούς ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης , επέρχονται μέχρι το σημείο όπου ο συντελεστής τ_{12} αυξάνει με αύξοντα ρυθμό (κυρτό τμήμα της καμπύλης) . Από αυτό το σημείο και μετά συνεχίζεται η αύξηση του συντελεστή συσχέτισης τ_{12} αλλά με φθίνοντα ρυθμό. Σε αυτό το σημείο όπου παρατηρείται αλλαγή της κυρτότητας η τιμή του bandwidth parameter συμπίπτει με αυτήν τιμή που οι Newey και West υπολογίζουν ως βέλτιστη.

Πίνακας 19 : Μακροχρόνιοι συντελεστές συσχέτισης (Bartlett Kernel)

Countries	Long Run Correlation Coefficients (Bartlett Kernel)							
	Bandwidth parameter	S _T =3	S _T =6	S _T =9	S _T =12	S _T =18	S _T =24	S _T =36
US	τ_{12}	0.07002	0.21208	0.31142	0.37925	0.47586	0.53133	0.55164
	τ_{21}	-0.03779	-0.07012	-0.07528	-0.07414	-0.07466	-0.04778	0.03692
	contemporaneous	-0.00346	-0.00266	-0.00234	-0.00211	-0.00189	-0.00174	-0.00155
Germany	τ_{12}	0.02229	0.06215	0.12395	0.18809	0.27866	0.34603	0.42810
	τ_{21}	0.02448	0.03391	0.00845	-0.00772	-0.02035	-0.03237	-0.05570
	contemporaneous	0.05271	0.05226	0.05099	0.04858	0.04673	0.04696	0.04786
France	τ_{12}	0.03393	0.07903	0.13432	0.18853	0.29959	0.37195	0.38882
	τ_{21}	-0.01850	-0.05776	-0.07526	-0.08968	-0.10598	-0.09321	-0.01426
	contemporaneous	0.06129	0.05944	0.05532	0.05254	0.05149	0.05433	0.05446
Italy	τ_{12}	0.12324	0.16940	0.19325	0.20297	0.21710	0.21833	0.12058
	τ_{21}	0.06919	0.05032	0.02370	0.01328	0.00803	-0.02112	-0.03181
	contemporaneous	-0.02788	-0.02376	-0.02047	-0.01893	-0.01807	-0.01965	-0.02186
United Kingdom	τ_{12}	0.02373	0.05500	0.06211	0.10784	0.27002	0.37856	0.43810
	τ_{21}	0.02415	-0.01601	-0.07518	-0.04841	0.00123	0.04868	0.06908
	contemporaneous	0.05336	0.05239	0.05342	0.05254	0.05319	0.05361	0.05054

Σημείωση : τ_{12} = temporal correlation coefficient from stock returns to output growth
 τ_{21} = temporal correlation coefficient from output growth to stock returns
 S_T = the bandwidth parameter

Πίνακας 20: Μακροχρόνιοι συντελεστές συσχέτισης (Parzen Kernel)

Countries	Long Run Correlation Coefficients (Parzen Kernel)							
	Bandwidth parameter	S _T =3	S _T =6	S _T =9	S _T =12	S _T =18	S _T =24	S _T =36
US	τ_{12}	0.03267	0.13831	0.23067	0.30235	0.40582	0.47496	0.55456
	τ_{21}	-0.02614	-0.05641	-0.07414	-0.07952	-0.08002	-0.07654	-0.04244
	contemporaneous	-0.00389	-0.00389	-0.00250	-0.00227	-0.00202	-0.00181	-0.00163
Germany	τ_{12}	0.00825	0.05314	0.08888	0.12858	0.21394	0.28245	0.38180
	τ_{21}	0.00926	0.02464	0.02923	0.02103	-0.00647	-0.02282	-0.03921
	contemporaneous	0.05041	0.05708	0.05558	0.05370	0.04933	0.04686	0.04629
France	τ_{12}	0.02956	0.06385	0.09565	0.13350	0.21344	0.28987	0.40020
	τ_{21}	-0.00681	-0.04129	-0.06696	-0.08051	-0.09556	-0.10592	-0.09417
	contemporaneous	0.05957	0.06474	0.06112	0.05736	0.05266	0.05109	0.05293
Italy	τ_{12}	0.08829	0.16223	0.18520	0.20110	0.21870	0.23006	0.22084
	τ_{21}	0.04566	0.08261	0.05821	0.03407	0.00988	-0.00315	-0.02495
	contemporaneous	-0.02760	-0.02658	-0.02328	-0.02089	-0.01828	-0.01750	-0.01889
United Kingdom	τ_{12}	0.01495	0.02522	0.06231	0.08570	0.15600	0.24852	0.42205
	τ_{21}	0.02738	0.01935	-0.02294	-0.06509	-0.06392	-0.02153	0.04933
	contemporaneous	0.05323	0.05305	0.05314	0.05350	0.05313	0.05296	0.05302

Σημείωση : τ_{12} = temporal correlation coefficient from stock returns to output growth
 τ_{21} = temporal correlation coefficient from output growth to stock returns
 S_T = the bandwidth parameter

Πίνακας 21 : Μακροχρόνιοι συντελεστές συσχέτισης (Quadratic spectral Kernel)

Countries	Long Run Correlation Coefficients (Quadratic spectral Kernel)							
	Bandwidth parameter	S _T =3	S _T =6	S _T =9	S _T =12	S _T =18	S _T =24	S _T =36
US	τ_{12}	0.09855	0.25913	0.36856	0.43661	0.55000	0.59732	0.59100
	τ_{21}	-0.04592	-0.08021	-0.08038	-0.08774	-0.08571	-0.03043	0.08179
	contemporaneous	-0.00306	-0.00240	-0.00208	-0.00185	-0.00170	-0.00160	-0.00139
Germany	τ_{12}	0.04601	0.08780	0.17478	0.24595	0.35449	0.43846	0.47848
	τ_{21}	0.01415	0.03809	0.00165	-0.02005	-0.03055	-0.03536	-0.09024
	contemporaneous	0.05793	0.05633	0.05034	0.04651	0.04545	0.04716	0.04621
France	τ_{12}	0.05465	0.10385	0.16782	0.24637	0.40835	0.46284	0.42030
	τ_{21}	-0.03150	-0.08000	-0.08546	-0.10372	-0.14166	-0.07696	0.02497
	contemporaneous	0.06703	0.05919	0.05345	0.04944	0.05301	0.05643	0.05147
Italy	τ_{12}	0.10767	0.12781	0.13184	0.15040	0.18682	0.16712	0.16512
	τ_{21}	0.04566	0.08261	0.05821	0.03407	0.00988	-0.00315	-0.02495
	contemporaneous	0.03146	0.02747	0.02410	0.02182	0.02295	0.02474	0.02449
United Kingdom	τ_{12}	0.01495	0.03924	0.05917	0.18501	0.41374	0.47750	0.56442
	τ_{21}	0.02738	0.01935	-0.02294	-0.06509	-0.06392	-0.02153	0.04933
	contemporaneous	0.05323	0.05305	0.05314	0.05350	0.05313	0.05296	0.05302

Σημείωση : τ_{12} = temporal correlation coefficient from stock returns to output growth
 τ_{21} = temporal correlation coefficient from output growth to stock returns
 S_T = the bandwidth parameter

*Διαγράμματα των συντελεστών συσχέτισης που δείχνουν την ανατροφοδότηση από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις στους τωρινούς ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής (τ_{12}) και των συντελεστών συσχέτισης που δείχνουν την ανατροφοδότηση από τους παρελθόντες ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στις τωρινές χρηματιστηριακές αποδόσεις (τ_{21})

Figure 1 - USA

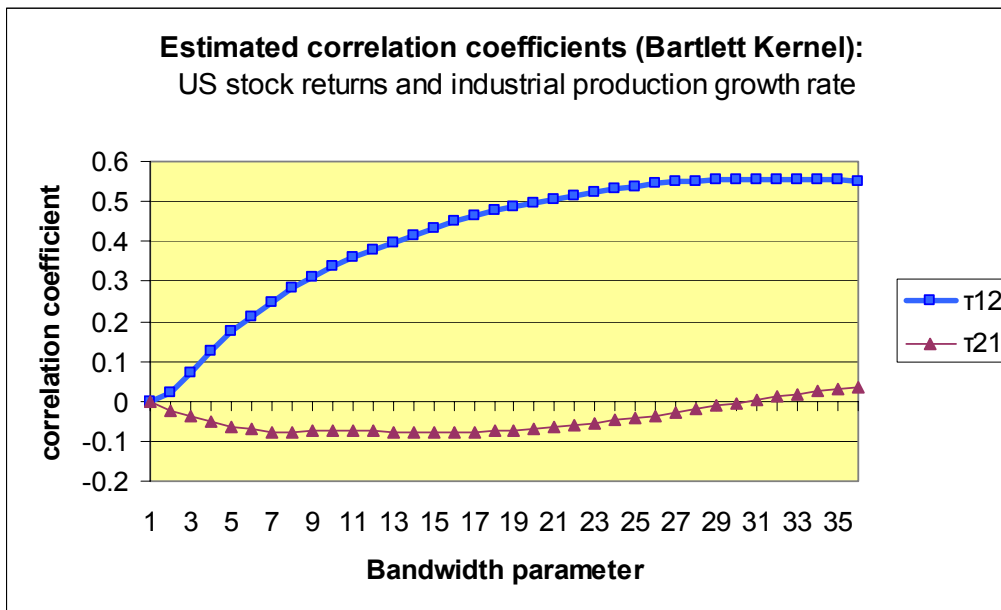


Figure 2 - GERMANY

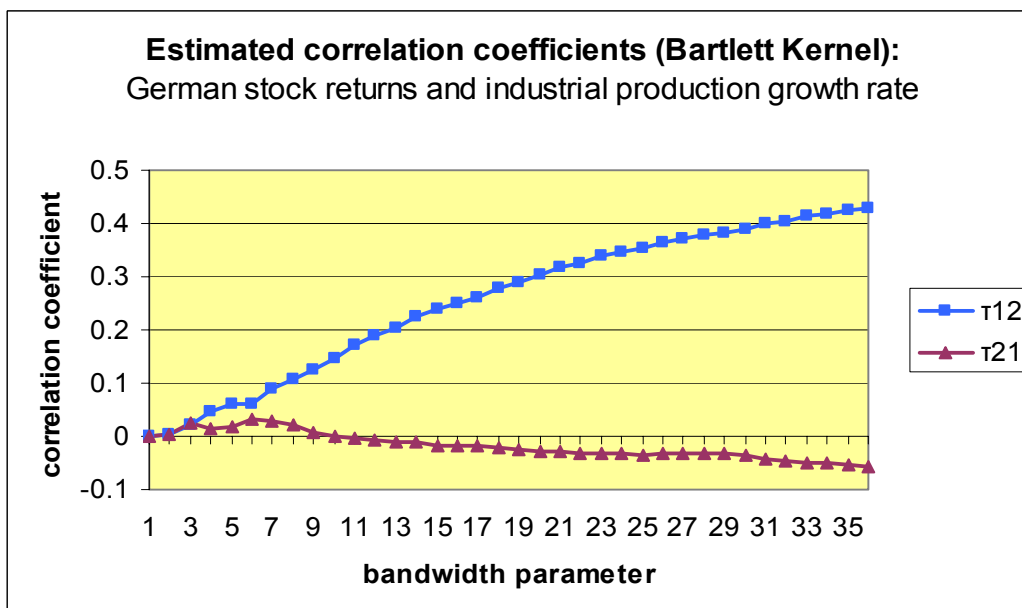


Figure 3 - FRANCE

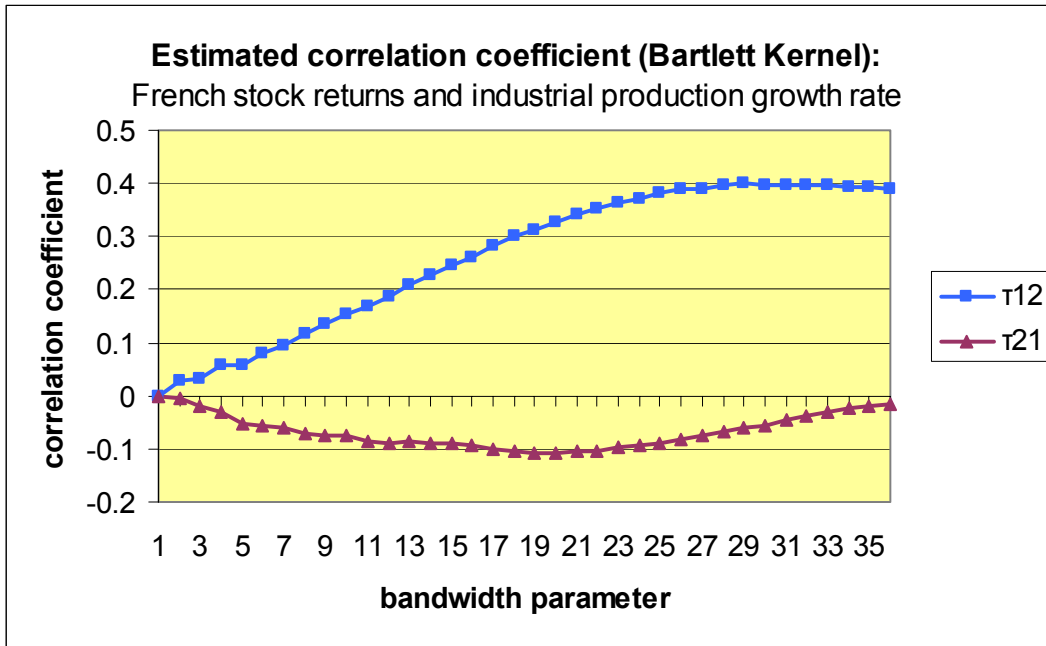


Figure 4 - ITALY

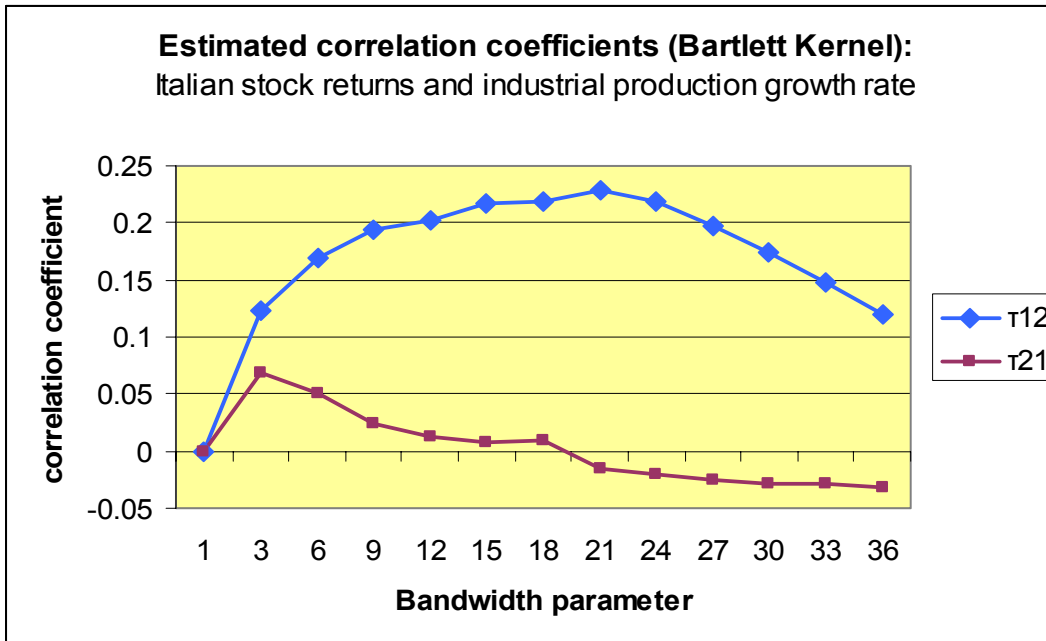
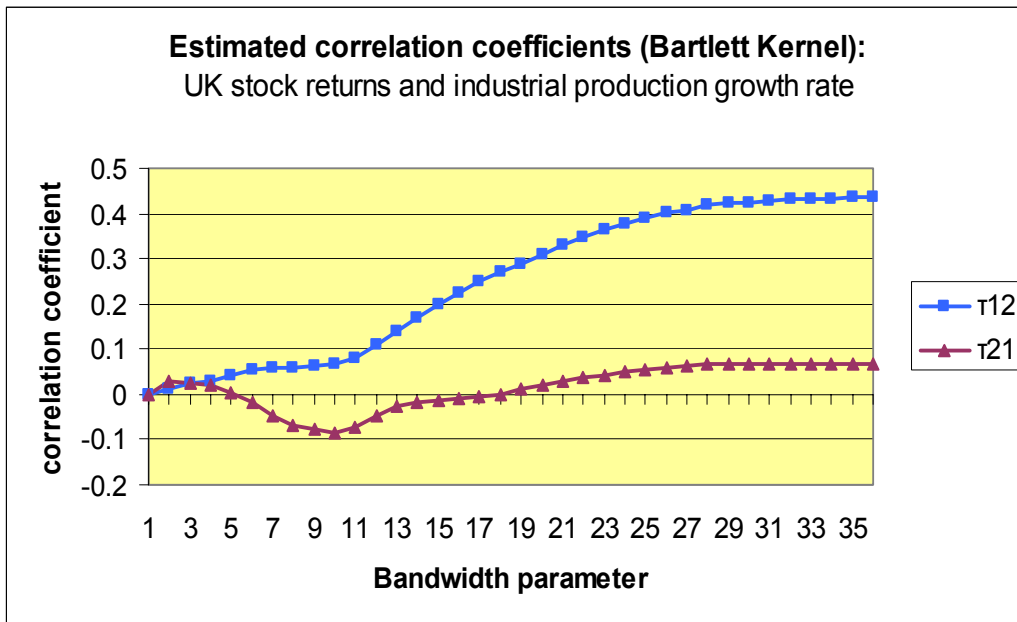


Figure 5 - UNITED KINGDOM



Πίνακας 22 : Επιλογή του βέλτιστου bandwidth parameter

Countries	Optimal Bandwidth Parameter	
	Andrews Procedure (1991)	Newey and West Procedure (1994)
US		
Bartlett	3.1641	7.0000
Parzen	5.6325	8.0000
Quadratic Spectral	3.6956	4.0000
Germany		
Bartlett	2.1293	9.0000
Parzen	4.4492	10.0000
Quadratic Spectral	2.2102	5.0000
France		
Bartlett	8.9688	9.0000
Parzen	28.5416	9.0000
Quadratic Spectral	14.1786	5.0000
Italy		
Bartlett	1.9805	7.0000
Parzen	3.9576	8.0000
Quadratic Spectral	1.9660	4.0000
UK		
Bartlett	1.7678	8.0000
Parzen	3.6078	9.0000
Quadratic Spectral	1.7922	5.0000

9. Συμπεράσματα

Σκοπός της παρούσας μελέτης ήταν η εξέταση της σχέσης του χρηματιστηρίου με την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας στις ΗΠΑ και στις τέσσερις μεγαλύτερες οικονομίες της Ευρώπης (Γερμανία , Γαλλία , Ιταλία και Μ. Βρετανία) από το 1973 έως το 2002 (μηνιαία στοιχεία). Η εξέταση της σχέσης αυτής πραγματοποιήθηκε στα πλαίσια μίας παραμετρικής ανάλυσης , με την χρησιμοποίηση Vector Autoregressive Models . Τα μοντέλα αυτά αρχικά εκτιμήθηκαν , περιλαμβάνοντας μόνο τις μεταβλητές των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής (VAR(2)), ενώ στην συνέχεια εκτιμήθηκαν διευρυμένα μοντέλα , που περιελάμβαναν και άλλες σημαντικές επεξηγηματικές μεταβλητές όπως ο πληθωρισμός και τα πραγματικά επιτόκια. Παράλληλα συμπληρωματικά με την παραμετρική ανάλυση που αναφέρθηκε , προκειμένου να καθοριστεί η σχέση που διέπει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις με τους ρυθμούς ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας εκτιμήθηκε μη παραμετρικά η μακροχρόνια μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων των δύο μεταβλητών ενδιαφέροντος. Ο λόγος που χρησιμοποιήθηκε αυτή η μη παραμετρική μέθοδος έγκειται στο γεγονός ότι η ανάλυση κάτω από μια συγκεκριμένη και πολλές φορές αυθαίρετη εξειδίκευση του μοντέλου (παραμετρική ανάλυση), επηρεάζει την στατιστική συμπεραματολογία , στην περίπτωση που τα πραγματικά δεδομένα δεν επαληθεύουν τις υποθέσεις του μοντέλου.

Η κύρια υπόθεση που εξετάστηκε στα πλαίσια των Vector autoregressive models ήταν αυτή της αιτιότητας κατά Granger (Granger causality) , καθώς και ο καθορισμός της κατεύθυνσης της αιτιότητας . Συγκεκριμένα για τις ΗΠΑ , την Γερμανία , την Ιταλία και την Μ. Βρετανία διαπιστώθηκε μια θετική σχέση μεταξύ των παρελθουσών χρηματιστηριακών αποδόσεων και των τωρινών ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Μοναδική εξαίρεση αποτέλεσε η Γαλλία , όπου ενώ διαπιστώθηκε η θετική αυτή σχέση δεν ήταν δυνατό να τεκμηριωθεί στατιστικά σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Συνακόλουθα , η εξέταση της αιτιότητας κατά Granger , τόσο στο VAR(2) όσο και στο VAR(4) , κατέδειξε για όλες τις χώρες , με εξαίρεση τη Γαλλία, ότι δεν ήταν δυνατό να μην απορριφθεί η υπόθεση ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν αιτιάζονται κατά Granger τους ρυθμούς μεταβολής της οικονομικής

δραστηριότητας . Η αντίθετη κατεύθυνση αιτιότητας από τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής στις χρηματιστηριακές αποδόσεις , δεν ήταν δυνατό να αποδειχθεί στατιστικά για καμία χώρα.

Συμπληρωματικά με την ανάλυση αιτιότητας κατά Granger , προκειμένου να καθοριστεί η επίδραση της χρηματιστηριακής αβεβαιότητας στην πραγματική οικονομία , εξετάστηκε με impulse response analysis η συμπεριφορά του ρυθμού μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής έως και 24 μήνες στο μέλλον , από μία τυχαία διαταραχή στις χρηματιστηριακές αποδόσεις . Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι για όλες τις χώρες, ένα τυχαίο shock στις χρηματιστηριακές αποδόσεις θα επηρεάζει την πραγματική οικονομία μέχρι και τους 12 περίπου μήνες.

Τα ευρήματα αυτά επαληθεύονται τόσο για το υπόδειγμα με τις δύο μεταβλητές (VAR(2)) , όσο και σ' αυτό με τις τέσσερις (VAR(4)). Στα συμπεράσματα της παραμετρικής ανάλυσης , αξίζει να αναφερθεί ότι η θετική σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και οικονομικής δραστηριότητας αποδεικνύεται αισθητά ισχυρότερη στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής απ' ότι στις ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες της Ευρώπης.

Σύμφωνα με την μη παραμετρική μέθοδο όπως προτάθηκε από τους Andrews (1991) και Newey και West(1994) υπολογίσαμε την μακροχρόνια μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής. Το ενδιαφέρον εστιάστηκε στον διαχωρισμό των στοιχείων της μήτρας αυτής και ιδιαίτερα στους συντελεστές συσχέτισης(temporal correlation coefficients) που δείχνουν την ανατροφοδότηση τόσο από τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις στους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής , όσο και στους συντελεστές της ανάστροφης μήτρας που δείχνουν την ανατροφοδότηση από τους παρελθόντες ρυθμούς ανάπτυξης στις χρηματιστηριακές αποδόσεις . Τα αποτελέσματα αυτού του διαχωρισμού έδειξαν ότι υπάρχει για όλες τις χώρες μια σημαντική θετική ανατροφοδότηση από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις στους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής . Το αποτέλεσμα αυτής της επίδρασης επεκτείνεται σε μακροχρόνια διαστήματα που φτάνουν έως και τα τρία χρόνια για όλες τις χώρες. Βέβαια όπως ήδη αναλύθηκε , η ανατροφοδότηση αυτή γίνεται πιο έντονη μέχρι τους 6-10 μήνες , όπου ο temporal συντελεστής τ_{12} αυξάνει με αυξανόντα ρυθμό . Αξίζει να αναφερθεί ότι

σε αντίθεση με τα ευρήματα της παραμετρικής ανάλυσης στα πλαίσια ενός υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης , η σχέση αυτή εμφανίζεται να είναι σημαντική και για τη Γαλλία . Αντίστοιχα τα αποτελέσματα δεν φαίνεται να αποδεικνύουν μία ισχυρή σχέση μεταξύ των παρελθόντων ρυθμών μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αποδόσεων . Έτσι ενισχύονται τα συμπεράσματα που εξήχθησαν από τους ελέγχους αιτιότητας τόσο στα απλά όσο και στα διευρυμένα VAR μοντέλα.

Το γενικό συμπέρασμα που είναι δυνατό να αντληθεί από τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης είναι ότι το χρηματιστήριο διαδραματίζει ένα σημαντικό ρόλο για την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας και συνεπώς πρέπει να αποδίδεται από τις αρχές οικονομικής πολιτικής ιδιαίτερη βαρύτητα στις χρηματιστηριακές εξελίξεις. Η μακροοικονομική σταθερότητα σε ένα συνεχώς μεταβαλλόμενο οικονομικό περιβάλλον που χαρακτηρίζεται από την απελευθέρωση των χρηματοπιστωτικών αγορών και την ελευθερία στην κίνηση κεφαλαίων , είναι εφικτή στην περίπτωση που εξασφαλιστεί η χρηματοοικονομική σταθερότητα. Τα αποτελέσματα από την πρόσφατη ασιατική κρίση πιστοποιούν τις επιδράσεις που έχει μια χρηματιστηριακή κρίση στην πραγματική οικονομία. Με την συνεχιζόμενη τεχνολογική και θεσμική ανάπτυξη που συνεπάγεται η παγκοσμιοποίηση , οι αγορές κεφαλαίου και ειδικότερα τα χρηματιστήρια αναμένεται να έχουν σημαντικότερο ρόλο στην αναπτυξιακή διαδικασία μιας χώρας. Με δεδομένο ότι το ενδιαφέρον της μελέτης αυτής εστιάστηκε στον ευρωπαϊκό χώρο απαιτείται η ανάπτυξη θεσμών και ειδικών αρχών πολιτικής που θα εξασφαλίζουν για το ευρωπαϊκό οικονομικό σύστημα τα οφέλη που συνεπάγεται ένα σωστά οργανωμένο χρηματοπιστωτικό σύστημα , ενώ παράλληλα θα αποτρέπουν την διατάραξη της οικονομικής δραστηριότητας από απρόσμενες χρηματιστηριακές κρίσεις.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Andrews, D., 1991**, 'Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation', *Econometrica*, 59, 817-58.
- Barro, R., 1990**, 'The stock market and investment', *Review of Financial Studies*,3, 115-131.
- Blanchard, O., 1981**, 'Output, the stock market and interest rates', *American Economic Review*, 71, 132-143.
- Bosworth, B., 1975**, 'The stock market and the economy', *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 257-290.
- Caporale M.G, Hassapis C, Pittis N, 1998** ,"Unit roots and long-run causality: investigating the relationship between output, money and interest rates", *Economic Modelling*,15,91-112
- Choi JJ, Hauser,S and Kopecky,K,1999**, ' Does the stock market predict real activity ? Time series evidence from the G-7 countries, *Journal of Banking and Finance*,23, 1771-1792
- Christou, C., Hassapis, C., Kalyvitis, S., Pittis, N, 2001**,. "Non-Parametric Estimates of the Autocovariance Structure between Stock Returns and Output Growth". Mimeo 2001
- Estrella, A. and F. Mishkin, 1998**, 'Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators', *Review of Economics and Statistics*, 80, 45-61
- Fama, E., 1990**, 'Stock returns, expected returns and real activity', *Journal of Finance*, 45, 1089-1108.
- Fama , E, 1981**, 'Stock returns , real activity , inflation and money' , *American Economic Review* , 71, 545-565
- Fisher,S and Merton, R,1984**, ' Macroeconomics and Finance: The role of stock market, *Carnegie -Rochester Conference series on Public Policy*,21, 57-108
- Hendry F.David, Juselius Katarina(1999)**.' Explaining cointegration analysis: Part I, Working paper
- Johansen, S, 1991**, Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 1551-1580.
- Johansen, S., & Juselius, K. ,1990**, Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Lee, B , 1992** ,.'Causal relations among stock returns ,interest rates,real activity and inflation' , *Journal of Finance*, 47,1591-1603
- Ludvigson , S & Steindel, C ,1999** ,.How important is the stock market effect on consumption' *Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York*, 5, 29-52
- Mankiw , G & Zeldes, P , 1991** , ' the consumption of stockholders and nonstockholders' *Journal of Financial Economics* , 29, 97-112
- Newey , W and West, K. , 1998** , ' Automatic Lag Selection in covariance matrix estimation ' , *Review of Economic Studies* , 61 , 631- 653

Park, S., 1997, 'Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity', *Financial Analysts Journal*, 53, 52-56.

Schwert, W., 1990, 'Stock returns and real activity: A century of evidence', *Journal of Finance*, 45, 1237-1257.

Smith, S,1999, 'What do asset prices tell us about the future?', *Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta*,3,4-13

Thorbecke,W ,1997,.' 'On stock market returns and monetary policy '. *Journal of Finance* ,52,635-654

Haan, J Wouter, Levin T Andrew, 1996, 'A practitioner's guide to robust covariance matrix estimation', NBER, Technical working paper 197

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

A. Εκτιμήσεις των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (vector autoregressive models) VAR(2)

Country	dependent variable	Independent variables		
UNITED STATES	IPGUS_t	CONST	IPGUS_{t-1}	SRUS_{t-1}
sample 1973:1-2002:12			IPGUS_{t-2}	SRUS_{t-2}
			IPGUS_{t-3}	SRUS_{t-3}
			IPGUS_{t-4}	SRUS_{t-4}
			IPGUS_{t-5}	SRUS_{t-5}
			IPGUS_{t-6}	SRUS_{t-6}
	IPGUS_t	0.000679	0.249697	-0.00017
		[1.97589]	[4.68118]	[-0.01962]
			0.166343	0.033862
REGRESSION STATISTICS			[3.04715]	[3.75894]
R-squared	0.333062		0.105394	0.026145
Adj. R-squared	0.309454		[1.91277]	[2.82791]
Sum sq. resids	0.011895		-0.004091	0.02293
S.E. equation	0.005924		[-0.07517]	[2.44718]
F-statistic	14.10778		0.063995	0.031304
Log likelihood	1312.503		[1.26801]	[3.36387]
Akaike AIC	-7.383539			
Schwarz SC	-7.240848			
Mean dependent	0.001859			

Country	dependent variable	Independent variables		
UNITED STATES	SRUS_t	CONST	SRUS_{t-1}	IPGUS_{t-1}
sample 1973:1-2002:12			SRUS_{t-2}	IPGUS_{t-2}
			SRUS_{t-3}	IPGUS_{t-3}
			SRUS_{t-4}	IPGUS_{t-4}
			SRUS_{t-5}	IPGUS_{t-5}
			SRUS_{t-6}	IPGUS_{t-6}
	SRUS_t	0.002879	0.303596	-0.414488
		[1.33541]	[5.57150]	[-1.23797]
REGRESSION			-0.083251	-0.241129
STATISTICS				
R-squared	0.107052		[-1.47230]	[-0.70371]
Adj. R-squared	0.075444		0.0694	-0.291769
Sum sq. resids	0.46865		[1.91277]	[-0.84361]
S.E. equation	0.037181		-0.008763	0.250448
F-statistic	3.386794		[-0.07517]	[-0.84361]
Log likelihood	665.9231		-0.042198	-0.01488
Akaike AIC	-3.70979		[-0.72241]	[-0.04697]
Schwarz SC	-3.567099			
Mean dependent	0.002175			

Country	dependent variable	Independent variables		
GERMANY	IPGt	CONST	IPGt-1	SRt-1
sample 1973:1-2002:11			IPGt-2	SRt-2
			IPGt-3	SRt-3
			IPGt-4	SRt-4
			IPGt-5	SRt-5
			IPGt-6	SRt-6
			IPGt-7	SRt-7
			IPGt-8	SRt-8
			IPGt-9	SRt-9
			IPGt-10	SRt-10
		IPGt	0.000861	-0.463913
		[1.00025]	[-8.35831]	[0.72667]
			-0.139449	0.017413
REGRESSION			[-2.28684]	[1.03246]
STATISTICS			0.011438	0.021476
R-squared	0.237074		[0.18887]	[1.27112]
Adj. R-squared	0.190412		0.030543	-0.027178
Sum sq. resids	0.078817		[0.51137]	[-1.59482]
S.E. equation	0.015525		0.010366	0.042134
F-statistic	5.080663		[0.17448]	[2.46961]
Log likelihood	966.5627		-0.018736	0.022255
Akaike AIC	-5.434269		[-0.31892]	[1.30159]
Schwarz SC	-5.201808		0.055628	0.011077
Mean dependent	0.000956		[0.94800]	[0.64498]
S.D. dependent	0.017255		0.101616	0.03299
			[1.72084]	[1.92040]
			-0.012057	0.024428
			[-0.20432]	[1.41747]
			0.028388	0.006923
			[0.52521]	[0.40230]

Country	dependent variable	Independent variables		
GERMANY	SR_t	CONST	SR_{t-1}	IPG_{t-1}
sample 1973:1-2002:11			SR_{t-2}	IPG_{t-2}
			SR_{t-3}	IPG_{t-3}
			SR_{t-4}	IPG_{t-4}
			SR_{t-5}	IPG_{t-5}
			SR_{t-6}	IPG_{t-6}
			SR_{t-7}	IPG_{t-7}
			SR_{t-8}	IPG_{t-8}
			SR_{t-9}	IPG_{t-9}
			SR_{t-10}	IPG_{t-10}
	SR_t	0.001968	0.080466	0.048475
		[0.68960]	[1.47287]	[0.26336]
			-0.005005	-0.041278
			[-0.08948]	[-0.20412]
REGRESSION STATISTICS			0.057831	-0.027658
R-squared	0.237074		[1.03214]	[-0.13773]
Adj. R-squared	0.190412		0.001164	-0.078432
Sum sq. resids	0.078817		[0.02060]	[-0.39597]
S.E. equation	0.015525		-0.044038	0.092391
F-statistic	5.080663		[-0.77836]	[0.46893]
Log likelihood	966.5627		0.03058	0.114481
Akaike AIC	-5.434269		[0.53930]	[0.58761]
Schwarz SC	-5.201808		-0.032802	-0.431378
Mean dependent	0.000956		[-0.57595]	[-2.21680]
S.D. dependent	0.017255		0.056641	-0.280564
			[0.99426]	[-1.43272]
			0.01914	-0.377374
			[0.33489]	[-1.92839]
			0.19257	0.048295
			[3.37442]	[0.26943]

Country	dependent variable	Independent variables		
FRANCE	IPGt	CONST	IPGt-1	SRt-1
sample 1973:1-2002:11			IPGt-2	SRt-2
			IPGt-3	SRt-3
			IPGt-4	SRt-4
			IPGt-5	SRt-5
			IPGt-6	SRt-6
		IPGt	0.001013	-0.372232
		[1.42361]	[-6.96419]	[1.31197]
			0.002529	-0.00126
			[0.04457]	[-0.12692]
REGRESSION			0.063101	0.014284
STATISTICS				
R-squared	0.188076		[1.12439]	[1.42432]
Adj. R-squared	0.159335		-0.028412	-0.008157
Sum sq. resids	0.056496		[-0.50597]	[-0.81170]
S.E. equation	0.012909		0.063008	0.017294
F-statistic	6.543901		[1.12032]	[1.71575]
Log likelihood	1038.285		0.166287	0.008576
Akaike AIC	-5.825481		[3.18037]	[0.84246]
Schwarz SC	-5.68279			
Mean dependent	0.001027			
S.D. dependent	0.01408			

Country	dependent variable	Independent variables		
FRANCE	SRt	CONST	SRt-1	IPGt-1
sample 1973:1-2002:11			SRt-2	IPGt-2
			SRt-3	IPGt-3
			SRt-4	IPGt-4
			SRt-5	IPGt-5
			SRt-6	IPGt-6
		SRt	0.002638	-0.035105
		[0.67487]	[-0.64608]	[-0.03639]
			-0.058874	-0.290496
			[-1.07989]	[-0.93240]
REGRESSION			0.090037	-0.378544
STATISTICS				
R-squared	0.026		[1.63474]	[-1.22818]
Adj. R-squared	-0.008478		0.013774	-0.354322
Sum sq. resids	1.704031		[0.24956]	[-1.14895]
S.E. equation	0.070899		0.091642	0.074936
F-statistic	0.754107		[1.65545]	[0.24261]
Log likelihood	438.7253		-0.02854	0.10239
Akaike AIC	-2.418894		[-0.51049]	[0.35657]
Schwarz SC	-2.276203			
Mean dependent	0.001929			
S.D. dependent	0.0706			

Country	dependent variable	Independent variables		
ITALY	IPG_t	CONST	IPG_{t-1}	SR_{t-1}
sample 1973:1-2002:12			IPG_{t-2}	SR_{t-2}
			IPG_{t-3}	SR_{t-3}
	IPG_t	0.001013	-0.596715	0.028603
		[1.42361]	[-8.16369]	[1.25281]
			-0.399793	-0.015029
			[-4.94790]	[-0.64159]
			-0.237845	0.070517
			[-3.23969]	[3.06181]
REGRESSION STATISTICS				
R-squared	0.182835			
Adj. R-squared	0.167977			
Sum sq. resids	0.141764			
S.E. equation	0.020727			
F-statistic	12.30584			
Log likelihood	831.6814			
Akaike AIC	-4.894252			
Schwarz SC	-4.814903			
Mean dependent	0.001515			
S.D. dependent	0.022723			

Country	dependent variable	Independent variables		
ITALY	SR_t	CONST	IPG_{t-1}	SR_{t-1}
sample 1973:12 -2002:12			IPG_{t-2}	SR_{t-2}
			IPG_{t-3}	SR_{t-3}
	SR_t	0.001013	0.132334	0.285142
		[1.42361]	[0.81619]	[5.23111]
			0.138485	-0.094921
			[0.79528]	[-1.67956]
			-0.043655	0.140387
			[-0.27169]	[2.56215]
REGRESSION STATISTICS				
R-squared	0.095331			
Adj. R-squared	0.078882			
Sum sq. resids	1.273757			
S.E. equation	0.062128			
F-statistic	5.795712			
Log likelihood	461.7296			
Akaike AIC	-2.698692			
Schwarz SC	-2.619343			
Mean dependent	0.001473			
S.D. dependent	0.064733			

Country	dependent variable	Independent variables		
UNITED KINGDOM	IPGt	CONST	IPGt-1	SRt-1
			IPGt-2	SRt-2
sample 1973:1-2002:11			IPGt-3	SRt-3
			IPGt-4	SRt-4
			IPGt-5	SRt-5
			IPGt-6	SRt-6
			IPGt-7	SRt-7
			IPGt-8	SRt-8
			IPGt-9	SRt-9
	IPGt	0.000743	-0.309457	-0.002773
		[1.01188]	[-5.41262]	[-0.18810]
			-0.036304	-0.013765
			[-0.62430]	[-0.91792]
REGRESSION STATISTICS			0.112544	0.017569
R-squared	0.111546		[1.95561]	[1.16224]
Adj. R-squared	0.068858		0.057337	0.014708
Sum sq. resids	0.060436		[1.00161]	[0.97981]
S.E. equation	0.013472		0.027438	-0.008846
F-statistic	2.613026		[0.47749]	[-0.58995]
Log likelihood	1019.591		-0.053271	0.014378
Akaike AIC	-5.729091		[-0.92463]	[0.95737]
Schwarz SC	-5.541705		0.09531	-0.000956
Mean dependent	0.000761		[1.65577]	[-0.06347]
S.D. dependent	0.013961		0.178503	0.038072
			[3.09795]	[2.53636]
			-0.085558	0.021106
			[-1.56183]	[1.44764]

Country	dependent variable	Independent variables		
UNITED KINGDOM	SR _t	CONST	SR _{t-1}	IPG _{t-1}
sample 1973:1-2002:11			SR _{t-2}	IPG _{t-2}
			SR _{t-3}	IPG _{t-3}
			SR _{t-4}	IPG _{t-4}
			SR _{t-5}	IPG _{t-5}
			SR _{t-6}	IPG _{t-6}
			SR _{t-7}	IPG _{t-7}
			SR _{t-8}	IPG _{t-8}
			SR _{t-9}	IPG _{t-9}
	SR _t	0.0103	0.190769	0.15831
		[3.66507]	[3.38317]	[0.72386]
			-0.179008	-0.061669
			[-3.12069]	[-0.27723]
REGRESSION			-0.064904	-0.058426
STATISTICS			[-1.12240]	[-0.26540]
R-squared	0.109289		-0.06376	-0.281573
Adj. R-squared	0.066492		[-1.11038]	[-1.28584]
Sum sq. resids	0.87436		-0.13363	-0.368519
S.E. equation	0.051242		[-2.32985]	[-1.67652]
F-statistic	2.553659		-0.080647	-0.449556
Log likelihood	552.0059		[-1.40384]	[-2.03985]
Akaike AIC	-3.05718		-0.114889	-0.064108
Schwarz SC	-2.86979		[-1.99488]	[-0.29115]
Mean dependent	0.001228		-0.023056	0.204343
S.D. dependent	0.053035		[-0.40154]	[0.92710]
			-0.037278	-0.310341
			[-0.66842]	[-1.48099]

**B. Εκτιμήσεις των διανυσματικών αυτοπαλινδρομών υποδειγμάτων
(vector autoregressive models) VAR(4)**

Country	dependent variable	Independent variables					
UNITED STATES sample 1973:1-2002:11	IPGt	CONST	SIRt-1	IPGt-1	INFt-1	IRt-1	
		SIRt-2	IPGt-2	INFt-2	IRt-2		
		SIRt-3	IPGt-3	INFt-3	IRt-3		
		SIRt-4	IPGt-4	INFt-4	IRt-4		
		SIRt-5	IPGt-5	INFt-5	IRt-5		
		SIRt-6	IPGt-6	INFt-6	IRt-6		
		SIRt-7	IPGt-7	INFt-7	IRt-7		
		IPGt	0.002274	0.003565	0.21472	0.642567	0.40443
		[2.17540]	[0.39784]	[3.84227]	[0.38589]	[0.24072]	
		REGRESSION STATISTICS		0.026019	0.138853	-0.297118	-0.106059
R-squared	0.381951	[2.80138]	[2.38211]	[-0.12255]	[-0.04375]		
Adj. R-squared	0.328208	0.023538	0.128696	-4.402287	-4.363861		
Sum sq. resids	0.011006	[2.46984]	[2.18227]	[-1.82713]	[-1.81030]		
S.E. equation	0.005846	0.023035	0.013788	3.232001	3.345693		
F-statistic	7.106951	[2.39521]	[0.23740]	[1.34289]	[1.38990]		
Log likelihood	1321.91	-0.016513	-0.018044	-1.90735	-1.95926		
Akaike AIC	-7.367011	[-1.67386]	[-0.31612]	[-0.78852]	[-0.80997]		
Schwarz SC	-7.048028	0.033129	0.073374	3.75402	3.812285		
Mean dependent	0.001874	[3.34999]	[1.31904]	[1.55025]	[1.57361]		
S.D. dependent	0.007133	0.009275	0.019214	-1.30963	-1.62597		
		[0.94528]	[0.36122]	[-0.79409]	[-0.98893]		

Country	dependent variable	Independent variables				
UNITED STATES	SRt	CONST	SIRt-1	IPGt-1	INF_{t-1}	IRt-1
sample 1973:1-2002:11			SIRt-2	IPGt-2	INF_{t-2}	IRt-2
			SIRt-3	IPGt-3	INF_{t-3}	IRt-3
			SIRt-4	IPGt-4	INF_{t-4}	IRt-4
			SIRt-5	IPGt-5	INF_{t-5}	IRt-5
			SIRt-6	IPGt-6	INF_{t-6}	IRt-6
			SIRt-7	IPGt-7	INF_{t-7}	IRt-7
	SRt	0.005187	-0.307685	0.265263	-15.50255	-13.954
		[0.78158]	[-0.86747]	[4.66406]	[-1.46683]	[-1.30855]
REGRESSION STATISTICS			-0.113761	-0.080632	13.12754	13.4965
R-squared	0.153138		[-0.30749]	[-1.36778]	[0.85310]	[0.87724]
Adj. R-squared	0.079498		-0.19386	0.063547	10.17569	10.4197
Sum sq. resids	0.443359		[-0.51792]	[1.05057]	[0.66540]	[0.68103]
S.E. equation	0.037106		0.111782	-0.021591	-2.353141	-2.4385
F-statistic	2.079544		[0.30323]	[-0.35373]	[-0.15405]	[-0.15961]
Log likelihood	673.2681		-0.232351	0.089139	-13.37687	-14.38
Akaike AIC	-3.671043		[-0.64134]	[1.42357]	[-0.87130]	[-0.93660]
Schwarz SC	-3.352061		-0.119159	-0.079982	5.716139	7.17509
Mean dependent	0.002278		[-0.33750]	[-1.27426]	[0.37191]	[0.46663]
S.D. dependent	0.038676		0.320461	0.034226	1.226739	0.85808
			[0.94922]	[0.54959]	[0.11719]	[0.08223]

Country	dependent variable	Independent variables					
GERMANY sample 1973:1-2002:11	IPGt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF _{t-1}	IRt-1	
		SRt-2	IPGt-2	INF _{t-2}	IRt-2		
		SRt-3	IPGt-3	INF _{t-3}	IRt-3		
		SRt-4	IPGt-4	INF _{t-4}	IRt-4		
		SRt-5	IPGt-5	INF _{t-5}	IRt-5		
		SRt-6	IPGt-6	INF _{t-6}	IRt-6		
		SRt-7	IPGt-7	INF _{t-7}	IRt-7		
		SRt-8	IPGt-8	INF _{t-8}	IRt-8		
		SRt-9	IPGt-9	INF _{t-9}	IRt-9		
		SRt-10	IPGt-10	INF _{t-10}	IRt-10		
			IPGt	0.008468 [3.15342]	0.009569 [0.57198]	-0.508617 [-8.90315]	0.976359 [0.45891]
REGRESSION STATISTICS							
R-squared	0.298442		0.02094 [1.22135]	-0.042022 [-0.64383]	-1.09348 [-0.44395]	-1.53838 [-0.63640]	
Adj. R-squared	0.207034		-0.032228 [-1.86911]	-0.028408 [-0.43733]	-1.47771 [-0.60603]	-1.68799 [-0.70492]	
Sum sq. resids	0.072477		0.036522	-0.052753	-2.34591	-2.26661	
S.E. equation	0.015365		2.11531 [2.11531]	-0.81170 [-0.81170]	-1.04436 [-1.04436]	-1.02987 [-1.02987]	
F-statistic	3.264944		0.016406 [0.94092]	-0.08106 [-1.25207]	-0.55982 [-0.25542]	-0.41984 [-0.19546]	
Log likelihood	981.154		0.010124 [0.57968]	0.019164 [0.29221]	-0.71878 [-0.33584]	-1.12849 [-0.53873]	
Akaike AIC	-5.403184		0.030704 [1.75470]	0.072129 [1.10189]	2.060285 [1.15025]	1.727408 [0.99292]	
Schwarz SC	-4.949332		0.023114 [1.32052]	-0.040079 [-0.62460]	-1.71097 [-0.95183]	-1.54298 [-0.88585]	
Mean dependent	0.000956		0.006637 [0.37696]	0.016359 [0.28674]	1.229976 [0.81271]	1.450079 [0.99521]	
S.D. dependent	0.017255						

Country	dependent variable	Independent variables				
GERMANY sample 1973:1-2002:11	SRt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF _{t-1}	IRt-1
		SRt-2	IPGt-2	INF _{t-2}	IRt-2	
		SRt-3	IPGt-3	INF _{t-3}	IRt-3	
		SRt-4	IPGt-4	INF _{t-4}	IRt-4	
		SRt-5	IPGt-5	INF _{t-5}	IRt-5	
		SRt-6	IPGt-6	INF _{t-6}	IRt-6	
		SRt-7	IPGt-7	INF _{t-7}	IRt-7	
		SRt-8	IPGt-8	INF _{t-8}	IRt-8	
		SRt-9	IPGt-9	INF _{t-9}	IRt-9	
		SRt-10	IPGt-10	INF _{t-10}	IRt-10	
			SRt	0.088989	0.086071	-4.041637
		[1.56843]	[0.44426]	[-0.56015]	[-0.58689]	
		0.007258	-0.023762	7.436269	8.06488	
REGRESSION STATISTICS		[0.12509]	[-0.10887]	[0.89594]	[0.99099]	
R-squared		0.040037	-0.096646	-3.046861	-3.3034	
Adj. R-squared	0.113595	[0.68857]	[-0.43662]	[-0.36476]	[-0.40295]	
Sum sq. resids	-0.001898	-0.007935	-0.096039	-1.315049	-1.3732	
S.E. equation	0.833568	[-0.13570]	[-0.43596]	[-0.15903]	[-0.16909]	
F-statistic	0.052108	-0.04407	0.067359	0.7368	1.48925	
Log likelihood	0.983569	[-0.75266]	[0.30561]	[0.09672]	[0.19953]	
Akaike AIC	556.1676	0.021332	0.094812	-4.364893	-4.4695	
Schwarz SC	-2.960733	[0.36074]	[0.43183]	[-0.58724]	[-0.61358]	
Mean dependent	-2.506882	-0.039782	-0.423428	8.696974	7.81457	
S.D. dependent	0.002007	[-0.67169]	[-1.90379]	[1.19822]	[1.10004]	
	0.052058	0.05376	-0.345252	-8.348541	-7.379	
		[0.90592]	[-1.55523]	[-1.37438]	[-1.25067]	
		0.016135	-0.453558	-0.951191	0.59276	
		[0.27182]	[-2.08424]	[-0.15603]	[0.10035]	
		0.190714	0.059534	3.404025	2.1204	
		[3.19410]	[0.30770]	[0.66322]	[0.42911]	

Country	dependent variable	Independent variables					
FRANCE	IPGt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF_{t-1}	IRt-1	
			SRt-2	IPGt-2	INF_{t-2}	IRt-2	
sample 1973:1-2002:11			SRt-3	IPGt-3	INF_{t-3}	IRt-3	
			SRt-4	IPGt-4	INF_{t-4}	IRt-4	
			SRt-5	IPGt-5	INF_{t-5}	IRt-5	
			SRt-6	IPGt-6	INF_{t-6}	IRt-6	
	IPGt	0.004983	0.002851	-0.33522	-0.13626	0.036688	
		[1.11053]	[0.22538]	[-4.85806]	[-0.02817]	[0.00755]	
			0.003112	-0.022698	10.29752	9.897796	
			[0.24732]	[-0.30894]	[1.47721]	[1.41426]	
			0.002863	0.025362	-28.7238	-28.3759	
			[0.22638]	[0.34910]	[-4.14699]	[-4.08889]	
REGRESSION STATISTICS			-0.020956	-0.042723	22.53168	22.42615	
R-squared	0.300342		[-1.65589]	[-0.58474]	[3.23002]	[3.21791]	
Adj. R-squared	0.219222		0.026334	0.091984	-9.6251	-9.44089	
Sum sq. resids	0.040161		[2.04284]	[1.21717]	[-1.36053]	[-1.33599]	
S.E. equation	0.013929		-0.002468	0.14086	5.068327	5.155023	
F-statistic	3.702454		[-0.18662]	[2.04331]	[1.11327]	[1.13116]	
Log likelihood	675.5515						
Akaike AIC	-5.608203						
Schwarz SC	-5.236787						
Mean dependent	0.00103						
S.D. dependent	0.015764						

Country	dependent variable	Independent variables				
ITALY	IPGt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF_{t-1}	IRt-1
sample 1973:1-2002:11			SRt-2	IPGt-2	INF_{t-2}	IRt-2
			SRt-3	IPGt-3	INF_{t-3}	IRt-3
			SRt-4	IPGt-4	INF_{t-4}	IRt-4
	IPGt	0.007358	0.029341	-0.480876	-2.431091	-2.667364
		[2.17723]	[1.61439]	[-8.74078]	[-0.88369]	[-0.95616]
			0.011796	-0.189226	7.824152	7.522693
			[0.62519]	[-3.19219]	[2.01443]	[1.93812]
			0.035004	0.046557	-0.24952	-0.00344
			[1.85763]	[0.78559]	[-0.06383]	[-0.00088]
			0.005943	0.123142	-5.77633	-5.31377
			[0.32483]	[2.30570]	[-2.07530]	[-1.91801]
REGRESSION STATISTICS						
R-squared	0.246503					
Adj. R-squared	0.20871					
Sum sq. resids	0.130361					
S.E. equation	0.020215					
F-statistic	6.522464					
Log likelihood	842.802					
Akaike AIC	-4.915488					
Schwarz SC	-4.722361					
Mean dependent	0.001451					
S.D. dependent	0.022725					

Country	dependent variable	Independent variables				
ITALY	SRt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF_{t-1}	IRt-1
sample 1973:1-2002:11			SRt-2	IPGt-2	INF_{t-2}	IRt-2
			SRt-3	IPGt-3	INF_{t-3}	IRt-3
			SRt-4	IPGt-4	INF_{t-4}	IRt-4
	SRt	-0.00098	0.283286	0.169536	-0.369328	0.75996
		[-0.09433]	[5.09380]	[1.00709]	[-0.04387]	[0.08903]
			-0.091116	0.077885	6.239041	6.10199
			[-1.57820]	[0.42939]	[0.52495]	[0.51377]
			0.143552	-0.193259	-18.32163	-18.525
			[2.48964]	[-1.06571]	[-1.53179]	[-1.55003]
			-0.044456	-0.367716	12.61815	12.4101
			[-0.79406]	[-2.25007]	[1.48154]	[1.46390]
REGRESSION STATISTICS						
R-squared	0.126231					
Adj. R-squared	0.082405					
Sum sq. resids	1.220598					
S.E. equation	0.061857					
F-statistic	2.880308					
Log likelihood	467.0221					
Akaike AIC	-2.678703					
Schwarz SC	-2.485575					
Mean dependent	0.00116					
S.D. dependent	0.064575					

Country	dependent variable	Independent variables				
UNITED KINGDOM	IPGt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INF_{t-1}	IRt-1
sample 1973:1-2002:11			SRt-2	IPGt-2	INF_{t-2}	IRt-2
			SRt-3	IPGt-3	INF_{t-3}	IRt-3
			SRt-4	IPGt-4	INF_{t-4}	IRt-4
			SRt-5	IPGt-5	INF_{t-5}	IRt-5
			SRt-6	IPGt-6	INF_{t-6}	IRt-6
			SRt-7	IPGt-7	INF_{t-7}	IRt-7
			SRt-8	IPGt-8	INF_{t-8}	IRt-8
	IPGt	0.002572	0.005966	-0.194957	3.796398	3.858318
		[1.04340]	[0.39301]	[-3.47622]	[1.93575]	[1.97648]
			-0.019214	-0.001408	-7.01917	-7.20333
			[-1.20246]	[-0.02541]	[-2.11932]	[-2.18400]
REGRESSION STATISTICS			0.019748	-0.021189	2.327592	2.48292
R-squared	0.214407		[1.22840]	[-0.38561]	[0.69913]	[0.74869]
Adj. R-squared	0.123761		0.021372	-0.048429	6.729971	6.573491
Sum sq. resids	0.053384		[1.30196]	[-0.88141]	[2.05064]	[2.01192]
S.E. equation	0.013081		-0.02232	-0.005935	-6.68854	-6.70907
F-statistic	2.365337		[-1.36659]	[-0.10813]	[-2.02594]	[-2.03974]
Log likelihood	1037.829		0.013823	-0.110718	-5.12004	-5.00326
Akaike AIC	-5.735412		[0.83567]	[-1.99844]	[-1.53735]	[-1.50797]
Schwarz SC	-5.326708		-0.004768	0.016229	10.23882	10.37834
Mean dependent	0.000737		[-0.28370]	[0.29096]	[3.07510]	[3.12833]
S.D. dependent	0.013974		0.05366	0.141666	-2.34935	-2.294584
			[3.22413]	[2.51339]	[-0.71943]	[-0.70417]

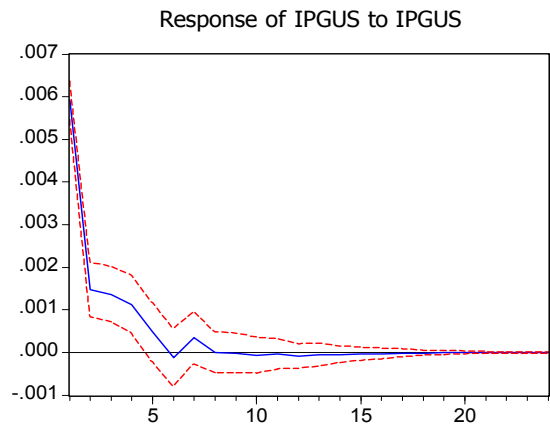
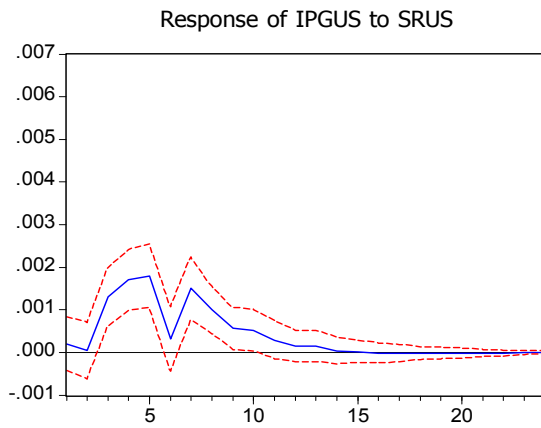
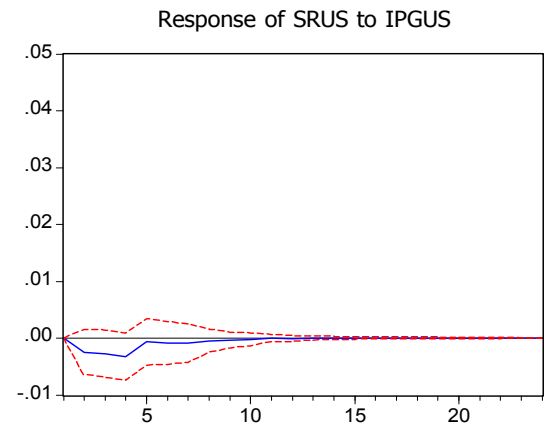
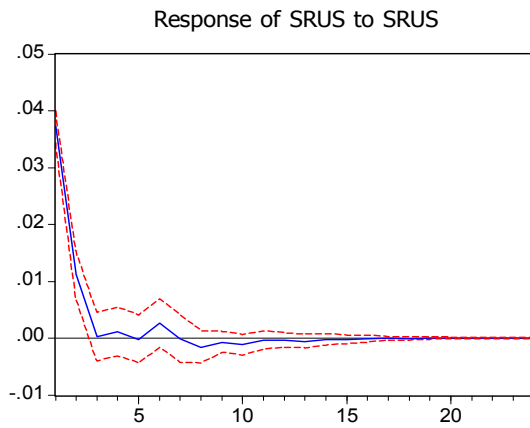
Country	dependent variable	Independent variables					
UNITED KINGDOM sample 1973:1-2002:11	SRt	CONST	SRt-1	IPGt-1	INFt-1	IRt-1	
			SRt-2	IPGt-2	INFt-2	IRt-2	
			SRt-3	IPGt-3	INFt-3	IRt-3	
			SRt-4	IPGt-4	INFt-4	IRt-4	
			SRt-5	IPGt-5	INFt-5	IRt-5	
			SRt-6	IPGt-6	INFt-6	IRt-6	
			SRt-7	IPGt-7	INFt-7	IRt-7	
			SRt-8	IPGt-8	INFt-8	IRt-8	
	SRt	-0.00091 [-0.09508]	0.281595 [4.75706]	0.110053 [0.50323]	-0.352352 [-0.04607]	-0.6796 [-0.08928]	
			-0.055959 [-0.89809]	-0.04124 [-0.19095]	-1.354186 [-0.10485]	-0.517 [-0.04019]	
REGRESSION STATISTICS			0.059578 [0.95039]	-0.253139 [-1.18139]	7.789101 [0.59997]	6.93689 [0.53641]	
R-squared	0.172995						
Adj. R-squared	0.077572		-0.001321	-0.258956	-15.0029	-15.196	
Sum sq. resids	0.811753		[-0.02064]	[-1.20861]	[-1.17231]	[-1.19274]	
S.E. equation	0.051008		-0.049733	-0.347188	7.405845	7.65328	
F-statistic	1.812919		[-0.78085]	[-1.62215]	[0.57526]	[0.59669]	
Log likelihood	562.8942		-0.061691	-0.215507	0.569256	2.105906	
Akaike AIC	-3.01372		[-0.95644]	[-0.99753]	[0.04383]	[0.16277]	
Schwarz SC	-2.605016		0.003862	0.178781	5.348288	5.221651	
Mean dependent	0.001202		[0.05893]	[0.82196]	[0.41192]	[0.40363]	
S.D. dependent	0.053109		0.043346	0.284444	1.204686	1.339977	

IMPULSE RESPONSE GRAPHS

A. Impulse response analysis in VAR(2)

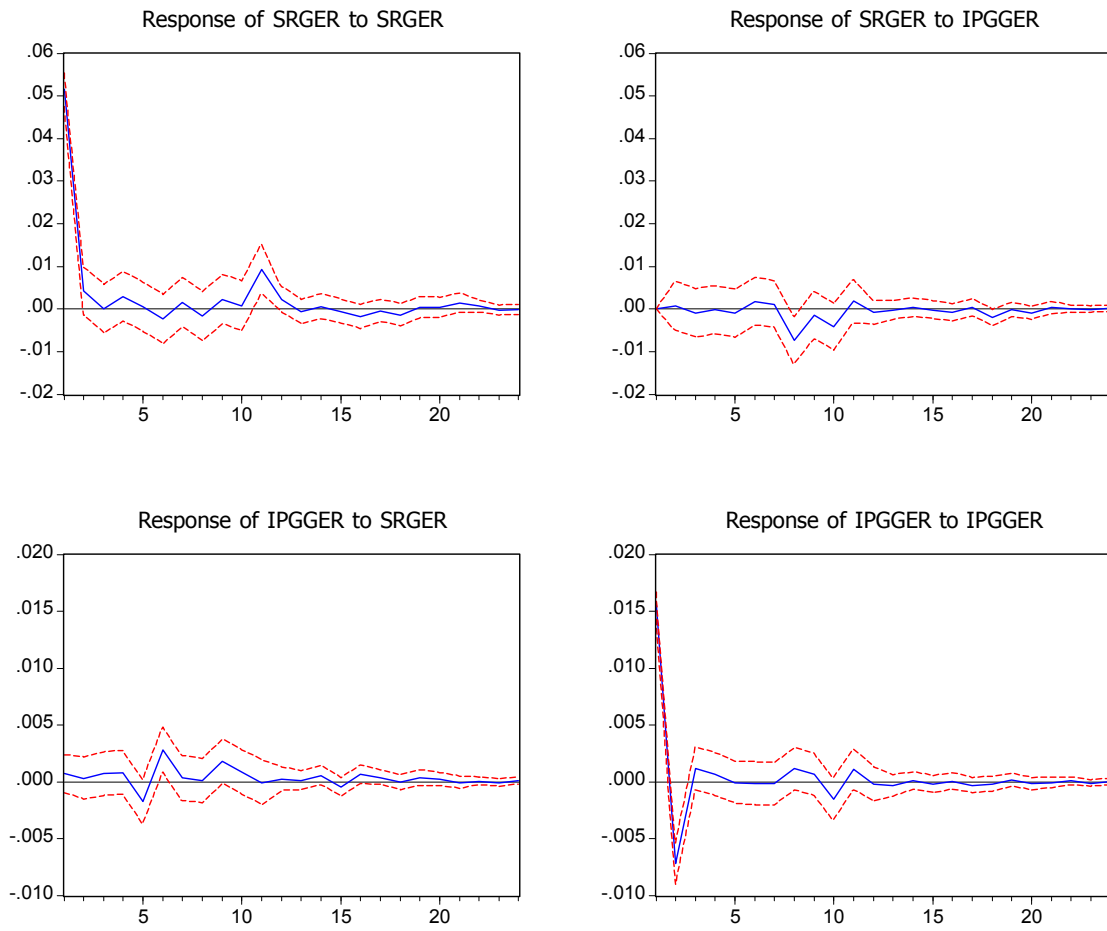
H1A

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

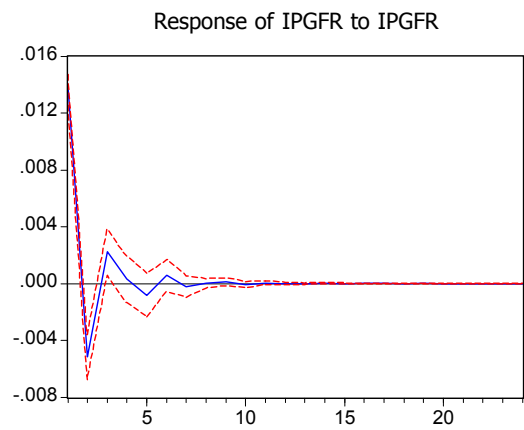
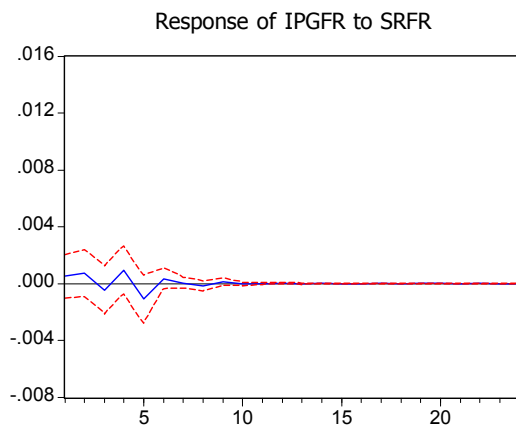
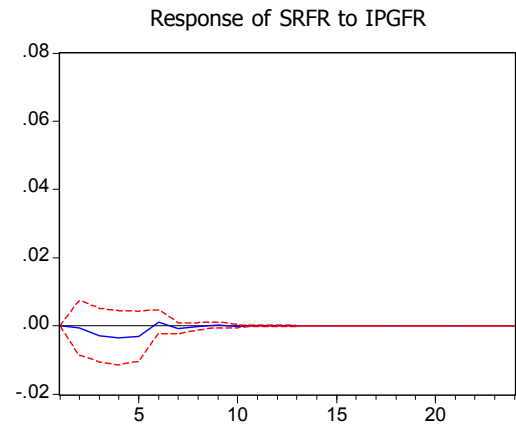
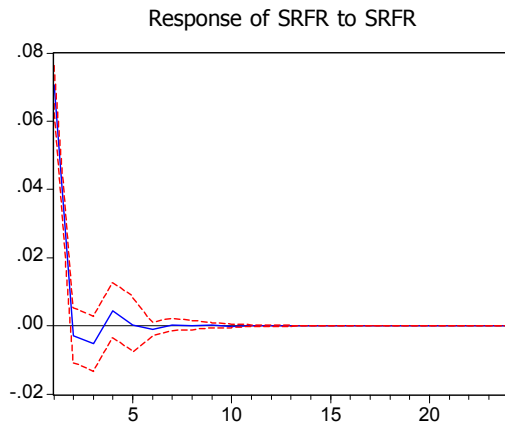


ΓEPMANIA

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

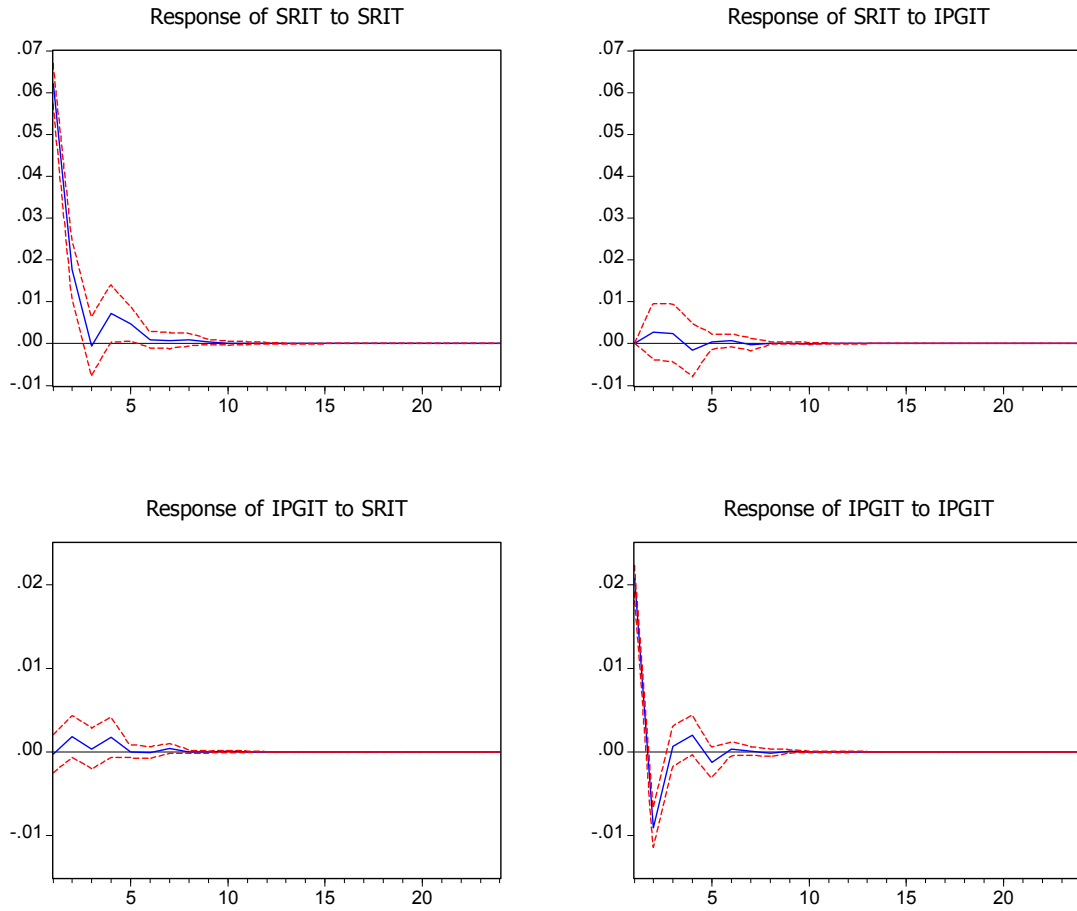


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



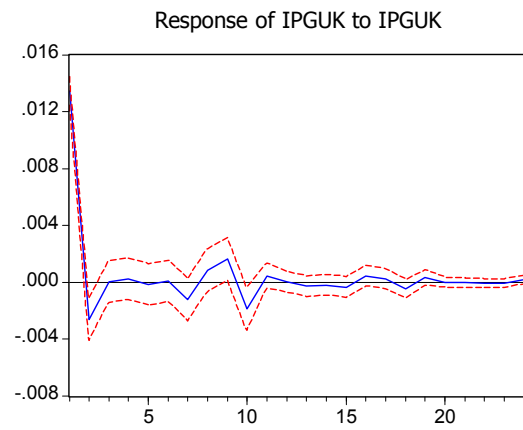
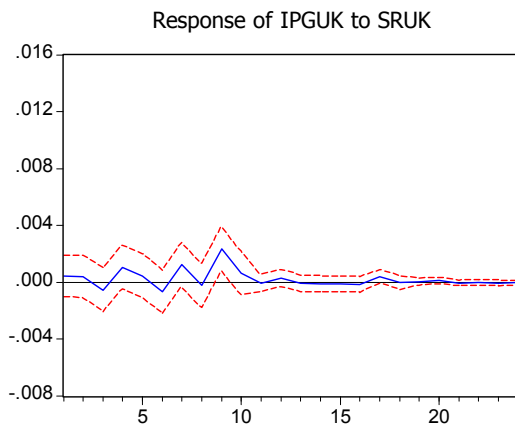
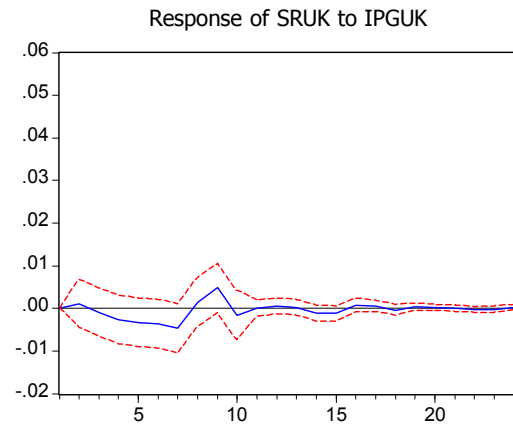
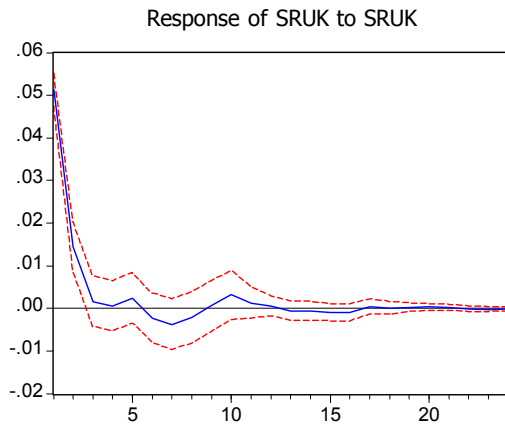
ITALLIA

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



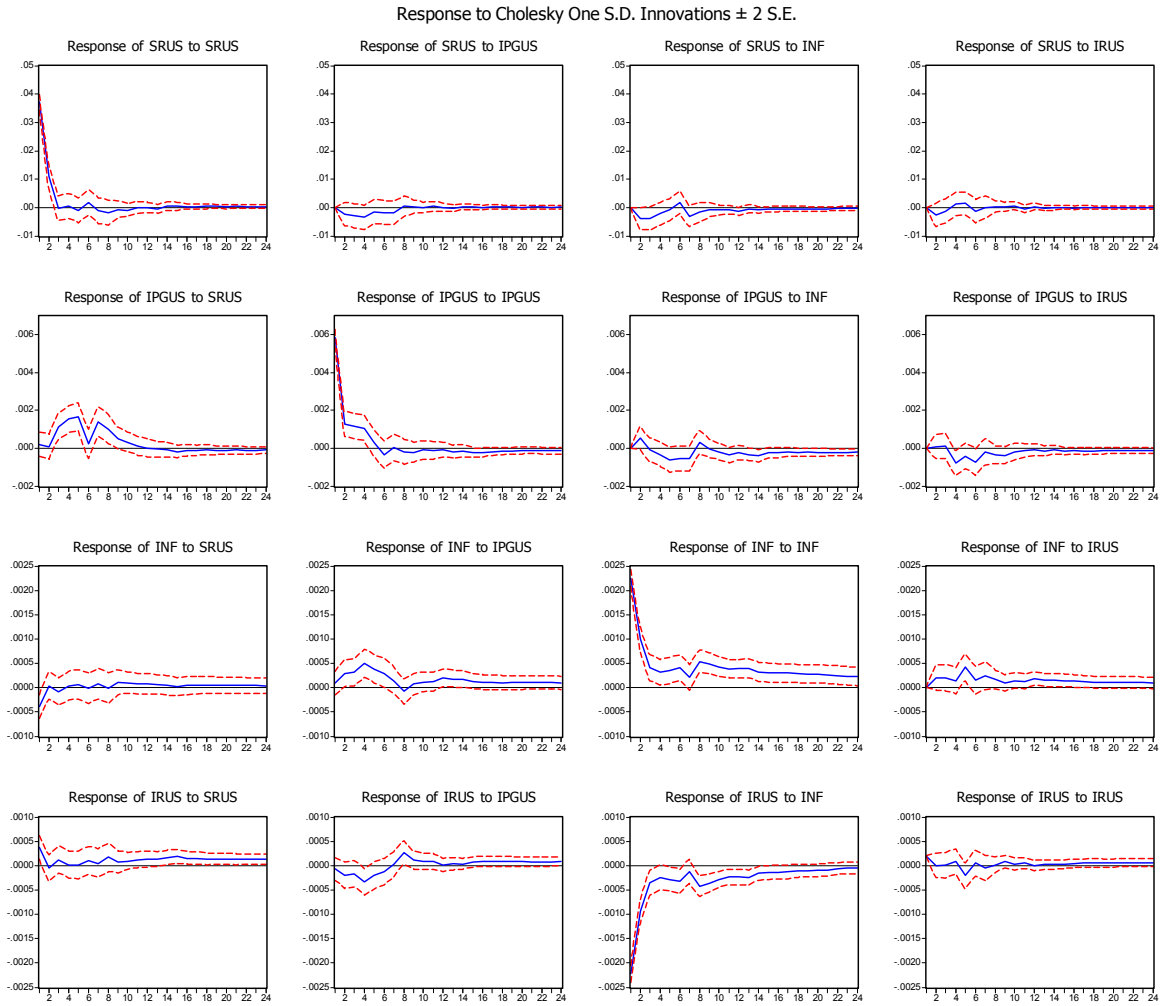
M. BPETANIA

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



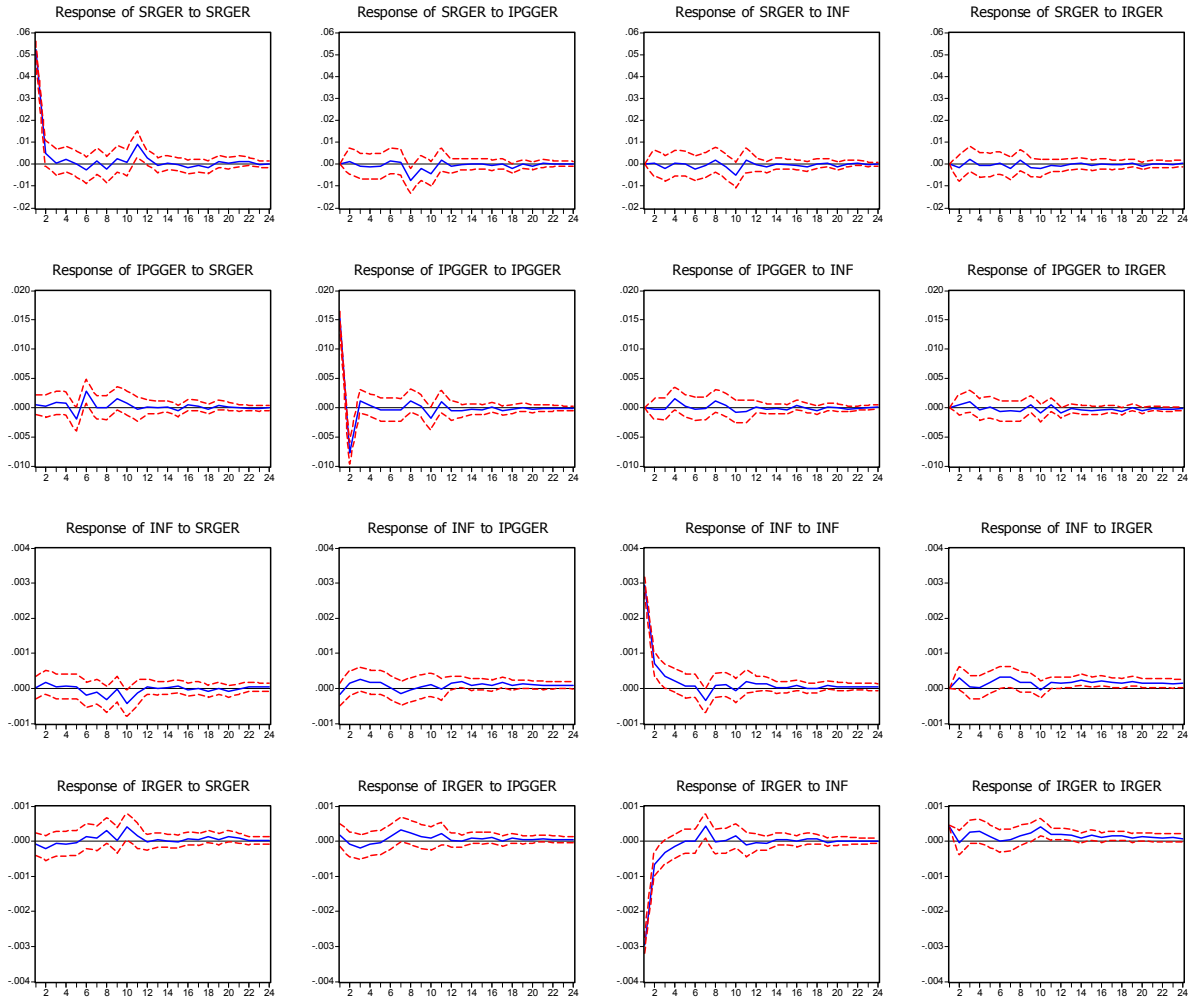
B. Impulse response analysis in VAR(4)

HIA

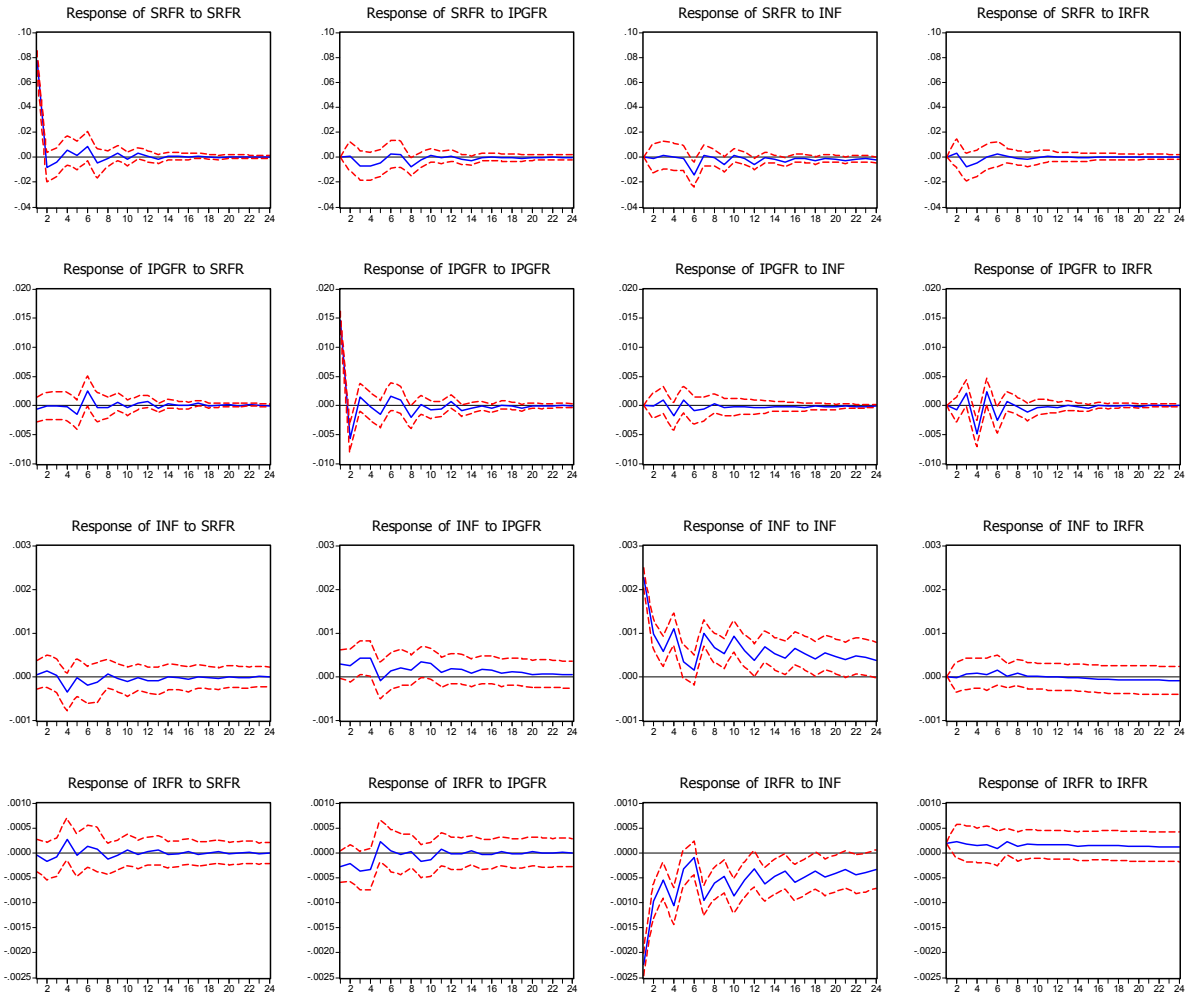


ΓΕΡΜΑΝΙΑ

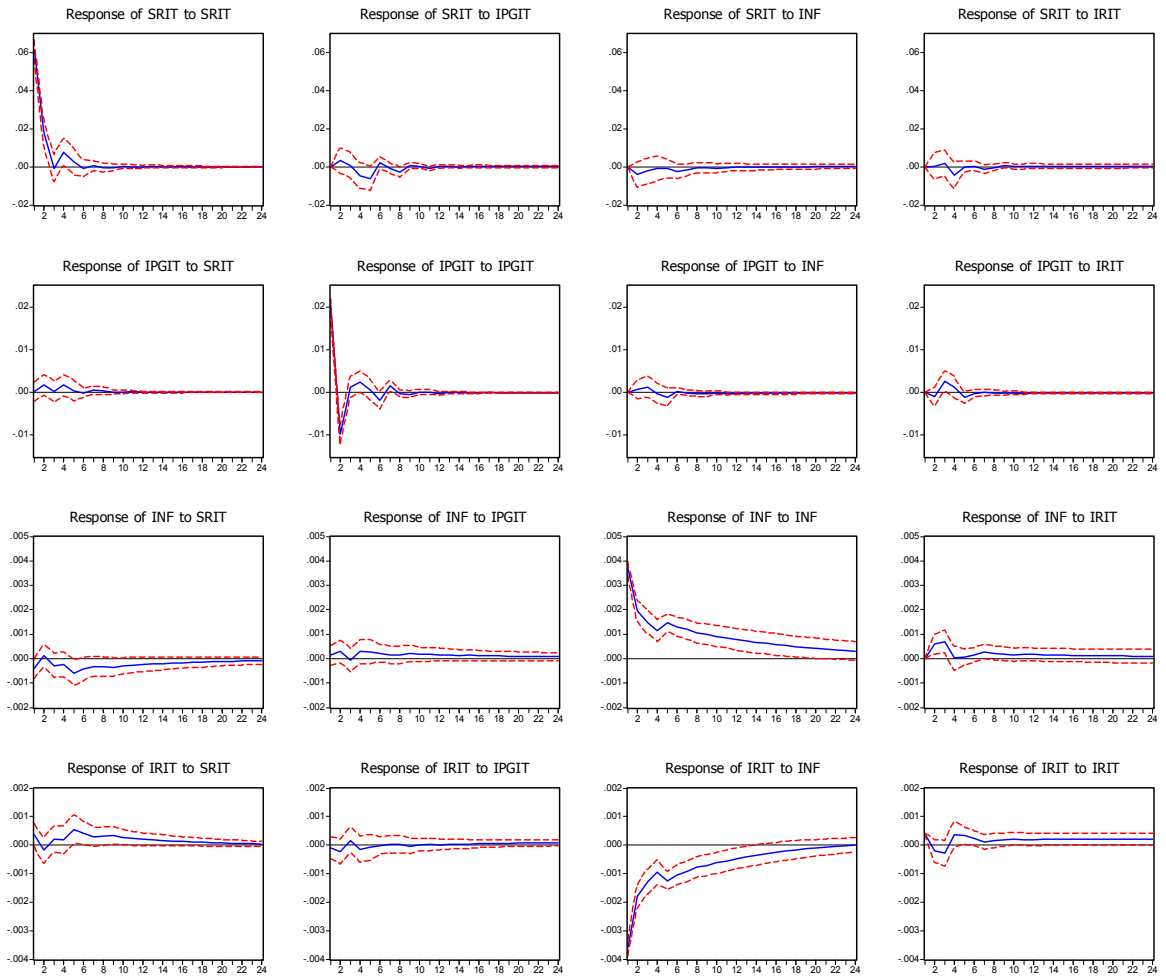
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

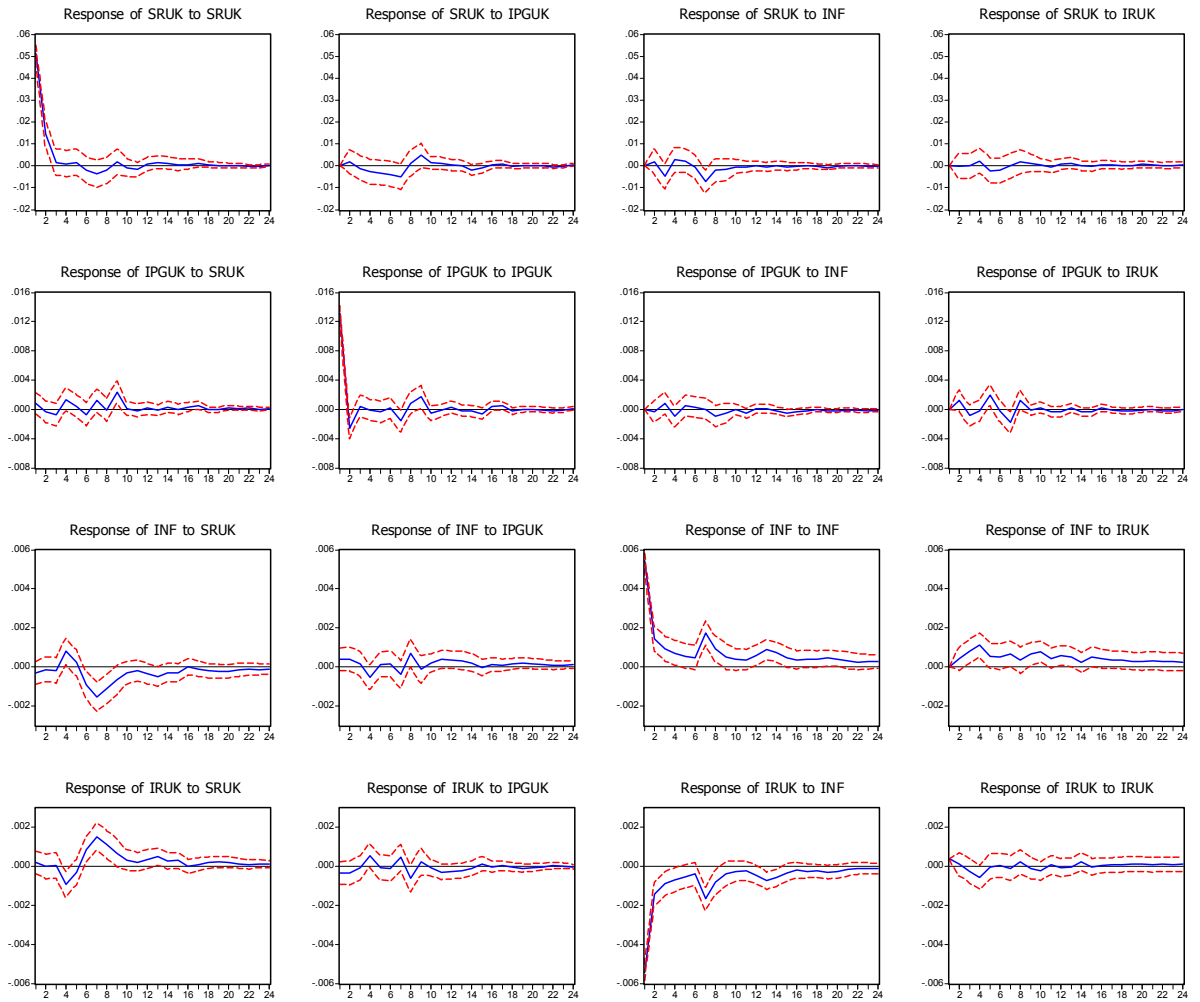


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



M.BPETANIA

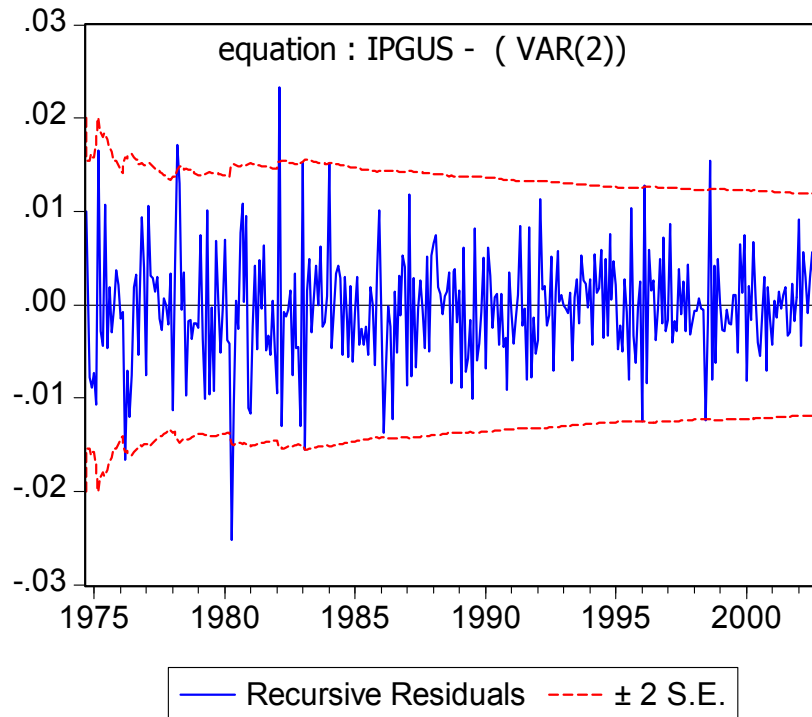
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

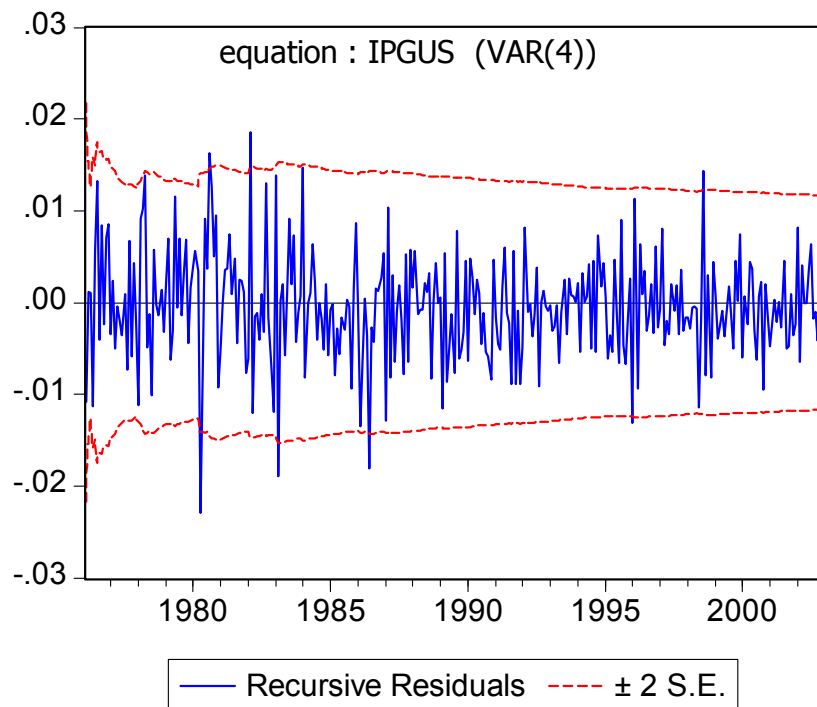


ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ

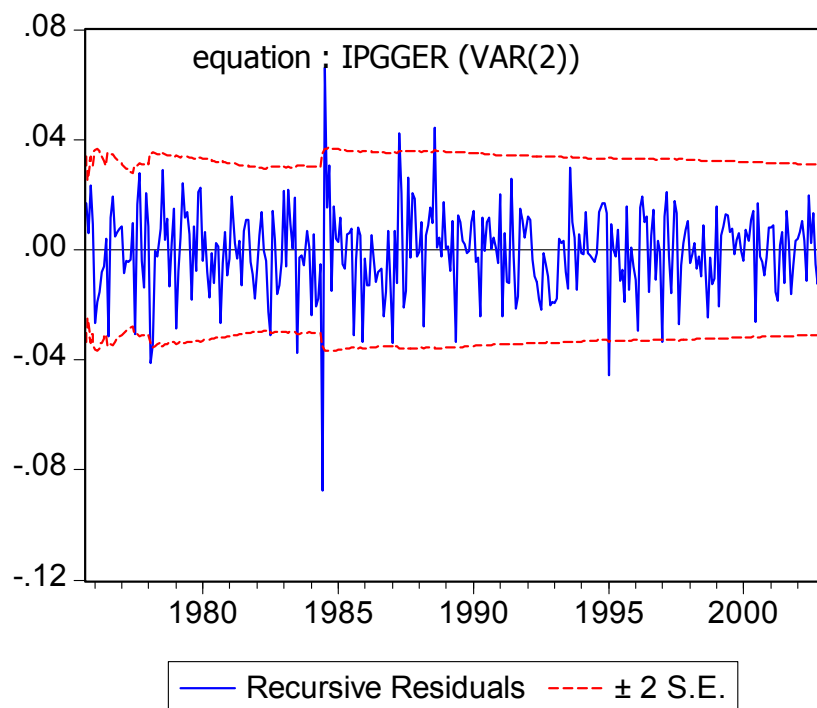
Προκειμένου να διαπιστώσουμε τη σταθερότητα των αποτελεσμάτων μας εκτιμούμε το κάθε VAR μοντέλο με τη μέθοδο των Recursive Least Squares και εξετάζουμε τη συμπεριφορά των σταδιακών καταλοίπων (Recursive Residuals) για κάθε εξίσωση του συστήματος. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στα παρακάτω διαγράμματα:

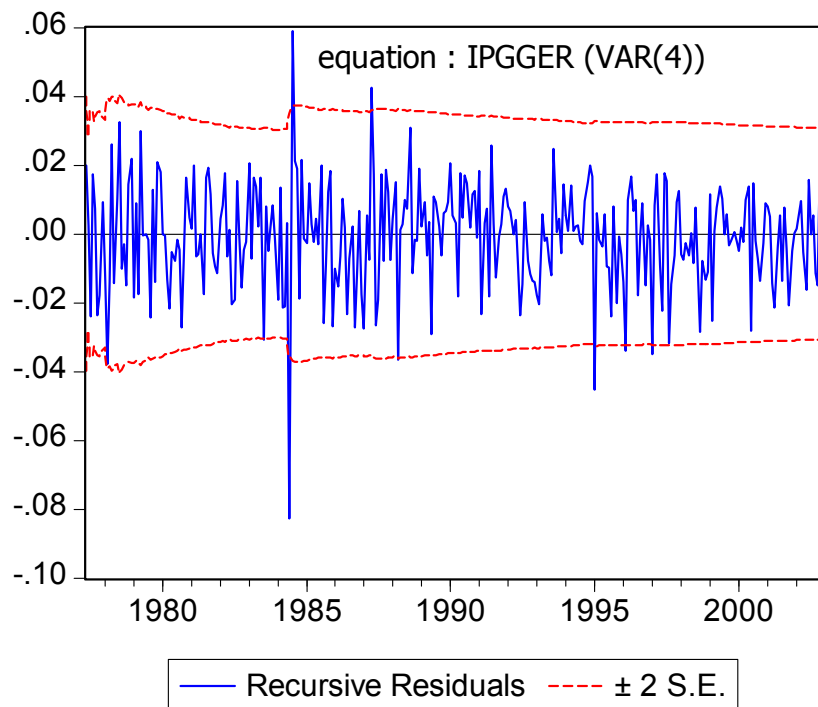
ΗΠΑ



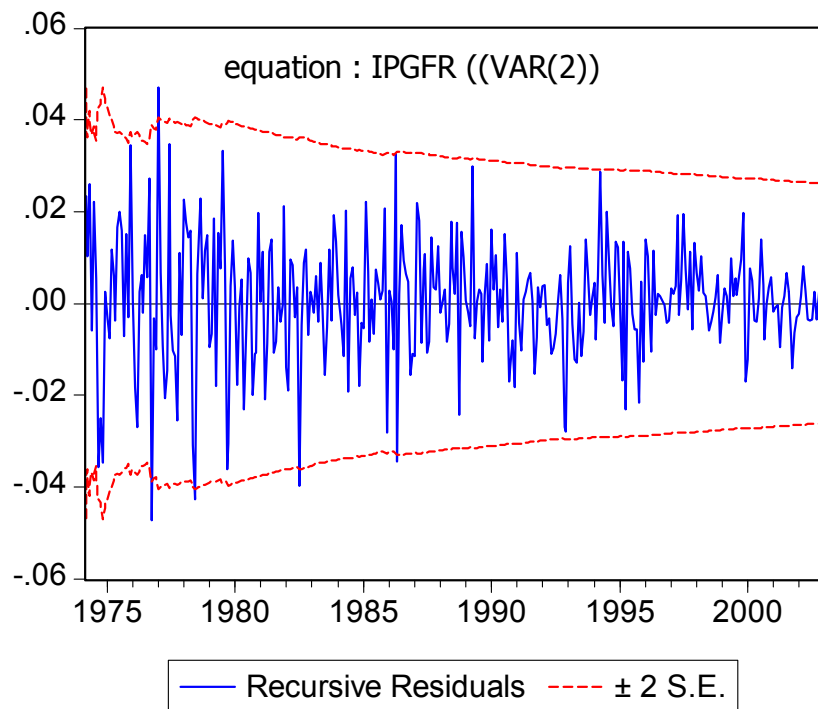


ΓΕΡΜΑΝΙΑ

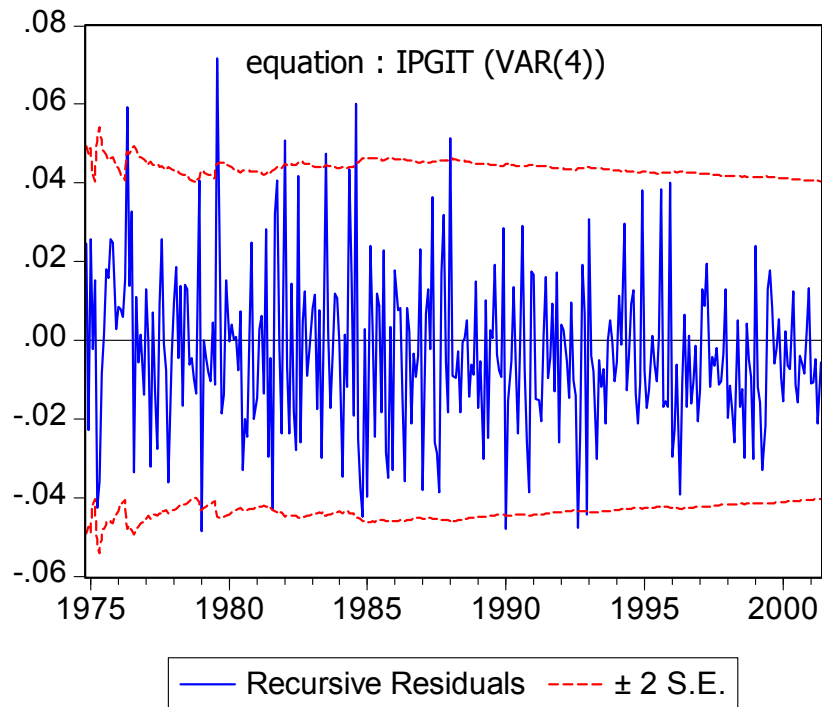




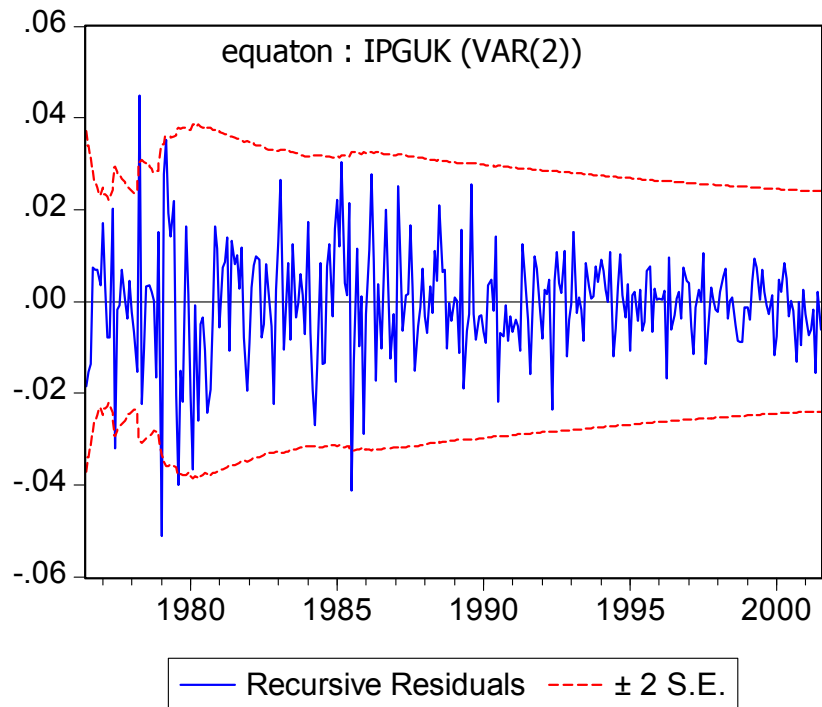
ΓΑΛΛΙΑ

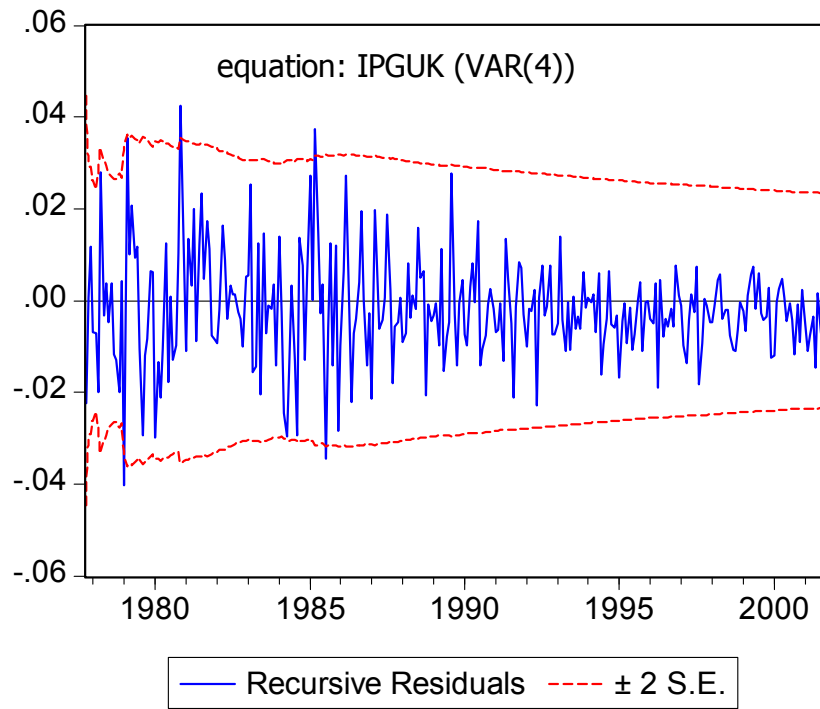


ITALIA



M.BPETANIA





ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΠΟΥ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΗΘΗΚΑΝ

DATA USED sample 1973: 1 - 2002:12				
	Frequency	Description	Database	Code
USA				
share prices	monthly	Share prices: industrial	IFS	11262...ZF...
industrial production	monthly	Ind. production seas adj.	IFS	11166..CZF...
consumer prices	monthly	Consumer Prices	IFS	11164...ZF...
interest rate	monthly	Treasury Bill Rate	IFS	11160C..ZF...
GERMANY				
share prices	monthly	Share prices	IFS	13462...ZF...
industrial production	monthly	Ind. production seas adj.	IFS	13466..IZF...
consumer prices	monthly	Consumer Prices	IFS	13464...ZF...
interest rate	monthly	Treasury Bill Rate	IFS	13460C..ZF...
FRANCE				
share prices	monthly	Share prices	IFS	13262...ZF...
industrial production	monthly	Ind. production seas adj.	IFS	13266..IZF...
consumer prices	monthly	Consumer Prices	IFS	13264...ZF...
interest rate	monthly	Treasury Bill Rate	IFS	13260C..ZF...
ITALY				
share prices	monthly	Share prices	IFS	13662...ZF...
industrial production	monthly	Ind. production seas adj.	IFS	13666..CZF...
consumer prices	monthly	Consumer Prices	IFS	13664...ZF...
interest rate	monthly	Treasury Bill Rate	IFS	13660C..ZF...
UNITED KINGDOM				
share prices	monthly	Share prices: industrial	IFS	11262...ZF...
industrial production	monthly	Ind. production seas adj.	IFS	11266..CZF...
consumer prices	monthly	Consumer Prices	IFS	11264...ZF...
interest rate	monthly	Treasury Bill Rate	IFS	11260C..ZF...

