

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ



ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
«ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΜΕ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ
ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ»

«ΔΥΝΑΜΙΚΕΣ/ ΑΛΛΗΛΕΞΑΡΤΗΣΕΙΣ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΗΝ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΗ ΠΑΡΑΓΩΓΗ ΚΑΙ ΑΓΟΡΕΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ/
ΑΓΟΡΕΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ»

ΜΟΡΟΠΟΥΛΟΣ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΑΓΓΕΛΟΣ ΚΑΝΑΣ

ΜΕΛΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗΣ: ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΑΓ. ΑΝΤΖΟΥΛΑΤΟΣ

ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΓΚ. ΧΑΡΔΟΥΒΕΛΗΣ

Διπλωματική Εργασία υποβληθείσα στο Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρους των απαιτήσεων για την απόκτηση Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στην Χρηματοοικονομική και Τραπεζική με κατεύθυνση στην Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη.

Πειραιάς, Φεβρουάριος 2017

UNIVERSITY OF PIRAEUS
DEPARTMENT OF BANKING AND FINANCIAL MANAGEMENT



MASTER OF SCIENCE PROGRAMME
«FINANCIAL ANALYSIS FOR EXECUTIVES»

**«DYNAMIC INTERACTIONS AND BIDIRECTIONAL EFFECTS
BETWEEN INDUSTRIAL PRODUCTION AND FOREIGN
EXCHANGE MARKETS/ STOCK MARKETS»**

MOROPOULOS KONSTANTINOS

SUPERVISOR PROFESSOR: ANGELOS KANAS

COMMITTEE MEMBERS: PROFESSOR ANGELOS ANTZOULATOS

PROFESSOR GIKAS HARDOUVELIS

Thesis submitted to the Department of Banking and Financial Management University of Piraeus as part of the requirements for a Master's degree in Finance and Banking in the direction in Financial Analysis for Executives.

Piraeus, February 2017

Ευχαριστίες

Για την εκπόνηση της παρούσας διπλωματικής εργασίας θα ήθελα να ευχαριστήσω για την βοήθεια τους το σύνολο των καθηγητών του Μεταπτυχιακού προγράμματος και ιδιαίτερος τον κ. Άγγελο Κανά ο οποίος με την κατάλληλη καθοδήγηση συνέβαλε στην ολοκλήρωση της.

Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους συμφοιτητές μου για την αλληλοβοήθεια σε όλη αυτή την δύσκολη, αλλά εποικοδομητική προσπάθεια.

Τέλος, θα ήθελα ιδιαίτερα να ευχαριστήσω την σύζυγο μου Μαριάννα που χωρίς την βοήθεια της δεν θα τα είχα καταφέρει και τον υιό μου Αθανάσιο - Μάριο που παρόλο το νεαρό της ηλικίας του με ενθάρρυνε για την ολοκλήρωση του έργου μου.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Στην Ρίτα

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Περίληψη

Η παρούσα εργασία διερευνά τις δυναμικές αλληλεξαρτήσεις μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος σε ένα δείγμα πέντε χωρών (ΗΠΑ, Αγγλία, Ιαπωνία, Ελλάδα, Καναδάς).

Στόχος είναι να διερευνηθεί η ύπαρξη αιτιότητας, η κατεύθυνση και οι αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των μεταβλητών. Για την ολοκλήρωση της διερεύνησης κάναμε χρήση διαφόρων οικονομετρικών τεχνικών όπως τα διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (VAR), την αιτιότητα κατά Granger και τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.

Από τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης προκύπτει ότι: α) υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών για τις ΗΠΑ και την Αγγλία. Δεν υπάρχει όμως για την Ιαπωνία και τον Καναδά. Στην περίπτωση της Ελλάδας μόνο οι χρηματιστηριακές αγορές επηρεάζουν την βιομηχανική παραγωγή β) υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ βιομηχανικής παραγωγής και αγορών συναλλάγματος για την Ιαπωνία. Δεν υπάρχει αλληλεξάρτηση όμως για τις ΗΠΑ, την Αγγλία και την Ελλάδα. Για τον Καναδά μόνο οι αγορές συναλλάγματος επηρεάζουν την βιομηχανική παραγωγή.

Τέλος, διαπιστώνεται με την χρήση μιας ψευδομεταβλητής ότι οι διεθνείς κρίσεις μοιάζει να προβλέπονται από τις χρηματιστηριακές αγορές των Η.Π.Α. και τον πληθωρισμό στην Αγγλία.

Λέξεις κλειδιά: Βιομηχανική παραγωγή, Χρηματιστηριακές αγορές, Αγορές Συναλλάγματος, μακροοικονομικές μεταβλητές, VAR, Granger causality, Impulse response analysis.

Abstract

This paper explores bidirectional effects between industrial production and stock markets / exchange markets in a sample of five countries (USA, UK, Japan, Greece, Canada).

The aim is to investigate the existence of causality, the direction and the interdependencies between variables. To complete the investigation we made use of various econometric techniques such as Vector Autoregressive Model (VAR), the Granger causality and Impulse Response Analysis.

The empirical results of the study show that: a) there is bidirectional effects between industrial production and stock markets in the USA and England. But there is not for Japan and Canada. In Greece only the stock markets affect industrial production b) there is bidirectional effects between industrial production and foreign exchange markets in Japan. But there is no interdependence in the USA, England and Greece. For Canada only currency markets affect industrial production.

Finally, we use a dummy variable that international crises seems to predict the USA stock markets and inflation in England.

Keywords: Industrial production, stock market, foreign exchange market, macroeconomic variables, VAR, Granger causality, Impulse response analysis.

Περιεχόμενα	
Συνομογραφίες.....	3
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 Θεωρητικές/ Εμπειρικές Αναφορές.....	4
1.1 Εισαγωγή.....	4
1.2 Μακροοικονομία και χρηματιστηριακές αγορές.....	4
1.3 Arbitrage Pricing Theory.....	4
1.4 Νομισματικό υπόδειγμα.....	5
1.5 Επισκόπηση Βιβλιογραφίας.....	7
1.6 Ανακεφαλαίωση.....	11
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 Μεθοδολογία/ Δεδομένα.....	12
2.1 Εισαγωγή.....	12
2.2 Στασιμότητα χρονολογικών σειρών (Stationarity of time series).....	12
2.3 Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα (Unit root test).....	14
2.4 Διανυσματικά Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα (Vector autoregression Model).....	16
2.5 Αιτιότητα κατά Granger (Granger causality).....	18
2.6 Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Impulse Response Analysis).....	19
2.7 Ανακεφαλαίωση.....	20
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 Εμπειρικά Ευρήματα.....	21
3.1 Εισαγωγή.....	21
3.2 Δεδομένα Μεταβλητές.....	21
3.3 ΗΝΩΜΕΝΕΣ ΠΟΛΙΤΕΙΕΣ της ΑΜΕΡΙΚΗΣ (Η.Π.Α.).....	25
3.3.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	25
3.3.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model).....	29
3.3.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων.....	31
3.3.4 Συμπεράσματα.....	33
3.4 ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ της ΑΓΓΛΙΑΣ.....	35
3.4.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	35
3.4.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model).....	39
3.4.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων.....	41
3.4.4 Συμπεράσματα.....	43
3.5 ΙΑΠΩΝΙΑ.....	45
3.5.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	45

3.5.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model).....	49
3.5.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων	51
3.5.4 Συμπεράσματα	53
3.6 ΕΛΛΑΔΑ.....	55
3.6.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	55
3.6.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model).....	59
3.6.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων	61
3.6.4 Συμπεράσματα	63
3.7 ΚΑΝΑΔΑΣ.....	65
3.7.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	65
3.7.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model).....	69
3.7.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων	71
3.7.4 Συμπεράσματα	73
3.8 Γενικά Συμπεράσματα	74
3.9 Ανακεφαλαίωση	75
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α	76
ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΑΡΧΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	76
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β	99
ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΣΕ ΕΠΙΠΕΔΟ ΠΡΩΤΩΝ ΔΙΑΦΟΡΩΝ.....	99
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ	121
ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΟΥ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	121
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ	124
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER	124
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε.....	132
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΣΥΝΑΡΤΗΣΕΩΝ ΑΙΦΝΙΔΙΩΝ ΑΝΤΙΔΡΑΣΕΩΝ	132
Βιβλιογραφία	137

Συντομογραφίες

ADF	Augmented Dickey - Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
APT	Arbitrage Pricing Theory
AR	Auto Regression
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
CPI	Consumer Price Index
DF	Dickey - Fuller
ERM	European exchange rate mechanism
FE	Foreign Exchange
FED	Federal Reserve System
FOMC	Federal Open Market Committee
INF	Inflation
IP	Industrial Production
IPG	Industrial Production Growth
OLS	Ordinary Least Squares
PP	Phillip Perron
QE	Quantitative Easing
SC	Schwartz Criterion
SR	Stock Return
TB	Treasury Bill
VAR	Vector Autoregressive
VECM	Vector Error Correction Model
ΑΕΠ	Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 Θεωρητικές/ Εμπειρικές Αναφορές

1.1 Εισαγωγή

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο θα παρουσιάσουμε τις θεωρητικές και εμπειρικές μελέτες και τις αλληλεξαρτήσεις τους μεταξύ των μακροοικονομικών μεγεθών και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος. Η χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι παρά ένας καθρέφτης που παρουσιάζει μια εικόνα των θεμελιωδών μεγεθών της οικονομίας. Πολλές φορές θεωρείται σαν το βαρόμετρο της οικονομικής κατάστασης μιας χώρας. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική οι τιμές των μετοχών αντανακλούν όλες τις απαραίτητες πληροφορίες. Από την άλλη πλευρά η μακροοικονομία είναι ένας κλάδος της οικονομικής επιστήμης που μελετά σημαντικές μεταβλητές όπως το εισόδημα, το επιτόκιο, τον πληθωρισμό, την ανεργία κ.λ.π..

1.2 Μακροοικονομία και χρηματιστηριακές αγορές

Ακόμα και πριν το 2007, σε μεγάλο βαθμό απασχόλησε την οικονομική κοινότητα πώς τα μακροοικονομικά μεγέθη επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές αγορές αλλά και πώς οι χρηματιστηριακές αγορές επηρεάζουν τα μακροοικονομικά μιας χώρας. Ουσιαστικά την οικονομική επιστήμη απασχόλησαν οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μακροοικονομικών μεγεθών και των χρηματιστηριακών αγορών.

Μέχρι σήμερα πολλές έρευνες έχουν γίνει και πολλά διαφορετικά μοντέλα. Το κάθε ένα από αυτά τα μοντέλα στόχευε σε διαφορετική χρήση. Όλα τα παραπάνω όμως δεν έχουν καταλήξει σε ασφαλή συμπεράσματα. Αυτό κυρίως οφείλεται στο γεγονός ότι τα μακροοικονομικά μεγέθη και οι χρηματιστηριακές αγορές λειτουργούν μέσα σε ένα περιβάλλον πλήρως διεθνοποιημένο και ανταγωνιστικό. Ως αποτέλεσμα, πολλές φορές η μόλυνση από την μια οικονομία επηρεάζει και την άλλη.

Εν τέλει, όλες οι απόψεις συγκλίνουν στο γεγονός ότι οι χρηματοοικονομικές αγορές έχουν μια αμφίδρομη σχέση με την πραγματική δραστηριότητα. Προς εξυπηρέτηση των παραπάνω συμπερασμάτων θα κάνουμε μια σύντομη αναφορά στο Arbitrage Pricing Theory (APT) και στο Μονεταριστικό μοντέλο.

1.3 Arbitrage Pricing Theory

Η θεωρία του arbitrage αναπτύχθηκε από τον οικονομολόγο Stephen Ross (1976). Η βασική θεωρία του APT είναι ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου είναι γραμμικά συσχετισμένη με ένα σετ από παράγοντες.

Συγκεκριμένα η αποδόσεις της μετοχής έχουν την ακόλουθη γραμμική εξάρτηση με τους παράγοντες:

$$R_{i,t} = a_i + b_{i,1}F_{1,t} + b_{i,2}F_{2,t} + \dots + b_{i,k}F_{k,t} + e_{i,t}$$

Όπου,

$R_{i,t}$ = η απόδοση του επενδυτικού στοιχείου i κατά την διάρκεια μιας περιόδου

a_i = η αναμενόμενη απόδοση του επενδυτικού στοιχείου i όταν οι άλλοι παράγοντες είναι 0.

$b_{i,j}$ = η ευαισθησία των αποδόσεων του επενδυτικού στοιχείου i στις κινήσεις του $F_{j,t}$ όπου $j = 1, 2, \dots, k$

$F_{k,t}$ = σύνολο παραγόντων που επηρεάζει τις αποδόσεις των στοιχείων

$e_{i,t}$ = το τυχαίο σφάλμα της απόδοσης του στοιχείου i .

Για το παραπάνω υπόδειγμα θα πρέπει να πληρούνται οι παρακάτω προϋποθέσεις: η αγορά να είναι τέλεια ανταγωνιστική, να μην υπάρχουν φόροι και να μην υπάρχουν κόστη συναλλαγών.

Η θεωρία του arbitrage είναι η πρακτική στην οποία εκμεταλλευόμαστε την ανισορροπία μεταξύ των αγορών προκειμένου να κερδοσκοπήσουμε χωρίς ρίσκο, δηλαδή βασίζεται στην υπόθεση ότι ένα αγαθό δεν μπορεί να πουληθεί σε δύο διαφορετικές τιμές ακόμη και αν διαπραγματεύεται σε άλλη αγορά.

Αναλυτικότερα η θεωρία εξισορροπητικής κερδοσκοπίας (APT) προϋποθέτει την διαπραγμάτευση 2 αξιογράφων που το ένα από τα 2 έχει αποτιμηθεί λάθος. Ο κερδοσκόπος πουλάει το ακριβό και αγοράζει το φθηνό. Σύμφωνα με την θεωρία δεν μπορεί να υπάρχουν αποκλίσεις μεταξύ της τιμής της αγοράς και της τιμής του μοντέλου. Η τρέχουσα τιμή του αξιογράφου πρέπει να ισούται με τις προ εξοφλημένες ταμειακές ροές. Τέλος, η αναμενόμενη απόδοση του είναι συνάρτηση πολλών παραγόντων. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι το επιτόκιο, ο πληθωρισμός, το ΑΕΠ κ.λ.π..

Το APT είναι καθαρά ένα εμπειρικό μοντέλο και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για μια μεγάλη γκάμα αξιογράφων. Το πρόβλημα είναι ότι δεν υπάρχει σαφήνεια για το ποιους παράγοντες πρέπει να χρησιμοποιήσουμε κατά την αποτίμηση.

1.4 Νομισματικό υπόδειγμα

Υπάρχει πληθώρα οικονομικών ερευνών και μοντέλων με σκοπό την ερμηνεία και πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Παρόλα αυτά ο

προσδιορισμός της συναλλαγματικής ισοτιμίας φαντάζει απροσπέλαστος. Η συναλλαγματική ισοτιμία είναι ένα από τα σημαντικότερα ζητήματα που αφορούν την οικονομία ενός κράτους (κυρίως όταν αναφερόμαστε σε ανοιχτή οικονομία). Κάποιοι από τους παράγοντες που προσδιορίζουν την συναλλαγματική ισοτιμία μιας χώρας είναι το Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν, η προσφορά και η ζήτηση χρήματος, το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών, ο πληθωρισμός κ.λ.π..

Υπάρχουν πολλά υποδείγματα για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Επιλέξαμε ένα από τα παλαιότερα υποδείγματα, αυτό της πλήρους ευκαμψίας των τιμών των Frenkel και Mussa (1976) για να αναφέρουμε συνοπτικά τι υποστηρίζει. Το παραπάνω υπόδειγμα έχει δύο παραλλαγές: Η πρώτη αφορά στην ευκαμψία των τιμών τόσο στην βραχυχρόνια όσο και στην μακροχρόνια περίοδο, ενώ η δεύτερη παραλλαγή αφορά την ευκαμψία των τιμών μόνο στην βραχυχρόνια περίοδο.

Στη πρώτη παραλλαγή η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία είναι συνάρτηση τριών παραγόντων α) της προσφοράς χρήματος β) του εισοδήματος και γ) της διαφοράς του επιτοκίου.

Πιο συγκεκριμένα:

α) η αύξηση στην προσφορά χρήματος θα οδηγήσει σε αύξηση του επιπέδου των τιμών και αυτή η αύξηση θα καταστήσει τα εγχώρια προϊόντα λιγότερο ανταγωνιστικά σε σχέση με τα εισαγόμενα. Ως εκ τούτου, η ζήτηση για τα εισαγόμενα προϊόντα θα αυξηθεί (για τα εγχώρια θα μειωθεί) με αποτέλεσμα να αυξηθεί η ζήτηση για ξένο νόμισμα και παράλληλα να υποτιμηθεί το εγχώριο νόμισμα.

β) η αύξηση του εισοδήματος με σταθερή την ποσότητα χρήματος που κυκλοφορεί στην αγορά δημιουργεί υπερβάλλουσα ζήτηση χρήματος. Αυτή η ζήτηση θα έχει σαν αποτέλεσμα την ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος.

γ) τέλος, μια αύξηση του επιτοκίου της εγχώριας οικονομίας θα μειώσει την ζήτηση χρήματος και με δεδομένη την προσφορά του χρήματος προκαλείται υπερβάλλουσα προσφορά χρήματος. Μέρος αυτής της προσφοράς πηγαίνει στην κατανάλωση με αποτέλεσμα την αύξηση των τιμών στην ημεδαπή. Ως εκ τούτου, τα ξένα προϊόντα γίνονται πιο φθηνά με το εγχώριο νόμισμα κατ' επέκταση να υποτιμάται.

Στην δεύτερη παραλλαγή οι τιμές των αγαθών στην βραχυχρόνια περίοδο είναι εύκαμπτες. Η αύξηση του εγχώριου επιτοκίου σε σχέση με το ξένο οδηγεί σε μείωση της ζήτησης εγχώριου νομίσματος σε σχέση με το ξένο. Άρα οδηγούμαστε σε υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος.

1.5 Επισκόπηση Βιβλιογραφίας

Η συσχέτιση η οποία γίνεται μεταξύ αποδόσεων που θεωρούνται πραγματικές σε επίπεδο μετοχών και της αύξησης της βιομηχανικής παραγωγής έχει τεράστιο ενδιαφέρον και υπάρχουν τα τελευταία χρόνια αρκετές μελέτες που γίνονται στο πεδίο αυτό. Ένα πολύ θεωρητικό κανάλι που συνδέει τις χρηματιστηριακές αγορές με τα αποτελέσματα είναι η κατανάλωση. Η αύξηση που εντοπίζεται στις τιμές των μετοχών, εξαιτίας αισιόδοξων προσδοκιών για μελλοντικά κέρδη, αυξάνει την κατανάλωση και κατά συνέπεια, τον πλούτο και την παραγωγή.

Ο **Ross (1976)** ανέπτυξε μια θεωρία που ονόμασε θεωρία εξισορροπητικής κερδοσκοπίας (Arbitrage Pricing Theory - APT) και στην οποία οι αποδόσεις των μετοχών δεν σχετίζονται μόνο με ένα παράγοντα, αλλά παραπάνω από ένας παράγοντες έχουν επίδραση στις αποδόσεις ενός αξιογράφου. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι το ΑΕΠ, ο πληθωρισμός, η ανεργία κ.λ.π.. Η μελέτη των μεταβλητών αυτών οδήγησε το συγγραφέα στο συμπέρασμα ότι μπορούν να δρουν θετικά ή αρνητικά ανάλογα με την πορεία τους. Το εν λόγω μοντέλο χαρακτηρίζεται από δύο ειδών κινδύνους τον μακροοικονομικό που προέρχεται από τους μακροοικονομικούς παράγοντες και από τον κίνδυνο που προκύπτει από τις μεταβλητές που χαρακτηρίζουν την εταιρεία.

Οι **Chen, Roll και Ross (1986)** θεωρούν ότι οι τιμές των μετοχών επηρεάζονται από τα οικονομικά νέα. Υπάρχουν κάποιες μακροοικονομικές μεταβλητές όπως η βιομηχανική παραγωγή, ο πληθωρισμός και τα επιτόκια των ομολόγων οι οποίες επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές αγορές. Συγκεκριμένα αναφέρουν ότι οι καθημερινές πληροφορίες αν ληφθούν υπόψη τότε είναι δεδομένο ότι οι ενασχολούμενοι με τις τιμές των μετοχών θα έχουν καλύτερη διαχείριση τους και θα εκμεταλλευτούν καλύτερα τα αποτελέσματα τους.

Ο **Smith (1992)** στην έρευνα την οποία έκανε, κατασκεύασε ένα μοντέλο που εκτός από κυβερνητικά ομόλογα και νομισματικές μονάδες χρησιμοποίησε και οικονομικές οντότητες. Διαπίστωσε ότι στο μοντέλο που συμπεριλαμβάνονται οι οικονομικές οντότητες υπάρχει μια επίδραση προς τις συναλλαγματικές ισοτιμίες κάτι που δεν ισχύει αν από το μοντέλο αφαιρεθούν. Η αφαίρεση της μεταβλητής δημιουργεί δείγματα αστάθειας στο μοντέλο.

Οι **Mukherjee και Naka (1995)** χρησιμοποίησαν ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο διόρθωσης σφαλμάτων, Vector error correction model (VECM) για να ερευνήσουν αν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των τιμών των μετοχών και 6 μακροοικονομικών μεταβλητών (της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της προσφοράς χρήματος, του πληθωρισμού, της βιομηχανικής παραγωγής, των κυβερνητικών ομολόγων κ.λ.π.).

Οι Mukherjee και Naka κάνανε τις εξής υποθέσεις: Υποθέσανε θετική σχέση μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και χρηματιστηριακών αγορών. Αν

το ¥ υποτιμηθεί έναντι του \$ τα Ιαπωνικά προϊόντα γίνονται πιο φθηνά σε σχέση με αυτά της Αμερικής. Σαν αποτέλεσμα θα αυξηθεί η ζήτηση για τα παραπάνω προϊόντα και αυτό θα οδηγήσει σε αύξηση των εξαγωγών δημιουργώντας αύξηση της ζήτησης για συνάλλαγμα ¥ και αύξηση των ταμειακών διαθεσίμων των εταιρειών. Το αντίθετο θα συνέβαινε αν το ¥ ανατιμόταν σε σχέση με το \$. Υποθέσανε αρνητική σχέση μεταξύ πληθωρισμού και τιμής μετοχών. Μια αύξηση του πληθωρισμού θα οδηγήσει σε αύξηση του ονομαστικού επιτοκίου αυξάνοντας τα προεξοφλητικά επιτόκια που χρησιμοποιούμε για το μοντέλο αποτίμησης. Το γεγονός του υψηλότερου προεξοφλητικού επιτοκίου μπορεί να εξουδετερωθεί αν οι ταμειακές ροές αυξηθούν μαζί με τον πληθωρισμό. Ωστόσο τα ταμειακά διαθέσιμα δεν θα αυξηθούν με τον ίδιο ρυθμό που αυξάνεται ο πληθωρισμός. Αρκετές εμπειρικές μελέτες δηλώνουν αρνητική σχέση μεταξύ πληθωρισμού και των αποδόσεων των εταιρειών. Μια αύξηση στη προσφορά χρήματος οδηγεί σε αύξηση του πληθωρισμού και στην αύξηση των προεξοφλητικών επιτοκίων. Πραγματική οικονομική ανάπτυξη θα οδηγήσει (μέσω των αναμενόμενων ταμειακών ροών) σε επηρεασμό των τιμών των μετοχών. Οι Fama (1990) και Chen, Roll προς την ίδια κατεύθυνση μεταξύ άλλων πρότειναν θετική συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και πραγματικής οικονομικής ανάπτυξης. Τέλος οι αλλαγές στα κυβερνητικά ομόλογα (short & long term bonds) θα επηρεάσουν τα προεξοφλητικά επιτόκια προς την ίδια κατεύθυνση μέσω των ονομαστικών επιτοκίων.

Εν κατακλείδι, οι χρηματιστηριακές αγορές συνολοκληρώνονται με τις μακροοικονομικές μεταβλητές και τα αποτελέσματα δείχνουν ένα ισχυρό κριτήριο επιλογής των μεταβλητών.

Οι **Cheung** και **Ng (1997)** χρησιμοποίησαν την μέθοδο του Johansen για να βρουν εμπειρικά δεδομένα αν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ 5 εθνικών χρηματιστηριακών δεικτών και μακροοικονομικών παραγόντων όπως, η πραγματική οικονομία, η τιμή του πετρελαίου, η κατανάλωση κ.λ.π.. Χρησιμοποίησαν τριμηνιαία δεδομένα από τις ΗΠΑ, τον Καναδά, την Ιαπωνία, την Γερμανία και την Ιταλία και τελικά καταλήξαν ότι οι χρηματιστηριακοί δείκτες συνολοκληρώνονται με τους μακροοικονομικούς παράγοντες αθροιστικά.

Ο **Kanas (2000)** διερεύνησε την αλληλεπίδραση των αποδόσεων των μετοχών και των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών εντός της ίδιας οικονομίας. Εξέτασε έξι βιομηχανικές χώρες (Η.Π.Α., Αγγλία, Ιαπωνία, Γερμανία, Καναδά και Γαλλία) και προσπάθησε να εξετάσει τις διασυνδέσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών για κάθε χώρα σε σχέση με την συνθήκη των δεύτερων στιγμών (second moments) στην κατανομή των αποδόσεων των μετοχών και των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών ή αλλιώς γνωστή ως διάχυση της μεταβλητότητας (volatility spillover). Διαπίστωσε ότι υπάρχουν ενδείξεις επηρεασμού από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις προς τις αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες (για όλες τις χώρες εκτός από την Γερμανία) καθώς και ότι αυτή η μεταβλητότητα είναι συμμετρική. Αντιθέτως, οι ενδείξεις είναι μηδαμινές από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες προς τις χρηματιστηριακές

αποδόσεις. Επιπροσθέτως, αυτή η διάχυτη μεταβλητότητα από τις αποδόσεις των μετοχών προς τις συναλλαγματικές ισοτιμίες αυξήθηκε μετά την κρίση του 1987.

Οι **Nieh και Lee (2001)** με την έρευνα τους βρήκαν πρώτον ότι δεν υπάρχει κάποια μακροχρόνια σημαντική σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις χώρες των G7. Το εύρημα συμφωνεί με εκείνο των Bahmani – Oskooee και Sohrabian (1992), αλλά έρχεται σε αντίθεση με πολλές μελέτες που δείχνουν να υπάρχει σημαντική σχέση μεταξύ αυτών των δύο χρηματοοικονομικών μεταβλητών. Το δεύτερο που διαπιστώσανε είναι ότι βραχυχρόνια υπάρχει σημαντική σχέση (μόνο για μια ημέρα) σε ορισμένες χώρες των G7. Για παράδειγμα, η υποτίμηση του νομίσματος συχνά παρασύρει προς τα κάτω τις αποδόσεις των μετοχών στην χρηματιστηριακή αγορά της Γερμανίας, αλλά την επόμενη ημέρα τονώνει την αγορά του Καναδά και του Ηνωμένου Βασιλείου. Ωστόσο η αύξηση των τιμών των μετοχών συχνά προκαλεί υποτίμηση του νομίσματος (την επόμενη ημέρα) στην Ιταλία και την Ιαπωνία. Επιπλέον, μπορούμε επίσης να διαπιστώσουμε ότι το αρχείο των τιμών των μετοχών και της αξίας του δολαρίου δεν μπορεί να εξαρτάται από το πότε γίνεται η πρόβλεψη του μέλλοντος στις ΗΠΑ (βραχυχρόνια ή μακροχρόνια).

Ο **Kanas (2002)** πραγματοποίησε μια έρευνα μελετώντας εάν η μεταβλητότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζεται από την μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών για τρεις βιομηχανικές χώρες (Η.Π.Α., Αγγλία και Ιαπωνία). Η μελέτη έδειξε ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών είναι ένας σημαντικός καθοριστικός παράγοντας της μεταβλητότητας των συναλλαγματικών ισοτιμιών και στις τρεις χώρες. Επιπλέον, τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να ερμηνευθούν και ως απόδειξη ότι οι χρηματοοικονομικές αγορές στις χώρες αυτές είναι ολοκληρωμένες σύμφωνα με το τον Zapatero (1995).

Οι **Caparole, Pittis και Spagnolo (2002)** παρείχαν μια εμπειρική έρευνα για την μεταβλητότητα μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε τέσσερις Ασιατικές χώρες. Χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για 13 περίπου χρόνια και τα χωρίσανε για να μελετήσουν το δείγμα σε δύο περιόδους την προ Ασιατικής κρίσης περίοδο και την μετά την Ασιατική κρίση περίοδο. Στην προ κρίσης περίοδο βρήκαν ότι οι χρηματιστηριακές τιμές επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες αρνητικά για την Ιαπωνία και την Κορέα και θετικά για την Ινδονησία και την Ταϊλάνδη. Για την μετά κρίσης εποχή αυτή η σχέση μεταξύ των αγορών έχει γίνει αμφίδρομη για την Ινδονησία και την Ταϊλάνδη.

Οι **Rigobon και Sack (2004)** προσπάθησαν να δείξουν την αντίδραση των τιμών των μετοχών και των επιτοκίων σε αλλαγές της νομισματικής πολιτικής, υπολογίζοντας την ετεροσκεδαστικότητα στα σοκ που συμβαίνουν συγκεκριμένες ημερομηνίες συμπεριλαμβανομένων και ημερών συνεδριάσεων της Ομοσπονδιακής επιτροπής αγοράς (FOMC) καθώς και της εξαμηνιαίας έκθεσης νομισματικής πολιτικής προς το Κογκρέσο. Διαπίστωσαν ότι μια μικρή

αύξηση στα επιτόκια (βραχυχρόνια) έχει αρνητικό αντίκτυπο στις τιμές των μετοχών (με την μεγαλύτερη επίδραση στον Nasdaq Index). Επιπλέον, αλλαγές στα βραχυχρόνια επιτόκια επιδρούν σημαντικά στις αποδόσεις των επιτοκίων (όσο πιο κοντά είναι η ληκτότητα τόσο περισσότερο επηρεάζονται τα επιτόκια).

Ο **Filis (2009)** εξέτασε την κυκλική σχέση μεταξύ του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, της Βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών στην Ελλάδα και το πώς επηρεάζονται οι παραπάνω μεταβλητές από τις τιμές του πετρελαίου. Χρησιμοποίησε το VAR μοντέλο με μηνιαία δεδομένα και περίοδο 12 ετών. Τα αποτελέσματα του VAR έδειξαν ότι η χρηματιστηριακή αγορά επηρεάζεται αρνητικά και σημαντικά από το πετρέλαιο και τον δείκτη τιμών καταναλωτή ενώ η βιομηχανική παραγωγή επηρεάζει την αγορά θετικά αλλά μη σημαντικά. Το πετρέλαιο δεν φαίνεται να επηρεάζει την βιομηχανική παραγωγή ή τον Δείκτη τιμών καταναλωτή. Βασιζόμενος στα παραπάνω εντόπισε μια αμφίδρομη σχέση μεταξύ δείκτη τιμών καταναλωτή και χρηματιστηριακών αγορών.

Ο **Ouarid (2012)** στο άρθρο του ερευνά πώς επηρεάζουν οι μακροοικονομικές μεταβλητές, επιτόκιο και βιομηχανική παραγωγή τις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη Dhaka στο Μπαγκλαντές. Στο συγκεκριμένο άρθρο χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από το 2000 έως και το 2007 και ένα μοντέλο ARIMA. Αν και η σχέση ερμηνεύθηκε θετική μεταξύ του ομολόγου, της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών οι συντελεστές είναι στατιστικά ασήμαντοι.

Οι **Tsagkanos και Siriopoulos (2015)** εξέτασαν την σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και της βιομηχανικής παραγωγής για χώρες εντός ευρωζώνης ομαδοποιημένες γεωγραφικά σε χώρες του Βορρά και του Νότου. Οι χώρες που συμπεριλήφθηκαν στο δείγμα των χωρών του Βορρά ήταν η Γερμανία, το Βέλγιο, η Φιλανδία και η Αυστρία, ενώ οι χώρες του νότου ήταν η Ισπανία, η Πορτογαλία, η Ιταλία και η Ελλάδα. Ως μεταβλητές χρησιμοποίησαν τον Χρηματιστηριακό Δείκτη (Stock Market Index - SMI) και τον Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής (Index Industrial Production - IIP) οι οποίοι προέκυψαν ως σταθμισμένοι. Σε αντιδιαστολή με προηγούμενες μελέτες οι Tsagkanos και Siriopoulos χρησιμοποίησαν την μέθοδο Threshold cointegration approach η οποία διαφοροποιείται των υπολοίπων γιατί λαμβάνει υπόψιν της το είδος των μετοχών κατά την περίοδο του δείγματος. Τα αποτελέσματα έδειξαν συμμετρική προσαρμογή για τον Βορρά και ασύμμετρη για τον Νότο όταν οι τιμές των μετοχών και η βιομηχανική παραγωγή οδηγούνταν σε μακροχρόνια ισορροπία.

Σε μια πιο πρόσφατη μελέτη σε σχέση με ότι έχει μέχρι τώρα αναλυθεί, ο **Amarasingle (2016)** προσπάθησε να διερευνήσει την επίδραση του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής στις επιδόσεις στον κλάδο των τροφίμων/ ποτών και καπνού στο Χρηματιστήριο του Κολόμπο της Σρι Λάνκα. Ο κλαδικός δείκτης λήφθηκε από την βάση δεδομένων του χρηματιστηρίου του Κολόμπο και ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής λήφθηκε από τις ετήσιες εκθέσεις της Κεντρικής Τράπεζας της Σρι Λάνκα. Τα μηνιαία στοιχεία που συγκεντρώθηκαν

αφορούσαν την περίοδο από τον Ιανουάριο του 2002 έως και τον Δεκέμβριο του 2014.

Το σύνολο των χρονοσειρών ελέγχθηκε για στασιμότητα χρησιμοποιώντας τα επαυξημένα τεστ των Dickey-Fuller και Phillips Perron με την χρήση του οικονομετρικού προγράμματος E-views. Τα αποτελέσματα της στασιμότητας των σειρών έδειξαν ότι ο κλαδικός δείκτης είναι ολοκληρωμένος I1 και στα δύο τεστ (ADF και PP), ενώ ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής είναι ολοκληρωμένος I2 με βάση το τεστ (ADF) και ολοκληρωμένος I1 με βάση το τεστ PP. Μετά την μετατροπή των χρονοσειρών σε στάσιμες ελέγχθηκε η αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών με το τεστ αιτιότητας του Granger. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής αιτιάζει τον κλαδικό χρηματιστηριακό δείκτη και ως εκ τούτου, ότι οι αλλαγές που πραγματοποιούνται στο δείκτη βιομηχανικής παραγωγής θα επηρεάσουν τον κλαδικό δείκτη. Από την άλλη όμως οι αλλαγές στον κλαδικό δείκτη δεν θα έχουν καμία επίδραση στις αλλαγές στο δείκτη βιομηχανικής παραγωγής.

Συνοψίζοντας η μελέτη καταλήγει στο συμπέρασμα ότι ο Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής επηρεάζει θετικά τον κλαδικό δείκτη των τροφίμων/ ποτών και καπνού στην Σρι Λάνκα. Συμπερασματικά οι αλλαγές που συμβαίνουν στον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη από τους επενδυτές όταν αγοράζουν και πωλούν μετοχές στον κλάδο των τροφίμων/ ποτών και καπνού.

1.6 Ανακεφαλαίωση

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάσαμε το Arbitrage Pricing Theory, το μονεταριστικό μοντέλο και ένα ενδεικτικό κομμάτι εμπειρικών μελετών που στόχο είχαν να πάρουμε μια συνοπτική εικόνα του αντικειμενικού της σκοπού της εργασίας, της μεθοδολογίας που ακολουθείται και των ευρημάτων της από την διεθνή βιβλιογραφία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 Μεθοδολογία/ Δεδομένα

2.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιάσουμε όλη την θεωρητική μεθοδολογία για να διαπιστώσουμε αν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των 2 μεταβλητών X και Y και αν μπορούμε να προβλέψουμε το πώς θα κινηθεί η μια από τις δύο μεταβλητές σε συνάρτηση του πώς θα κινηθεί η άλλη.

Για να εξάγουμε τα παραπάνω συμπεράσματα θα χρησιμοποιήσουμε κάποια οικονομετρικά εργαλεία. Η οικονομετρία συνδυάζει τα εργαλεία της οικονομικής επιστήμης και των εφαρμοσμένων μαθηματικών (στατιστική) για την εξαγωγή εμπειρικών αποτελεσμάτων και επαλήθευσης θεωριών. Βασίζεται στην παρατήρηση και στο πείραμα. Αναλυτικότερα, συλλέγει, επεξεργάζεται, παρουσιάζει και ερμηνεύει.

Στις επόμενες σελίδες θα χρησιμοποιήσουμε μεθόδους της οικονομετρίας για να ερμηνεύσουμε τα δεδομένα για τον σκοπό αυτής της εργασίας. Αρχικά, θα εξετάσουμε την στασιμότητα των χρονοσειρών του δείγματος μας χρησιμοποιώντας το κριτήριο των Dickey – Fuller για να πραγματοποιήσουμε τον έλεγχο αν υπάρχει μοναδιαία ρίζα ή όχι. Δευτερευόντως, θα επιλέξουμε το κατάλληλο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, με την επιλογή των ορθών υστερήσεων (βάσει του κριτηρίου του Akaike) και θα ερευνήσουμε αν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών μας (Granger causality). Τέλος, θα ερευνήσουμε την επίδραση μεταξύ των μεταβλητών με τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse response Analysis).

2.2 Στασιμότητα χρονολογικών σειρών (Stationarity of time series)

Τα οικονομικά δεδομένα που χρησιμοποιούνται για την μελέτη οικονομικών φαινομένων έχουν τις ακόλουθες μορφές:

- Διαστρωματικά δεδομένα (Cross sectional data): αφορούν μετρήσεις οικονομικών μεταβλητών διαφορετικών χωρών, οικονομικών μονάδων σε κάποια χρονική περίοδο.
- Χρονολογικές σειρές (Times series data): αφορούν μετρήσεις οικονομικών μεταβλητών και την εξέλιξη τους στο χρόνο.
- Panel δεδομένα (Panel data): αφορούν τον συνδυασμό των διαστρωματικών δεδομένων και των χρονολογικών σειρών.

Οι χρονολογικές σειρές είναι η παρατήρηση μιας μεταβλητής και η εξέλιξη της κατά την διάρκεια του χρόνου. Η παρατήρηση γίνεται ανά τακτά σταθερά χρονικά διαστήματα π.χ. μέρα, μήνας, τρίμηνο κ.λ.π.. Συνήθως, οι οικονομικές μεταβλητές χαρακτηρίζονται από τάση (trend) καθώς και εποχικότητα. Με τον όρο τάση εννοούμε την διαχρονική αύξηση ή μείωση των

τιμών της χρονοσειράς. Οι μεταβλητές που χαρακτηρίζονται από τάση και εποχικότητα δεν είναι στάσιμες. Αν οι χρονολογικές σειρές των μεταβλητών δεν είναι στάσιμες οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) δεν είναι συνεπείς με αποτέλεσμα τα στατιστικά αποτελέσματα να είναι ικανοποιητικά δηλαδή υψηλό R^2 αλλά χωρίς καμία οικονομική σημασία.

Αναλυτικότερα, η στατιστική σημαντικότητα οφείλεται στην ασυνέπεια των εκτιμητών κάτι που οι Granger και Newbold (1974) περιέγραψαν και χρησιμοποίησαν σχετικά τον όρο νόθο παλινδρόμηση (spurious regression) για να περιγράψουν αποτελέσματα χρησιμοποίησης (μη στάσιμων) χρονοσειρών. Οι Granger και Newbold (1974) παρατήρησαν τις υψηλές τιμές του συντελεστή προσδιορισμού R^2 και του προσαρμοσμένου συντελεστή προσδιορισμού \bar{R}^2 σε συνδυασμό με εξαιρετικά χαμηλές τιμές στην στατιστική του Durbin – Watson, τιμές που τους οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι αυτές οι παλινδρομήσεις ήταν λανθασμένες. Αν οι σειρές είναι στάσιμες στο αρχικό επίπεδο (level) τότε είναι $I(0)$. Αν οι σειρές δεν είναι στάσιμες πρότειναν να λαμβάνονται πρώτες διαφορές στις μεταβλητές που συμμετέχουν στην εξίσωση. Μετά να διενεργείται έλεγχος προκειμένου να διαπιστωθεί εάν οι πρώτες διαφορές έγιναν στάσιμες. Σε περίπτωση στάσιμων διαφορών να θεωρείται ότι έγινε ολοκλήρωση πρώτου βαθμού $I(1)$. Σε διαφορετική περίπτωση να γίνεται έλεγχος για τις δεύτερες διαφορές και τότε να θεωρείται ότι έγινε ολοκλήρωση δεύτερου βαθμού $I(2)$. Η παραπάνω διαδικασία πραγματοποιείται μέχρι να γίνουν οι σειρές στάσιμες.

Όταν μια σειρά είναι ασθενώς στάσιμη ισχύουν οι τρεις παρακάτω προϋποθέσεις:

Για μια δεδομένη χρονοσειρά X_t

α) ο μέσος της χρονοσειράς είναι σταθερός στον χρόνο

$$E(X_t) = \mu \text{ για κάθε } t = 1, 2, \dots, n$$

β) η διακύμανση της χρονοσειράς είναι σταθερή στον χρόνο

$$\text{Var}(x_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2 \text{ για κάθε } t = 1, 2, \dots, n$$

γ) η συνδιακύμανση της χρονοσειράς σε 2 διαφορετικά σημεία εξαρτάται από την απόσταση ανάμεσα στα 2 αυτά χρονικά σημεία και όχι από το χρονικό σημείο.

$$\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \text{ για κάθε } t = 1, 2, \dots, n \text{ και } k \neq 0$$

Ο έλεγχος που χρησιμοποιείται ευρέως για τον έλεγχο στασιμότητας είναι ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (unit root test). Ο πιο διαδεδομένος και συνάμα εύχρηστος έλεγχος μοναδιαίας ρίζας είναι ο έλεγχος του Augmented Dickey Fuller test (1984) καθώς και άλλοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας όπως του Phillips Perron (1988) των Kwiatkowski - Phillips - Schmidt (KPSS) test και άλλοι.

2.3 Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα (Unit root test)

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας ουσιαστικά εξετάζει αν η μεταβλητή εμφανίζει την τάση να επιστρέψει στον μέσο. Η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας μπορεί να διαπιστωθεί μέσω ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος Auto regression (AR) πρώτης τάξης AR(1).

$$Y_t = pY_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Όπου p είναι ο συντελεστής προς εκτίμηση και u_t τα κατάλοιπα. Εάν στην εξίσωση $p > 1$ τότε η Y_t είναι μη στάσιμη, αντίθετα αν $p < 1$ η Y_t είναι στάσιμη σειρά.

Dickey Fuller (DF) and Augmented Dickey Fuller (ADF)

Πριν αρχίσουμε να αναλύουμε οποιαδήποτε χρονοσειρά είναι σημαντικό να ελεγχθεί αν είναι στάσιμη ή όχι. Ο έλεγχος στασιμότητας (unit root test) είναι ο πιο διαδεδομένος. Η στασιμότητα της χρονοσειράς είναι πιο σημαντική καθώς διασφαλίζει ορθά αποτελέσματα. Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας αντιστοιχούν στην υπόθεση $H_0: p = 1$ έναντι της εναλλακτικής $H_1: p < 1$. Αν προβαίναμε στην εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα βρίσκαμε ένα p εκτιμημένο που μπορεί να είναι μεροληπτικός / ασυνεπής όποτε η κατανομή t -student να μην είναι η κατάλληλη για τον έλεγχο της μεταβλητής που χρησιμοποιούμε. Οι Dickey - Fuller χρησιμοποίησαν μια ασύμμετρη κατανομή ελέγχοντας την $H_0: p = 1$, αλλά ο έλεγχος έγινε με την κατανομή t -student ενώ η αποδοχή ή όχι της H_0 με τις κριτικές τιμές του Mac-Kinnon, καθώς οι Dickey - Fuller έδειξαν ότι υπό την μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη unit root test δεν ακολουθείται η t -student. Ο τυπικός έλεγχος των Dickey – Fuller για μοναδική ρίζα εκτιμά το παρακάτω υπόδειγμα αφού πρώτα αφαιρέσουμε το Y_{t-1} και από τα δύο μέλη.

- Η σειρά που εξετάζουμε χωρίς σταθερό όρο και τάση

$$Y_t = pY_{t-1} + u_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = pY_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = (p - 1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + u_t \quad \text{όπου } \varphi = p - 1 \quad (2)$$

και $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ και u_t διαδικασία λευκού θορύβου (white noise) δηλαδή ακολουθεί κανονική κατανομή με μέσο 0 και διακύμανση σ^2 .

Ελέγχουμε την εξής υπόθεση:

$H_0: \varphi = 0$ η Y_t είναι τυχαίος περίπατος άρα περιέχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη

$H_1: \varphi < 0$ δεν ισχύει η μηδενική άρα η σειρά είναι στάσιμη.

Εάν η τιμή της στατιστικής για συγκεκριμένους βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο σημαντικότητας υπερβαίνει την κριτική τιμή τότε η H_0 δεν μπορεί να απορριφθεί, άρα έχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τιμή του στατιστικού t-student είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των Dickey - Fuller άρα απορρίπτεται και η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα δηλαδή είναι στάσιμη.

- Αν η σειρά που εξετάζουμε έχει σταθερό όρο, δηλαδή

$$\Delta Y_t = \alpha + \varphi Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Ελέγχουμε την εξής υπόθεση:

$H_0: \varphi = 0$ η Y_t είναι τυχαίος περίπατος άρα περιέχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη

$H_1: \varphi < 0$ δεν ισχύει η μηδενική άρα η σειρά είναι στάσιμη.

Εάν η τιμή της στατιστικής για συγκεκριμένους βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο σημαντικότητας υπερβαίνει την κριτική τιμή τότε η H_0 δεν μπορεί να απορριφθεί, άρα έχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τιμή του στατιστικού t-student είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των Dickey - Fuller άρα απορρίπτεται και η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα δηλαδή είναι στάσιμη.

- Επίσης, αν η χρονοσειρά που εξετάζουμε έχει σταθερό όρο και χρονική τάση, δηλαδή

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \varphi Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Ελέγχουμε την εξής υπόθεση:

$H_0: \varphi = 0$ η Y_t είναι τυχαίος περίπατος άρα περιέχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη

$H_1: \varphi < 0$ δεν ισχύει η μηδενική άρα η σειρά είναι στάσιμη.

Εάν η τιμή της στατιστικής για συγκεκριμένους βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο σημαντικότητας υπερβαίνει την κριτική τιμή τότε η H_0 δεν μπορεί να απορριφθεί, άρα έχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τιμή του στατιστικού t-student είναι

μικρότερη από την κριτική τιμή των Dickey - Fuller άρα απορρίπτεται και η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα δηλαδή είναι στάσιμη.

Συνοψίζοντας το Dickey – Fuller test χρησιμοποιείται όταν πραγματοποιείται έλεγχος για μοναδιαία ρίζα σε αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα πρώτης τάξης AR(1).

Augmented Dickey Fuller (ADF)

Σε περίπτωση που η χρονοσειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα μεγαλύτερης τάξεως από την πρώτη, τότε η χρήση του AR(1) για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας δεν ενδείκνυται αλλά είναι προτιμότερη η χρήση ενός AR(p) υποδείγματος. Για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας στα υποδείγματα AR(p) χρησιμοποιείται ο επαυξημένος έλεγχος των DF.

Έστω ότι η σειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα p τάξεως AR(p) της μορφής

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

Ελέγχουμε την εξής υπόθεση:

$H_0: \varphi = 0$ η Y_t είναι τυχαίος περίπατος άρα περιέχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη

$H_1: \varphi < 0$ δεν ισχύει η μηδενική άρα η σειρά είναι στάσιμη.

Εάν η τιμή της στατιστικής για συγκεκριμένους βαθμούς ελευθερίας και επίπεδο σημαντικότητας υπερβαίνει την κριτική τιμή τότε η H_0 δεν μπορεί να απορριφθεί, άρα έχει μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι μη στάσιμη. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τιμή του στατιστικού t-student είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των Dickey - Fuller άρα απορρίπτεται και η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα δηλαδή είναι στάσιμη.

2.4 Διανυσματικά Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα (Vector autoregression Model)

Υπάρχουν διάφορα υποδείγματα χρονολογικών σειρών. Κάποια από αυτά είναι τα παρακάτω: Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα - Auto regression models (AR), Υποδείγματα κινητών μέσων - Moving Average Models (MA), Μικτά Υποδείγματα - Auto regression Moving Average Models, Διανυσματικά Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα - Vector autoregression model (VAR). Ο Sims (1980) εισήγαγε στην ανάλυση των μακροοικονομικών το VAR υπόδειγμα.

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) αποτελούν ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμία προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπολοίπων μεταβλητών του συστήματος. Μια χαρακτηριστική

ιδιότητα του VAR υποδείγματος είναι ότι όλες οι ενδογενείς του μεταβλητές εκφράζονται μόνο ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών δηλαδή ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα. Ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων είναι πρώτης τάξης όταν η τιμή της μεγαλύτερης υστέρησης των μεταβλητών του ισούται με ένα, οπότε και σημειώνεται με VAR(1). Γενικά ένα υπόδειγμα αυτοπαλινδρομήσεων είναι k τάξης όταν η μεγαλύτερη υστέρηση των μεταβλητών σου ισούται με k χρονικές υστερήσεις και σημειώνεται ως VAR(k).

Το VAR είναι ένα σύστημα n εξισώσεων που περιέχει n μεταβλητές. Τα αυτοπαλίνδρομα Διανυσματικά Υποδείγματα (VAR) αποτελούν προέκταση των μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομων υποδειγμάτων (AR). Ένα μονομεταβλητό υπόδειγμα περιέχει μόνο μια μεταβλητή όπου η τιμή της σήμερα ερμηνεύεται από την τιμή της, χθες, δηλαδή από την τιμή με κάποια υστέρηση πίσω. Επέκταση του είναι το VAR μοντέλο που είναι ένα σύστημα n εξισώσεων όπου περιέχει n ενδογενείς μεταβλητές, κάθε μεταβλητή εξηγείται από τις δικές της υστερήσεις αλλά και από τις υστερήσεις των άλλων μεταβλητών. Κάθε μεταβλητή στο μοντέλο VAR έχει την δική της εξίσωση που περιγράφει την εξέλιξη της βασιζόμενη τόσο στις δικές της υστερήσεις όσο και στις υστερήσεις των υπολοίπων μεταβλητών. Η μαθηματική παρουσίαση του διανυσματικού αυτοπαλινδρομου μοντέλου είναι η ακόλουθη:

$$Y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta I_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Y_t = διάνυσμα ενδογενών μεταβλητών

I_t = είναι το διάνυσμα από τις εξωγενείς μεταβλητές

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ και β οι μήτρες των συντελεστών που θα εκτιμηθούν

ε_t = διάνυσμα διαταρακτικών όρων

Βέβαια για την ορθή εκτίμηση του υποδείγματος θα πρέπει να ικανοποιούνται οι συνθήκες στασιμότητας των μεταβλητών που αναλύσαμε στην παράγραφο 2.2. Ενδεικτικά, αναφέρουμε (i) σταθερός μέσος, (ii) σταθερές διακυμάνσεις, (iii) και συνδιακυμάνσεις. Η συνδιακύμανση μεταξύ Y_t και Y_{t+k} δεν εξαρτώνται από το χρόνο t αλλά από τον k . Ένα θέμα που προκύπτει κατά την εκτίμηση του VAR μοντέλου είναι η επιλογή των υστερήσεων γνωρίζοντας ότι μια μεταβλητή επηρεάζει μια άλλη μεταβλητή όχι άμεσα αλλά μετά από ένα a χρονικό διάστημα. Κριτήρια επιλογής για τις υστερήσεις είναι το Akaike statistics, το Schwartz και άλλα. Κάποια από τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα της μεθόδου είναι τα ακόλουθα.

2.5 Αιτιότητα κατά Granger (Granger causality)

Ο γνωστότερος έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός του Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλεί το παρόν ή το παρελθόν. Ο έλεγχος για την ύπαρξη αιτιότητας γίνεται μέσω των VAR μοντέλων.

Έστω ότι έχουμε 2 μεταβλητές την X_t και την Y_t που στη θεωρία η X_t προσδιορίζει την Y_t . Ισχύει πάντα αυτό; Για να το απαντήσουμε θα τρέξουμε μια παλινδρόμηση το X_t πάνω στο Y_t και θα ελέγξουμε την στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή του X_t . Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης δεν σημαίνει ότι έχουν και σχέση αιτιότητας. Να θυμηθούμε σε αυτό το σημείο το πρόβλημα των φαινομενικών συσχετίσεων στις παλινδρομήσεις. Στο παραπάνω πρόβλημα ήρθε να εισάγει ο Granger την έννοια της αιτιότητας (Granger causality).

Ας υποθέσουμε ότι έχουμε 2 χρονοσειρές την X_t και την Y_t με τα παρακάτω υποδείγματα

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + e_t \quad (8)$$

$i = 1 \dots m$ και m ο αριθμός των υστερήσεων

Στο υπόδειγμα (7) υποθέτουμε ότι η Y_t είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους και των τιμών προηγούμενων περιόδων της μεταβλητής X_t . Στο υπόδειγμα (8) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής X_t είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής Y_t . Επιπλέον υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν συσχετίζονται.

Με βάση τα παραπάνω έχουμε τις 4 ακόλουθες περιπτώσεις:

- Αν οι συντελεστές β_i δηλαδή $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m) \neq 0$ των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη εξίσωση είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές γ_i δηλαδή $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m) = 0$ των μεταβλητών Y_{t-i} στην δεύτερη εξίσωση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την X_t προς την Y_t .
- Αν οι συντελεστές β_i δηλαδή $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m) = 0$ των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη εξίσωση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές

γ_i δηλαδή $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k) \neq 0$ των μεταβλητών Y_{t-i} στην δεύτερη εξίσωση είναι στατιστικά σημαντικοί τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την Y_t προς την X_t .

- Αν οι συντελεστές β_i δηλαδή $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \neq 0$ των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη εξίσωση και οι συντελεστές γ_i δηλαδή $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k) \neq 0$ των μεταβλητών Y_{t-i} στην δεύτερη εξίσωση είναι στατιστικά σημαντικοί τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις δηλαδή υπάρχει αμφίδρομη σχέση.
- Αν οι συντελεστές β_i δηλαδή $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) = 0$ των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη εξίσωση και οι συντελεστές γ_i δηλαδή $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k) = 0$ των μεταβλητών Y_{t-i} στην δεύτερη εξίσωση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger δηλαδή οι μεταβλητές X_t και Y_t είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους.

2.6 Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Analysis)

Ο έλεγχος του Granger βοηθάει στο να εντοπίσουμε τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών. Το πρόσημο όμως της επίδρασης (θετικό ή αρνητικό) και το χρονικό διάστημα που θα διαρκέσει η αντίδραση καθορίζεται από τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.

Αυτές οι πληροφορίες λαμβάνονται από τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων όπου αποτυπώνουν τις αντιδράσεις κάθε μιας μεταβλητής σε μια αύξηση μιας μονάδας (σε όρους τυπικής απόκλισης) του διαταρακτικού όρου μιας από τις εξισώσεις.

Ένα σοκ σε μια μεταβλητή, δεν επηρεάζει απευθείας μόνο τη μεταβλητή αυτή, αλλά επίσης αυτό το σοκ μεταφέρεται σε όλες τις ενδογενείς μεταβλητές μέσω των δυναμικών υστερήσεων (lags) της δομής του VAR.

Παραθέτουμε ένα παράδειγμα για την πλήρη κατανόηση

$$Y_t = \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-1} + u_{1t} \quad (9)$$

$$X_t = \alpha_{21}Y_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-1} + u_{2t} \quad (10)$$

Μια διαταραχή στον u_{1t} θα έχει άμεση επίδραση στη Y_t . Στην περίοδο όμως $t + 1$ μια τέτοια διαταραχή έχει επίδραση στη Y_{t+1} μέσω της 1^{ης} εξίσωσης αλλά επιδρά από την άλλη και στη 2^η εξίσωση στον όρο X_{t+1} .

Επομένως, η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων περιγράφει τις επιπτώσεις των ενδογενών μεταβλητών για έναν μελλοντικό αριθμό περιόδων

όταν αλλάζουν οι διαταρακτικοί όροι. Με άλλα λόγια εξετάζει τη μεταβολή μιας μεταβλητής σε μια απρόσμενη διαταραχή σε μια άλλη μεταβλητή.

2.7 Ανακεφαλαίωση

Στο κεφάλαιο αυτό αναλύθηκε η έννοια της στασιμότητας των χρονοσειρών. Η χρονοσειρά πρέπει να είναι στάσιμη γιατί αλλιώς η παλινδρόμηση μπορεί να μας οδηγήσει σε λανθασμένα αποτελέσματα (spurious regression) Granger και Newbold (1974). Για να ελέγχουμε τη στασιμότητα των σειρών υπάρχουν αρκετοί έλεγχοι με πιο διαδεδομένο τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας των Augmented Dickey-Fuller. Στη συνέχεια, αναλύθηκαν τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (Vector Autoregression Models) με τον Sims (1980) να εισάγει τα VAR υποδείγματα στην ανάλυση μακροοικονομικών μεγεθών. Έπειτα αναλύθηκε η αιτιότητα κατά Granger, δηλαδή ο στατιστικός έλεγχος αν μια μεταβλητή X είναι χρήσιμη στην πρόβλεψη μιας μεταβλητής Y . Τέλος, παρουσιάστηκαν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response analysis) δηλαδή ένα σοκ σε μια μεταβλητή πως επηρεάζει αυτή καθαυτή την μεταβλητή αλλά και τις άλλες ενδογενείς μεταβλητές.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 Εμπειρικά Ευρήματα

3.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιάσουμε την μεθοδολογία που χρησιμοποιείται κοινώς για την απόδειξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος, αλλά και αντίστροφα, δηλαδή μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος και της βιομηχανικής παραγωγής.

Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει κατά καιρούς και προσπαθούν να αποδείξουν αν υπάρχει ή όχι αμφίδρομη σχέση μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος. Για την εξαγωγή των παραπάνω αποτελεσμάτων χρησιμοποιήθηκε το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews και λάβαμε παρατηρήσεις για είκοσι έξι συνεχόμενα έτη.

Σκοπός αυτού του κεφαλαίου είναι η διερεύνηση της παραπάνω σχέσης για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής (Η.Π.Α.), το Ηνωμένο Βασίλειο της Αγγλίας (Αγγλία), την Ιαπωνία, την Ελλάδα και τον Καναδά.

Για να εξάγουμε τα παραπάνω συμπεράσματα θα χρησιμοποιήσουμε κάποια οικονομετρικά εργαλεία τα οποία παρουσιάσαμε αναλυτικά στο προηγούμενο κεφάλαιο (κεφ.2). Συνοπτικά, αναφέρουμε ότι θα εξετάσουμε την στασιμότητα των χρονοσειρών των μεταβλητών μας χρησιμοποιώντας την ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας σε αυτές. Δευτερευόντως, θα επιλέξουμε το κατάλληλο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα και θα ερευνήσουμε αν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών μας. Τέλος, θα ερευνήσουμε την επίδραση μεταξύ των μεταβλητών με τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.

3.2 Δεδομένα Μεταβλητές

Στην συγκεκριμένη έρευνα, όπως αναφέραμε και παραπάνω μελετάμε τις Η.Π.Α., Αγγλία, Ιαπωνία, Ελλάδα, και Καναδάς.

Από ένα ευρύ σύνολο μεταβλητών επιλέχθηκαν οι κάτωθι για την ολοκλήρωση της μελέτης:

- Ο Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (Industrial Production Index),
- Ο Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock Index),
- Ισοτιμία κάθε νομίσματος (Foreign Exchange) αναλόγως την χώρα που μελετάμε σε σχέση με την Ισοτιμία της με το δολάριο,
- Το επιτόκιο του τριμηνιαίου Ομολόγου (Treasury Bill 3 Month),
- Τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index), και τέλος

- Ως Dummy μεταβλητή έχουν χρησιμοποιηθεί οι Διεθνείς Συναλλαγματικές Κρίσεις

Για την κάθε μια από τις παραπάνω χώρες χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από την 01 Ιανουαρίου 1990 έως και την 30 Νοεμβρίου 2016. Το σύνολο του δείγματος αθροίζει 321 μηνιαίες παρατηρήσεις (monthly observations). Τα δεδομένα όλων των μεταβλητών αντλήθηκαν από την βάση δεδομένων DataStream και από την Federal reserved Bank of St Louis. Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε το οικονομετρικό πρόγραμμα EViews.

Αναλυτικά:

Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (Industrial Production Index)

Η Βιομηχανική Παραγωγή (IP) περιλαμβάνει την παραγωγή στην βιομηχανία, των μεταλλευμάτων (ορυχείων), της ηλεκτρικής ενέργειας και των καυσίμων. Είναι ένας σημαντικός δείκτης για να μετρήσουμε την αποδοτικότητα (performance) μιας οικονομίας. Επιπροσθέτως, είναι υψηλά συσχετιζόμενη (high correlated) με τις χρηματιστηριακές αγορές. Υπολογίζουμε την μεταβολή του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής (Industrial Production Growth): $dIP_t = \ln(IP_t) - \ln(IP_{t-1})$ και λαμβάνουμε την μεταβολή του.

Αποδόσεις μετοχών (Stock returns)

Ο χρηματιστηριακός δείκτης ενσωματώνει αποτελέσματα από το μεγαλύτερο κομμάτι των εταιρειών μιας χώρας. Η κερδοφορία ή μη καθώς και η αποτελεσματικότητα ή μη αντανακλάται στην τιμή της μετοχής της. Επιπροσθέτως, μέσα στην τιμή ενός τίτλου συμπεριλαμβάνεται ο συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος ανάλογα την χώρα αναφοράς που μελετάμε. Για να υπολογίσουμε τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών χρησιμοποιούμε $dSR = \ln(SR_t) - \ln(SR_{t-1})$

Συναλλαγματική Ισοτιμία (Foreign Exchange)

Ως συναλλαγματική ισοτιμία λάβαμε υπόψιν μας το νόμισμα της κάθε χώρας ως προς το δολάριο \$. Υπολογίσαμε τις μεταβολές $dFE = \ln(FE_t) - \ln(FE_{t-1})$. Η συγκεκριμένη μεταβλητή είναι πολύ σημαντική στο να λαμβάνει κάποιος επενδυτικές αποφάσεις. Έτσι μια μείωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα έχει σαν συνέπεια την αύξηση της ανταγωνιστικότητας της οικονομίας. Επιπλέον, οι εγχώριες μετοχές θα είναι πιο φθηνές για τους ξένους επενδυτές.

Επιτόκιο τριμηνιαίου ομολόγου (Treasury Bill)

Το επιτόκιο θεωρείται μια από τις μακρομεταβλητές. Ως επιτόκιο λάβαμε το ονομαστικό treasury bill με διάρκεια μικρότερη του έτους. Είναι ελκυστικό για του επενδυτές λόγω του γεγονότος ότι η διάρκεια του είναι μικρότερη του έτους άρα δεν υπάρχει αθέτηση συμφωνίας πληρωμής. Treasury Bills εκδίδονται με διάρκεια 1 μηνός, 3 μηνών και 6 μηνών. Στην δική μας ανάλυση επιλέξαμε την απόδοση της 3μηνης έκδοσης και την υπολογίσαμε ως $dTR = TR_t - TR_{t-1}$.

Γενικό επίπεδο τιμών (Inflation)

Ο πληθωρισμός υπολογίζεται ως η μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή (Consumer price index) $dINF = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1})$. Ο πληθωρισμός επίσης παίζει σημαντικό ρόλο στην μάκρο καθώς επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Μια αύξηση στο γενικό επίπεδο των τιμών μειώνει την αγοραστική δύναμη των επενδυτών με αποτέλεσμα να επηρεάζει την χρηματιστηριακή αγορά.

Διεθνείς κρίσεις (Crisis – Dummy Variable (D))

Ως ψευδομεταβλητή επιλέχθηκαν οι διεθνείς κρίσεις ως ακολούθως:

- Ο Σεπτέμβριος του 1992 (μαύρη Τετάρτη) όπου η συντηρητική Βρετανική κυβέρνηση οδηγήθηκε στο να αποσύρει τη βρετανική λίρα από τον μηχανισμό Ευρωπαϊκό μηχανισμό Ισοτιμιών European exchange rate mechanism (ERM)
- Ο Δεκέμβριος του 1994 με την κρίση του πέσο (Mexican peso crisis) στην οποία η Μεξικάνικη κυβέρνηση υποτίμησε το πέσο έναντι του αμερικανικού δολαρίου.
- Η Ταϊλανδέζικη κρίση το 1996, η οποία έλαβε χώρα με την προσπάθεια της κυβέρνησης να κρατήσει τον δεσμό του τοπικού νομίσματος με το δολάριο \$. Εκείνη την χρονική στιγμή το βάρος του κυβερνητικού χρέους σε ξένα χέρια έκανε εύθραυστη την οικονομία της χώρας σε χρεοκοπία πριν την τελική κατάρρευση του νομίσματος.
- Η Ρωσική κρίση τον Σεπτέμβριο του 1998 η οποία δημιουργήθηκε όταν υποτιμήθηκε το ρούβλι με αποτέλεσμα η Ρώσικη κυβέρνηση να αθετήσει τις πληρωμές του χρέους της.
- Η Διεθνής χρηματοοικονομική κρίση του 2007 που προέκυψε μετά από το ξέσπασμα στην αγορά των στεγαστικών δανείων χαμηλής εξασφάλισης και στην χρήση των χρηματοοικονομικών προϊόντων που

εξαρτώνταν άμεσα από την δυνατότητα αποπληρωμής των δανείων αυτών.

Σημείωση: η ψευδομεταβλητή συμπληρώθηκε με την τιμή $D=1$ μόνο κατά τον μήνα που ξέσπασε η κρίση, ενώ στις υπόλοιπες παρατηρήσεις έχει συμπληρωθεί η τιμή $D=0$. Εξάιρεση, αποτελεί η συμπλήρωση της μεταβλητής $D=1$ σε 14 παρατηρήσεις (14 συνεχόμενους μήνες) στην Διεθνή κρίση του 2007 λόγω της διάρκειας της.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

3.3 ΗΝΩΜΕΝΕΣ ΠΟΛΙΤΕΙΕΣ της ΑΜΕΡΙΚΗΣ (Η.Π.Α.)

3.3.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των υπό διερεύνηση μεταβλητών θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και συγκεκριμένα τον έλεγχο Augmented Dickey - Fuller (ADF). Στον παραπάνω έλεγχο πρέπει να προσδιορίσουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags), έτσι ώστε να είναι τέτοιος που τα κατάλοιπα να μην εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια για την επιλογή των κατάλληλων υστερήσεων με αυτό του Akaike (AIC) να είναι το πιο διαδεδομένο και εύχρηστο.

Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων την εξαρτημένης μεταβλητής δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$, Dickey and Said (1984), όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο υπολογισμός των υστερήσεων είναι ιδιαίτερα σημαντικός, καθώς ο έλεγχος Dickey-Fuller εμφανίζει προβλήματα όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγάλος κατά Agiakloglou και Newbold (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τον συνολικό αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος που είναι 324, ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων υπολογίζεται περίπου κοντά στο 6.

Οι μεταβλητές εξετάζονται, σε επίπεδο (level), αρχικά ως προς την στασιμότητα τους και σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι δεν είναι στάσιμες, ο έλεγχος πραγματοποιείται στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, θα εξεταστούν οι μεταβλητές Βιομηχανική Παραγωγή (IP), Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock), Συναλλαγματική Ισοτιμία (FE), Τριμηνιαίο Ομόλογο (TB), Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI) και τέλος μια ψευδομεταβλητή με τις διεθνείς κρίσεις (Crisis Dummy).

Στον Πίνακα 3.1 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των λογάριθμων των παραπάνω μεταβλητών.

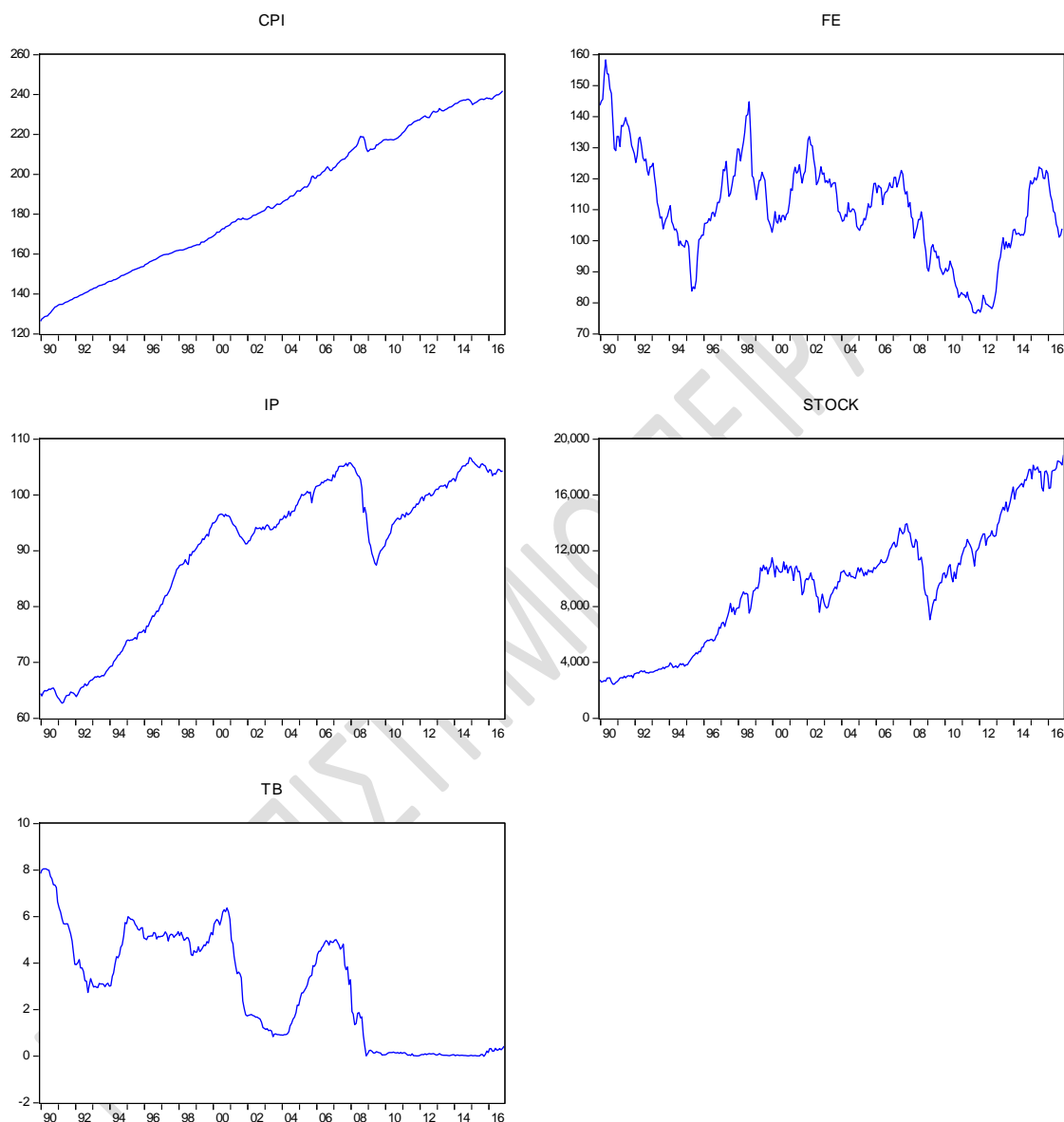
Πίνακας 3.1

Περιγραφικά Στατιστικά (Η.Π.Α.)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
CPI	5,2112	0,1874	-0,1662	1,7760	21,5812
FE	4,6960	0,1508	-0,4054	2,9516	8,8516
IP	4,4854	0,1628	-0,8875	2,3763	47,4933
STOCK	9,0343	0,5538	-0,7488	2,4072	34,8022
TB	0,1162	1,9249	-0,9536	2,4846	52,3708

Στο Διάγραμμα 3.1 παραθέτονται όλες οι μεταβλητές σε αρχικό επίπεδο (level) για το διάστημα από 1990 – 2016 πριν από τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα.

Διάγραμμα 3.1 Μεταβλητές Η.Π.Α. διάστημα 1990 – 2016



Παρατηρώντας το Διάγραμμα 3.1 εύκολα διαπιστώνουμε ότι όλες οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Χαρακτηριστικά τα διαγράμματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηριακού δείκτη μπορούν να θεωρηθούν τυχαίοι περίπατοι (random walk). Σημείο αναφοράς αποτελεί το έτος 2008 το οποίο χαρακτηρίζεται από ραγδαία πτώση στην Βιομηχανική Παραγωγή, στην Χρηματιστηριακή αγορά καθώς και στα τριμηνιαία Ομόλογα του Δημοσίου.

Κυρίως τα ομόλογα παρουσιάζουν μια κατακόρυφη πτώση (break point) στο τέλος του 2008, έτος κατά το οποίο η Αμερικανική Κεντρική Τράπεζα (FED) εγκαινίασε την πολιτική ποσοτικής χαλάρωσης Quantitative easing (QE) για να την οδηγήσει σε χαμηλά επιτόκια.

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Οι Dickey-Fuller εξετάζουν τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ακολούθως, ο Πίνακας 3.2 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο αρχικό (level). Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.2

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε αρχικό επίπεδο (H.Π.Α.)

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IP	-1,670436	0,4454	Αποδοχή H_0
STOCK	-0,212634	0,9338	Αποδοχή H_0
FE	-2,671414	0,0802	Αποδοχή H_0
TB	-1,807925	0,3763	Αποδοχή H_0
CPI	-0,614703	0,8640	Αποδοχή H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα στις αρχικές σειρές (level) ισχύει η μοναδιαία ρίζα, άρα οι σειρές δεν είναι στάσιμες. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος πρέπει να μετατρέψουμε τις μη στάσιμες σειρές σε στάσιμες. Για την παραπάνω μετατροπή πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές, Box και Jenkins (1970). Εξετάζουμε τις κάτωθι μεταβλητές: Ανάπτυξη Βιομηχανικής Παραγωγής - Industrial Production Growth (IPG), Χρηματιστηριακές Αποδόσεις - Stock Returns (SR), Συναλλαγματική Ισοτιμία - Foreign Exchange (FE),

Ομόλογο Τριμήνου - Treasury Bill (TB), Μεταβολή Δείκτη Τιμών Καταναλωτή - Inflation (INF) και ψευδομεταβλητή (crisis).

Στον Πίνακα 3.3 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των παραπάνω μεταβλητών (πρώτες διαφορές).

Πίνακας 3.3
Περιγραφικά Στατιστικά (Η.Π.Α.)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
INF	0,0020	0,0027	-1,3563	14,6869	1.931,2270
FE	-0,0010	0,0262	-0,3390	3,9795	19,0410
IPG	0,0015	0,0064	-1,7673	12,6991	1.429,7530
SR	0,0059	0,0413	-0,7300	4,5824	62,1922
TB	-0,0233	0,2110	-1,9029	11,5007	1.163,8260

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Τις παραπάνω μεταβλητές τις εξετάζουμε στις εξής υποθέσεις.

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.4 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.4

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών (Η.Π.Α.).

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IPG	-4,727194	0,0001	Απόρριψη H_0
SR	-17,843340	0,0000	Απόρριψη H_0
FE	-3,502792	0,0085	Απόρριψη H_0
TB	-4,257697	0,0006	Απόρριψη H_0
INF	-5,940706	0,0000	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα των Dickey – Fuller τα p-values και για τις 5 μεταβλητές είναι κάτω από 5%. Αυτό συνεπάγεται ότι απορρίπτεται η H_0 άρα οι μεταβλητές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα άρα οι σειρές είναι στάσιμες.

Εάν μια σειρά μετατραπεί από μη στάσιμη σε στάσιμη μετά την χρήση διαφορών d τότε ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται $I(d)$. Στην περίπτωση μας όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$.

Η απουσία μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη για τη διενέργεια του ελέγχου αιτιότητας κατά τον Sims (1980) γιατί ο στόχος της ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Επιπροσθέτως, στην ανάλυση του VAR είναι κεφαλαιώδεις οι μεταβλητές αυτές να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

3.3.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model)

Μετά τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα ή όχι, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Σημαντικό σε αυτό το βήμα είναι ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων ο οποίος καθορίζει την τάξη του διανυσματικού υποδείγματος. Αν χρησιμοποιηθεί μια υστέρηση τότε το υπόδειγμα θα είναι πρώτης τάξης και συμβολίζεται με VAR(1), εάν έχει δύο χρονικές υστερήσεις τότε το υπόδειγμα είναι δεύτερης τάξης VAR(2) κ.ο.κ.. Ο γενικός συμβολισμός είναι VAR(p), όπου p η τάξη του υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων. Ως κριτήριο για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων ορίζεται το Akaike (AIC).

Το διανυσματικό μοντέλο θεωρεί όλες τις μεταβλητές ενδογενείς. Όπως προκύπτει για τις ΗΠΑ το κατάλληλο μοντέλο απαιτεί 3 χρονικές υστερήσεις. Κάθε μια υστέρηση αντιστοιχεί σε έναν μήνα. Μια χρονική υστέρηση σημαίνει πως η μεταβλητή X στον χρόνο $t - 1$ επηρεάζει την μεταβλητή Y στον χρόνο t .

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προσδιορίζει την κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Σκοπός είναι να μελετήσουμε αν οι κατά εξέταση μεταβλητές, οι οποίες συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους, έχουν σχέση αιτίας και αποτελέσματος. Για να εξετασθεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών πρέπει να διαπιστώσουμε πρώτα την κατεύθυνση, δηλαδή να δούμε αν οι παρελθούσες τιμές της X μας βοηθούν στην πρόβλεψη της Y.

Ο στατιστικός έλεγχος κατά Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : μη ύπαρξη αιτιότητας (no causality)

H_1 : ύπαρξη αιτιότητας (causality)

Η ύπαρξη ή μη αιτιότητας γίνεται με την βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%) τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5% αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.5 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ελέγχου της αιτιότητας κατά Granger. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι μεταβλητές και τα p-values. Στον κάθετο άξονα είναι οι εξαρτημένες μεταβλητές ενώ στον οριζόντιο οι ανεξάρτητες. Με έντονη γραφή (bold) έχουν επισημανθεί τα ποσά που αιτιάζουν κατά Granger.

Πίνακας 3.5

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger (Η.Π.Α.)

	Εξαρτημένες μεταβλητές						
	IPG	SR	FE	TB	INF	CRISIS	
Ανεξάρτητες μεταβλητές	IPG	-	0.0017	0.2013	0.0707	0.0522	0.1823
	SR	0.0000	-	0.0655	0.0978	0.1434	0.0181
	FE	0.9577	0.8321	-	0.1686	0.0871	0.5974
	TB	0.1002	0.1630	0.1449	-	0.2446	0.6463
	INF	0.2393	0.8040	0.3758	0.0034	-	0.6511
	CRISIS	0.0145	0.0172	0.0292	0.5066	0.0284	-

Από τον Πίνακα 3.5 εξάγονται τα ακόλουθα αποτελέσματα. Υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), αλλά ισχύει και η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR). Σε αυτή την περίπτωση υπάρχει αιτιότητα

κατά Granger και προς τις 2 κατευθύνσεις, άρα η σχέση μεταξύ των 2 μεταβλητών είναι αμφίδρομη (bi-directional causality). Το ίδιο ισχύει και για την απόδοση του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) και την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG). Η απόδοση του τριμηνιαίου ομολόγου αιτιάζει κατά Granger την βιομηχανική ανάπτυξη αλλά και η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger τις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου (TB), δηλαδή υπάρχει αμφίδρομη αιτιότητα (bi-directional causality).

Στο σημείο αυτό είναι σημαντικό να επισημανθεί ότι οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν κατά Granger τις 4 από τις 5 με μεταβλητές. Αναλυτικά, οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR), τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) και τέλος τον πληθωρισμό (INF). Εξαιρέση αποτελούν οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου (TB).

Επίσης, η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) και η απόδοση της συναλλαγματικής ισοτιμίας (FE) αιτιάζουν τον πληθωρισμό (INF). Επιπροσθέτως, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζουν τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE), τις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) και των διεθνών κρίσεων (CRISIS). Επιπλέον, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζουν τις διεθνείς κρίσεις (CRISIS). Αξίζει να σημειωθεί ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις προεξοφλούν τις κρίσεις στην περίπτωση των Η.Π.Α..

Τέλος, ότι ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζει τις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου (TB), μια αιτιότητα που στηρίζεται θεωρητικά και στην οικονομική θεωρία (Fisher effect).

3.3.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Μια συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια διαταραχή (shock) στις μεταβλητές. Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε τυπικές αποκλίσεις των διαταρακτικών όρων.

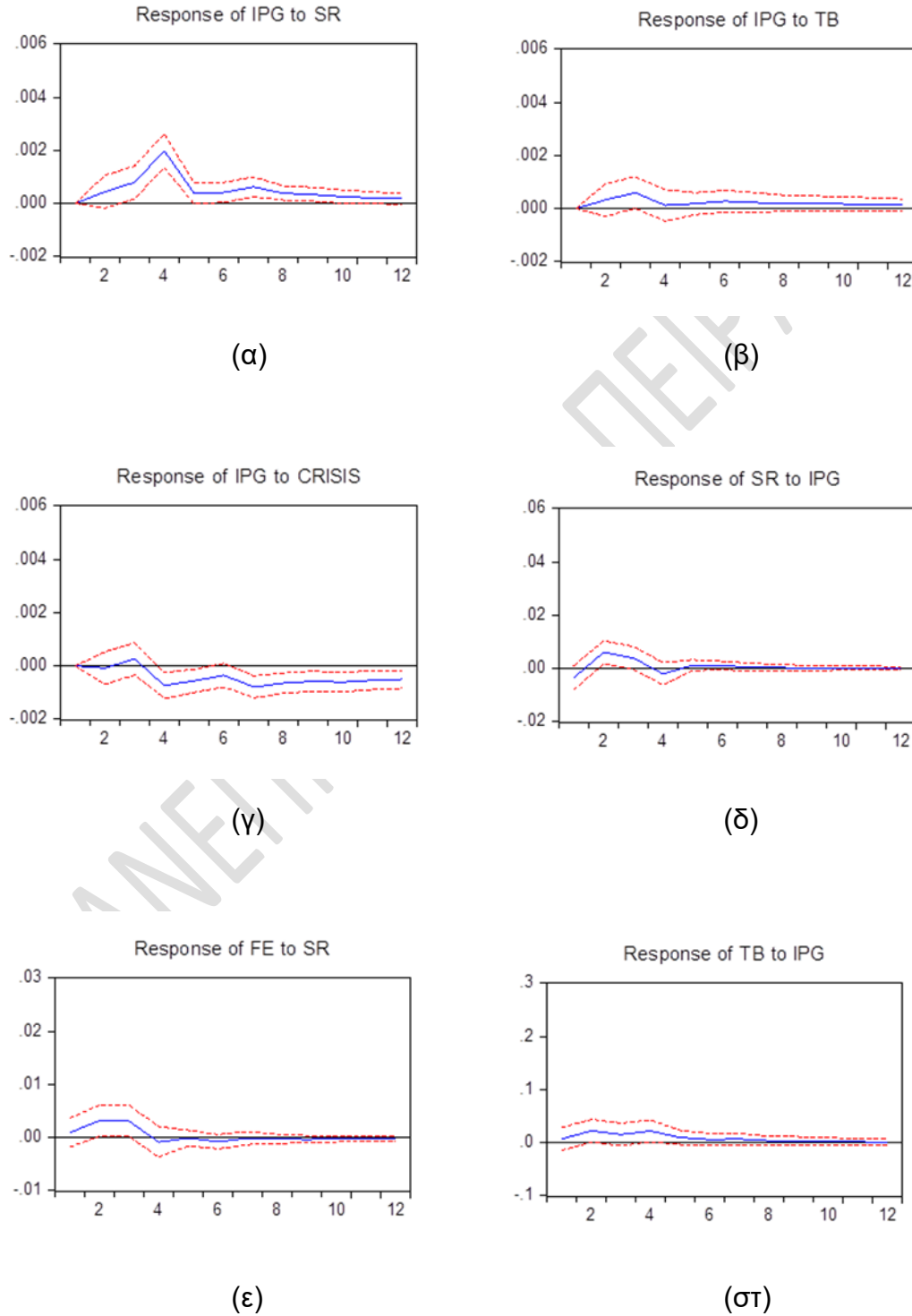
Η ερμηνεία των εκτιμημένων συντελεστών ενός VAR είναι δύσκολη γ'αυτόν τον λόγο μετατρέπονται σε μορφή κινητού μέσου για να υπολογιστούν οι επιδράσεις των shock στις ενδογενείς μεταβλητές. Ενώ ο έλεγχος αιτιότητας προσδιορίζει την κατεύθυνση, η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την αλλαγή, δηλαδή τι θα συμβεί στην εξαρτημένη μεταβλητή σε μια αιφνίδια αλλαγή.

Στην συνέχεια παρουσιάζεται μέρος των αποτελεσμάτων των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων. Το σύνολο των αποτελεσμάτων επισυνάπτεται στο αντίστοιχο παράρτημα. Η επιλογή των διαγραμμάτων που εμφανίζονται έχει γίνει με γνώμονα α) την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger και β) την μεταξύ των μεταβλητών σημαντικότητα της σχέσης.

Στο Διάγραμμα 3.2 παραθέτονται έξι γραφήματα των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων.

Διάγραμμα 3.2 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων Η.Π.Α.

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



Στο γράφημα (α) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της χρηματιστηριακής απόδοσης (SR). Αν μετακινηθεί η χρηματιστηριακή απόδοση τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την τρίτη περίοδο και μετά κινείται καθοδικά. Η αντίδραση δεν απορροφάται και χρειάζεται χρονικό διάστημα κοντά στις 12 περιόδους για να επέλθει σύγκλιση.

Στο γράφημα (β) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της απόδοσης του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αν μετακινηθεί η απόδοση του τριμηνιαίου ομολόγου η βιομηχανική ανάπτυξη κινείται αρχικά ανοδικά και μετά την τρίτη περίοδο κινείται καθοδικά. Μετά την έβδομη περίοδο τείνει να επέλθει οριακή σύγκλιση.

Στο γράφημα (γ) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των διεθνών κρίσεων (CRISIS). Αρχικά φαίνεται μια μικρή αλλά θετική κλίση που μετά την τρίτη περίοδο κινείται καθοδικά. Η αντίδραση δεν φαίνεται να απορροφάται σε χρονικό διάστημα μικρότερο των 12 περιόδων.

Στο γράφημα (δ) παρουσιάζεται η αντίδραση των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αρχικά, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις κινούνται ανοδικά αλλά μετά την δεύτερη κινούνται καθοδικά. Το σοκ απορροφάται μετά την όγδοη περίοδο στην οποία επέρχεται και σύγκλιση.

Στο γράφημα (ε) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR). Αρχικά, οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται ανοδικά αλλά μετά την δεύτερη περίοδο κινούνται καθοδικά. Η σύγκλιση επέρχεται και το σοκ απορροφάται μετά την ένατη περίοδο.

Στο γράφημα (στ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ανοδικά αλλά σχετικά ήπια κοντά στο σημείο ισορροπίας. Το σοκ απορροφάται μετά την πάροδο οκτώ περιόδων.

3.3.4 Συμπεράσματα

Βασικό μέλημα της έρευνας μας είναι να μελετήσουμε αν υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ βιομηχανικής παραγωγής και χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος σε ένα δείγμα πέντε (5) χωρών.

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο μελετήσαμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών για την οικονομία των Η.Π.Α.. Η μεθοδολογία που ακολουθήσαμε επιγραμματικά ήταν η ακόλουθη: α) έλεγχος στασιμότητας των χρονοσειρών β) επιλογή του κατάλληλου αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Akaike για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων (lags) γ) έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προκειμένου να διαπιστωθεί η κατεύθυνση της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών και τέλος δ) οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων καθορίζοντας τι θα συμβεί στη εξαρτημένη μεταβλητή μετά από σοκ σε μια από τις ανεξάρτητες.

Με βάση την έρευνα που πραγματοποιήθηκε διαπιστώθηκε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη και η σχέση μεταξύ τους είναι θετική δηλαδή ένα σοκ στις χρηματιστηριακές αποδόσεις θα επηρεάσει θετικά την βιομηχανική ανάπτυξη. Υπάρχει όμως μια κυκλική σχέση γιατί και η βιομηχανική ανάπτυξη επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και, επιπλέον, τις επηρεάζει θετικά, δηλαδή σε μια αλλαγή της βιομηχανικής ανάπτυξης επηρεάζονται θετικά και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις. Αυτό συμβαίνει γιατί όταν η οικονομία παράγει σημαίνει ότι γίνονται επενδύσεις και αυτές με την σειρά τους οδηγούν σε υψηλότερα εταιρικά κέρδη και μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αποδόσεις αλλά και τα ίδια τα εταιρικά κέρδη τροφοδοτούν τις επενδύσεις και κατ' επέκταση την βιομηχανική ανάπτυξη. Στην περίπτωση των Η.Π.Α. βέβαια δεν διαπιστώσαμε να επηρεάζει η βιομηχανική ανάπτυξη τις συναλλαγματικές αποδόσεις και το αντίθετο.

Πέρα όμως από το γεγονός ότι απαντήσαμε στο βασικό μας ερώτημα θα επισημάνουμε και κάποιες άλλες εξαρτήσεις με σημαντικότερες εξ' αυτών την σχέση μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και της βιομηχανικής ανάπτυξης σχέση αμφίδρομη και θετική και προς τις δύο κατευθύνσεις. Επιπλέον διαπιστώνουμε ότι, η βιομηχανική ανάπτυξη επηρεάζει τον πληθωρισμό θετικά αλλά και οι συναλλαγματικές αποδόσεις επηρεάζουν τον πληθωρισμό με την σχέση να είναι αρνητική. Ο πληθωρισμός από την μεριά του επηρεάζει την απόδοση των ομολόγων θετικά, δηλαδή όταν θα έχουμε ένα θετικό σοκ στον πληθωρισμό θα επηρεαστεί θετικά η απόδοση του ομολόγου (Fisher effect).

Επιπροσθέτως, βλέπουμε ότι οι διεθνείς κρίσεις επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη, τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, τις συναλλαγματικές αποδόσεις και τον πληθωρισμό αρνητικά. Εδώ το αξιοσημείωτο είναι ότι δεν έχουμε εντοπίσει οι διεθνείς κρίσεις να αιτιάζονται προς τις αποδόσεις του ομολόγου. Επίσης οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επιδρούν στις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών και του τριμηνιαίου ομολόγου.

Τέλος μια σημαντική σχέση αιτιότητας είναι ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις αιτιάζονται τις κρίσεις, μοιάζει δηλαδή σαν να τις προβλέπουν, να έρχονται και να προειδοποιούν τι θα συμβεί.

3.4 ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ της ΑΓΓΛΙΑΣ

3.4.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των υπό διερεύνηση μεταβλητών θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και συγκεκριμένα τον έλεγχο Augmented Dickey - Fuller (ADF). Στον παραπάνω έλεγχο πρέπει να προσδιορίσουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags), έτσι ώστε να είναι τέτοιος που τα κατάλοιπα να μην εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια για την επιλογή των κατάλληλων υστερήσεων με αυτό του Akaike (AIC) να είναι το πιο διαδεδομένο και εύχρηστο.

Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων την εξαρτημένης μεταβλητής δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$, Dickey and Said (1984), όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο υπολογισμός των υστερήσεων είναι ιδιαίτερα σημαντικός, καθώς ο έλεγχος Dickey-Fuller εμφανίζει προβλήματα όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγάλος κατά Agiakloglou και Newbold (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τον συνολικό αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος που είναι 324, ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων υπολογίζεται περίπου κοντά στο 6.

Οι μεταβλητές εξετάζονται, σε επίπεδο (level), αρχικά ως προς την στασιμότητα τους και σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι δεν είναι στάσιμες, ο έλεγχος πραγματοποιείται στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, θα εξεταστούν οι μεταβλητές Βιομηχανική Παραγωγή (IP), Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock), Συναλλαγματική Ισοτιμία (FE), Τριμηνιαίο Ομόλογο (TB), Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI) και τέλος μια ψευδομεταβλητή με τις διεθνείς κρίσεις (Crisis Dummy).

Στον Πίνακα 3.6 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των λογάριθμων των παραπάνω μεταβλητών.

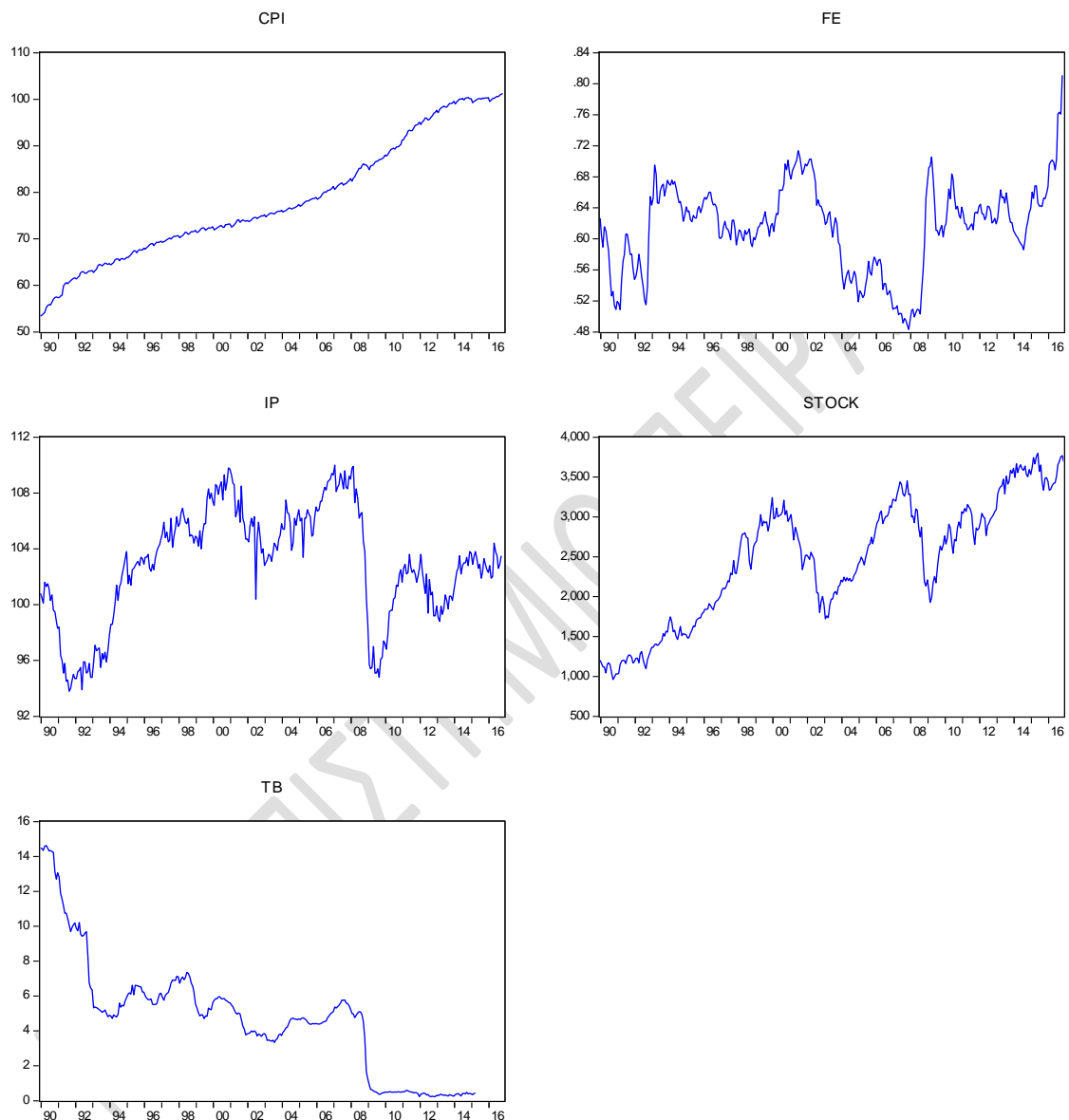
Πίνακας 3.6

Περιγραφικά Στατιστικά (Αγγλία)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
CPI	4,3302	0,1563	0,0750	2,3178	6,1795
FE	-0,4984	0,0904	-0,6219	2,6231	21,3964
IP	4,6329	0,0410	-0,4911	2,3628	17,3622
STOCK	7,7287	0,3478	-0,7073	2,4125	29,7192
TB	1,0899	1,1923	-0,9647	2,3991	51,7285

Στο Διάγραμμα 3.3 παραθέτονται όλες οι μεταβλητές σε αρχικό επίπεδο (level) για το διάστημα από 1990 – 2016 πριν από τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα.

Διάγραμμα 3.3 Μεταβλητές Αγγλίας διάστημα 1990 – 2016



Παρατηρώντας το Διάγραμμα 3.3 εύκολα διαπιστώνουμε ότι όλες οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Χαρακτηριστικά τα διαγράμματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηριακού δείκτη μπορούν να θεωρηθούν τυχαίοι περίπατοι (random walk). Σημείο αναφοράς αποτελεί το έτος 2008 το οποίο χαρακτηρίζεται από ραγδαία πτώση στην Βιομηχανική Παραγωγή (μέσα σε 20 μήνες συρρικνώθηκε από τις 109,8 μονάδες στις 94,8 μονάδες), στην Χρηματιστηριακή αγορά καθώς και στα τριμηνιαία Ομόλογα του Δημοσίου.

Κυρίως τα ομόλογα παρουσιάζουν μια κατακόρυφη πτώση (break point) στο τέλος του 2008, έτος κατά το οποίο η Βρετανική κεντρική Τράπεζα εγκαινίασε την πολιτική ποσοτικής χαλάρωσης Quantitative easing (QE) για να την οδηγήσει σε χαμηλά επιτόκια.

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Οι Dickey-Fuller εξετάζουν τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ακολούθως, ο Πίνακας 3.7 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο αρχικό (level). Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.7

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε αρχικό επίπεδο (Αγγλία)

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IP	-2,687473	0,0773	Αποδοχή H_0
STOCK	-1,191862	0,6789	Αποδοχή H_0
FE	-2,249021	0,1896	Αποδοχή H_0
TB	-2,985667	0,0374	Απόρριψη H_0
CPI	-0,033670	0,9538	Αποδοχή H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα στις αρχικές σειρές (level) ισχύει η μοναδιαία ρίζα, άρα οι σειρές δεν είναι στάσιμες εκτός από το τριμηνιαίο ομόλογο που είναι στάσιμο. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος πρέπει να μετατρέψουμε τις μη στάσιμες σειρές σε στάσιμες. Για την παραπάνω μετατροπή πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές, Box και Jenkins (1970). Εξετάζουμε τις κάτωθι μεταβλητές: Ανάπτυξη Βιομηχανικής

Παραγωγής - Industrial Production Growth (IPG), Χρηματιστηριακές Αποδόσεις - Stock Returns (SR), Συναλλαγματική Ισοτιμία - Foreign Exchange (FE), Ομόλογο Τριμήνου - Treasury Bill (TB), Μεταβολή Δείκτη Τιμών Καταναλωτή - Inflation (INF) και ψευδομεταβλητή (crisis).

Στον Πίνακα 3.8 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των παραπάνω μεταβλητών (πρώτες διαφορές).

Πίνακας 3.8
Περιγραφικά Στατιστικά (Αγγλίας)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
INF	0,0021	0,0043	1,0476	12,8014	1.268,2630
FE	0,0002	0,0232	0,8192	5,9020	140,2125
IPG	0,0001	0,0099	-0,7690	7,5624	292,6585
SR	0,0037	0,0415	-0,6089	3,8053	26,9091
TB	-0,0463	0,2581	-2,8667	17,9650	3.242,3790

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Τις παραπάνω μεταβλητές τις εξετάζουμε στις εξής υποθέσεις.

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.9 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.9

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών (Αγγλία).

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IPG	-5,301461	0,0000	Απόρριψη H_0
SR	-16,853790	0,0000	Απόρριψη H_0
FE	-7,390924	0,0000	Απόρριψη H_0
TB	-6,956772	0,0000	Απόρριψη H_0
INF	-3,139521	0,0248	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα των Dickey – Fuller τα p-values και για τις 5 μεταβλητές είναι κάτω από 5%. Αυτό συνεπάγεται ότι απορρίπτεται η H_0 άρα οι μεταβλητές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα άρα οι σειρές είναι στάσιμες.

Εάν μια σειρά μετατραπεί από μη στάσιμη σε στάσιμη μετά την χρήση διαφορών d τότε ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται $I(d)$. Στην περίπτωση μας όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$.

Η απουσία μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη για τη διενέργεια του ελέγχου αιτιότητας κατά τον Sims (1980) γιατί ο στόχος της ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Επιπροσθέτως, στην ανάλυση του VAR είναι κεφαλαιώδεις οι μεταβλητές αυτές να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

3.4.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (Vector Autoregression Model)

Μετά τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα ή όχι, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Σημαντικό σε αυτό το βήμα είναι ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων ο οποίος καθορίζει την τάξη του διανυσματικού υποδείγματος. Αν χρησιμοποιηθεί μια υστέρηση τότε το υπόδειγμα θα είναι πρώτης τάξης και συμβολίζεται με VAR(1), εάν έχει δύο χρονικές υστερήσεις τότε το υπόδειγμα είναι δεύτερης τάξης VAR(2) κ.ο.κ.. Ο γενικός συμβολισμός είναι VAR(p), όπου p η τάξη του υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων. Ως κριτήριο για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων ορίζεται το Akaike (AIC).

Το διανυσματικό μοντέλο θεωρεί όλες τις μεταβλητές ενδογενείς. Όπως προκύπτει για την Αγγλία το κατάλληλο μοντέλο απαιτεί 12 χρονικές υστερήσεις. Κάθε μια υστέρηση αντιστοιχεί σε έναν μήνα. Μια χρονική

υστέρηση σημαίνει πως η μεταβλητή X στον χρόνο $t-1$ επηρεάζει την μεταβλητή Y στον χρόνο t .

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προσδιορίζει την κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Σκοπός είναι να μελετήσουμε αν οι κατά εξέταση μεταβλητές, οι οποίες συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους, έχουν σχέση αιτίας και αποτελέσματος. Για να εξετασθεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών πρέπει να διαπιστώσουμε πρώτα την κατεύθυνση, δηλαδή να δούμε αν οι παρελθούσες τιμές της X μας βοηθούν στην πρόβλεψη της Y .

Ο στατιστικός έλεγχος κατά Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : μη ύπαρξη αιτιότητας (no causality)

H_1 : ύπαρξη αιτιότητας (causality)

Η ύπαρξη ή μη αιτιότητας γίνεται με την βοήθεια του p -value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%) τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση όταν το p -value είναι μεγαλύτερο του 5% αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.10 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ελέγχου της αιτιότητας κατά Granger. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι μεταβλητές και τα p -values. Στον κάθετο άξονα είναι οι εξαρτημένες μεταβλητές ενώ στον οριζόντιο οι ανεξάρτητες. Με έντονη γραφή (bold) έχουν επισημανθεί τα ποσά που αιτιάζονται κατά Granger.

Πίνακας 3.10

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger (Αγγλία)

	Εξαρτημένες μεταβλητές						
		IPG	SR	FE	TB	INF	CRISIS
Ανεξάρτητες μεταβλητές	IPG	-	0.0591	0.2544	0.0565	0.5668	0.7627
	SR	0.0486	-	0.6805	0.0463	0.0430	0.1263
	FE	0.7625	0.3944	-	0.2224	0.2025	0.1350
	TB	0.8690	0.8671	0.0003	-	0.0932	0.1125
	INF	0.5224	0.6787	0.1582	0.0130	-	0.0043
	CRISIS	0.4891	0.7884	0.3076	0.0442	0.1150	-

Από τον Πίνακα 3.10 εξάγονται τα ακόλουθα αποτελέσματα. Στην περίπτωση της Αγγλίας εντοπίσαμε μεταξύ των μεταβλητών 4 αμφίδρομες

σχέσεις αιτιότητας (bi-directional causality) κατά Granger α) υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), αλλά ισχύει και η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR), β) υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον πληθωρισμό (INF) προς το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) αλλά και από το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) προς τον πληθωρισμό (INF) γ) οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) αλλά και το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) αιτιάζει τις διεθνείς κρίσεις (CRISIS) και δ) οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν τον πληθωρισμό (INF) αλλά και ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζει τις διεθνείς κρίσεις (CRISIS).

Επιπροσθέτως, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζουν πέρα από την βιομηχανική παραγωγή (IPG), το τριμηνιαίο ομόλογο (TB), τον πληθωρισμό (INF) και τις διεθνείς κρίσεις (CRISIS).

Τέλος, το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) αιτιάζει κατά Granger τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) και η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει το τριμηνιαίο ομόλογο (TB).

3.4.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων

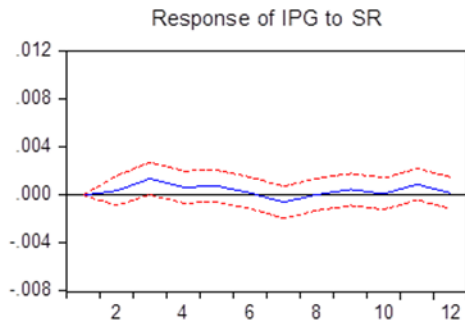
Μια συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια διαταραχή (shock) στις μεταβλητές. Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε τυπικές αποκλίσεις των διαταρακτικών όρων.

Η ερμηνεία των εκτιμημένων συντελεστών ενός VAR είναι δύσκολη γ'αυτόν τον λόγο μετατρέπονται σε μορφή κινητού μέσου για να υπολογιστούν οι επιδράσεις των shock στις ενδογενείς μεταβλητές. Ενώ ο έλεγχος αιτιότητας προσδιορίζει την κατεύθυνση, η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την αλλαγή, δηλαδή τι θα συμβεί στην εξαρτημένη μεταβλητή σε μια αιφνίδια αλλαγή.

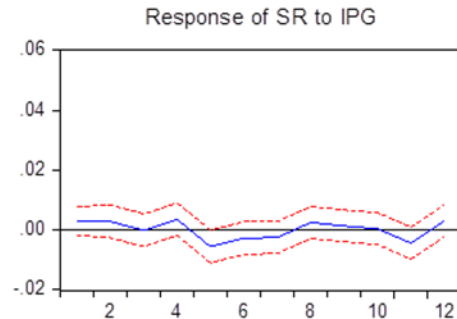
Στην συνέχεια παρουσιάζεται μέρος των αποτελεσμάτων των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων. Το σύνολο των αποτελεσμάτων επισυνάπτεται στο αντίστοιχο παράρτημα. Η επιλογή των διαγραμμάτων που εμφανίζονται έχει γίνει με γνώμονα α) την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger και β) την μεταξύ των μεταβλητών σημαντικότητα της σχέσης.

Στο Διάγραμμα 3.4 παραθέτονται έξι γραφήματα των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

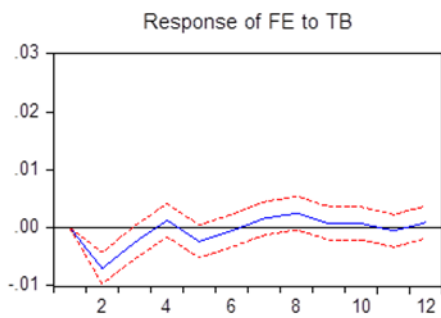
Διάγραμμα 3.4 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων Αγγλία
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



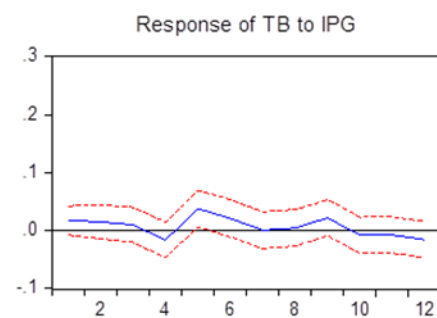
(α)



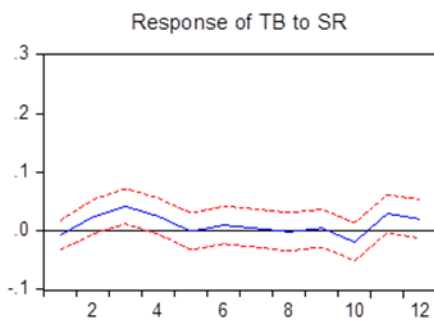
(β)



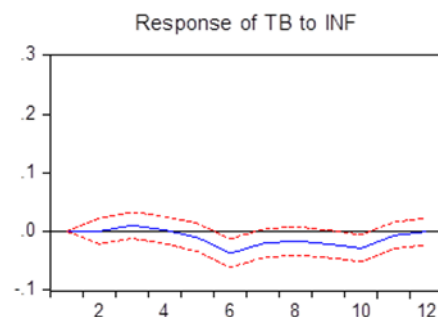
(γ)



(δ)



(ε)



(στ)

Στο γράφημα (α) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της χρηματιστηριακής απόδοσης (SR). Αν μετακινηθεί η χρηματιστηριακή απόδοση τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την τρίτη περίοδο και μετά κινείται καθοδικά. Η εναλλαγή

ανοδικών και καθοδικών κινήσεων θα συνεχιστεί και μετά την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (β) παρουσιάζεται η αντίδραση των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αρχικά, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις κινούνται ανοδικά αλλά μετά την δεύτερη περίοδο κινούνται καθοδικά. Η αλληλουχία ανοδικών και καθοδικών κινήσεων θα συνεχιστεί και μετά την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (γ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αρχικά, οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται καθοδικά αλλά μετά την δεύτερη περίοδο κινούνται ανοδικά μέχρι και την τέταρτη περίοδο. Μετέπειτα υπάρχει μια εναλλαγή καθοδικών και ανοδικών κινήσεων γύρω από το σημείο ισορροπίας. Η σύγκλιση επέρχεται μετά την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (δ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ανοδικά. Στην συνέχεια υπάρχει μια εναλλαγή ανοδικών και καθοδικών κινήσεων αλλά το σοκ παραμένει και μετά την πάροδο των δώδεκα περιόδων.

Στο γράφημα (ε) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ανοδικά. Στην συνέχεια και μετά την τρίτη περίοδο κινούνται καθοδικά μέχρι που φτάνουν στο σημείο ισορροπίας. Για μικρό αριθμό περιόδων υπάρχει σχεδόν σύγκλιση αλλά την δέκατη περίοδο υπάρχει μια καθοδική πορεία που ακολουθείται από μια ανοδική. Η σύγκλιση επέρχεται μετά την πάροδο των δώδεκα περιόδων.

Στο γράφημα (στ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του πληθωρισμού (INF). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ανοδικά, στην συνέχεια και μετά την τρίτη περίοδο κινούνται καθοδικά και παραμένουν κάτω από το σημείο ισορροπίας μέχρι την δωδέκατη περίοδο που συγκλίνουν στο σημείο ισορροπίας.

3.4.4 Συμπεράσματα

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο μελετήσαμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών για την οικονομία της Αγγλίας. Η μεθοδολογία που ακολουθήσαμε είναι αντίστοιχη με αυτή των Η.Π.Α. (κεφ.3.3.4 παρ.1).

Με βάση την έρευνα που πραγματοποιήσαμε διαπιστώσαμε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη και η σχέση μεταξύ τους είναι θετική δηλαδή ένα θετικό σοκ στις χρηματιστηριακές αποδόσεις προκαλεί ένα θετικό στην βιομηχανική ανάπτυξη. Η σχέση είναι κυκλική γιατί και η βιομηχανική ανάπτυξη επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και η σχέση είναι θετική. Αυτό συμβαίνει διότι όταν η οικονομία παράγει γίνονται νέες επενδύσεις και αυτές επηρεάζουν θετικά τα εταιρικά κέρδη και άρα οδηγούν σε μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αποδόσεις αλλά και τα εταιρικά κέρδη οδηγούν σε νέες επενδύσεις και αύξηση της βιομηχανικής ανάπτυξης. Στην περίπτωση της Αγγλίας δεν διαπιστώσαμε σχέση που να επηρεάζει η βιομηχανική ανάπτυξη τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών ή το αντίθετο.

Επιπλέον, εντοπίσαμε τις ακόλουθες αμφίδρομες σχέσεις (bi-directional): α) ο πληθωρισμός επηρεάζει τις αποδόσεις των ομολόγων θετικά (fisher effect) αλλά και οι αποδόσεις των ομολόγων επηρεάζουν τον πληθωρισμό με θετική σχέση β) μεταξύ των διεθνών κρίσεων και της απόδοσης των ομολόγων αλλά και αντίστροφα κατά κύριο λόγο οι σχέσεις είναι θετικές και γ) μεταξύ του πληθωρισμού και των διεθνών κρίσεων ομοίως θετικές σχέσεις, δηλαδή όταν αυξάνεται ο πληθωρισμός έχουμε διεθνείς κρίσεις.

Ταυτόχρονα, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν τις αποδόσεις των ομολόγων θετικά. Αλλά και τον πληθωρισμό ομοίως θετικά καθώς μέσα από το κανάλι των χρηματιστηριακών αποδόσεων και την αύξηση του πλούτου αυξάνεται η ζήτηση για προϊόντα και ασκούνται ακολούθως πληθωριστικές πιέσεις. Η βιομηχανική ανάπτυξη από την άλλη, επηρεάζει τις αποδόσεις των ομολόγων θετικά. Μια μεταβολή στην βιομηχανική ανάπτυξη αυξάνει και τις αποδόσεις των ομολόγων. Αξιοσημείωτο είναι ότι ο πληθωρισμός αιτιάζει τις κρίσεις, μοιάζει σαν να τις προβλέπει.

Τέλος, οι αποδόσεις των ομολόγων επηρεάζουν αρνητικά και μετά θετικά τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όταν δηλαδή οι αποδόσεις των ομολόγων αυξηθούν θα υποτιμηθεί το νόμισμα και μετά θα ανατιμηθεί.

3.5 ΙΑΠΩΝΙΑ

3.5.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των υπό διερεύνηση μεταβλητών θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και συγκεκριμένα τον έλεγχο Augmented Dickey - Fuller (ADF). Στον παραπάνω έλεγχο πρέπει να προσδιορίσουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags), έτσι ώστε να είναι τέτοιος που τα κατάλοιπα να μην εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια για την επιλογή των κατάλληλων υστερήσεων με αυτό του Akaike (AIC) να είναι το πιο διαδεδομένο και εύχρηστο.

Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων την εξαρτημένης μεταβλητής δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$, Dickey and Said (1984), όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο υπολογισμός των υστερήσεων είναι ιδιαίτερα σημαντικός, καθώς ο έλεγχος Dickey-Fuller εμφανίζει προβλήματα όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγάλος κατά Agiakloglou και Newbold (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τον συνολικό αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος που είναι 324, ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων υπολογίζεται περίπου κοντά στο 6.

Οι μεταβλητές εξετάζονται, σε επίπεδο (level), αρχικά ως προς την στασιμότητα τους και σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι δεν είναι στάσιμες, ο έλεγχος πραγματοποιείται στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, θα εξεταστούν οι μεταβλητές Βιομηχανική Παραγωγή (IP), Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock), Συναλλαγματική Ισοτιμία (FE), Τριμηνιαίο Ομόλογο (TB), Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI) και τέλος μια ψευδομεταβλητή με τις διεθνείς κρίσεις (Crisis Dummy).

Στον Πίνακα 3.11 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των λογάριθμων των παραπάνω μεταβλητών.

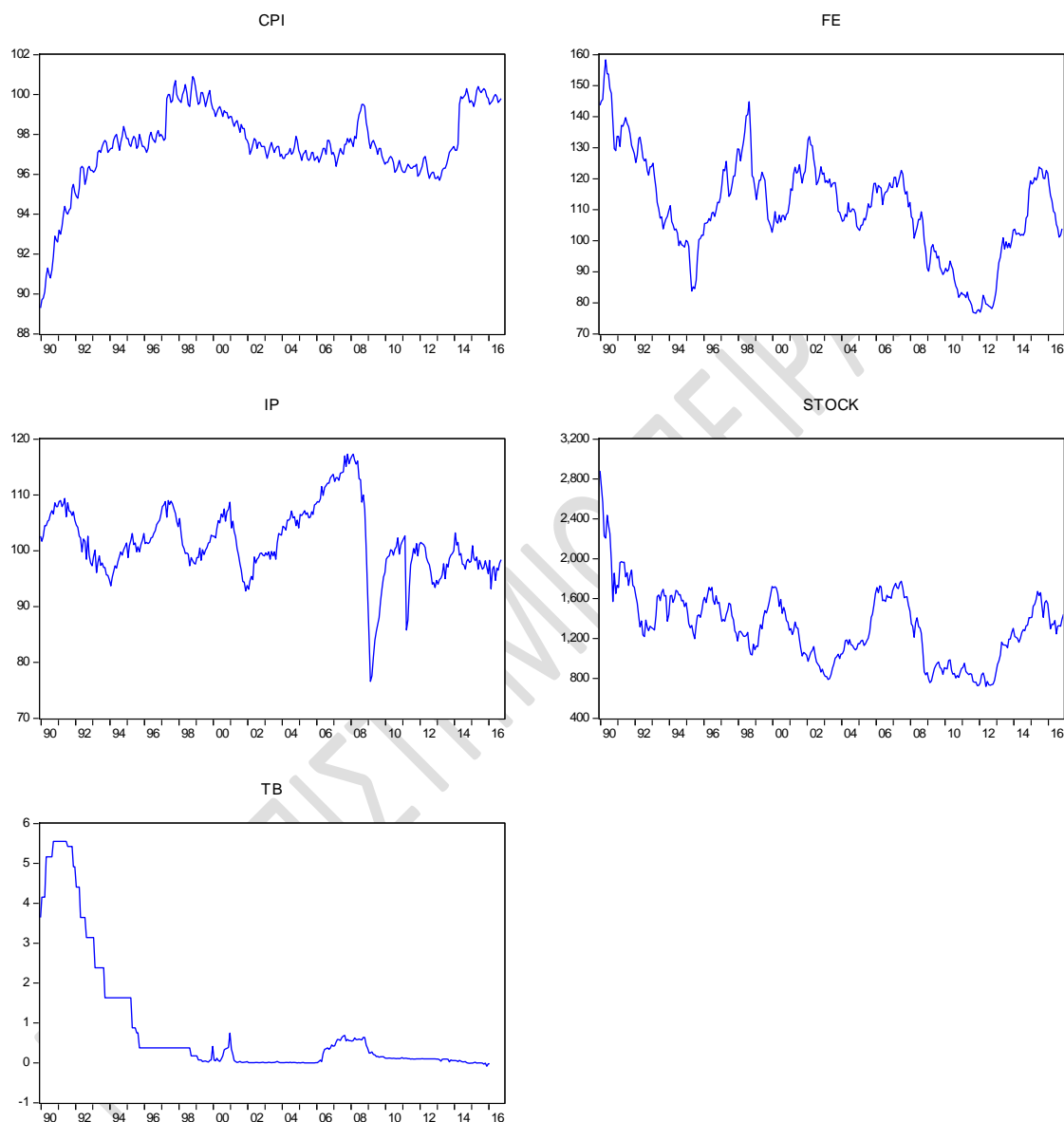
Πίνακας 3.11

Περιγραφικά Στατιστικά (Ιαπωνία)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
CPI	4,5772	0,0204	-1,4219	6,7354	269,9943
FE	4,6928	0,1563	-0,3474	2,7639	6,5964
IP	4,6219	0,0648	-0,6378	5,3957	90,2397
STOCK	7,1430	0,2825	-0,0734	2,5000	3,3268
TB	-1,7129	2,1587	-0,3615	2,5236	9,1853

Στο Διάγραμμα 3.5 παραθέτονται όλες οι μεταβλητές σε αρχικό επίπεδο (level) για το διάστημα από 1990 – 2016 πριν από τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα.

Διάγραμμα 3.5 Μεταβλητές Ιαπωνίας διάστημα 1990 – 2016



Παρατηρώντας το Διάγραμμα 3.5 εύκολα διαπιστώνουμε ότι όλες οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Χαρακτηριστικά τα διαγράμματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηριακού δείκτη μπορούν να θεωρηθούν τυχαίοι περίπατοι (random walk). Σημείο αναφοράς αποτελεί το έτος 2008 το οποίο χαρακτηρίζεται από ραγδαία πτώση στην Βιομηχανική Παραγωγή (μέσα σε 13 μήνες συρρικνώθηκε από τις 117 μονάδες στις 77 μονάδες). Είναι σημαντικό

να επισημάνουμε ότι οι αποδόσεις των τριμηνιαίων ομολόγων παραμένουν από τις αρχές της δεκαετίας του 2000 σε επίπεδα κοντά στο μηδέν.

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Οι Dickey-Fuller εξετάζουν τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ακολούθως, ο Πίνακας 3.12 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο αρχικό (level). Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.12

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε αρχικό επίπεδο (Ιαπωνία)

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IP	-3,392848	0,0119	Απόρριψη H_0
STOCK	-3,645966	0,0054	Απόρριψη H_0
FE	-2,671414	0,0802	Αποδοχή H_0
TB	-2,243732	0,1914	Αποδοχή H_0
CPI	-3,029369	0,0333	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα στις αρχικές σειρές (level) ισχύει η μοναδιαία ρίζα, άρα οι σειρές δεν είναι στάσιμες εκτός από τον δείκτη της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηρίου. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος πρέπει να μετατρέψουμε τις μη στάσιμες σειρές σε στάσιμες. Για την παραπάνω μετατροπή πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές, Box και Jenkins (1970). Εξετάζουμε τις κάτωθι μεταβλητές: Ανάπτυξη Βιομηχανικής Παραγωγής - Industrial Production Growth (IPG), Χρηματιστηριακές Αποδόσεις - Stock Returns (SR), Συναλλαγματική Ισοτιμία - Foreign Exchange (FE),

Ομόλογο Τριμήνου - Treasury Bill (TB), Μεταβολή Δείκτη Τιμών Καταναλωτή - Inflation (INF) και ψευδομεταβλητή (crisis).

Στον Πίνακα 3.13 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των παραπάνω μεταβλητών (πρώτες διαφορές).

Πίνακας 3.13
Περιγραφικά Στατιστικά (Ιαπωνίας)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
INF	0,0003	0,0036	1,2388	8,2310	436,9220
FE	-0,0006	0,0263	-0,3705	4,0263	20,8980
IPG	-0,0001	0,0203	-2,9789	24,8506	6.689,6520
SR	-0,0022	0,0573	-0,3297	4,1130	21,8265
TB	-0,0117	0,1328	-1,0748	28,0584	8.249,4090

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Τις παραπάνω μεταβλητές τις εξετάζουμε στις εξής υποθέσεις.

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.14 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.14

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών (Ιαπωνία).

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IPG	-10,684880	0,0000	Απόρριψη H_0
SR	-16,078050	0,0000	Απόρριψη H_0
FE	-3,502792	0,0085	Απόρριψη H_0
TB	-4,877101	0,0001	Απόρριψη H_0
INF	-3,529198	0,0079	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα των Dickey – Fuller τα p-values και για τις 5 μεταβλητές είναι κάτω από 5%. Αυτό συνεπάγεται ότι απορρίπτεται η H_0 άρα οι μεταβλητές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα άρα οι σειρές είναι στάσιμες.

Εάν μια σειρά μετατραπεί από μη στάσιμη σε στάσιμη μετά την χρήση διαφορών d τότε ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται $I(d)$. Στην περίπτωση μας όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$.

Η απουσία μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη για τη διενέργεια του ελέγχου αιτιότητας κατά τον Sims (1980) γιατί ο στόχος της ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Επιπροσθέτως, στην ανάλυση του VAR είναι κεφαλαιώδεις οι μεταβλητές αυτές να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

3.5.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδому υποδείγματος (Vector Autoregression Model)

Μετά τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα ή όχι, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Σημαντικό σε αυτό το βήμα είναι ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων ο οποίος καθορίζει την τάξη του διανυσματικού υποδείγματος. Αν χρησιμοποιηθεί μια υστέρηση τότε το υπόδειγμα θα είναι πρώτης τάξης και συμβολίζεται με VAR(1), εάν έχει δύο χρονικές υστερήσεις τότε το υπόδειγμα είναι δεύτερης τάξης VAR(2) κ.ο.κ.. Ο γενικός συμβολισμός είναι VAR(p), όπου p η τάξη του υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων. Ως κριτήριο για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων ορίζεται το Akaike (AIC).

Το διανυσματικό μοντέλο θεωρεί όλες τις μεταβλητές ενδογενείς. Όπως προκύπτει για την Ιαπωνία το κατάλληλο μοντέλο απαιτεί 1 χρονική υστερήση. Κάθε μια υστερήση αντιστοιχεί σε έναν μήνα. Μια χρονική υστερήση σημαίνει πως η μεταβλητή X στον χρόνο $t - 1$ επηρεάζει την μεταβλητή Y στον χρόνο t .

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προσδιορίζει την κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Σκοπός είναι να μελετήσουμε αν οι κατά εξέταση μεταβλητές, οι οποίες συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους, έχουν σχέση αιτίας και αποτελέσματος. Για να εξετασθεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών πρέπει να διαπιστώσουμε πρώτα την κατεύθυνση, δηλαδή να δούμε αν οι παρελθούσες τιμές της X μας βοηθούν στην πρόβλεψη της Y .

Ο στατιστικός έλεγχος κατά Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : μη ύπαρξη αιτιότητας (no causality)

H_1 : ύπαρξη αιτιότητας (causality)

Η ύπαρξη ή μη αιτιότητας γίνεται με την βοήθεια του p -value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%) τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση όταν το p -value είναι μεγαλύτερο του 5% αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.15 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ελέγχου της αιτιότητας κατά Granger. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι μεταβλητές και τα p -values. Στον κάθετο άξονα είναι οι εξαρτημένες μεταβλητές ενώ στον οριζόντιο οι ανεξάρτητες. Με έντονη γραφή (bold) έχουν επισημανθεί τα ποσά που αιτιάζουν κατά Granger.

Πίνακας 3.15

Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger (Ιαπωνία)

	Εξαρτημένες μεταβλητές						
		IPG	SR	FE	TB	INF	CRISIS
Ανεξάρτητες μεταβλητές	IPG	-	0.7043	0.0617	0.1745	0.6433	0.2319
	SR	0.3386	-	0.0097	0.3711	0.9796	0.7962
	FE	0.0475	0.8616	-	0.0367	0.1714	0.4462
	TB	0.0625	0.5148	0.9040	-	0.3034	0.4651
	INF	0.0949	0.9190	0.0226	0.8583	-	0.2794
	CRISIS	0.1459	0.0007	0.1929	0.6837	0.3028	-

Από τον Πίνακα 3.15 εξάγονται τα ακόλουθα αποτελέσματα. Υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), αλλά ισχύει και η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE). Σε αυτή την περίπτωση υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις 2 κατευθύνσεις, άρα η σχέση μεταξύ των 2 μεταβλητών είναι αμφίδρομη (bi-directional causality).

Επίσης, το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) και ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζουν κατά Granger την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG). Ομοίως, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) και ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζουν τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE).

Τέλος, οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) και οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) το τριμηνιαίο ομόλογο (TB).

3.5.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Μια συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια διαταραχή (shock) στις μεταβλητές. Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε τυπικές αποκλίσεις των διαταρακτικών όρων.

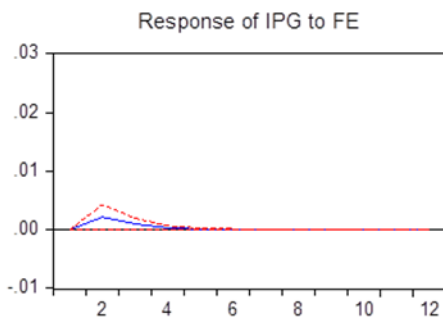
Η ερμηνεία των εκτιμημένων συντελεστών ενός VAR είναι δύσκολη γι' αυτόν τον λόγο μετατρέπονται σε μορφή κινητού μέσου για να υπολογιστούν οι επιδράσεις των shock στις ενδογενείς μεταβλητές. Ενώ ο έλεγχος αιτιότητας προσδιορίζει την κατεύθυνση, η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την αλλαγή, δηλαδή τι θα συμβεί στην εξαρτημένη μεταβλητή σε μια αιφνίδια αλλαγή.

Στην συνέχεια παρουσιάζεται μέρος των αποτελεσμάτων των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων. Το σύνολο των αποτελεσμάτων επισυνάπτεται στο αντίστοιχο παράρτημα. Η επιλογή των διαγραμμάτων που εμφανίζονται έχει γίνει με γνώμονα α) την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger και β) την μεταξύ των μεταβλητών σημαντικότητα της σχέσης.

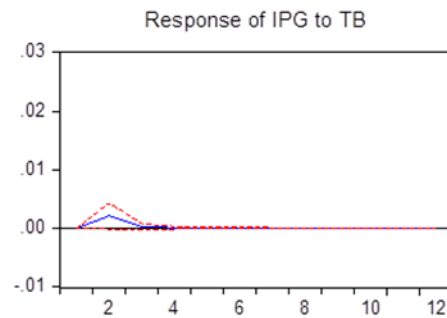
Στο Διάγραμμα 3.6 παραθέτονται έξι γραφήματα των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

Διάγραμμα 3.6 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων Ιαπωνία

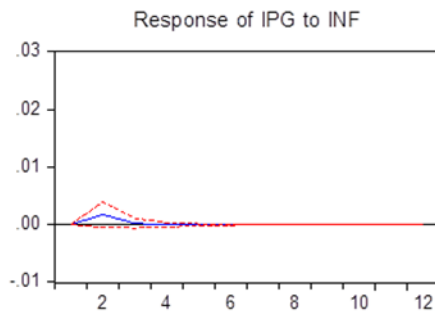
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



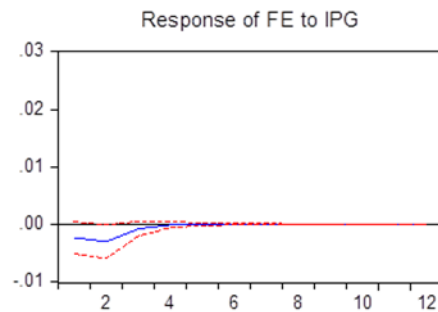
(α)



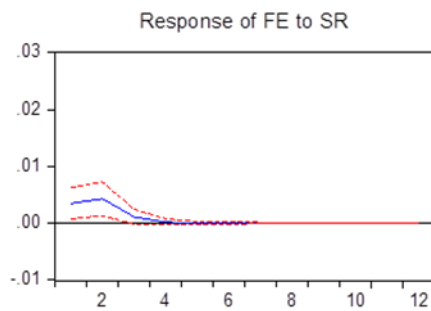
(β)



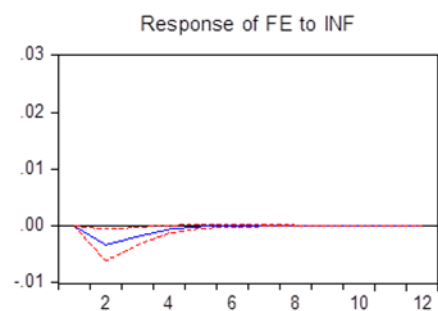
(γ)



(δ)



(ε)



(στ)

Στο γράφημα (α) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξη (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της απόδοσης των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE). Αν μετακινηθεί η απόδοση των συναλλαγματικών ισοτιμιών τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την τρίτη περίοδο και μετά καθοδικά μέχρι την πέμπτη καθώς το σοκ απορροφάται και η σύγκλιση πραγματοποιείται πολύ σύντομα.

Στο γράφημα (β) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξη (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αν μετακινηθεί η απόδοση των τριμηνιαίων ομολόγων τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την δεύτερη περίοδο και μετά καθοδικά μέχρι την τέταρτη καθώς το σοκ απορροφάται σύντομα και η σύγκλιση πραγματοποιείται μετά την τέταρτη περίοδο.

Στο γράφημα (γ) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξη (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του πληθωρισμού (INF). Αν αλλάξει ο πληθωρισμός τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά και μετά καθοδικά μέχρι την δεύτερη περίοδο καθώς το σοκ απορροφάται σύντομα και η σύγκλιση πραγματοποιείται μετά την τέταρτη περίοδο.

Στο γράφημα (δ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αν μετακινηθεί η βιομηχανική ανάπτυξη τότε οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται σε αρνητικά επίπεδα αλλά ανοδικά μέχρι την τέταρτη περίοδο που επέρχεται η σύγκλιση.

Στο γράφημα (ε) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR). Αν μετακινηθούν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις τότε οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών αρχικά κινούνται ανοδικά και μετά την δεύτερη περίοδο καθοδικά μέχρι που φτάνουν στο σημείο ισορροπίας και επέρχεται η σύγκλιση από την πέμπτη περίοδο.

Στο γράφημα (στ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του πληθωρισμού (INF). Αν μετακινηθεί ο πληθωρισμός τότε οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται σε αρνητικά επίπεδα αλλά ανοδικά μέχρι την τέταρτη περίοδο που επέρχεται και η σύγκλιση με το σημείο ισορροπίας.

3.5.4 Συμπεράσματα

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο μελετήσαμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών για την οικονομία της Ιαπωνίας. Αντίστοιχες αναφορές για την μεθοδολογία γίνονται στο κεφ.3.3.4 παρ.1.

Με βάση την έρευνα που πραγματοποιήσαμε, τελικώς διαπιστώθηκε ότι η βιομηχανική ανάπτυξη επηρεάζει τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών αλλά και οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη θετικά, δηλαδή σε αλλαγή του διαταρακτικού όρου

της απόδοσης των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζεται θετικά η βιομηχανική παραγωγή. Πιθανή ερμηνεία των παραπάνω είναι η υποτίμηση του νομίσματος κάνει τα εγχώρια προϊόντα πιο ανταγωνιστικά με αποτέλεσμα να αυξάνονται οι εξαγωγές της χώρας και κατά συνέπεια η βιομηχανική παραγωγή της. Στην περίπτωση της Ιαπωνίας δεν διαπιστώσαμε σχέση αιτιότητας μεταξύ της βιομηχανικής ανάπτυξης και των χρηματιστηριακών αποδόσεων αλλά ούτε και επίδραση από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις προς την βιομηχανική ανάπτυξη.

Επίσης, ο πληθωρισμός και οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη και την επηρεάζουν θετικά. Ακόμη ο πληθωρισμός επηρεάζει αρνητικά τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ενώ θετικά οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζονται από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις.

Τέλος, οι συναλλαγματικές αποδόσεις επηρεάζουν θετικά τις αποδόσεις των ομολόγων.

3.6 ΕΛΛΑΔΑ

3.6.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των υπό διερεύνηση μεταβλητών θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και συγκεκριμένα τον έλεγχο Augmented Dickey - Fuller (ADF). Στον παραπάνω έλεγχο πρέπει να προσδιορίσουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags), έτσι ώστε να είναι τέτοιος που τα κατάλοιπα να μην εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια για την επιλογή των κατάλληλων υστερήσεων με αυτό του Akaike (AIC) να είναι το πιο διαδεδομένο και εύχρηστο.

Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων την εξαρτημένης μεταβλητής δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$, Dickey and Said (1984), όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο υπολογισμός των υστερήσεων είναι ιδιαίτερα σημαντικός, καθώς ο έλεγχος Dickey-Fuller εμφανίζει προβλήματα όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγάλος κατά Αγιακλογίου και Newbold (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τον συνολικό αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος που είναι 324, ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων υπολογίζεται περίπου κοντά στο 6.

Οι μεταβλητές εξετάζονται, σε επίπεδο (level), αρχικά ως προς την στασιμότητα τους και σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι δεν είναι στάσιμες, ο έλεγχος πραγματοποιείται στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, θα εξεταστούν οι μεταβλητές Βιομηχανική Παραγωγή (IP), Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock), Συναλλαγματική Ισοτιμία (FE), Τριμηνιαίο Ομόλογο (TB), Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI) και τέλος μια ψευδομεταβλητή με τις διεθνείς κρίσεις (Crisis Dummy).

Στον Πίνακα 3.16 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των λογάριθμων των παραπάνω μεταβλητών.

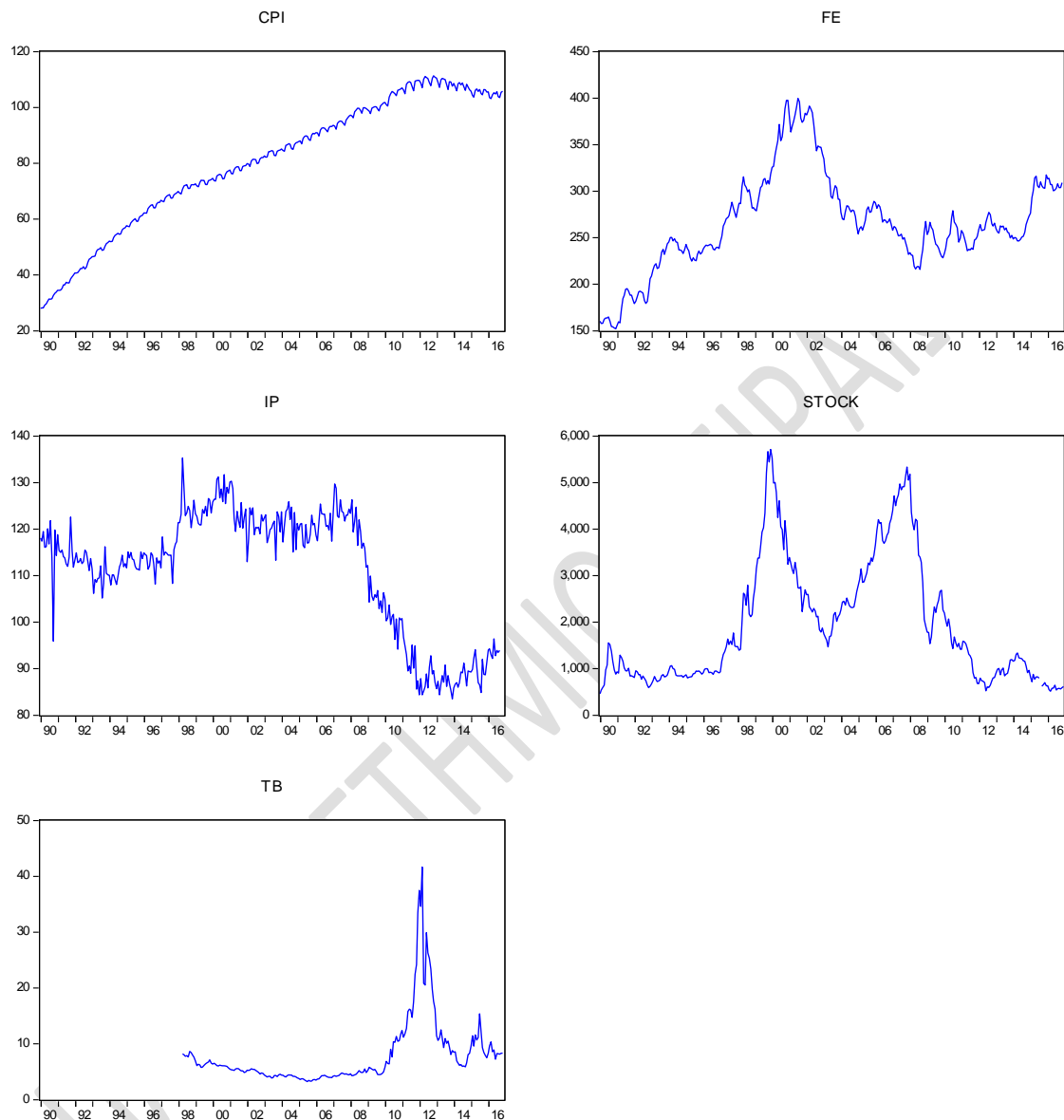
Πίνακας 3.16

Περιγραφικά Στατιστικά (Ελλάδα)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
CPI	4,5262	0,1416	-0,3707	1,7547	19,3406
FE	5,6466	0,1473	0,6594	2,7058	16,8111
IP	4,6923	0,1465	-0,5133	1,6099	27,4966
STOCK	7,5960	0,6504	-0,3863	2,0780	13,3252
TB	1,8962	0,5204	1,2542	4,3601	74,9695

Στο Διάγραμμα 3.7 παραθέτονται όλες οι μεταβλητές σε αρχικό επίπεδο (level) για το διάστημα από 1990 – 2016 πριν από τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα.

Διάγραμμα 3.7 Μεταβλητές Ελλάδας διάστημα 1990 – 2016



Παρατηρώντας το Διάγραμμα 3.7 εύκολα διαπιστώνουμε ότι όλες οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Χαρακτηριστικά τα διαγράμματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηριακού δείκτη μπορούν να θεωρηθούν τυχαίοι περίπατοι (random walk). Σημαντικό είναι να αναφέρουμε την σταδιακή αύξηση του τριμηνιαίου ομολόγου από τον 01 του 2010 (2010 έτος προσφυγής στον μηχανισμό στήριξης) έως και τις αρχές του 2012.

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Οι Dickey-Fuller εξετάζουν τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ακολουθως, ο Πίνακας 3.17 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο αρχικό (level). Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.17

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε αρχικό επίπεδο (Ελλάδα)

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IP	-0,938233	0,7752	Αποδοχή H_0
STOCK	-1,948059	0,3100	Αποδοχή H_0
FE	-2,072093	0,2563	Αποδοχή H_0
TB	-2,067468	0,2582	Αποδοχή H_0
CPI	-2,303825	0,1714	Αποδοχή H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα στις αρχικές σειρές (level) ισχύει η μοναδιαία ρίζα, άρα οι σειρές δεν είναι στάσιμες. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος πρέπει να μετατρέψουμε τις μη στάσιμες σειρές σε στάσιμες. Για την παραπάνω μετατροπή πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές, Box και Jenkins (1970). Εξετάζουμε τις κάτωθι μεταβλητές: Ανάπτυξη Βιομηχανικής Παραγωγής - Industrial Production Growth (IPG), Χρηματιστηριακές Αποδόσεις - Stock Returns (SR), Συναλλαγματική Ισοτιμία - Foreign Exchange (FE), Ομόλογο Τριμήνου - Treasury Bill (TB), Μεταβολή Δείκτη Τιμών Καταναλωτή - Inflation (INF) και ψευδομεταβλητή (crisis).

Στον Πίνακα 3.18 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των παραπάνω μεταβλητών (πρώτες διαφορές).

Πίνακας 3.18
Περιγραφικά Στατιστικά (Ελλάδας)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
INF	0,0018	0,0115	0,4865	2,8606	8,8179
FE	0,0000	0,0243	0,0444	3,1227	0,2094
IPG	-0,0019	0,0319	-0,2604	3,1718	2,7451
SR	-0,0046	0,0930	-0,3995	3,7267	10,6460
TB	0,0273	2,0141	-3,9585	58,4466	28.625,1200

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Τις παραπάνω μεταβλητές τις εξετάζουμε στις εξής υποθέσεις.

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.19 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.19

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών (Ελλάδα).

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IPG	-4,541546	0,0002	Απόρριψη H_0
SR	-8,661051	0,0000	Απόρριψη H_0
FE	-11,177590	0,0000	Απόρριψη H_0
TB	-4,908812	0,0001	Απόρριψη H_0
INF	-3,628720	0,0057	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα των Dickey – Fuller τα p-values και για τις 5 μεταβλητές είναι κάτω από 5%. Αυτό συνεπάγεται ότι απορρίπτεται η H_0 άρα οι μεταβλητές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα άρα οι σειρές είναι στάσιμες.

Εάν μια σειρά μετατραπεί από μη στάσιμη σε στάσιμη μετά την χρήση διαφορών d τότε ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται $I(d)$. Στην περίπτωση μας όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$.

Η απουσία μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη για τη διενέργεια του ελέγχου αιτιότητας κατά τον Sims (1980) γιατί ο στόχος της ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Επιπροσθέτως, στην ανάλυση του VAR είναι κεφαλαιώδεις οι μεταβλητές αυτές να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

3.6.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδому υποδείγματος (Vector Autoregression Model)

Μετά τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα ή όχι, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Σημαντικό σε αυτό το βήμα είναι ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων ο οποίος καθορίζει την τάξη του διανυσματικού υποδείγματος. Αν χρησιμοποιηθεί μια υστέρηση τότε το υπόδειγμα θα είναι πρώτης τάξης και συμβολίζεται με VAR(1), εάν έχει δύο χρονικές υστερήσεις τότε το υπόδειγμα είναι δεύτερης τάξης VAR(2) κ.ο.κ.. Ο γενικός συμβολισμός είναι VAR(p), όπου p η τάξη του υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων. Ως κριτήριο για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων ορίζεται το Akaike (AIC).

Το διανυσματικό μοντέλο θεωρεί όλες τις μεταβλητές ενδογενείς. Όπως προκύπτει για την Ελλάδα το κατάλληλο μοντέλο απαιτεί 12 χρονικές υστερήσεις. Κάθε μια υστέρηση αντιστοιχεί σε έναν μήνα. Μια χρονική υστέρηση σημαίνει πως η μεταβλητή X στον χρόνο $t-1$ επηρεάζει την μεταβλητή Y στον χρόνο t .

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προσδιορίζει την κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Σκοπός είναι να μελετήσουμε αν οι κατά εξέταση μεταβλητές, οι οποίες συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους, έχουν σχέση αιτίας και αποτελέσματος. Για να εξετασθεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών πρέπει να διαπιστώσουμε πρώτα την κατεύθυνση, δηλαδή να δούμε αν οι παρελθούσες τιμές της X μας βοηθούν στην πρόβλεψη της Y .

Ο στατιστικός έλεγχος κατά Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : μη ύπαρξη αιτιότητας (no causality)

H_1 : ύπαρξη αιτιότητας (causality)

Η ύπαρξη ή μη αιτιότητας γίνεται με την βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%) τότε

απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5% αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.20 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ελέγχου της αιτιότητας κατά Granger. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι μεταβλητές και τα p-values. Στον κάθετο άξονα είναι οι εξαρτημένες μεταβλητές ενώ στον οριζόντιο οι ανεξάρτητες. Με έντονη γραφή (bold) έχουν επισημανθεί τα ποσά που αιτιάζουν κατά Granger.

Πίνακας 3.20
Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger (Ελλάδα)

	Εξαρτημένες μεταβλητές						
		IPG	SR	FE	TB	INF	CRISIS
Ανεξάρτητες μεταβλητές	IPG	-	0.5785	0.9848	0.0868	0.4649	0.5720
	SR	0.0916	-	0.0237	0.0962	0.2117	0.6917
	FE	0.5129	0.4240	-	0.4211	0.4535	0.3988
	TB	0.0687	0.0192	0.7963	-	0.7153	0.9953
	INF	0.9755	0.9153	0.3240	0.0573	-	0.9293
	CRISIS	0.6176	0.1485	0.4093	0.9614	0.7342	-

Από τον Πίνακα 3.20 εξάγονται τα ακόλουθα αποτελέσματα. Υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τα τριμηνιαία ομόλογα (TB) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), αλλά ισχύει και η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger τα τριμηνιαία ομόλογα (TB). Σε αυτή την περίπτωση υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις 2 κατευθύνσεις, άρα η σχέση μεταξύ των 2 μεταβλητών είναι αμφίδρομη (bi-directional causality). Ομοίως, άλλη μια αμφίδρομη σχέση εξάγεται λόγω του γεγονότος ότι τα τριμηνιαία ομόλογα (TB) αιτιάζουν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αλλά και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζουν τα τριμηνιαία ομόλογα (TB).

Επίσης, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) και τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE).

Τέλος, ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζει τα τριμηνιαία ομόλογα (TB).

3.6.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Μια συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια διαταραχή (shock) στις μεταβλητές. Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε τυπικές αποκλίσεις των διαταρακτικών όρων.

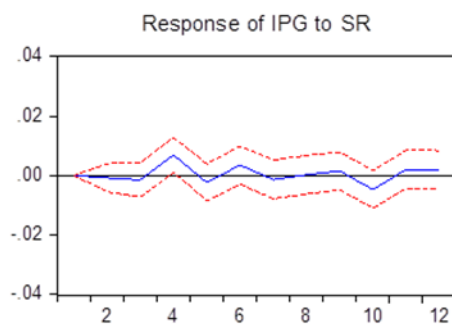
Η ερμηνεία των εκτιμημένων συντελεστών ενός VAR είναι δύσκολη γι' αυτόν τον λόγο μετατρέπονται σε μορφή κινητού μέσου για να υπολογιστούν οι επιδράσεις των shock στις ενδογενείς μεταβλητές. Ενώ ο έλεγχος αιτιότητας προσδιορίζει την κατεύθυνση, η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την αλλαγή, δηλαδή τι θα συμβεί στην εξαρτημένη μεταβλητή σε μια αιφνίδια αλλαγή.

Στην συνέχεια παρουσιάζεται μέρος των αποτελεσμάτων των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων. Το σύνολο των αποτελεσμάτων επισυνάπτεται στο αντίστοιχο παράρτημα. Η επιλογή των διαγραμμάτων που εμφανίζονται έχει γίνει με γνώμονα α) την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger και β) την μεταξύ των μεταβλητών σημαντικότητα της σχέσης.

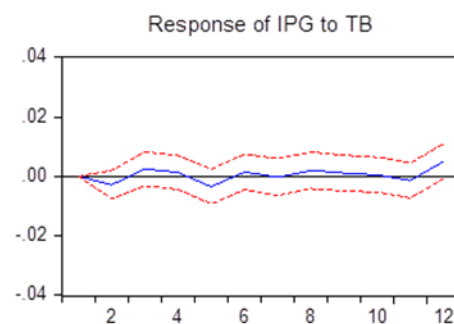
Στο Διάγραμμα 3.8 παραθέτονται έξι γραφήματα των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

Διάγραμμα 3.8 Συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων Ιαπωνία

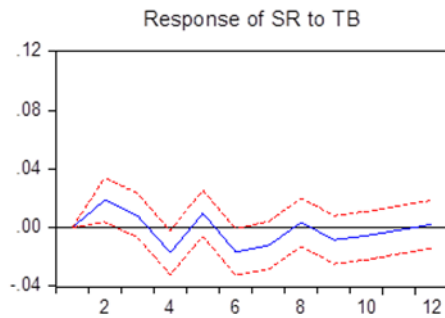
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



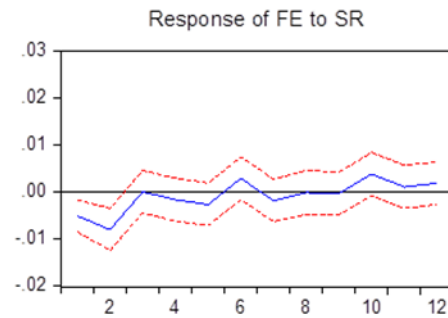
(α)



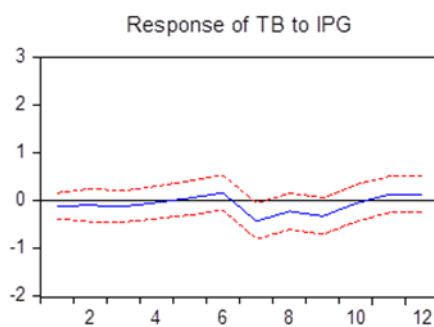
(β)



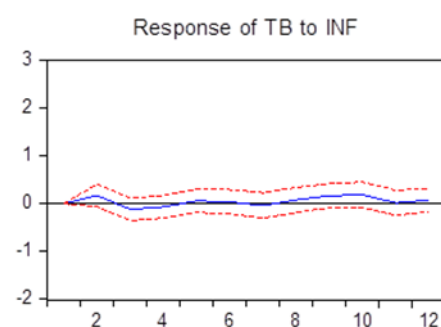
(γ)



(δ)



(ε)



(στ)

Στο γράφημα (α) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της χρηματιστηριακής απόδοσης (SR). Αν μετακινηθεί η χρηματιστηριακή απόδοση τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την τρίτη περίοδο και μετά κινείται καθοδικά. Μετά την τέταρτη περίοδο υπάρχει μια αλληλουχία ανοδικών και καθοδικών κινήσεων γύρω από το σημείο ισορροπίας. Η αντίδραση δεν απορροφάται και χρειάζεται χρονικό διάστημα πάνω από δώδεκα περιόδους για να επέλθει σύγκλιση.

Στο γράφημα (β) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της απόδοσης του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αν μετακινηθεί η απόδοση του τριμηνιαίου ομολόγου η βιομηχανική ανάπτυξη κινείται διαδοχικά καθοδικά και μετά ανοδικά με συνεχόμενες εναλλαγές γύρω από το σημείο ισορροπίας. Η αντίδραση δεν απορροφάται και χρειάζεται χρονικό διάστημα πάνω από δώδεκα περιόδους για να επέλθει σύγκλιση.

Στο γράφημα (γ) παρουσιάζεται η αντίδραση των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της απόδοσης του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αν μετακινηθεί η απόδοση του τριμηνιαίου ομολόγου τότε αρχικά η αντίδραση της

χρηματιστηριακής απόδοσης κινείται ανοδικά μέχρι την δεύτερη περίοδο πριν αρχίσει την καθοδική της πορεία μέχρι την τέταρτη περίοδο. Μετά την τέταρτη περίοδο υπάρχει μια αλληλουχία ανοδικών και καθοδικών κινήσεων που συνεχίζονται και μετά την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (δ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR). Αρχικά, οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται σε αρνητικά ανοδικά επίπεδα μέχρι την τρίτη περίοδο όπου αρχίζουν συνεχόμενες ανοδικές και καθοδικές εναλλαγές γύρω από το σημείο ισορροπίας. Το σοκ απορροφάται μετά την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (ε) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ανοδικά αλλά σχετικά ήπια κοντά στο σημείο ισορροπίας μέχρι την έκτη περίοδο που υπάρχει μια καθοδική κίνηση που γίνεται ήπια ανοδική γύρω από το σημείο ισορροπίας. Το σοκ απορροφάται μετά την πάροδο δώδεκα περιόδων.

Στο γράφημα (στ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του πληθωρισμού (INF). Αρχικά, οι αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου κινούνται ήπια σε μια αλληλουχία ανοδικών και καθοδικών κινήσεων γύρω από το σημείο ισορροπίας. Το σοκ απορροφάται μετά την πάροδο δώδεκα περιόδων.

3.6.4 Συμπεράσματα

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο μελετήσαμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών για την οικονομία της Ελλάδας. Αντίστοιχες αναφορές για την μεθοδολογία γίνονται στο κεφ.3.3.4 παρ.1.

Με βάση την έρευνα που πραγματοποιήθηκε διαπιστώσαμε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη. Δεν ισχύει όμως η κυκλική σχέση δηλαδή να επηρεάζει και η βιομηχανική ανάπτυξη τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Επίσης, στην περίπτωση της Ελλάδας δεν επηρεάζει η βιομηχανική ανάπτυξη τις συναλλαγματικές ισοτιμίες αλλά ούτε και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες την βιομηχανική ανάπτυξη.

Πέρα όμως από τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ βιομηχανικής παραγωγής και αγορών συναλλάγματος/ χρηματιστηριακών αγορών διαπιστώσαμε ότι υπάρχει μια κυκλική σχέση που τροφοδοτείται μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και της βιομηχανικής ανάπτυξης (η παραπάνω σχέση είναι αρνητική) αλλά και μια εξίσου αρνητική σχέση μεταξύ της βιομηχανικής ανάπτυξης και των αποδόσεων των ομολόγων. Άλλη μια αμφίδρομη σχέση (bi-directional)

εντοπίστηκε μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Όταν οι αποδόσεις των ομολόγων αυξάνονται τότε μετακινούνται κεφάλαια από τις χρηματιστηριακές αγορές προς τις αγορές των ομολόγων και αντίθετα όταν οι αποδόσεις των ομολόγων μειώνονται τότε τα κεφάλαια στρέφονται στις επενδύσεις μέσω των χρηματιστηριακών αγορών.

Τέλος, οι διεθνείς κρίσεις στην περίπτωση της Ελλάδας δεν επηρεάζουν καμία από τις μεταβλητές. Αξίζει εδώ να σημειωθεί μια γνωστή οικονομική θεωρητική σχέση (Fisher effect) ότι ο πληθωρισμός, επηρεάζει το ονομαστικό επιτόκιο και η σχέση μεταξύ τους είναι θετική, δηλαδή όσο αυξάνεται ο πληθωρισμός αυξάνεται και το ονομαστικό επιτόκιο.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

3.7 ΚΑΝΑΔΑΣ

3.7.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των υπό διερεύνηση μεταβλητών θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και συγκεκριμένα τον έλεγχο Augmented Dickey - Fuller (ADF). Στον παραπάνω έλεγχο πρέπει να προσδιορίσουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags), έτσι ώστε να είναι τέτοιος που τα κατάλοιπα να μην εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση. Υπάρχουν διάφορα κριτήρια για την επιλογή των κατάλληλων υστερήσεων με αυτό του Akaike (AIC) να είναι το πιο διαδεδομένο και εύχρηστο.

Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων την εξαρτημένης μεταβλητής δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$, Dickey and Said (1984), όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο υπολογισμός των υστερήσεων είναι ιδιαίτερα σημαντικός, καθώς ο έλεγχος Dickey-Fuller εμφανίζει προβλήματα όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγάλος κατά Agiakloglou και Newbold (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τον συνολικό αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος που είναι 324, ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων υπολογίζεται περίπου κοντά στο 6.

Οι μεταβλητές εξετάζονται, σε επίπεδο (level), αρχικά ως προς την στασιμότητα τους και σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι δεν είναι στάσιμες, ο έλεγχος πραγματοποιείται στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, θα εξεταστούν οι μεταβλητές Βιομηχανική Παραγωγή (IP), Χρηματιστηριακός Δείκτης (Stock), Συναλλαγματική Ισοτιμία (FE), Τριμηνιαίο Ομόλογο (TB), Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI) και τέλος μια ψευδομεταβλητή με τις διεθνείς κρίσεις (Crisis Dummy).

Στον Πίνακα 3.21 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των λογάριθμων των παραπάνω μεταβλητών.

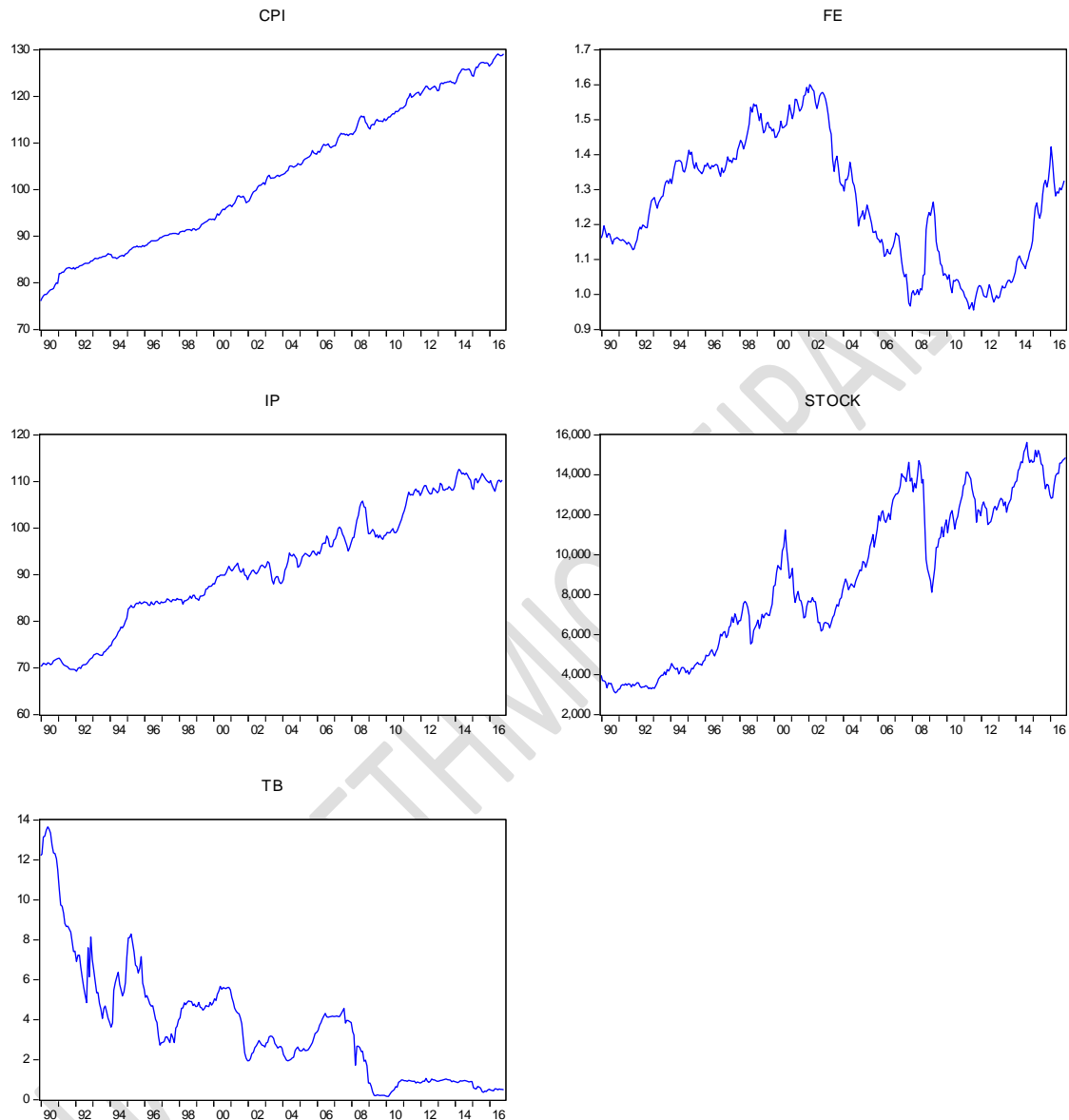
Πίνακας 3.21

Περιγραφικά Στατιστικά (Καναδά)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
CPI	4,6222	0,1477	-0,0367	1,7106	22,3785
FE	0,2184	0,1427	-0,0731	1,8587	17,7642
IP	4,5099	0,1403	-0,3432	2,1620	15,7424
STOCK	8,9777	0,4899	-0,4222	1,8582	27,0575
TB	0,9138	1,0001	-0,6814	2,7372	25,8468

Στο Διάγραμμα 3.9 παραθέτονται όλες οι μεταβλητές σε αρχικό επίπεδο (level) για το διάστημα από 1990 – 2016 πριν από τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα.

Διάγραμμα 3.9 Μεταβλητές Καναδά διάστημα 1990 – 2016



Παρατηρώντας το Διάγραμμα 3.9 εύκολα διαπιστώνουμε ότι όλες οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα. Χαρακτηριστικά τα διαγράμματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της βιομηχανικής παραγωγής και του χρηματιστηριακού δείκτη μπορούν να θεωρηθούν τυχαίοι περίπατοι (random walk). Εδώ πρέπει να επισημάνουμε την πτώση του χρηματιστηριακού δείκτη (2008) καθώς και την κίνηση των αποδόσεων των ομολόγων κοντά στο 1%.

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Οι Dickey-Fuller εξετάζουν τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ακολουθως, ο Πίνακας 3.22 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο αρχικό (level). Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.22

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε αρχικό επίπεδο (Καναδά)

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IP	-0,816335	0,8127	Αποδοχή H_0
STOCK	-0,939234	0,7749	Αποδοχή H_0
FE	-1,538597	0,5129	Αποδοχή H_0
TB	-3,432862	0,0106	Απόρριψη H_0
CPI	0,234448	0,9744	Αποδοχή H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα στις αρχικές σειρές (level) ισχύει η μοναδιαία ρίζα, άρα οι σειρές δεν είναι στάσιμες. Εξαίρεση αποτελεί το τριμηνιαίο ομόλογο. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος πρέπει να μετατρέψουμε τις μη στάσιμες σειρές σε στάσιμες. Για την παραπάνω μετατροπή πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές, Box και Jenkins (1970). Εξετάζουμε τις κάτωθι μεταβλητές: Ανάπτυξη Βιομηχανικής Παραγωγής - Industrial Production Growth (IPG), Χρηματιστηριακές Αποδόσεις - Stock Returns (SR), Συναλλαγματική Ισοτιμία - Foreign Exchange (FE), Ομόλογο Τριμήνου - Treasury Bill (TB), Μεταβολή Δείκτη Τιμών Καταναλωτή - Inflation (INF) και ψευδομεταβλητή (crisis).

Στον Πίνακα 3.23 παραθέτονται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των παραπάνω μεταβλητών (πρώτες διαφορές).

Πίνακας 3.23
Περιγραφικά Στατιστικά (Καναδά)

	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
INF	0,0016	0,0036	0,7388	9,1210	530,3158
FE	0,0004	0,0171	0,5769	8,8885	481,5749
IPG	0,0014	0,0074	-0,3258	4,5630	38,3564
SR	0,0041	0,0420	-1,1591	7,0301	289,1111
TB	-0,0365	0,3687	1,5940	18,2542	3.248,1710

Στην συνέχεια εξετάζουμε τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Τις παραπάνω μεταβλητές τις εξετάζουμε στις εξής υποθέσεις.

H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη στάσιμη

H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη

Η ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας και κατά συνέπεια η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών γίνεται με τη βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%), τότε απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5%, αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.24 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας όπως προκύπτουν ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι τιμές t-statistics και p-value.

Πίνακας 3.24

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ανά μεταβλητή σε επίπεδο πρώτων διαφορών (Καναδά).

Μεταβλητή	t-statistics	p-value	Αποτελέσματα ελέγχου
IPG	-12,708970	0,0000	Απόρριψη H_0
SR	-15,351320	0,0000	Απόρριψη H_0
FE	-7,265760	0,0000	Απόρριψη H_0
TB	-4,375132	0,0004	Απόρριψη H_0
INF	-4,608377	0,0002	Απόρριψη H_0

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα των Dickey – Fuller τα p-values και για τις 5 μεταβλητές είναι κάτω από 5%. Αυτό συνεπάγεται ότι απορρίπτεται η H_0 άρα οι μεταβλητές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα άρα οι σειρές είναι στάσιμες.

Εάν μια σειρά μετατραπεί από μη στάσιμη σε στάσιμη μετά την χρήση διαφορών d τότε ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται $I(d)$. Στην περίπτωση μας όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$.

Η απουσία μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη για τη διενέργεια του ελέγχου αιτιότητας κατά τον Sims (1980) γιατί ο στόχος της ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Επιπροσθέτως, στην ανάλυση του VAR είναι κεφαλαιώδεις οι μεταβλητές αυτές να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

3.7.2 Επιλογή κατάλληλου Αυτοπαλίνδому υποδείγματος (Vector Autoregression Model)

Μετά τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα ή όχι, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος. Σημαντικό σε αυτό το βήμα είναι ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων ο οποίος καθορίζει την τάξη του διανυσματικού υποδείγματος. Αν χρησιμοποιηθεί μια υστέρηση τότε το υπόδειγμα θα είναι πρώτης τάξης και συμβολίζεται με VAR(1), εάν έχει δύο χρονικές υστερήσεις τότε το υπόδειγμα είναι δεύτερης τάξης VAR(2) κ.ο.κ.. Ο γενικός συμβολισμός είναι VAR(p), όπου p η τάξη του υποδείγματος βάσει των χρονικών υστερήσεων. Ως κριτήριο για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων ορίζεται το Akaike (AIC).

Το διανυσματικό μοντέλο θεωρεί όλες τις μεταβλητές ενδογενείς. Όπως προκύπτει για τον Καναδά το κατάλληλο μοντέλο απαιτεί 2 χρονικές υστερήσεις. Κάθε μια υστέρηση αντιστοιχεί σε έναν μήνα. Μια χρονική υστέρηση σημαίνει πως η μεταβλητή X στον χρόνο $t-1$ επηρεάζει την μεταβλητή Y στον χρόνο t .

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger προσδιορίζει την κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Σκοπός είναι να μελετήσουμε αν οι κατά εξέταση μεταβλητές, οι οποίες συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους, έχουν σχέση αιτίας και αποτελέσματος. Για να εξετασθεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών πρέπει να διαπιστώσουμε πρώτα την κατεύθυνση, δηλαδή να δούμε αν οι παρελθούσες τιμές της X μας βοηθούν στην πρόβλεψη της Y .

Ο στατιστικός έλεγχος κατά Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : μη ύπαρξη αιτιότητας (no causality)

H_1 : ύπαρξη αιτιότητας (causality)

Η ύπαρξη ή μη αιτιότητας γίνεται με την βοήθεια του p-value. Όταν η τιμή είναι μικρότερη του 5% (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%) τότε

απορρίπτεται η H_0 και αποδεχόμαστε την H_1 . Σε αντίθετη περίπτωση όταν το p-value είναι μεγαλύτερο του 5% αποδεχόμαστε την H_0 και απορρίπτουμε την H_1 .

Ο πίνακας 3.25 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ελέγχου της αιτιότητας κατά Granger. Στον έλεγχο εμφανίζονται οι μεταβλητές και τα p-values. Στον κάθετο άξονα είναι οι εξαρτημένες μεταβλητές ενώ στον οριζόντιο οι ανεξάρτητες. Με έντονη γραφή (bold) έχουν επισημανθεί τα ποσά που αιτιάζουν κατά Granger.

Πίνακας 3.25
Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger (Καναδά)

	Εξαρτημένες μεταβλητές						
	IPG	SR	FE	TB	INF	CRISIS	
Ανεξάρτητες μεταβλητές	IPG	-	0.3517	0.4681	0.0135	0.0000	0.3410
	SR	0.5795	-	0.0000	0.3640	0.2410	0.1641
	FE	0.0087	0.1988	-	0.5320	0.0013	0.1302
	TB	0.1102	0.5492	0.3182	-	0.9876	0.1563
	INF	0.0023	0.3657	0.0331	0.0980	-	0.8956
	CRISIS	0.0476	0.1153	0.0848	0.4746	0.9667	-

Από τον Πίνακα 3.25 εξάγονται τα ακόλουθα αποτελέσματα εντοπίσαμε μεταξύ των μεταβλητών 3 αμφίδρομες σχέσεις αιτιότητας (bi-directional causality) κατά Granger α) υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από το τριμηνιαίο ομόλογο (TB) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), αλλά ισχύει και η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση, δηλαδή η βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αιτιάζει κατά Granger το τριμηνιαίο ομόλογο (TB), β) υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τον πληθωρισμό (INF) προς την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) αλλά και από την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG) προς τον πληθωρισμό (INF) και γ) ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζει τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) αλλά και οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) αιτιάζουν τον πληθωρισμό (INF).

Επίσης, οι διεθνείς κρίσεις (CRISIS) αιτιάζουν κατά Granger την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) και τέλος τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE).

Επιπλέον, οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) αιτιάζονται την βιομηχανική ανάπτυξη (IPG), όπως και η χρηματιστηριακές αποδόσεις (SR) αιτιάζονται τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE).

Τέλος, ότι ο πληθωρισμός (INF) αιτιάζει τις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου (TB), μια αιτιότητα που στηρίζεται θεωρητικά και στην οικονομική θεωρία (Fisher effect) όπως έχουμε σχολιάσει και στις προηγούμενες χώρες.

3.7.3 Ανάλυση συναρτήσεων Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Μια συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια διαταραχή (shock) στις μεταβλητές. Συνήθως οι διαταραχές εκφράζονται σε τυπικές αποκλίσεις των διαταρακτικών όρων.

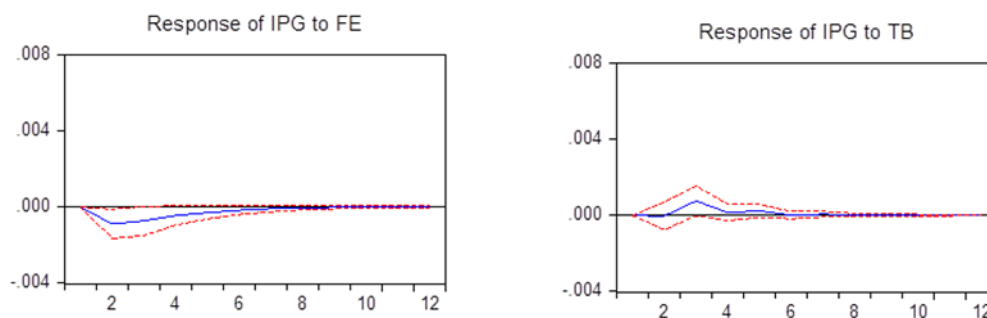
Η ερμηνεία των εκτιμημένων συντελεστών ενός VAR είναι δύσκολη γι' αυτόν τον λόγο μετατρέπονται σε μορφή κινητού μέσου για να υπολογιστούν οι επιδράσεις των shock στις ενδογενείς μεταβλητές. Ενώ ο έλεγχος αιτιότητας προσδιορίζει την κατεύθυνση, η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την αλλαγή, δηλαδή τι θα συμβεί στην εξαρτημένη μεταβλητή σε μια αιφνίδια αλλαγή.

Στην συνέχεια παρουσιάζεται μέρος των αποτελεσμάτων των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων. Το σύνολο των αποτελεσμάτων επισυνάπτεται στο αντίστοιχο παράρτημα. Η επιλογή των διαγραμμάτων που εμφανίζονται έχει γίνει με γνώμονα α) την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger και β) την μεταξύ των μεταβλητών σημαντικότητα της σχέσης.

Στο Διάγραμμα 3.10 παραθέτονται έξι γραφήματα των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

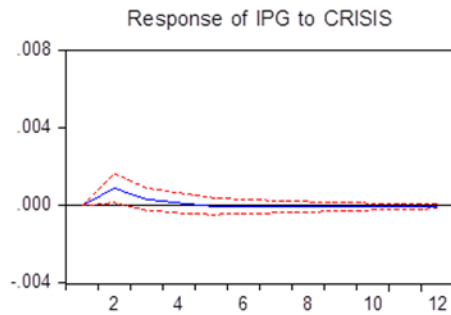
Διάγραμμα 3.10 Συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων Καναδά

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

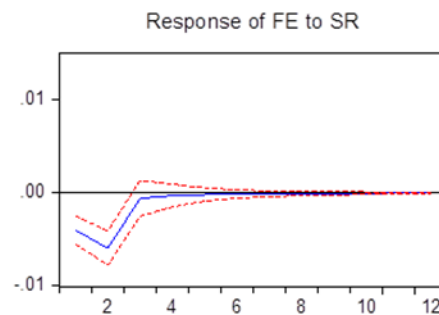


(α)

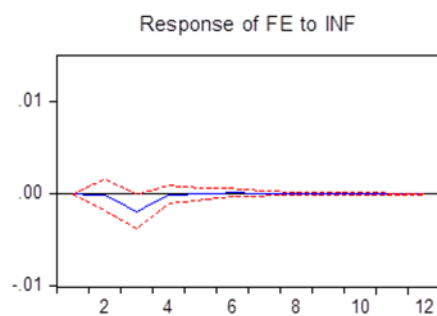
(β)



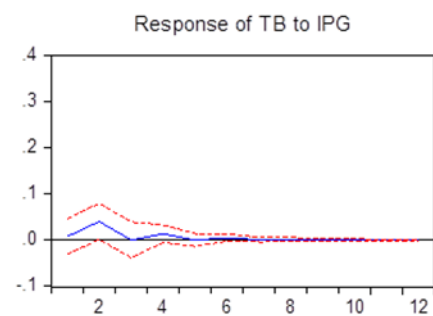
(γ)



(δ)



(ε)



(στ)

Στο γράφημα (α) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της απόδοσης των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE). Αν μετακινηθεί η απόδοση των συναλλαγματικών ισοτιμιών τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται καθοδικά μέχρι την τρίτη περίοδο και μετά ανοδικά μέχρι την έκτη περίοδο καθώς εφάπτεται με το σημείο ισορροπίας και η σύγκλιση πραγματοποιείται πολύ σύντομα μέχρι την δωδέκατη περίοδο.

Στο γράφημα (β) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του τριμηνιαίου ομολόγου (TB). Αν μετακινηθεί η απόδοση των τριμηνιαίων ομολόγων τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά μέχρι την δεύτερη περίοδο και μετά καθοδικά μέχρι την τέταρτη καθώς το σοκ απορροφάται σύντομα και η σύγκλιση πραγματοποιείται μετά την πέμπτη περίοδο.

Στο γράφημα (γ) παρουσιάζεται η αντίδραση της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των διεθνών κρίσεων (CRISIS). Αν μετακινηθούν οι διεθνείς κρίσεις τότε η βιομηχανική ανάπτυξη αρχικά κινείται ανοδικά και μετά καθοδικά μέχρι την δεύτερη περίοδο καθώς το σοκ απορροφάται σύντομα και η σύγκλιση πραγματοποιείται μετά την πέμπτη περίοδο.

Στο γράφημα (δ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου των χρηματιστηριακών αποδόσεων (SR). Αν μετακινηθούν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις τότε οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών αρχικά κινούνται καθοδικά σε αρνητικά επίπεδα μέχρι την δεύτερη περίοδο που κινούνται ανοδικά και συγκλίνουν στο σημείο ισορροπίας στην έκτη περίοδο.

Στο γράφημα (ε) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FE) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου του πληθωρισμού (INF). Αν μετακινηθεί ο πληθωρισμός τότε οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών κινούνται σε αρνητικά και μετά ανοδικά μέχρι την τέταρτη περίοδο που επέρχεται και η σύγκλιση με το σημείο ισορροπίας.

Στο γράφημα (στ) παρουσιάζεται η αντίδραση των αποδόσεων του τριμηνιαίου ομολόγου (TB) σε μια αιφνίδια αλλαγή κατά μια τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου της βιομηχανικής ανάπτυξης (IPG). Αν μετακινηθεί η βιομηχανική ανάπτυξη τότε οι αποδόσεις των τριμηνιαίων ομολόγων κινούνται αρχικά ανοδικά την πρώτη περίοδο, μετά κινούνται καθοδικά και πολύ σύντομα το σοκ έχει εξαληφθεί και επέρχεται σύγκλιση μετά το πέρασμα της έκτης περιόδου.

3.7.4 Συμπεράσματα

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο μελετήσαμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών για την οικονομία του Καναδά. Αντίστοιχες αναφορές για την μεθοδολογία γίνονται στο κεφ.3.3.4 παρ.1.

Με βάση την έρευνα που πραγματοποιήθηκε και το κύριο μέλημα μας να καταγράψουμε τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ βιομηχανικής παραγωγής και χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος διαπιστώσαμε ότι οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζουν την βιομηχανική ανάπτυξη και η σχέση είναι αρνητική. Σχέση προς την αντίθετη κατεύθυνση δεν εντοπίστηκε. Επίσης, δεν εντοπίστηκε σχέση μεταξύ της βιομηχανικής ανάπτυξης και των χρηματιστηριακών αποδόσεων αλλά ούτε και από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις προς την βιομηχανική ανάπτυξη.

Εκτός από τις παραπάνω σχέσεις, επιπλέον εντοπίσαμε 3 αμφίδρομες αιτιάσεις στην περίπτωση του Καναδά: α) Ο πληθωρισμός επηρεάζει αρνητικά την βιομηχανική ανάπτυξη αλλά και η βιομηχανική ανάπτυξη επηρεάζει τον πληθωρισμό. Σε αυτή την περίπτωση η επίδραση είναι θετική β) Άλλη μια αμφίδρομη σχέση υπάρχει μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και της βιομηχανικής ανάπτυξης. Σε ένα σοκ στις αποδόσεις των ομολόγων αυξάνεται η βιομηχανική ανάπτυξη αλλά και όταν υπάρξει ένα σοκ στην βιομηχανική ανάπτυξη αυξάνονται οι αποδόσεις των ομολόγων γ) Ο πληθωρισμός επηρεάζει τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών αλλά και οι

αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζουν τον πληθωρισμό. Όταν αυξάνεται ο πληθωρισμός τα εγχώρια προϊόντα γίνονται πιο ακριβά από τα εισαγόμενα, με αποτέλεσμα οι καταναλωτές να στρέφονται στα εισαγόμενα. Αυτό με την σειρά του στην αγορά συναλλάγματος έχει ως αποτέλεσμα η ζήτηση του ξένου νομίσματος να είναι αυξημένη, άρα το ξένο νόμισμα να ανατιμάται και το εγχώριο να υποτιμάται.

Όσο για τον πληθωρισμό, επηρεάζει το ονομαστικό επιτόκιο γνωστό και από την οικονομική θεωρία ως Fisher effect.

3.8 Γενικά Συμπεράσματα

Σκοπός της παρούσας εργασίας ήταν να μελετήσουμε τις δυναμικές αλληλεξαρτήσεις μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος. Σε αυτή την παράγραφο θα προσπαθήσουμε συνοπτικά να συνοψίσουμε τα βασικά συμπεράσματα.

Διαπιστώσαμε ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ της βιομηχανικής ανάπτυξης και των αποδόσεων των χρηματιστηριακών αγορών για τις οικονομίες των Η.Π.Α. και της Αγγλίας σύμφωνα και με τους Chen, Roll και Ross (1986). Επίσης για τις οικονομίες της Ιαπωνίας και του Καναδά δεν υπάρχει αλληλεξάρτηση αλλά ούτε και εξάρτηση. Τέλος, στην περίπτωση της Ελλάδας οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επιδρούν πάνω στην βιομηχανική ανάπτυξη.

Επιπροσθέτως, διαπιστώσαμε αλληλεξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της βιομηχανικής ανάπτυξης για την οικονομία της Ιαπωνίας αλλά δεν εντοπίστηκε εξάρτηση για τις οικονομίες των Η.Π.Α., της Αγγλίας και της Ελλάδας. Στην περίπτωση του Καναδά οι αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επιδρούν στην βιομηχανική ανάπτυξη.

Πέρα όμως από την απάντηση του πυρήνα του θέματος μας διαπιστώσαμε τις ακόλουθες σχέσεις που πρέπει να επισημάνουμε.

Πρώτον υπάρχει σε τέσσερις (4) από τις πέντε (5) χώρες (εκτός της Αγγλίας) επίδραση από τις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου στην βιομηχανική ανάπτυξη αλλά και από την βιομηχανική ανάπτυξη στις αποδόσεις του τριμηνιαίου ομολόγου σε τέσσερις (4) από τις πέντε (5) χώρες (εκτός της Ιαπωνίας). Ως εκ τούτου, υπάρχει γενικότερα αλληλεξάρτηση μεταξύ αποδόσεων τριμηνιαίων ομολόγων και βιομηχανικής ανάπτυξης.

Δεύτερον υπάρχει επίδραση από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις στις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε τέσσερις (4) από τις πέντε (5) χώρες (εκτός της Αγγλίας) σύμφωνα και με τους Mukherjee και Naka (1995), Kana (2000), Caporale, Pittis και Spagnolo (2002). Επίδραση από τις αποδόσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών προς τις χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν εντοπίστηκε σύμφωνα και με τους Nieh και Lee (2001).

Τρίτον επιβεβαιώσαμε (μια γνωστή οικονομική θεωρία- Fisher effect) την επιρροή του πληθωρισμού πάνω στις αποδόσεις των τριμηνιαίων ομολόγων στις τέσσερις (4) από τις πέντε (5) χώρες (δεν επιβεβαιώθηκε στην Ιαπωνία).

Τέλος, στην ώριμη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. διαπιστώσαμε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις αιτιάζονται τις διεθνείς κρίσεις δηλαδή μοιάζει σαν να τις προβλέπουν και να μας προειδοποιούν τι θα συμβεί. Ομοίως στην Αγγλία ο πληθωρισμός επηρεάζει τις διεθνείς κρίσεις.

3.9 Ανακεφαλαίωση

Σκοπός του κεφαλαίου ήταν η εμπειρική διερεύνηση της αλληλεξάρτησης μεταξύ της βιομηχανικής παραγωγής και των χρηματιστηριακών αγορών/ αγορών συναλλάγματος για τις πέντε χώρες που μελετάμε (Η.Π.Α., Αγγλία, Ιαπωνία, Ελλάδα, Καναδά). Αρχικά πραγματοποιήσαμε έλεγχο για την στασιμότητα των σειρών και όσες δεν ήταν στάσιμες τις μετατρέψαμε σε στάσιμες. Στην συνέχεια επιλέξαμε τις κατάλληλες χρονικές υστερήσεις με το κριτήριο Akaike έτσι ώστε με την κατασκευή του αυτοπαλίνδρομου διανυσματικού υποδείγματος να διενεργήσουμε έλεγχο για την αιτιότητα. Τέλος κατασκευάσαμε τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων για να προσδιορίσουμε την μεταβολή (θετική ή αρνητική) και προβήκαμε στα τελικά μας συμπεράσματα.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α **ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΑΡΧΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ**

Η.Π.Α.

Null Hypothesis: IP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.670436	0.4454
Test critical values: 1% level	-3.450944	
5% level	-2.870503	
10% level	-2.571615	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IP)
Method: Least Squares
Date: 02/04/17 Time: 21:18
Sample (adjusted): 1990M08 2016M10
Included observations: 315 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IP(-1)	-0.003779	0.002262	-1.670436	0.0959
D(IP(-1))	0.056033	0.056395	0.993574	0.3212
D(IP(-2))	0.140876	0.056503	2.493236	0.0132
D(IP(-3))	0.250582	0.056986	4.397287	0.0000
D(IP(-4))	0.202627	0.057644	3.515149	0.0005
D(IP(-5))	0.061608	0.057012	1.080615	0.2807
D(IP(-6))	0.042996	0.056432	0.761896	0.4467
D(IP(-7))	-0.140916	0.056313	-2.502353	0.0129
C	0.388868	0.207459	1.874436	0.0618
R-squared	0.218131	Mean dependent var		0.124272
Adjusted R-squared	0.197690	S.D. dependent var		0.587896
S.E. of regression	0.526589	Akaike info criterion		1.583363
Sum squared resid	84.85261	Schwarz criterion		1.690579
Log likelihood	-240.3797	Hannan-Quinn criter.		1.626200
F-statistic	10.67121	Durbin-Watson stat		2.012024
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: STOCK has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.212634	0.9338
Test critical values: 1% level	-3.450411	
5% level	-2.870274	

10% level

-2.571493

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(STOCK)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:23

Sample (adjusted): 1990M01 2016M11

Included observations: 323 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
STOCK(-1)	-0.001102	0.005182	-0.212634	0.8317
C	60.44914	54.48325	1.109500	0.2680
R-squared	0.000141	Mean dependent var		49.89080
Adjusted R-squared	-0.002974	S.D. dependent var		402.4046
S.E. of regression	403.0025	Akaike info criterion		14.84194
Sum squared resid	52133933	Schwarz criterion		14.86533
Log likelihood	-2394.973	Hannan-Quinn criter.		14.85127
F-statistic	0.045213	Durbin-Watson stat		1.998971
Prob(F-statistic)	0.831747			

Null Hypothesis: FE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.671414	0.0802
Test critical values: 1% level	-3.451421	
5% level	-2.870712	
10% level	-2.571728	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FE)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:26

Sample (adjusted): 1991M03 2016M10

Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.028241	0.010572	-2.671414	0.0080
D(FE(-1))	0.249897	0.056784	4.400833	0.0000
D(FE(-2))	0.065052	0.058439	1.113165	0.2666
D(FE(-3))	0.026744	0.058473	0.457382	0.6477
D(FE(-4))	-0.009981	0.057930	-0.172294	0.8633
D(FE(-5))	-0.153700	0.057198	-2.687136	0.0076
D(FE(-6))	-0.038683	0.057101	-0.677446	0.4987
D(FE(-7))	-0.016136	0.056613	-0.285021	0.7758
D(FE(-8))	0.135967	0.056412	2.410250	0.0166
D(FE(-9))	0.092138	0.056776	1.622845	0.1057

D(FE(-10))	-0.048438	0.055886	-0.866726	0.3868
D(FE(-11))	0.168458	0.055901	3.013516	0.0028
D(FE(-12))	-0.029518	0.056501	-0.522434	0.6018
D(FE(-13))	-0.064271	0.056483	-1.137887	0.2561
D(FE(-14))	0.162562	0.055089	2.950906	0.0034
C	3.054616	1.169610	2.611653	0.0095
<hr/>				
R-squared	0.205881	Mean dependent var	-0.086124	
Adjusted R-squared	0.165087	S.D. dependent var	2.851342	
S.E. of regression	2.605373	Akaike info criterion	4.803579	
Sum squared resid	1982.086	Schwarz criterion	4.997350	
Log likelihood	-723.7511	Hannan-Quinn criter.	4.881057	
F-statistic	5.046869	Durbin-Watson stat	1.948663	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.807925	0.3763
Test critical values:		
1% level	-3.451351	
5% level	-2.870682	
10% level	-2.571711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TB)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:27
 Sample (adjusted): 1991M03 2016M11
 Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.009254	0.005119	-1.807925	0.0716
D(TB(-1))	0.109396	0.057477	1.903296	0.0580
D(TB(-2))	0.229541	0.057524	3.990336	0.0001
D(TB(-3))	0.033123	0.057972	0.571353	0.5682
D(TB(-4))	-0.079776	0.057937	-1.376962	0.1696
D(TB(-5))	0.134775	0.057639	2.338251	0.0200
D(TB(-6))	0.092786	0.057919	1.602006	0.1102
D(TB(-7))	-0.038896	0.056075	-0.693637	0.4885
D(TB(-8))	0.274465	0.056000	4.901161	0.0000
D(TB(-9))	0.099615	0.058153	1.712987	0.0878
D(TB(-10))	-0.104937	0.057833	-1.814490	0.0706
D(TB(-11))	-0.041144	0.058044	-0.708839	0.4790
D(TB(-12))	0.127339	0.058096	2.191894	0.0292
D(TB(-13))	-0.082219	0.057101	-1.439882	0.1510
D(TB(-14))	-0.140331	0.056934	-2.464774	0.0143
C	0.019602	0.018084	1.083978	0.2793
<hr/>				
R-squared	0.249173	Mean dependent var	-0.018673	
Adjusted R-squared	0.210734	S.D. dependent var	0.210891	
S.E. of regression	0.187357	Akaike info criterion	-0.461208	

Sum squared resid	10.28510	Schwarz criterion	-0.267896
Log likelihood	87.25662	Hannan-Quinn criter.	-0.383921
F-statistic	6.482408	Durbin-Watson stat	1.998726
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.614703	0.8640
Test critical values: 1% level	-3.451283	
5% level	-2.870651	
10% level	-2.571695	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CPI)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:27

Sample (adjusted): 1991M01 2016M10

Included observations: 310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	-0.000491	0.000799	-0.614703	0.5392
D(CPI(-1))	0.513227	0.056504	9.082961	0.0000
D(CPI(-2))	-0.195056	0.063488	-3.072326	0.0023
D(CPI(-3))	-0.040085	0.064385	-0.622588	0.5340
D(CPI(-4))	0.081474	0.064539	1.262397	0.2078
D(CPI(-5))	-0.128419	0.064657	-1.986166	0.0479
D(CPI(-6))	0.037098	0.065078	0.570052	0.5691
D(CPI(-7))	-0.046218	0.065084	-0.710135	0.4782
D(CPI(-8))	-0.036653	0.064608	-0.567316	0.5709
D(CPI(-9))	-0.049104	0.064681	-0.759180	0.4483
D(CPI(-10))	0.036988	0.064741	0.571330	0.5682
D(CPI(-11))	0.116880	0.063988	1.826596	0.0688
D(CPI(-12))	-0.235047	0.056474	-4.162070	0.0000
C	0.423241	0.165511	2.557177	0.0111

R-squared	0.279670	Mean dependent var	0.347300
Adjusted R-squared	0.248034	S.D. dependent var	0.532226
S.E. of regression	0.461525	Akaike info criterion	1.335549
Sum squared resid	63.04959	Schwarz criterion	1.504297
Log likelihood	-193.0101	Hannan-Quinn criter.	1.403007
F-statistic	8.840224	Durbin-Watson stat	1.971691
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.511298	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.451214	
	5% level	-2.870621	
	10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:28

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΑΓΓΛΙΑ

Null Hypothesis: IP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.687473	0.0773
Test critical values:		
	1% level	-3.451214
	5% level	-2.870621
	10% level	-2.571679

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IP)

Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:30
 Sample (adjusted): 1990M11 2016M09
 Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IP(-1)	-0.038236	0.014227	-2.687473	0.0076
D(IP(-1))	-0.276685	0.056348	-4.910254	0.0000
D(IP(-2))	0.010784	0.058445	0.184509	0.8537
D(IP(-3))	0.099324	0.058186	1.706993	0.0889
D(IP(-4))	0.069706	0.057635	1.209429	0.2275
D(IP(-5))	0.052298	0.057414	0.910887	0.3631
D(IP(-6))	0.150922	0.058051	2.599810	0.0098
D(IP(-7))	0.211428	0.058676	3.603326	0.0004
D(IP(-8))	0.156094	0.059540	2.621665	0.0092
D(IP(-9))	0.023954	0.060208	0.397856	0.6910
D(IP(-10))	-0.157608	0.057422	-2.744717	0.0064
C	3.949391	1.465471	2.694963	0.0074
R-squared	0.162697	Mean dependent var	0.012862	
Adjusted R-squared	0.131893	S.D. dependent var	1.018551	
S.E. of regression	0.949007	Akaike info criterion	2.771020	
Sum squared resid	269.2838	Schwarz criterion	2.915321	
Log likelihood	-418.8937	Hannan-Quinn criter.	2.828699	
F-statistic	5.281720	Durbin-Watson stat	2.001928	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: STOCK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.191862	0.6789
Test critical values:		
1% level	-3.450411	
5% level	-2.870274	
10% level	-2.571493	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(STOCK)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 1990M01 2016M11
 Included observations: 323 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
STOCK(-1)	-0.008482	0.007117	-1.191862	0.2342
C	28.64079	18.39043	1.557375	0.1204
R-squared	0.004406	Mean dependent var	7.701269	
Adjusted R-squared	0.001304	S.D. dependent var	97.75604	
S.E. of regression	97.69227	Akaike info criterion	12.00769	
Sum squared resid	3063553.	Schwarz criterion	12.03109	

Log likelihood	-1937.243	Hannan-Quinn criter.	12.01703
F-statistic	1.420536	Durbin-Watson stat	1.984532
Prob(F-statistic)	0.234196		

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.249021	0.1896
Test critical values: 1% level	-3.450682	
5% level	-2.870387	
10% level	-2.571554	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 1990M04 2016M10
 Included observations: 319 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.032021	0.014238	-2.249021	0.0252
D(FE(-1))	0.345466	0.056538	6.110354	0.0000
D(FE(-2))	-0.119359	0.059044	-2.021526	0.0441
D(FE(-3))	0.189134	0.056933	3.322075	0.0010
C	0.020075	0.008765	2.290374	0.0227
R-squared	0.125822	Mean dependent var		0.000613
Adjusted R-squared	0.114686	S.D. dependent var		0.014301
S.E. of regression	0.013456	Akaike info criterion		-5.763248
Sum squared resid	0.056853	Schwarz criterion		-5.704233
Log likelihood	924.2381	Hannan-Quinn criter.		-5.739680
F-statistic	11.29860	Durbin-Watson stat		1.952454
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.985667	0.0374
Test critical values: 1% level	-3.451993	
5% level	-2.870964	
10% level	-2.571862	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TB)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:32
 Sample (adjusted): 1990M04 2015M03
 Included observations: 300 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.012696	0.004252	-2.985667	0.0031
D(TB(-1))	0.323204	0.056573	5.713025	0.0000
D(TB(-2))	-0.027136	0.059580	-0.455461	0.6491
D(TB(-3))	0.163635	0.056419	2.900360	0.0040
C	0.033244	0.023899	1.391023	0.1653
R-squared	0.179349	Mean dependent var	-0.047151	
Adjusted R-squared	0.168222	S.D. dependent var	0.258830	
S.E. of regression	0.236058	Akaike info criterion	-0.032952	
Sum squared resid	16.43840	Schwarz criterion	0.028777	
Log likelihood	9.942832	Hannan-Quinn criter.	-0.008248	
F-statistic	16.11772	Durbin-Watson stat	2.036260	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.033670	0.9538
Test critical values:		
1% level	-3.451421	
5% level	-2.870712	
10% level	-2.571728	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:33
 Sample (adjusted): 1991M03 2016M10
 Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	-3.25E-05	0.000965	-0.033670	0.9732
D(CPI(-1))	0.077508	0.057834	1.340165	0.1812
D(CPI(-2))	0.094580	0.057669	1.640045	0.1021
D(CPI(-3))	0.004855	0.042291	0.114793	0.9087
D(CPI(-4))	-0.028381	0.042307	-0.670829	0.5029
D(CPI(-5))	-0.046978	0.042339	-1.109570	0.2681
D(CPI(-6))	0.124037	0.042132	2.943989	0.0035
D(CPI(-7))	0.008766	0.042562	0.205957	0.8370
D(CPI(-8))	0.026861	0.042582	0.630798	0.5287
D(CPI(-9))	-0.046708	0.041919	-1.114257	0.2661
D(CPI(-10))	-0.007016	0.042499	-0.165080	0.8690
D(CPI(-11))	-0.010726	0.042003	-0.255375	0.7986
D(CPI(-12))	0.670611	0.042042	15.95099	0.0000

D(CPI(-13))	-0.118616	0.057269	-2.071187	0.0392
D(CPI(-14))	-0.156584	0.057601	-2.718418	0.0070
C	0.056667	0.079374	0.713925	0.4758
R-squared	0.570503	Mean dependent var	0.141250	
Adjusted R-squared	0.548440	S.D. dependent var	0.308652	
S.E. of regression	0.207409	Akaike info criterion	-0.257701	
Sum squared resid	12.56136	Schwarz criterion	-0.063930	
Log likelihood	55.68594	Hannan-Quinn criter.	-0.180222	
F-statistic	25.85766	Durbin-Watson stat	1.993948	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:33

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var	0.000000	
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var	0.196748	
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion	-0.683001	
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion	-0.514650	
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.	-0.615709	
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat	2.029558	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: IP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.392848	0.0119
Test critical values: 1% level	-3.450682	
5% level	-2.870387	
10% level	-2.571554	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IP)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:35
 Sample (adjusted): 1990M03 2016M09
 Included observations: 319 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IP(-1)	-0.059082	0.017414	-3.392848	0.0008
D(IP(-1))	0.039472	0.055345	0.713200	0.4763
D(IP(-2))	0.186430	0.055407	3.364717	0.0009
C	6.000482	1.774834	3.380870	0.0008
R-squared	0.058836	Mean dependent var		-0.013166
Adjusted R-squared	0.049873	S.D. dependent var		1.982141
S.E. of regression	1.932081	Akaike info criterion		4.167533
Sum squared resid	1175.876	Schwarz criterion		4.214745
Log likelihood	-660.7215	Hannan-Quinn criter.		4.186388
F-statistic	6.563997	Durbin-Watson stat		2.022459
Prob(F-statistic)	0.000257			

Null Hypothesis: STOCK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.645966	0.0054
Test critical values: 1% level	-3.450812	
5% level	-2.870444	
10% level	-2.571584	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(STOCK)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:39
 Sample (adjusted): 1990M07 2016M11
 Included observations: 317 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
STOCK(-1)	-0.048847	0.013397	-3.645966	0.0003
D(STOCK(-1))	0.070734	0.055519	1.274058	0.2036
D(STOCK(-2))	0.067406	0.054533	1.236066	0.2174
D(STOCK(-3))	0.043437	0.054655	0.794751	0.4274
D(STOCK(-4))	0.004474	0.053068	0.084314	0.9329
D(STOCK(-5))	0.110596	0.052827	2.093561	0.0371
D(STOCK(-6))	-0.067951	0.053053	-1.280800	0.2012
C	61.46605	17.99587	3.415564	0.0007
R-squared	0.064916	Mean dependent var	-2.840473	
Adjusted R-squared	0.043733	S.D. dependent var	77.18558	
S.E. of regression	75.47892	Akaike info criterion	11.51050	
Sum squared resid	1760394.	Schwarz criterion	11.60536	
Log likelihood	-1816.414	Hannan-Quinn criter.	11.54839	
F-statistic	3.064534	Durbin-Watson stat	1.994027	
Prob(F-statistic)	0.003911			

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.671414	0.0802
Test critical values: 1% level	-3.451421	
5% level	-2.870712	
10% level	-2.571728	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:40
 Sample (adjusted): 1991M03 2016M10
 Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.028241	0.010572	-2.671414	0.0080
D(FE(-1))	0.249897	0.056784	4.400833	0.0000
D(FE(-2))	0.065052	0.058439	1.113165	0.2666
D(FE(-3))	0.026744	0.058473	0.457382	0.6477
D(FE(-4))	-0.009981	0.057930	-0.172294	0.8633
D(FE(-5))	-0.153700	0.057198	-2.687136	0.0076
D(FE(-6))	-0.038683	0.057101	-0.677446	0.4987
D(FE(-7))	-0.016136	0.056613	-0.285021	0.7758
D(FE(-8))	0.135967	0.056412	2.410250	0.0166

D(FE(-9))	0.092138	0.056776	1.622845	0.1057
D(FE(-10))	-0.048438	0.055886	-0.866726	0.3868
D(FE(-11))	0.168458	0.055901	3.013516	0.0028
D(FE(-12))	-0.029518	0.056501	-0.522434	0.6018
D(FE(-13))	-0.064271	0.056483	-1.137887	0.2561
D(FE(-14))	0.162562	0.055089	2.950906	0.0034
C	3.054616	1.169610	2.611653	0.0095
<hr/>				
R-squared	0.205881	Mean dependent var	-0.086124	
Adjusted R-squared	0.165087	S.D. dependent var	2.851342	
S.E. of regression	2.605373	Akaike info criterion	4.803579	
Sum squared resid	1982.086	Schwarz criterion	4.997350	
Log likelihood	-723.7511	Hannan-Quinn criter.	4.881057	
F-statistic	5.046869	Durbin-Watson stat	1.948663	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.243732	0.1914
Test critical values:		
1% level	-3.451146	
5% level	-2.870591	
10% level	-2.571663	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TB)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:41
 Sample (adjusted): 1990M02 2016M01
 Included observations: 312 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.010846	0.004834	-2.243732	0.0256
D(TB(-1))	-0.033214	0.055004	-0.603855	0.5464
C	-0.004501	0.008411	-0.535168	0.5929
<hr/>				
R-squared	0.017074	Mean dependent var	-0.013378	
Adjusted R-squared	0.010712	S.D. dependent var	0.129694	
S.E. of regression	0.128998	Akaike info criterion	-1.248478	
Sum squared resid	5.141872	Schwarz criterion	-1.212488	
Log likelihood	197.7626	Hannan-Quinn criter.	-1.234094	
F-statistic	2.683822	Durbin-Watson stat	2.010079	
Prob(F-statistic)	0.069894			

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.029639	0.0333
Test critical values:	1% level	-3.451351	
	5% level	-2.870682	
	10% level	-2.571711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CPI)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:41

Sample (adjusted): 1991M01 2016M09

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	-0.032393	0.010692	-3.029639	0.0027
D(CPI(-1))	0.155365	0.053372	2.910998	0.0039
D(CPI(-2))	-0.113998	0.053796	-2.119076	0.0349
D(CPI(-3))	-0.087247	0.053424	-1.633105	0.1035
D(CPI(-4))	-0.025718	0.053605	-0.479767	0.6317
D(CPI(-5))	0.112945	0.053481	2.111880	0.0355
D(CPI(-6))	-0.071652	0.053675	-1.334932	0.1829
D(CPI(-7))	0.064976	0.053751	1.208843	0.2277
D(CPI(-8))	0.036216	0.053312	0.679315	0.4975
D(CPI(-9))	-0.060321	0.053144	-1.135047	0.2573
D(CPI(-10))	-0.049990	0.053103	-0.941392	0.3473
D(CPI(-11))	0.087423	0.052789	1.656079	0.0988
D(CPI(-12))	0.351460	0.051988	6.760398	0.0000
C	3.172869	1.044560	3.037517	0.0026
R-squared	0.335536	Mean dependent var		0.023301
Adjusted R-squared	0.306254	S.D. dependent var		0.340226
S.E. of regression	0.283379	Akaike info criterion		0.360188
Sum squared resid	23.68963	Schwarz criterion		0.529336
Log likelihood	-41.64904	Hannan-Quinn criter.		0.427814
F-statistic	11.45899	Durbin-Watson stat		1.994392
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.451214
	5% level	-2.870621
	10% level	-2.571679

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:42

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11
Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: IP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 15 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.938233	0.7752
Test critical values:		
1% level	-3.451632	
5% level	-2.870805	
10% level	-2.571777	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IP)
Method: Least Squares
Date: 02/04/17 Time: 21:44
Sample (adjusted): 1991M04 2016M08
Included observations: 305 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IP(-1)	-0.012830	0.013675	-0.938233	0.3489
D(IP(-1))	-0.541904	0.059510	-9.106058	0.0000
D(IP(-2))	-0.246276	0.067415	-3.653120	0.0003
D(IP(-3))	-0.113028	0.068766	-1.643665	0.1013
D(IP(-4))	-0.093004	0.068690	-1.353966	0.1768

D(IP(-5))	-0.065798	0.068399	-0.961967	0.3369
D(IP(-6))	-0.019130	0.066456	-0.287866	0.7737
D(IP(-7))	-0.026647	0.065193	-0.408741	0.6830
D(IP(-8))	0.051468	0.064219	0.801444	0.4235
D(IP(-9))	0.148473	0.064499	2.301938	0.0221
D(IP(-10))	0.162448	0.065354	2.485651	0.0135
D(IP(-11))	0.156727	0.065949	2.376492	0.0181
D(IP(-12))	-0.060576	0.065830	-0.920177	0.3583
D(IP(-13))	-0.039549	0.065497	-0.603832	0.5464
D(IP(-14))	0.095776	0.062874	1.523287	0.1288
D(IP(-15))	0.116363	0.053462	2.176563	0.0303
C	1.334767	1.540095	0.866679	0.3868
<hr/>				
R-squared	0.294581	Mean dependent var	-0.070820	
Adjusted R-squared	0.255391	S.D. dependent var	3.445693	
S.E. of regression	2.973313	Akaike info criterion	5.071355	
Sum squared resid	2546.090	Schwarz criterion	5.278716	
Log likelihood	-756.3816	Hannan-Quinn criter.	5.154295	
F-statistic	7.516754	Durbin-Watson stat	1.992914	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: STOCK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.948059	0.3100
Test critical values:		
1% level	-3.451491	
5% level	-2.870743	
10% level	-2.571744	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(STOCK)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:46
 Sample (adjusted): 1990M08 2016M11
 Included observations: 307 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
STOCK(-1)	-0.016826	0.008637	-1.948059	0.0523
D(STOCK(-1))	0.101753	0.057031	1.784153	0.0754
D(STOCK(-2))	0.087262	0.056808	1.536070	0.1256
D(STOCK(-3))	0.125505	0.056691	2.213838	0.0276
D(STOCK(-4))	0.058626	0.056915	1.030070	0.3038
D(STOCK(-5))	-0.093832	0.056784	-1.652428	0.0995
D(STOCK(-6))	-0.004630	0.056870	-0.081420	0.9352
D(STOCK(-7))	0.149439	0.056676	2.636736	0.0088
C	31.77930	20.59695	1.542913	0.1239
<hr/>				
R-squared	0.077931	Mean dependent var	-2.230554	
Adjusted R-squared	0.053178	S.D. dependent var	198.6846	
S.E. of regression	193.3297	Akaike info criterion	13.39555	
Sum squared resid	11138154	Schwarz criterion	13.50480	

Log likelihood	-2047.217	Hannan-Quinn criter.	13.43924
F-statistic	3.148292	Durbin-Watson stat	2.007416
Prob(F-statistic)	0.001948		

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.072093	0.2563
Test critical values: 1% level	-3.450617	
5% level	-2.870359	
10% level	-2.571538	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:49
 Sample (adjusted): 1990M03 2016M10
 Included observations: 320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.013839	0.006679	-2.072093	0.0391
D(FE(-1))	0.349576	0.055647	6.282040	0.0000
D(FE(-2))	-0.093615	0.055720	-1.680076	0.0939
C	4.044359	1.812938	2.230832	0.0264
R-squared	0.121954	Mean dependent var		0.472053
Adjusted R-squared	0.113618	S.D. dependent var		6.571541
S.E. of regression	6.186965	Akaike info criterion		6.495188
Sum squared resid	12096.02	Schwarz criterion		6.542292
Log likelihood	-1035.230	Hannan-Quinn criter.		6.513997
F-statistic	14.63001	Durbin-Watson stat		1.991300
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.067468	0.2582
Test critical values: 1% level	-3.461327	
5% level	-2.875062	
10% level	-2.574054	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TB)

Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:49
 Sample (adjusted): 1999M04 2016M10
 Included observations: 211 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.052340	0.025316	-2.067468	0.0400
D(TB(-1))	-0.073173	0.071006	-1.030529	0.3040
D(TB(-2))	-0.051220	0.069469	-0.737312	0.4618
D(TB(-3))	0.194807	0.069475	2.804002	0.0056
D(TB(-4))	-0.189534	0.070448	-2.690409	0.0077
D(TB(-5))	0.138789	0.071787	1.933342	0.0546
D(TB(-6))	0.070534	0.072610	0.971412	0.3325
D(TB(-7))	0.044976	0.072785	0.617923	0.5373
D(TB(-8))	0.061262	0.072751	0.842085	0.4008
D(TB(-9))	0.160353	0.070818	2.264279	0.0246
D(TB(-10))	0.012473	0.070920	0.175874	0.8606
D(TB(-11))	-0.167901	0.070603	-2.378106	0.0184
D(TB(-12))	-0.124969	0.071123	-1.757071	0.0805
C	0.422040	0.239158	1.764688	0.0792
R-squared	0.198875	Mean dependent var		0.009945
Adjusted R-squared	0.146009	S.D. dependent var		2.070499
S.E. of regression	1.913382	Akaike info criterion		4.199669
Sum squared resid	721.2230	Schwarz criterion		4.422067
Log likelihood	-429.0650	Hannan-Quinn criter.		4.289566
F-statistic	3.761873	Durbin-Watson stat		1.991602
Prob(F-statistic)	0.000022			

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.303825	0.1714
Test critical values:		
1% level	-3.451283	
5% level	-2.870651	
10% level	-2.571695	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CPI)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:50
 Sample (adjusted): 1991M01 2016M10
 Included observations: 310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	-0.003250	0.001411	-2.303825	0.0219
D(CPI(-1))	-0.019295	0.043691	-0.441627	0.6591
D(CPI(-2))	-0.005414	0.043684	-0.123930	0.9015
D(CPI(-3))	-0.019688	0.043302	-0.454657	0.6497
D(CPI(-4))	0.005623	0.043270	0.129959	0.8967

D(CPI(-5))	-0.052014	0.043190	-1.204295	0.2294
D(CPI(-6))	0.235611	0.043231	5.450105	0.0000
D(CPI(-7))	-0.044712	0.043350	-1.031427	0.3032
D(CPI(-8))	-0.084010	0.043382	-1.936544	0.0538
D(CPI(-9))	-0.038888	0.043619	-0.891548	0.3734
D(CPI(-10))	-0.102791	0.043793	-2.347173	0.0196
D(CPI(-11))	-0.003458	0.044318	-0.078027	0.9379
D(CPI(-12))	0.659099	0.044386	14.84910	0.0000
C	0.362842	0.148094	2.450081	0.0149
<hr/>				
R-squared	0.871156	Mean dependent var	0.230129	
Adjusted R-squared	0.865497	S.D. dependent var	1.003392	
S.E. of regression	0.367990	Akaike info criterion	0.882587	
Sum squared resid	40.08331	Schwarz criterion	1.051336	
Log likelihood	-122.8010	Hannan-Quinn criter.	0.950046	
F-statistic	153.9502	Durbin-Watson stat	2.008534	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:51

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
<hr/>				
R-squared	0.299544	Mean dependent var	0.000000	
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var	0.196748	

S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion	-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion	-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.	-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat	2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000		

KANAΔΑΣ

Null Hypothesis: IP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.816335	0.8127
Test critical values:		
1% level	-3.451146	
5% level	-2.870591	
10% level	-2.571663	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IP)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:53
 Sample (adjusted): 1990M10 2016M09
 Included observations: 312 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IP(-1)	-0.002519	0.003086	-0.816335	0.4150
D(IP(-1))	0.330909	0.057049	5.800482	0.0000
D(IP(-2))	-0.055964	0.060114	-0.930968	0.3526
D(IP(-3))	-0.059020	0.060082	-0.982320	0.3267
D(IP(-4))	-0.010086	0.060117	-0.167778	0.8669
D(IP(-5))	0.054275	0.060282	0.900349	0.3687
D(IP(-6))	-0.045874	0.060504	-0.758190	0.4489
D(IP(-7))	-0.062817	0.060507	-1.038187	0.3000
D(IP(-8))	-0.060062	0.060678	-0.989849	0.3230
D(IP(-9))	-0.138008	0.057738	-2.390257	0.0175
C	0.363138	0.287190	1.264450	0.2070
R-squared	0.163258	Mean dependent var		0.124359
Adjusted R-squared	0.135459	S.D. dependent var		0.713253
S.E. of regression	0.663187	Akaike info criterion		2.051101
Sum squared resid	132.3850	Schwarz criterion		2.183066
Log likelihood	-308.9718	Hannan-Quinn criter.		2.103843
F-statistic	5.872866	Durbin-Watson stat		1.988900
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: STOCK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

t-Statistic	Prob.*
-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.939234	0.7749
Test critical values:	1% level	-3.450474	
	5% level	-2.870302	
	10% level	-2.571508	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(STOCK)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:53

Sample (adjusted): 1990M02 2016M11

Included observations: 322 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
STOCK(-1)	-0.005162	0.005496	-0.939234	0.3483
D(STOCK(-1))	0.182116	0.055062	3.307450	0.0010
C	74.34501	52.99636	1.402832	0.1616
R-squared	0.034739	Mean dependent var		34.65717
Adjusted R-squared	0.028687	S.D. dependent var		381.0157
S.E. of regression	375.5109	Akaike info criterion		14.70373
Sum squared resid	44981686	Schwarz criterion		14.73889
Log likelihood	-2364.300	Hannan-Quinn criter.		14.71776
F-statistic	5.740223	Durbin-Watson stat		2.027040
Prob(F-statistic)	0.003555			

Null Hypothesis: FE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.538597	0.5129
Test critical values:		
	1% level	-3.450747
	5% level	-2.870416
	10% level	-2.571569

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FE)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:53

Sample (adjusted): 1990M05 2016M10

Included observations: 318 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.009642	0.006267	-1.538597	0.1249
D(FE(-1))	0.337691	0.055889	6.042157	0.0000
D(FE(-2))	-0.032091	0.058769	-0.546051	0.5854
D(FE(-3))	-0.080964	0.058601	-1.381615	0.1681
D(FE(-4))	0.145541	0.055848	2.605997	0.0096

C	0.012481	0.007955	1.568947	0.1177
R-squared	0.126684	Mean dependent var		0.000507
Adjusted R-squared	0.112689	S.D. dependent var		0.020989
S.E. of regression	0.019771	Akaike info criterion		-4.990481
Sum squared resid	0.121962	Schwarz criterion		-4.919499
Log likelihood	799.4865	Hannan-Quinn criter.		-4.962130
F-statistic	9.051812	Durbin-Watson stat		1.989083
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.432862	0.0106
Test critical values:		
1% level	-3.451078	
5% level	-2.870561	
10% level	-2.571647	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TB)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 21:54
 Sample (adjusted): 1990M10 2016M10
 Included observations: 313 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.026327	0.007669	-3.432862	0.0007
D(TB(-1))	-0.038278	0.055928	-0.684403	0.4942
D(TB(-2))	0.317507	0.055711	5.699125	0.0000
D(TB(-3))	-8.36E-06	0.058055	-0.000144	0.9999
D(TB(-4))	-0.193108	0.057713	-3.346037	0.0009
D(TB(-5))	-0.069516	0.058630	-1.185676	0.2367
D(TB(-6))	0.103768	0.057749	1.796880	0.0734
D(TB(-7))	0.146839	0.058072	2.528544	0.0120
D(TB(-8))	-0.050828	0.054960	-0.924816	0.3558
D(TB(-9))	0.135018	0.055008	2.454531	0.0147
C	0.065893	0.032189	2.047059	0.0415
R-squared	0.205621	Mean dependent var		-0.037891
Adjusted R-squared	0.179317	S.D. dependent var		0.367112
S.E. of regression	0.332572	Akaike info criterion		0.670593
Sum squared resid	33.40253	Schwarz criterion		0.802249
Log likelihood	-93.94780	Hannan-Quinn criter.		0.723206
F-statistic	7.817123	Durbin-Watson stat		1.997222
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.234448	0.9744
Test critical values:		
1% level	-3.451283	
5% level	-2.870651	
10% level	-2.571695	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CPI)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 21:56

Sample (adjusted): 1991M01 2016M10

Included observations: 310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	0.000328	0.001398	0.234448	0.8148
D(CPI(-1))	0.093006	0.056708	1.640093	0.1020
D(CPI(-2))	-0.048871	0.056821	-0.860085	0.3904
D(CPI(-3))	-0.035085	0.056507	-0.620900	0.5351
D(CPI(-4))	-0.057383	0.056399	-1.017449	0.3098
D(CPI(-5))	-0.081711	0.056383	-1.449230	0.1483
D(CPI(-6))	-0.019998	0.056091	-0.356523	0.7217
D(CPI(-7))	-0.124692	0.056055	-2.224457	0.0269
D(CPI(-8))	-0.073575	0.056484	-1.302580	0.1937
D(CPI(-9))	-0.101808	0.056584	-1.799254	0.0730
D(CPI(-10))	0.061496	0.056879	1.081172	0.2805
D(CPI(-11))	0.043359	0.057217	0.757802	0.4492
D(CPI(-12))	0.225671	0.056840	3.970265	0.0001
C	0.143375	0.149043	0.961971	0.3368
R-squared	0.152787	Mean dependent var		0.158710
Adjusted R-squared	0.115578	S.D. dependent var		0.379283
S.E. of regression	0.356692	Akaike info criterion		0.820223
Sum squared resid	37.65988	Schwarz criterion		0.988971
Log likelihood	-113.1345	Hannan-Quinn criter.		0.887681
F-statistic	4.106219	Durbin-Watson stat		1.863826
Prob(F-statistic)	0.000003			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares
Date: 02/04/17 Time: 21:57
Sample (adjusted): 1991M01 2016M11
Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β
ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΣΕ ΕΠΙΠΕΔΟ ΠΡΩΤΩΝ ΔΙΑΦΟΡΩΝ

Η.Π.Α.

Null Hypothesis: IPG has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.727194	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.450944	
5% level	-2.870503	
10% level	-2.571615	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IPG)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:08
 Sample (adjusted): 1990M08 2016M10
 Included observations: 315 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPG(-1)	-0.392188	0.082964	-4.727194	0.0000
D(IPG(-1))	-0.517803	0.088737	-5.835247	0.0000
D(IPG(-2))	-0.364142	0.092017	-3.957330	0.0001
D(IPG(-3))	-0.118700	0.092421	-1.284348	0.2000
D(IPG(-4))	0.056075	0.087930	0.637721	0.5241
D(IPG(-5))	0.098474	0.076505	1.287149	0.1990
D(IPG(-6))	0.137574	0.056201	2.447903	0.0149
C	0.000577	0.000348	1.659729	0.0980
R-squared	0.473198	Mean dependent var		6.66E-06
Adjusted R-squared	0.461186	S.D. dependent var		0.007848
S.E. of regression	0.005761	Akaike info criterion		-7.450490
Sum squared resid	0.010188	Schwarz criterion		-7.355187
Log likelihood	1181.452	Hannan-Quinn criter.		-7.412413
F-statistic	39.39449	Durbin-Watson stat		2.004630
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-17.84334	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.450474	
	5% level	-2.870302	
	10% level	-2.571508	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SR)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:09

Sample (adjusted): 1990M02 2016M11

Included observations: 322 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SR(-1)	-0.994376	0.055728	-17.84334	0.0000
C	0.006134	0.002320	2.643608	0.0086
R-squared	0.498735	Mean dependent var		0.000311
Adjusted R-squared	0.497168	S.D. dependent var		0.058129
S.E. of regression	0.041219	Akaike info criterion		-3.533622
Sum squared resid	0.543693	Schwarz criterion		-3.510178
Log likelihood	570.9131	Hannan-Quinn criter.		-3.524262
F-statistic	318.3847	Durbin-Watson stat		1.995349
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: FE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.502792	0.0085
Test critical values:	1% level	-3.451421
	5% level	-2.870712
	10% level	-2.571728

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FE)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:10

Sample (adjusted): 1991M03 2016M10

Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.556940	0.158999	-3.502792	0.0005
D(FE(-1))	-0.197749	0.156315	-1.265062	0.2069
D(FE(-2))	-0.128566	0.152813	-0.841331	0.4008
D(FE(-3))	-0.113755	0.149049	-0.763205	0.4460
D(FE(-4))	-0.146003	0.142575	-1.024042	0.3067
D(FE(-5))	-0.298906	0.136720	-2.186267	0.0296
D(FE(-6))	-0.343904	0.129829	-2.648898	0.0085

D(FE(-7))	-0.361416	0.119506	-3.024251	0.0027
D(FE(-8))	-0.231934	0.109195	-2.124033	0.0345
D(FE(-9))	-0.158719	0.098447	-1.612221	0.1080
D(FE(-10))	-0.196483	0.089807	-2.187821	0.0295
D(FE(-11))	-0.033616	0.081410	-0.412917	0.6800
D(FE(-12))	-0.080537	0.070945	-1.135201	0.2572
D(FE(-13))	-0.135273	0.056696	-2.385939	0.0177
C	-0.000373	0.001366	-0.273261	0.7848
<hr/>				
R-squared	0.430626	Mean dependent var	0.000145	
Adjusted R-squared	0.403420	S.D. dependent var	0.030895	
S.E. of regression	0.023863	Akaike info criterion	-4.585510	
Sum squared resid	0.166845	Schwarz criterion	-4.403850	
Log likelihood	721.1686	Hannan-Quinn criter.	-4.512874	
F-statistic	15.82857	Durbin-Watson stat	1.953532	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.257697	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.451351	
5% level	-2.870682	
10% level	-2.571711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TB)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:10

Sample (adjusted): 1991M03 2016M11

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.430403	0.101088	-4.257697	0.0000
D(TB(-1))	-0.457350	0.105060	-4.353209	0.0000
D(TB(-2))	-0.224866	0.107861	-2.084771	0.0380
D(TB(-3))	-0.190913	0.107182	-1.781209	0.0759
D(TB(-4))	-0.270075	0.106756	-2.529844	0.0119
D(TB(-5))	-0.133008	0.107689	-1.235115	0.2178
D(TB(-6))	-0.039511	0.107266	-0.368348	0.7129
D(TB(-7))	-0.081601	0.103471	-0.788638	0.4310
D(TB(-8))	0.190920	0.100147	1.906396	0.0576
D(TB(-9))	0.285023	0.096038	2.967798	0.0032
D(TB(-10))	0.171981	0.089268	1.926573	0.0550
D(TB(-11))	0.123765	0.082772	1.495255	0.1359
D(TB(-12))	0.244415	0.074569	3.277718	0.0012
D(TB(-13))	0.151748	0.056801	2.671573	0.0080
C	-0.006451	0.010967	-0.588279	0.5568
<hr/>				
R-squared	0.509494	Mean dependent var	0.000874	
Adjusted R-squared	0.486137	S.D. dependent var	0.262371	

S.E. of regression	0.188079	Akaike info criterion	-0.456587
Sum squared resid	10.39984	Schwarz criterion	-0.275356
Log likelihood	85.54262	Hannan-Quinn criter.	-0.384130
F-statistic	21.81293	Durbin-Watson stat	2.000927
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.940706	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.451283	
5% level	-2.870651	
10% level	-2.571695	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INF)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:11
 Sample (adjusted): 1991M01 2016M10
 Included observations: 310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.772679	0.130065	-5.940706	0.0000
D(INF(-1))	0.277084	0.126615	2.188397	0.0294
D(INF(-2))	0.079232	0.120824	0.655764	0.5125
D(INF(-3))	0.085158	0.114126	0.746180	0.4561
D(INF(-4))	0.160672	0.107008	1.501499	0.1343
D(INF(-5))	0.051063	0.101306	0.504045	0.6146
D(INF(-6))	0.110131	0.094615	1.163990	0.2454
D(INF(-7))	0.073667	0.087190	0.844901	0.3988
D(INF(-8))	0.050888	0.081055	0.627821	0.5306
D(INF(-9))	0.024972	0.071793	0.347837	0.7282
D(INF(-10))	0.083567	0.061782	1.352595	0.1772
D(INF(-11))	0.216385	0.054849	3.945125	0.0001
C	0.001483	0.000286	5.184246	0.0000

R-squared	0.383161	Mean dependent var	-5.37E-07
Adjusted R-squared	0.358238	S.D. dependent var	0.002841
S.E. of regression	0.002276	Akaike info criterion	-9.291779
Sum squared resid	0.001538	Schwarz criterion	-9.135084
Log likelihood	1453.226	Hannan-Quinn criter.	-9.229139
F-statistic	15.37391	Durbin-Watson stat	1.977562
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.511298	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.451214	
	5% level	-2.870621	
	10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:12

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΑΓΓΛΙΑ

Null Hypothesis: IPG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.301461	0.0000
Test critical values:		
	1% level	-3.451421
	5% level	-2.870712
	10% level	-2.571728

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPG)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:28
 Sample (adjusted): 1991M02 2016M09
 Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPG(-1)	-1.051669	0.198374	-5.301461	0.0000
D(IPG(-1))	-0.247300	0.190953	-1.295085	0.1963
D(IPG(-2))	-0.257647	0.185512	-1.388842	0.1659
D(IPG(-3))	-0.191515	0.180724	-1.059706	0.2901
D(IPG(-4))	-0.118459	0.177883	-0.665935	0.5060
D(IPG(-5))	-0.055316	0.174784	-0.316482	0.7519
D(IPG(-6))	0.107761	0.169815	0.634580	0.5262
D(IPG(-7))	0.317530	0.161363	1.967799	0.0500
D(IPG(-8))	0.457047	0.149672	3.053666	0.0025
D(IPG(-9))	0.459176	0.136560	3.362462	0.0009
D(IPG(-10))	0.280170	0.119778	2.339073	0.0200
D(IPG(-11))	0.238186	0.094516	2.520063	0.0123
D(IPG(-12))	0.135115	0.058053	2.327451	0.0206
C	0.000189	0.000531	0.356544	0.7217
R-squared	0.664520	Mean dependent var	1.56E-05	
Adjusted R-squared	0.649686	S.D. dependent var	0.015723	
S.E. of regression	0.009306	Akaike info criterion	-6.471938	
Sum squared resid	0.025461	Schwarz criterion	-6.302388	
Log likelihood	1010.678	Hannan-Quinn criter.	-6.404144	
F-statistic	44.79669	Durbin-Watson stat	1.976620	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.85379	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.450474	
5% level	-2.870302	
10% level	-2.571508	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SR)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:28
 Sample (adjusted): 1990M02 2016M11
 Included observations: 322 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SR(-1)	-0.939860	0.055766	-16.85379	0.0000
C	0.003364	0.002282	1.473712	0.1415
R-squared	0.470243	Mean dependent var	3.51E-05	
Adjusted R-squared	0.468587	S.D. dependent var	0.055972	
S.E. of regression	0.040803	Akaike info criterion	-3.553949	

Sum squared resid	0.532753	Schwarz criterion	-3.530504
Log likelihood	574.1857	Hannan-Quinn criter.	-3.544589
F-statistic	284.0503	Durbin-Watson stat	1.993202
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.390924	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.450878	
5% level	-2.870473	
10% level	-2.571600	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:29
 Sample (adjusted): 1990M07 2016M10
 Included observations: 316 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.780797	0.105643	-7.390924	0.0000
D(FE(-1))	0.124661	0.097457	1.279140	0.2018
D(FE(-2))	-0.009296	0.090286	-0.102967	0.9181
D(FE(-3))	0.144847	0.082298	1.760031	0.0794
D(FE(-4))	0.143240	0.068651	2.086502	0.0378
D(FE(-5))	0.051830	0.057579	0.900154	0.3687
C	0.000816	0.001235	0.660322	0.5095

R-squared	0.372177	Mean dependent var	0.000261
Adjusted R-squared	0.359986	S.D. dependent var	0.027408
S.E. of regression	0.021927	Akaike info criterion	-4.780300
Sum squared resid	0.148564	Schwarz criterion	-4.697103
Log likelihood	762.2874	Hannan-Quinn criter.	-4.747063
F-statistic	30.52951	Durbin-Watson stat	1.988066
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.956772	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.451993	
5% level	-2.870964	
10% level	-2.571862	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TB)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:32

Sample (adjusted): 1990M04 2015M03

Included observations: 300 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.513699	0.073842	-6.956772	0.0000
D(TB(-1))	-0.148681	0.068337	-2.175704	0.0304
D(TB(-2))	-0.170252	0.057124	-2.980387	0.0031
C	-0.024479	0.014236	-1.719518	0.0866
R-squared	0.343055	Mean dependent var	-0.000677	
Adjusted R-squared	0.336397	S.D. dependent var	0.293626	
S.E. of regression	0.239193	Akaike info criterion	-0.009849	
Sum squared resid	16.93513	Schwarz criterion	0.039535	
Log likelihood	5.477319	Hannan-Quinn criter.	0.009915	
F-statistic	51.52357	Durbin-Watson stat	2.031242	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.139521	0.0248
Test critical values: 1% level	-3.451421	
5% level	-2.870712	
10% level	-2.571728	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:32

Sample (adjusted): 1991M03 2016M10

Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.396697	0.126356	-3.139521	0.0019
D(INF(-1))	-0.547310	0.129640	-4.221751	0.0000
D(INF(-2))	-0.461869	0.131786	-3.504681	0.0005
D(INF(-3))	-0.460561	0.127992	-3.598345	0.0004
D(INF(-4))	-0.503549	0.123432	-4.079554	0.0001
D(INF(-5))	-0.564778	0.119064	-4.743489	0.0000
D(INF(-6))	-0.445944	0.117434	-3.797407	0.0002
D(INF(-7))	-0.427422	0.113530	-3.764854	0.0002
D(INF(-8))	-0.383320	0.108279	-3.540120	0.0005
D(INF(-9))	-0.426644	0.099343	-4.294662	0.0000
D(INF(-10))	-0.426858	0.091042	-4.688581	0.0000

D(INF(-11))	-0.419048	0.083077	-5.044110	0.0000
D(INF(-12))	0.245622	0.073779	3.329135	0.0010
D(INF(-13))	0.149611	0.055602	2.690764	0.0075
C	0.000641	0.000284	2.253632	0.0250
R-squared	0.790334	Mean dependent var	-1.48E-05	
Adjusted R-squared	0.780316	S.D. dependent var	0.005773	
S.E. of regression	0.002706	Akaike info criterion	-8.939228	
Sum squared resid	0.002145	Schwarz criterion	-8.757567	
Log likelihood	1391.641	Hannan-Quinn criter.	-8.866592	
F-statistic	78.89024	Durbin-Watson stat	1.992651	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CRISIS)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:36
 Sample (adjusted): 1991M01 2016M11
 Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var	0.000000	
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var	0.196748	
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion	-0.683001	
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion	-0.514650	
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.	-0.615709	
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat	2.029558	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: IPG has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.68488	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.450682	
5% level	-2.870387	
10% level	-2.571554	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IPG)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:37
 Sample (adjusted): 1990M03 2016M09
 Included observations: 319 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPG(-1)	-0.821563	0.076890	-10.68488	0.0000
D(IPG(-1))	-0.135368	0.055748	-2.428240	0.0157
C	-9.97E-05	0.001143	-0.087244	0.9305
R-squared	0.484876	Mean dependent var	-8.45E-06	
Adjusted R-squared	0.481616	S.D. dependent var	0.028357	
S.E. of regression	0.020417	Akaike info criterion	-4.935576	
Sum squared resid	0.131721	Schwarz criterion	-4.900166	
Log likelihood	790.2243	Hannan-Quinn criter.	-4.921434	
F-statistic	148.7224	Durbin-Watson stat	2.000415	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.07805	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.450474	
5% level	-2.870302	
10% level	-2.571508	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SR)
 Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:40
 Sample (adjusted): 1990M02 2016M11
 Included observations: 322 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SR(-1)	-0.893216	0.055555	-16.07805	0.0000
C	-0.001748	0.003182	-0.549279	0.5832
R-squared	0.446849	Mean dependent var		0.000268
Adjusted R-squared	0.445120	S.D. dependent var		0.076592
S.E. of regression	0.057054	Akaike info criterion		-2.883452
Sum squared resid	1.041644	Schwarz criterion		-2.860007
Log likelihood	466.2357	Hannan-Quinn criter.		-2.874092
F-statistic	258.5037	Durbin-Watson stat		2.008924
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.502792	0.0085
Test critical values:		
1% level	-3.451421	
5% level	-2.870712	
10% level	-2.571728	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:41
 Sample (adjusted): 1991M03 2016M10
 Included observations: 308 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.556940	0.158999	-3.502792	0.0005
D(FE(-1))	-0.197749	0.156315	-1.265062	0.2069
D(FE(-2))	-0.128566	0.152813	-0.841331	0.4008
D(FE(-3))	-0.113755	0.149049	-0.763205	0.4460
D(FE(-4))	-0.146003	0.142575	-1.024042	0.3067
D(FE(-5))	-0.298906	0.136720	-2.186267	0.0296
D(FE(-6))	-0.343904	0.129829	-2.648898	0.0085
D(FE(-7))	-0.361416	0.119506	-3.024251	0.0027
D(FE(-8))	-0.231934	0.109195	-2.124033	0.0345
D(FE(-9))	-0.158719	0.098447	-1.612221	0.1080
D(FE(-10))	-0.196483	0.089807	-2.187821	0.0295
D(FE(-11))	-0.033616	0.081410	-0.412917	0.6800
D(FE(-12))	-0.080537	0.070945	-1.135201	0.2572
D(FE(-13))	-0.135273	0.056696	-2.385939	0.0177
C	-0.000373	0.001366	-0.273261	0.7848
R-squared	0.430626	Mean dependent var		0.000145
Adjusted R-squared	0.403420	S.D. dependent var		0.030895

S.E. of regression	0.023863	Akaike info criterion	-4.585510
Sum squared resid	0.166845	Schwarz criterion	-4.403850
Log likelihood	721.1686	Hannan-Quinn criter.	-4.512874
F-statistic	15.82857	Durbin-Watson stat	1.953532
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.877101	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.451561	
5% level	-2.870774	
10% level	-2.571761	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TB)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:41

Sample (adjusted): 1990M08 2016M01

Included observations: 306 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.582709	0.119479	-4.877101	0.0000
D(TB(-1))	-0.528656	0.115092	-4.593320	0.0000
D(TB(-2))	-0.532714	0.109853	-4.849317	0.0000
D(TB(-3))	-0.460593	0.100302	-4.592074	0.0000
D(TB(-4))	-0.385499	0.091452	-4.215314	0.0000
D(TB(-5))	-0.192459	0.075040	-2.564750	0.0108
D(TB(-6))	-0.105826	0.050580	-2.092267	0.0373
C	-0.011607	0.006714	-1.728872	0.0849

R-squared	0.566803	Mean dependent var	-2.72E-19
Adjusted R-squared	0.556628	S.D. dependent var	0.169520
S.E. of regression	0.112877	Akaike info criterion	-1.499236
Sum squared resid	3.796900	Schwarz criterion	-1.401887
Log likelihood	237.3830	Hannan-Quinn criter.	-1.460302
F-statistic	55.70136	Durbin-Watson stat	2.000619
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.529198	0.0079
Test critical values: 1% level	-3.451351	
5% level	-2.870682	
10% level	-2.571711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:42

Sample (adjusted): 1991M01 2016M09

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.582809	0.165139	-3.529198	0.0005
D(INF(-1))	-0.268491	0.159034	-1.688265	0.0924
D(INF(-2))	-0.394460	0.149273	-2.642535	0.0087
D(INF(-3))	-0.480149	0.142219	-3.376132	0.0008
D(INF(-4))	-0.505274	0.136682	-3.696703	0.0003
D(INF(-5))	-0.389328	0.130686	-2.979114	0.0031
D(INF(-6))	-0.457655	0.121075	-3.779925	0.0002
D(INF(-7))	-0.387253	0.112480	-3.442842	0.0007
D(INF(-8))	-0.351385	0.098145	-3.580252	0.0004
D(INF(-9))	-0.406612	0.081652	-4.979810	0.0000
D(INF(-10))	-0.449403	0.065477	-6.863515	0.0000
D(INF(-11))	-0.358667	0.052347	-6.851693	0.0000
C	8.60E-05	0.000174	0.493726	0.6219
R-squared	0.573648	Mean dependent var	6.74E-06	
Adjusted R-squared	0.556363	S.D. dependent var	0.004407	
S.E. of regression	0.002935	Akaike info criterion	-8.782890	
Sum squared resid	0.002550	Schwarz criterion	-8.625824	
Log likelihood	1369.956	Hannan-Quinn criter.	-8.720094	
F-statistic	33.18850	Durbin-Watson stat	1.991248	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:43

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000

D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
<hr/>				
R-squared	0.299544	Mean dependent var	0.000000	
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var	0.196748	
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion	-0.683001	
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion	-0.514650	
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.	-0.615709	
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat	2.029558	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: IPG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.541546	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451351	
5% level	-2.870682	
10% level	-2.571711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPG)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:47

Sample (adjusted): 1990M12 2016M08

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPG(-1)	-1.637083	0.360468	-4.541546	0.0000
D(IPG(-1))	0.085886	0.346074	0.248172	0.8042
D(IPG(-2))	-0.160885	0.324036	-0.496503	0.6199
D(IPG(-3))	-0.334928	0.298430	-1.122299	0.2626
D(IPG(-4))	-0.444535	0.270736	-1.641951	0.1017
D(IPG(-5))	-0.501323	0.241805	-2.073250	0.0390
D(IPG(-6))	-0.520564	0.209775	-2.481535	0.0136
D(IPG(-7))	-0.561196	0.174428	-3.217349	0.0014
D(IPG(-8))	-0.512675	0.137183	-3.737169	0.0002
D(IPG(-9))	-0.356311	0.096474	-3.693326	0.0003
D(IPG(-10))	-0.181540	0.051297	-3.539009	0.0005
C	-0.000885	0.001551	-0.570729	0.5686

R-squared	0.747297	Mean dependent var	0.000166
Adjusted R-squared	0.737938	S.D. dependent var	0.052486
S.E. of regression	0.026869	Akaike info criterion	-4.357644
Sum squared resid	0.214413	Schwarz criterion	-4.212660
Log likelihood	685.2560	Hannan-Quinn criter.	-4.299679
F-statistic	79.84484	Durbin-Watson stat	1.980227
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: SR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.661051	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.450944	
5% level	-2.870503	
10% level	-2.571615	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SR)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:47
 Sample (adjusted): 1990M04 2016M11
 Included observations: 315 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SR(-1)	-0.751616	0.086781	-8.661051	0.0000
D(SR(-1))	-0.137670	0.074732	-1.842175	0.0664
D(SR(-2))	-0.068800	0.056146	-1.225379	0.2214
C	0.000359	0.005435	0.066017	0.9474

R-squared	0.444234	Mean dependent var	7.61E-05
Adjusted R-squared	0.438873	S.D. dependent var	0.128766
S.E. of regression	0.096456	Akaike info criterion	-1.826835
Sum squared resid	2.893492	Schwarz criterion	-1.779183
Log likelihood	291.7265	Hannan-Quinn criter.	-1.807796
F-statistic	82.86265	Durbin-Watson stat	1.958938
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.17759	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.450617	
5% level	-2.870359	
10% level	-2.571538	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FE)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:48

Sample (adjusted): 1990M03 2016M10

Included observations: 320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.723033	0.064686	-11.17759	0.0000
D(FE(-1))	0.083232	0.055964	1.487250	0.1379
C	0.001526	0.001282	1.190539	0.2347
R-squared	0.338082	Mean dependent var		4.95E-05
Adjusted R-squared	0.333906	S.D. dependent var		0.027945
S.E. of regression	0.022807	Akaike info criterion		-4.714172
Sum squared resid	0.164890	Schwarz criterion		-4.678844
Log likelihood	757.2676	Hannan-Quinn criter.		-4.700065
F-statistic	80.95557	Durbin-Watson stat		1.986504
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.908812	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.461327	
5% level	-2.875062	
10% level	-2.574054	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TB)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 22:49

Sample (adjusted): 1999M04 2016M10

Included observations: 211 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-1.237813	0.252161	-4.908812	0.0000
D(TB(-1))	0.136679	0.240580	0.568123	0.5706
D(TB(-2))	0.063839	0.232286	0.274827	0.7837
D(TB(-3))	0.238984	0.223992	1.066928	0.2873
D(TB(-4))	0.023196	0.213069	0.108864	0.9134
D(TB(-5))	0.139660	0.200099	0.697957	0.4860
D(TB(-6))	0.184919	0.185892	0.994763	0.3211
D(TB(-7))	0.202779	0.169404	1.197010	0.2327
D(TB(-8))	0.234018	0.146689	1.595331	0.1122
D(TB(-9))	0.368360	0.129726	2.839522	0.0050
D(TB(-10))	0.348070	0.102526	3.394951	0.0008
D(TB(-11))	0.149448	0.070708	2.113581	0.0358

C	0.009356	0.132817	0.070445	0.9439
R-squared	0.638472	Mean dependent var	0.000642	
Adjusted R-squared	0.616561	S.D. dependent var	3.115410	
S.E. of regression	1.929138	Akaike info criterion	4.211656	
Sum squared resid	736.8718	Schwarz criterion	4.418168	
Log likelihood	-431.3297	Hannan-Quinn criter.	4.295132	
F-statistic	29.13958	Durbin-Watson stat	1.996496	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 15 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.628720	0.0057
Test critical values:		
1% level	-3.451561	
5% level	-2.870774	
10% level	-2.571761	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INF)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:49
 Sample (adjusted): 1991M05 2016M10
 Included observations: 306 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.247590	0.068231	-3.628720	0.0003
D(INF(-1))	-0.811358	0.081524	-9.952396	0.0000
D(INF(-2))	-0.752088	0.094502	-7.958397	0.0000
D(INF(-3))	-0.736967	0.104323	-7.064287	0.0000
D(INF(-4))	-0.819040	0.112887	-7.255380	0.0000
D(INF(-5))	-0.829247	0.114849	-7.220346	0.0000
D(INF(-6))	-0.609916	0.115782	-5.267785	0.0000
D(INF(-7))	-0.633982	0.114260	-5.548602	0.0000
D(INF(-8))	-0.719187	0.113158	-6.355614	0.0000
D(INF(-9))	-0.717647	0.114377	-6.274374	0.0000
D(INF(-10))	-0.820381	0.115045	-7.130968	0.0000
D(INF(-11))	-0.818491	0.112767	-7.258256	0.0000
D(INF(-12))	-0.130610	0.109792	-1.189614	0.2352
D(INF(-13))	-0.077391	0.096887	-0.798779	0.4251
D(INF(-14))	-0.106399	0.079993	-1.330105	0.1845
D(INF(-15))	-0.130596	0.054750	-2.385337	0.0177
C	0.000324	0.000365	0.888022	0.3753
R-squared	0.929928	Mean dependent var	-0.000100	
Adjusted R-squared	0.926049	S.D. dependent var	0.016672	
S.E. of regression	0.004534	Akaike info criterion	-7.900586	
Sum squared resid	0.005940	Schwarz criterion	-7.693720	
Log likelihood	1225.790	Hannan-Quinn criter.	-7.817853	
F-statistic	239.7079	Durbin-Watson stat	1.805746	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CRISIS)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 22:50
 Sample (adjusted): 1991M01 2016M11
 Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

KANAΔΑΣ

Null Hypothesis: IPG has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.70897	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.450617	
5% level	-2.870359	

10% level

-2.571538

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IPG)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 23:00

Sample (adjusted): 1990M02 2016M09

Included observations: 320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPG(-1)	-0.673812	0.053019	-12.70897	0.0000
C	0.000945	0.000397	2.376863	0.0181
R-squared	0.336834	Mean dependent var		6.92E-06
Adjusted R-squared	0.334748	S.D. dependent var		0.008566
S.E. of regression	0.006987	Akaike info criterion		-7.083428
Sum squared resid	0.015522	Schwarz criterion		-7.059876
Log likelihood	1135.348	Hannan-Quinn criter.		-7.074023
F-statistic	161.5178	Durbin-Watson stat		1.961297
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.35132	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.450474	
5% level	-2.870302	
10% level	-2.571508	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SR)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 23:00

Sample (adjusted): 1990M02 2016M11

Included observations: 322 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SR(-1)	-0.843422	0.054941	-15.35132	0.0000
C	0.003675	0.002310	1.590988	0.1126
R-squared	0.424112	Mean dependent var		0.000231
Adjusted R-squared	0.422312	S.D. dependent var		0.054284
S.E. of regression	0.041259	Akaike info criterion		-3.531704
Sum squared resid	0.544737	Schwarz criterion		-3.508259
Log likelihood	570.6043	Hannan-Quinn criter.		-3.522344
F-statistic	235.6632	Durbin-Watson stat		2.010868
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: FE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.265760	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.450747	
5% level	-2.870416	
10% level	-2.571569	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FE)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 23:01
 Sample (adjusted): 1990M05 2016M10
 Included observations: 318 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FE(-1)	-0.634423	0.087317	-7.265760	0.0000
D(FE(-1))	-0.037519	0.078182	-0.479895	0.6316
D(FE(-2))	-0.064442	0.067262	-0.958076	0.3388
D(FE(-3))	-0.141463	0.055771	-2.536487	0.0117
C	0.000286	0.000905	0.315966	0.7522
R-squared	0.359388	Mean dependent var		7.69E-05
Adjusted R-squared	0.351201	S.D. dependent var		0.020030
S.E. of regression	0.016134	Akaike info criterion		-5.400236
Sum squared resid	0.081471	Schwarz criterion		-5.341084
Log likelihood	863.6375	Hannan-Quinn criter.		-5.376610
F-statistic	43.89877	Durbin-Watson stat		1.985430
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.375132	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.451078	
5% level	-2.870561	
10% level	-2.571647	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TB)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/17 Time: 23:01
 Sample (adjusted): 1990M10 2016M10

Included observations: 313 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB(-1)	-0.595795	0.136178	-4.375132	0.0000
D(TB(-1))	-0.429831	0.131514	-3.268325	0.0012
D(TB(-2))	-0.094522	0.127606	-0.740739	0.4594
D(TB(-3))	-0.090669	0.118212	-0.767004	0.4437
D(TB(-4))	-0.282499	0.105341	-2.681759	0.0077
D(TB(-5))	-0.343955	0.094168	-3.652548	0.0003
D(TB(-6))	-0.227320	0.087939	-2.584978	0.0102
D(TB(-7))	-0.072124	0.079847	-0.903280	0.3671
D(TB(-8))	-0.129492	0.055954	-2.314244	0.0213
C	-0.021888	0.019897	-1.100097	0.2722
R-squared	0.603102	Mean dependent var		0.001246
Adjusted R-squared	0.591313	S.D. dependent var		0.529402
S.E. of regression	0.338439	Akaike info criterion		0.702483
Sum squared resid	34.70595	Schwarz criterion		0.822170
Log likelihood	-99.93855	Hannan-Quinn criter.		0.750313
F-statistic	51.15783	Durbin-Watson stat		1.998100
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: INF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.608377	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451283	
5% level	-2.870651	
10% level	-2.571695	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INF)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 23:01

Sample (adjusted): 1991M01 2016M10

Included observations: 310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.950669	0.206291	-4.608377	0.0000
D(INF(-1))	0.024982	0.194902	0.128179	0.8981
D(INF(-2))	0.017833	0.182725	0.097593	0.9223
D(INF(-3))	0.013071	0.168345	0.077647	0.9382
D(INF(-4))	-0.026450	0.154647	-0.171036	0.8643
D(INF(-5))	-0.087959	0.140749	-0.624933	0.5325
D(INF(-6))	-0.105873	0.128266	-0.825417	0.4098
D(INF(-7))	-0.200406	0.115138	-1.740572	0.0828
D(INF(-8))	-0.261320	0.102740	-2.543519	0.0115
D(INF(-9))	-0.359320	0.089419	-4.018362	0.0001
D(INF(-10))	-0.259499	0.075037	-3.458263	0.0006
D(INF(-11))	-0.219567	0.055802	-3.934748	0.0001

C	0.001459	0.000383	3.809158	0.0002
R-squared	0.500515	Mean dependent var		1.15E-05
Adjusted R-squared	0.480334	S.D. dependent var		0.004793
S.E. of regression	0.003455	Akaike info criterion		-8.456995
Sum squared resid	0.003545	Schwarz criterion		-8.300300
Log likelihood	1323.834	Hannan-Quinn criter.		-8.394355
F-statistic	24.80107	Durbin-Watson stat		1.783656
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CRISIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511298	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.451214	
5% level	-2.870621	
10% level	-2.571679	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CRISIS)

Method: Least Squares

Date: 02/04/17 Time: 23:02

Sample (adjusted): 1991M01 2016M11

Included observations: 311 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRISIS(-1)	-0.262810	0.058256	-4.511298	0.0000
D(CRISIS(-1))	-0.189736	0.072267	-2.625473	0.0091
D(CRISIS(-2))	-0.101517	0.071247	-1.424860	0.1552
D(CRISIS(-3))	-0.007078	0.070660	-0.100173	0.9203
D(CRISIS(-4))	0.043437	0.069913	0.621310	0.5349
D(CRISIS(-5))	0.074305	0.069294	1.072313	0.2844
D(CRISIS(-6))	0.091048	0.068767	1.324011	0.1865
D(CRISIS(-7))	0.097992	0.068245	1.435880	0.1521
D(CRISIS(-8))	0.097137	0.067603	1.436878	0.1518
D(CRISIS(-9))	0.086052	0.066632	1.291449	0.1976
D(CRISIS(-10))	0.075607	0.064958	1.163933	0.2454
D(CRISIS(-11))	-0.019150	0.061578	-0.310992	0.7560
D(CRISIS(-12))	0.279727	0.055709	5.021175	0.0000
C	0.016901	0.010249	1.649080	0.1002
R-squared	0.299544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.268884	S.D. dependent var		0.196748
S.E. of regression	0.168230	Akaike info criterion		-0.683001
Sum squared resid	8.405473	Schwarz criterion		-0.514650
Log likelihood	120.2066	Hannan-Quinn criter.		-0.615709
F-statistic	9.769958	Durbin-Watson stat		2.029558
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΟΥ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Η.Π.Α.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: IPG SR FE TB INF CRISIS
 Exogenous variables: C
 Date: 02/05/17 Time: 19:47
 Sample: 1989M12 2016M11
 Included observations: 310

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3852.448	NA	6.73e-19	-24.81579	-24.74347	-24.78688
1	4054.326	394.6390	2.31e-19	-25.88597	-25.37973*	-25.68360
2	4120.347	126.5056	1.90e-19	-26.07966	-25.13949	-25.70382*
3	4167.491	88.50877	1.77e-19*	-26.15155*	-24.77746	-25.60225
4	4199.254	58.40237	1.82e-19	-26.12422	-24.31620	-25.40145
5	4231.476	58.00001	1.87e-19	-26.09984	-23.85790	-25.20361
6	4260.374	50.89806	1.96e-19	-26.05403	-23.37816	-24.98433
7	4275.285	25.68569	2.26e-19	-25.91797	-22.80818	-24.67480
8	4308.503	55.93389	2.31e-19	-25.90002	-22.35630	-24.48339
9	4339.293	50.65573	2.41e-19	-25.86641	-21.88877	-24.27632
10	4356.700	27.96312	2.74e-19	-25.74645	-21.33489	-23.98289
11	4388.399	49.69542	2.84e-19	-25.71870	-20.87321	-23.78168
12	4432.395	67.27207*	2.73e-19	-25.77029	-20.49088	-23.65980

* 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

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΑΓΓΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: IPG SR FE TB INF CRISIS
 Exogenous variables: C
 Date: 12/18/16 Time: 18:48
 Sample: 1989M12 2016M11
 Included observations: 291

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3326.476	NA	4.94e-18	-22.82114	-22.74540	-22.79080
1	3498.322	335.4252	1.94e-18	-23.75479	-23.22462*	-23.54240*
2	3540.310	80.22325	1.87e-18	-23.79594	-22.81134	-23.40151
3	3573.586	62.20649	1.90e-18	-23.77722	-22.33819	-23.20074
4	3611.519	69.34830	1.88e-18	-23.79051	-21.89704	-23.03197
5	3646.136	61.85997	1.90e-18	-23.78101	-21.43311	-22.84043
6	3689.965	76.51261	1.81e-18	-23.83481	-21.03249	-22.71219
7	3705.520	26.51179	2.09e-18	-23.69429	-20.43753	-22.38962
8	3729.594	40.04153	2.28e-18	-23.61233	-19.90114	-22.12561
9	3756.849	44.20641	2.45e-18	-23.55222	-19.38660	-21.88346

10	3781.341	38.71669	2.68e-18	-23.47314	-18.85308	-21.62232
11	3806.312	38.44346	2.92e-18	-23.39734	-18.32285	-21.36447
12	3915.225	163.1826*	1.80e-18*	-23.89846*	-18.36954	-21.68355

* 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

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΙΑΠΩΝΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: IPG SR FE TB INF CRISIS

Exogenous variables: C

Date: 02/05/17 Time: 19:44

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 301

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3375.427	NA	7.62e-18	-22.38822	-22.31432	-22.35865
1	3519.017	280.5017	3.73e-18*	-23.10310*	-22.58583*	-22.89611*
2	3550.566	60.37362	3.84e-18	-23.07353	-22.11288	-22.68912
3	3580.310	55.73255	4.01e-18	-23.03196	-21.62794	-22.47013
4	3594.096	25.28185	4.65e-18	-22.88436	-21.03696	-22.14511
5	3635.892	74.98343	4.49e-18	-22.92287	-20.63210	-22.00620
6	3666.943	54.46722	4.65e-18	-22.88998	-20.15584	-21.79590
7	3702.731	61.35205	4.68e-18	-22.88858	-19.71106	-21.61707
8	3723.754	35.20125	5.20e-18	-22.78907	-19.16817	-21.34014
9	3746.353	36.93904	5.72e-18	-22.70002	-18.63575	-21.07367
10	3770.119	37.89944	6.26e-18	-22.61873	-18.11108	-20.81497
11	3799.024	44.94209	6.64e-18	-22.57159	-17.62057	-20.59040
12	3846.702	72.22859*	6.23e-18	-22.64918	-17.25478	-20.49057

* 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

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΕΛΛΑΔΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: IPG SR FE TB INF CRISIS

Exogenous variables: C

Date: 12/18/16 Time: 18:53

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 195

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1209.463	NA	1.76e-13	-12.34321	-12.24250	-12.30244
1	1451.339	466.3853	2.13e-14	-14.45475	-13.74980*	-14.16933*
2	1483.689	60.38801	2.21e-14	-14.41733	-13.10813	-13.88725
3	1511.631	50.43902	2.41e-14	-14.33468	-12.42123	-13.55995
4	1564.858	92.80592	2.03e-14	-14.51137	-11.99367	-13.49198
5	1602.090	62.62578	2.02e-14	-14.52400	-11.40206	-13.25996
6	1695.095	150.7161	1.14e-14*	-15.10867	-11.38248	-13.59998

7	1714.068	29.57792	1.38e-14	-14.93403	-10.60360	-13.18069
8	1741.809	41.54032	1.53e-14	-14.84932	-9.914645	-12.85133
9	1763.669	31.38826	1.82e-14	-14.70429	-9.165370	-12.46165
10	1772.744	12.47297	2.49e-14	-14.42814	-8.284975	-11.94085
11	1811.159	50.43234	2.54e-14	-14.45292	-7.705501	-11.72097
12	1911.790	125.9169*	1.38e-14	-15.11579*	-7.764130	-12.13919

* 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

HQ: Hannan-Quinn information criterion

KANAΔΑΣ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: IPG SR FE TB INF CRISIS

Exogenous variables: C

Date: 02/05/17 Time: 19:34

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 309

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3692.651	NA	1.75e-18	-23.86182	-23.78932	-23.83283
1	3888.451	382.7299	6.21e-19	-24.89612	-24.38868*	-24.69325*
2	3934.295	87.83092	5.83e-19*	-24.95984*	-24.01744	-24.58307
3	3961.693	51.42596	6.16e-19	-24.90416	-23.52681	-24.35349
4	3994.791	60.84056	6.29e-19	-24.88538	-23.07308	-24.16082
5	4012.276	31.46170	7.10e-19	-24.76554	-22.51829	-23.86708
6	4028.172	27.98497	8.11e-19	-24.63542	-21.95321	-23.56307
7	4052.681	42.19624	8.77e-19	-24.56104	-21.44388	-23.31479
8	4073.290	34.68253	9.74e-19	-24.46142	-20.90931	-23.04128
9	4096.417	38.02068	1.07e-18	-24.37810	-20.39104	-22.78407
10	4114.769	29.45777	1.21e-18	-24.26387	-19.84186	-22.49594
11	4151.105	56.91526	1.22e-18	-24.26605	-19.40908	-22.32423
12	4194.726	66.63101*	1.17e-18	-24.31538	-19.02346	-22.19966

* 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

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Η.Π.Α.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/16 Time: 18:55

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 319

Dependent variable: IPG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SR	43.12938	3	0.0000
FE	0.312451	3	0.9577
TB	6.247601	3	0.1002
INF	4.213789	3	0.2393
CRISIS	10.53321	3	0.0145
All	74.22539	15	0.0000

Dependent variable: SR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	15.15262	3	0.0017
FE	0.872159	3	0.8321
TB	5.123380	3	0.1630
INF	0.988695	3	0.8040
CRISIS	10.17150	3	0.0172
All	33.19711	15	0.0044

Dependent variable: FE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	4.626482	3	0.2013
SR	7.209883	3	0.0655
TB	5.397326	3	0.1449
INF	3.104604	3	0.3758
CRISIS	9.010166	3	0.0292
All	31.11645	15	0.0085

Dependent variable: TB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

IPG	7.037908	3	0.0707
SR	6.302586	3	0.0978
FE	5.044190	3	0.1686
INF	13.68480	3	0.0034
CRISIS	2.330904	3	0.5066
All	35.50837	15	0.0021

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	7.719982	3	0.0522
SR	5.422306	3	0.1434
FE	6.565638	3	0.0871
TB	4.160670	3	0.2446
CRISIS	9.071025	3	0.0284
All	42.43509	15	0.0002

Dependent variable: CRISIS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	4.860277	3	0.1823
SR	10.05818	3	0.0181
FE	1.881240	3	0.5974
TB	1.657875	3	0.6463
INF	1.636511	3	0.6511
All	21.48801	15	0.1219

ΑΓΓΛΙΑ

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/16 Time: 19:02

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 291

Dependent variable: IPG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SR	21.12353	12	0.0486
FE	8.285056	12	0.7625
TB	6.825108	12	0.8690
INF	11.07568	12	0.5224
CRISIS	11.47030	12	0.4891
All	71.95358	60	0.1387

Dependent variable: SR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	20.44753	12	0.0591

FE	12.65809	12	0.3944
TB	6.854048	12	0.8671
INF	9.282004	12	0.6787
CRISIS	7.957950	12	0.7884
All	64.88086	60	0.3105

Dependent variable: FE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	14.76806	12	0.2544
SR	9.260367	12	0.6805
TB	36.30707	12	0.0003
INF	16.77610	12	0.1582
CRISIS	13.89357	12	0.3076
All	105.5899	60	0.0003

Dependent variable: TB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	20.60081	12	0.0565
SR	21.28928	12	0.0463
FE	15.35878	12	0.2224
INF	25.40381	12	0.0130
CRISIS	21.44614	12	0.0442
All	107.6341	60	0.0002

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	10.56122	12	0.5668
SR	21.54184	12	0.0430
FE	15.76012	12	0.2025
TB	18.81093	12	0.0932
CRISIS	18.02365	12	0.1150
All	80.78679	60	0.0381

Dependent variable: CRISIS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	8.282595	12	0.7627
SR	17.66374	12	0.1263
FE	17.40508	12	0.1350
TB	18.10553	12	0.1125
INF	28.71634	12	0.0043
All	93.10736	60	0.0040

ΙΑΠΩΝΙΑ

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/16 Time: 18:59

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 312

Dependent variable: IPG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SR	0.915881	1	0.3386
FE	3.929174	1	0.0475
TB	3.469018	1	0.0625
INF	2.789664	1	0.0949
CRISIS	2.114220	1	0.1459
All	14.41814	5	0.0132

Dependent variable: SR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	0.144060	1	0.7043
FE	0.030394	1	0.8616
TB	0.424257	1	0.5148
INF	0.010340	1	0.9190
CRISIS	11.48000	1	0.0007
All	12.21654	5	0.0319

Dependent variable: FE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	3.492155	1	0.0617
SR	6.682734	1	0.0097
TB	0.014543	1	0.9040
INF	5.202101	1	0.0226
CRISIS	1.695078	1	0.1929
All	17.59577	5	0.0035

Dependent variable: TB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	1.843946	1	0.1745
SR	0.799931	1	0.3711
FE	4.363677	1	0.0367
INF	0.031872	1	0.8583
CRISIS	0.165963	1	0.6837
All	6.168479	5	0.2902

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	0.214396	1	0.6433
SR	0.000651	1	0.9796
FE	1.871091	1	0.1714
TB	1.059119	1	0.3034
CRISIS	1.061776	1	0.3028
All	4.238212	5	0.5157

Dependent variable: CRISIS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	1.429400	1	0.2319
SR	0.066678	1	0.7962
FE	0.580215	1	0.4462
TB	0.533532	1	0.4651
INF	1.169906	1	0.2794
All	4.258910	5	0.5128

ΕΛΛΑΔΑ

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/16 Time: 19:04

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 195

Dependent variable: IPG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SR	18.87595	12	0.0916
FE	11.18793	12	0.5129
TB	19.91536	12	0.0687
INF	4.383048	12	0.9755
CRISIS	9.981281	12	0.6176
All	67.81448	60	0.2282

Dependent variable: SR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	10.42753	12	0.5785
FE	12.27283	12	0.4240
TB	24.19226	12	0.0192
INF	6.015141	12	0.9153
CRISIS	17.02929	12	0.1485
All	79.02017	60	0.0505

Dependent variable: FE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	3.923230	12	0.9848
SR	23.51016	12	0.0237
TB	7.856295	12	0.7963
INF	13.64354	12	0.3240
CRISIS	12.46185	12	0.4093
All	55.40513	60	0.6441

Dependent variable: TB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	19.07268	12	0.0868
SR	18.69259	12	0.0962
FE	12.31077	12	0.4211
INF	20.55714	12	0.0573
CRISIS	4.896342	12	0.9614
All	74.20336	60	0.1027

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	11.76312	12	0.4649
SR	15.57120	12	0.2117
FE	11.90313	12	0.4535
TB	8.854272	12	0.7153
CRISIS	8.629199	12	0.7342
All	57.25856	60	0.5765

Dependent variable: CRISIS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	10.50266	12	0.5720
SR	9.131484	12	0.6917
FE	12.60002	12	0.3988
TB	3.039772	12	0.9953
INF	5.725851	12	0.9293
All	36.30058	60	0.9934

KANADAS

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/16 Time: 19:00

Sample: 1989M12 2016M11

Included observations: 319

Dependent variable: IPG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

SR	1.091070	2	0.5795
FE	9.494240	2	0.0087
TB	4.410935	2	0.1102
INF	12.18334	2	0.0023
CRISIS	6.088344	2	0.0476
All	35.54929	10	0.0001

Dependent variable: SR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	2.089956	2	0.3517
FE	3.231368	2	0.1988
TB	1.198747	2	0.5492
INF	2.011644	2	0.3657
CRISIS	4.320674	2	0.1153
All	9.903694	10	0.4490

Dependent variable: FE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	1.518294	2	0.4681
SR	32.98392	2	0.0000
TB	2.290171	2	0.3182
INF	6.815756	2	0.0331
CRISIS	4.935947	2	0.0848
All	50.68069	10	0.0000

Dependent variable: TB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	8.614203	2	0.0135
SR	2.021122	2	0.3640
FE	1.262351	2	0.5320
INF	4.645190	2	0.0980
CRISIS	1.490652	2	0.4746
All	16.70813	10	0.0811

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	43.56969	2	0.0000
SR	2.845645	2	0.2410
FE	13.36730	2	0.0013
TB	0.024900	2	0.9876
CRISIS	0.067808	2	0.9667
All	48.97659	10	0.0000

Dependent variable: CRISIS

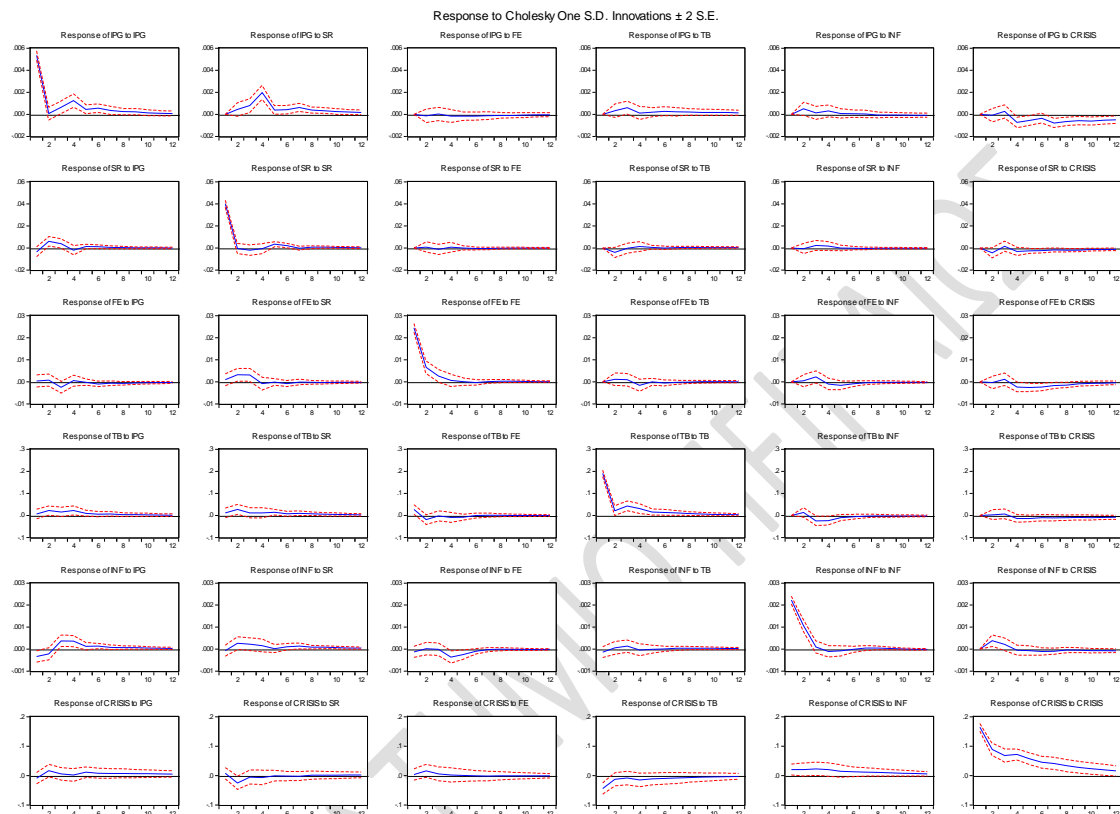
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPG	2.151484	2	0.3410
SR	3.614037	2	0.1641
FE	4.077406	2	0.1302
TB	3.711894	2	0.1563
INF	0.220455	2	0.8956
All	12.61688	10	0.2459

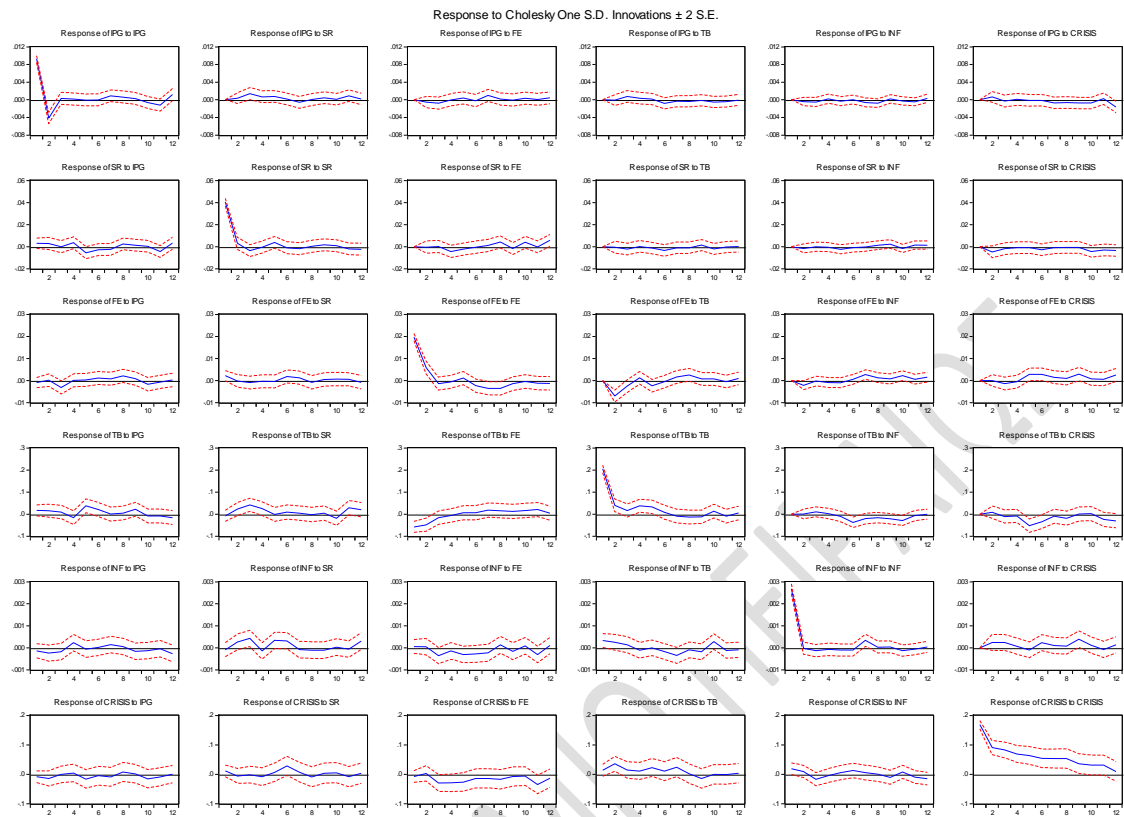
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

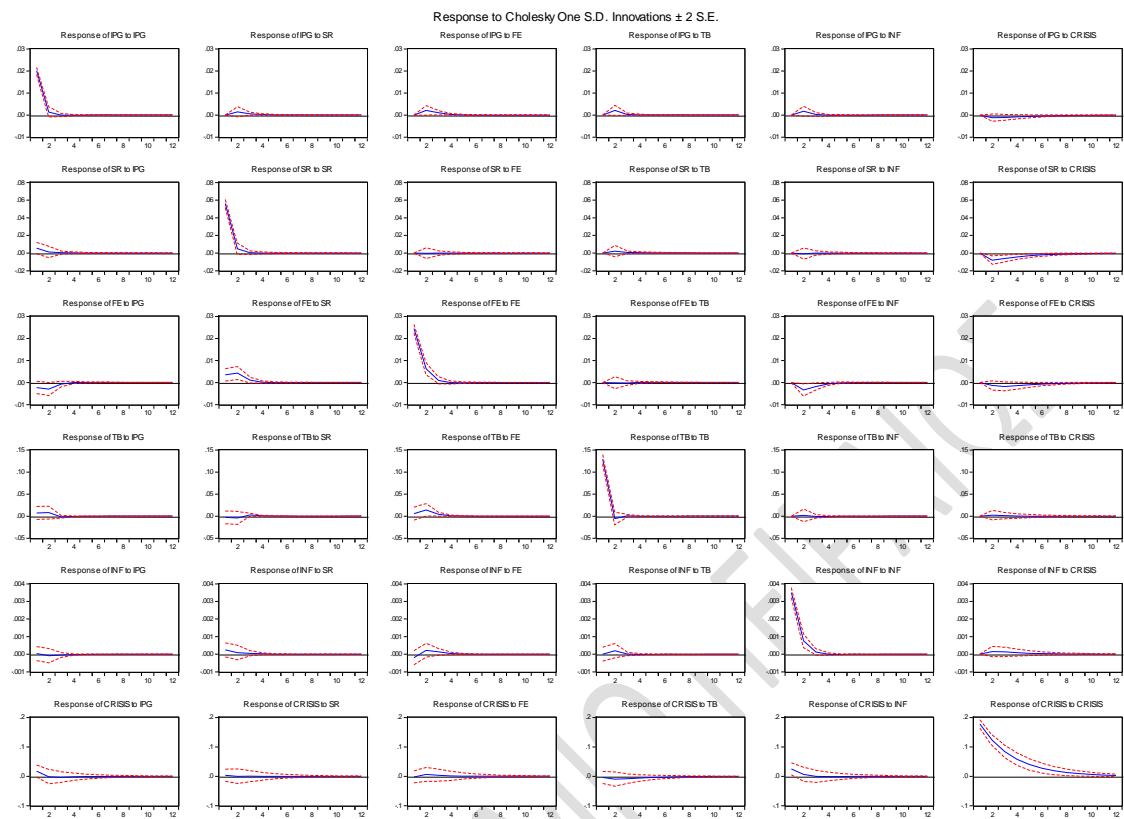
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΣΥΝΑΡΤΗΣΕΩΝ ΑΙΦΝΙΔΙΩΝ ΑΝΤΙΔΡΑΣΕΩΝ

Η.Π.Α.

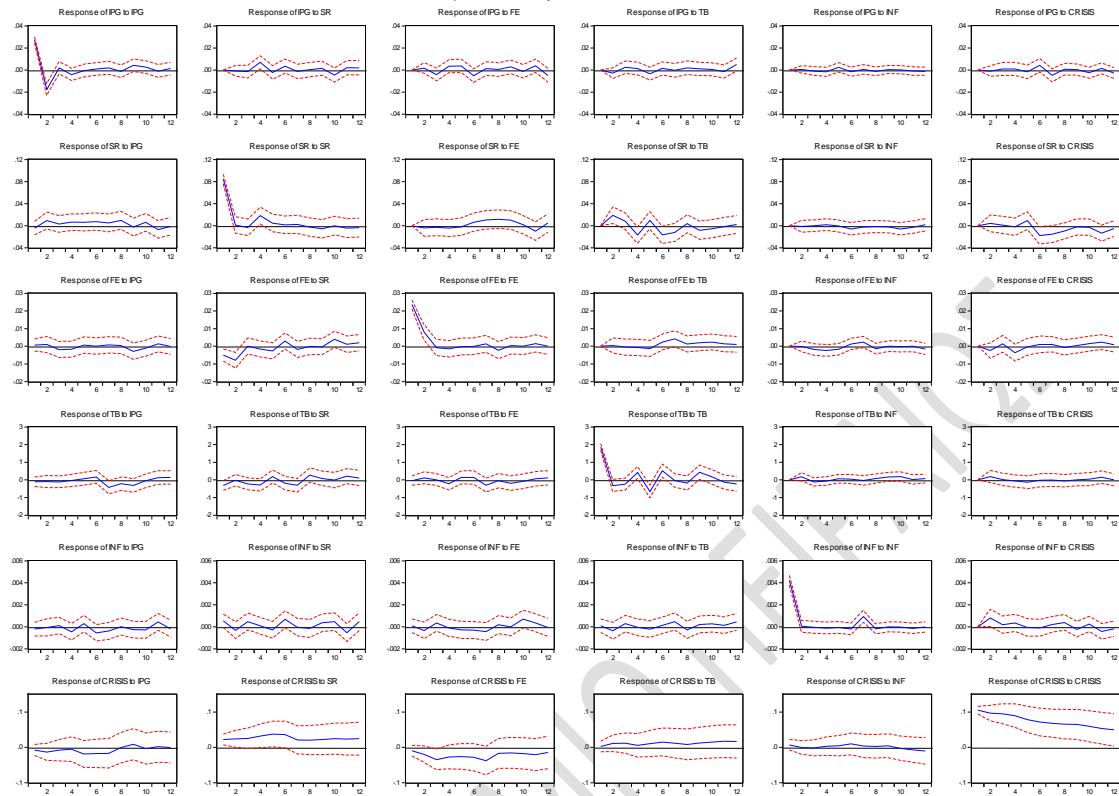


ΑΓΓΛΙΑ

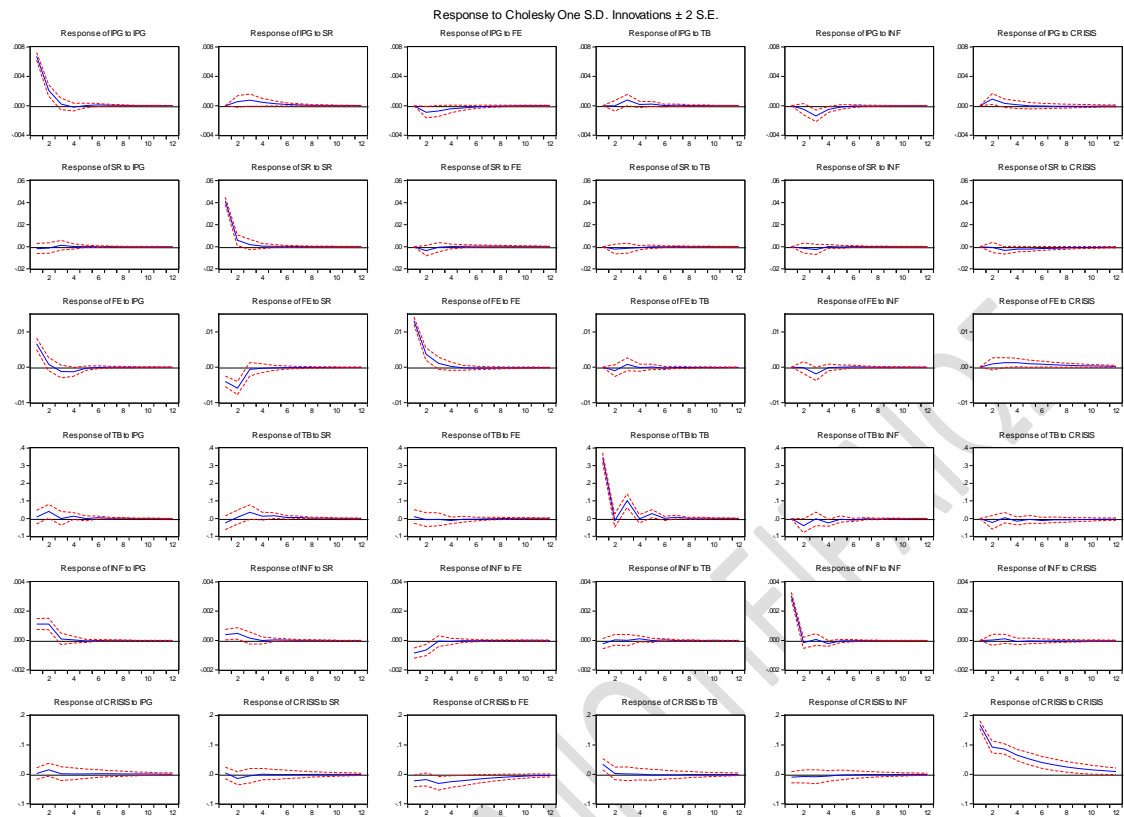
ΙΑΠΩΝΙΑ



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



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΝ ΠΑΤΡΩΝ

ΚΑΝΑΔΑΣ

Βιβλιογραφία

Agiakloglou, C. and Newbold, P. (1992), 'Empirical Evidence on Dickey – Fuller- type Tests', *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 13, No 6, pp. 471-483

Amarasinghe A.A.M.D. (2016), 'A study on the impact of industrial production index (IPI) to beverage, food and tobacco sector index with special reference to Colombo stock Exchange', *Procedia Food Science*, No 6, pp. 275-278

Box, E. P. G. and Jenkins, M. G. (1970) *Time Series Analysis forecasting and control*, Holden- Day, San Francisco

Caporale Guglielmo Maria, Pittis Nikitas, Spagnolo Nicola (2002), 'Testing for Causality-in-Variance: An Application to the East Asian Markets', *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 7, pp. 235-245

Chen, N.-F., Roll, R., Ross S. A. (1986), 'Economic Forces and the Stock Market', *The Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403

Cheung Yin-Wong, Ng Lilian K. (1998), 'International evidence on the stock market and aggregate economic activity', *Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, pp. 281-296

Christiano J. L. (2012) 'Christopher A. Sims and Vector Autoregressions', *Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 1082-1104

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981), 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072

Dickey, D. A. & Said, S. E. (1984), 'Testing for unit roots in autoregressive- moving average of unknown order', *Biometrika*, Vol. 71, pp. 599-607

Filis George (2009), 'The relationship between stock market, CPI and industrial production in Greece and the impact of oil prices: Are any new findings emerging from the examination of their cyclical components, using recent data?', *International Conference on Applied Economics*, pp. 163-176

Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974), 'Spurious regressions in econometrics', *The Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-120

Kanas Angelos (2000), 'Volatility Spillovers between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence', *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 27 (3) & (4), pp. 447-467

Kanas Angelos (2002), 'Is exchange rate volatility influenced by stock return volatility? Evidence from the US, the UK and Japan', *Applied Economic Letters*, Vol. 9, pp. 501-503

Mukherjee Tarun K. and Naka Atsuyuki (1995), 'Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and The Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model', *The Journal of Financial Research*, Vol. XVIII, No. 2, pp. 223-237

Nieh Chien-Chung, Lee Cheng-Few (2001), 'Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, pp. 477-490

Phillips P.C.B., Perron, P., (1988), 'Testing for unit root in time series regression', *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346

Quarid Muhammed (2012), 'The Effect of Macroeconomics Variables On Stock Returns on Dhaka Stock Exchange', *International Journal of Economics and Finance Issues*, Vol. 2, No 4, pp. 480-487

Rigobon Roberto, Sack Brian (2004) 'The Impact of Monetary Policy on Asset Prices', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, pp. 1553-1575

Ross, Stephen A. (1976) 'The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing', *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 341-360

Sims, C.A. (1980), 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48

Smith, C. E. (1992), 'Stock Markets and the Exchange Rate' A Multi-Country Approach, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 14, No 4, pp. 607-629.

Tsagkanos Athanasios, Siriopoulos Costas (2015), 'Stock markets and industrial production in north and south of Euro-zone: Asymmetric effects via threshold cointegration approach', *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 12, pp. 162-172

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ